

論 文

生活満足度・生活習慣病・所得の関係性

—パネルVARモデルによる分析—

佐 川 和 彦

I はじめに

所得が高く、物質的に豊かな国に暮らす人々は、みな幸福なのだろうか。そして、所得がさらに増加し続けるならば、人々の幸福度もそれに比例して上昇し続けるのであろうか。Easterlin (1974) は、所得と幸福との間の関係について実証分析を行った。その結果、一国内の比較データからは所得と幸福にプラスの相関があることを見出したが、国際比較データと一国の時系列データからは明白な関係を見出すことができなかった。このように、当然あるはずの（そのように考えられてきた）所得と幸福との間の関係があいまいになることをイースタリン・パラドックスという。この問題を解明することは、「幸福の経済学」におけるもっとも重要な研究テーマの一つとなっている。

幸福と健康との関係については、Subramanian, Kim and Kawachi (2005) の研究がある。彼らは、アメリカ合衆国の個人と地域を対象として多重レベル分析を行った。そして、個人レベルでの主観的な健康状態の悪さと不幸の度合いについてはプラスの相関があるが、地域レベルではそのような関係がさらに強くなるという結論を導き出した。また、Pierewan and Tampubolon (2015) は、欧州の47カ国のデータを用いて実証分析を行った。そして、幸福と健康の決定要因は同じであること、個人、地域、国レベルで幸福と健康とはプラスの相関があることを見出した。

Oshio and Kobayashi (2010) は、日本を対象として、地域の所得格差が個人レベルの幸福や主観的健康とどのように関連しているかについて検証を行った。そして、所得格差が大きい地域で暮らしている人は、他の要因をコントロールし、幸福と主観的健康との間の相関を考慮に入れた後でも、不幸かつ不健康であると答える傾向があることを見出した。

さて、以上のように、幸福・健康・所得については、さまざまな切り口で研究がなされてきた。幸福になること、健康であること、所得を得て豊かになることは、人々にとって最大の関心事であるといつてよいだろう。しかしながら、それぞれの関係性については、因果性の方向、場合によってはフィード・バックがあるかどうかも含めて、すべてが明確になっているとはいえないであろう。そうすると、あえて特定の理論仮説にとらわれすぎないようにして、シンプルにデータから因果関係を導き出す方法をとることこそ、大きな意味があると考える。ゆえに、本研究では、できる限り白紙の状態に立ち戻って、大きな研究テーマに挑むことにしたのである。

II 分析方法およびデータ

本研究では、日本の地域別の年次データ（2006年から2017年までの12年分）を使用することにより、パネルVARモデルによる分析を行うことにした。変数については、以下の通りである。

生活満足度は、現在の生活に対する満足度を尋ねられた質問に対して、「満足している」あるいは「まあ満足している」と回答した人の割合（%）である。生活満足度のデータは地域単位で集計されたものである¹。人々が生活満足度

1 内閣府の「国民生活に関する世論調査」における地域ブロックの定義は以下の通りである。

北海道ブロック：北海道

東北ブロック：青森県、岩手県、宮城県、秋田県、山形県、福島県

北関東ブロック：茨城県、栃木県、群馬県

南関東ブロック：埼玉県、千葉県、東京都、神奈川県

北陸ブロック：新潟県、富山県、石川県、福井県

東山ブロック：山梨県、長野県、岐阜県

東海ブロック：静岡県、愛知県、三重県

近畿ブロック：滋賀県、京都府、大阪府、兵庫県、奈良県、和歌山県

中国ブロック：鳥取県、島根県、岡山県、広島県、山口県

四国ブロック：徳島県、香川県、愛媛県、高知県

北九州ブロック：福岡県、佐賀県、長崎県、大分県

南九州ブロック：熊本県、宮崎県、鹿児島県、沖縄県

について質問された場合、幸福感のみならず、まわりの生活環境も含めて回答する可能性があるという指摘がある²。この点、厳密には幸福一般についての回答と同一に扱うことはできないかもしれない。しかし、幸福についての調査データが継続してえられない場合には、生活満足度を幸福の代理変数にとらえても大きな問題は生じないと考える。健康状態の指標としては、データの入手可能性を考慮して、平均寿命ではなく、死亡率を用いた。生活満足度との因果関係において、フィード・バックが存在する可能性があるため、全死因についての死亡率ではなく、生活習慣病に限定することにした。もちろん、幸福感や生活環境が生活習慣とどのように関係するかはあいまいであり、生活習慣病との関係については何らかの仮説にもとづいているわけではない。具体的な変数としては、人口10万人当たり生活習慣病による死亡者数³(人)と人口10万人当たり糖尿病による死亡者数(人)を用いた。所得の指標としては、1人当たり実質県内総生産(千円)の対数値を用いた。生活習慣病の指標と所得の指標は都道府県別で集計されたデータであるが、生活満足度のデータに合わせて、地域単位で再集計した。

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⁴。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。

さて、パネルVARモデルによる推定を行うにあたり、データが定常であるかどうかを調べるためのパネル単位根検定を行わなければならない。本研究では、Breitung検定⁵を行った。トレンドを含むモデルと含まないモデル、それ

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
生活満足度 (%)	144	66.2	5.7	48.8	77.0
人口10万人当たり生活習慣病による死亡者数(人)	144	582.7	62.4	443.7	710.7
人口10万人当たり糖尿病による死亡者数(人)	144	12.0	1.5	8.6	15.9
1人当たり実質県内総生産(千円)	144	3,768	547	2,788	5,037
1人当たり実質県内総生産(千円, 対数値)	144	8.22	0.14	7.93	8.52

2 Graham (2012) 第1章を参照。

3 生活習慣病による死亡者数は、悪性新生物(腫瘍)、糖尿病、高血圧性疾患、心疾患(高血圧性を除く)、脳血管疾患による死亡者数の合算値である。

それぞれについて、階差なしと1階の階差をとった場合の検定を行った。Breitung検定における帰無仮説と対立仮説は次のようなものである。

帰無仮説：パネルデータが単位根を含む（データは非定常）。

対立仮説：パネルデータが定常である。

本研究のスタンスは、階差なしを出発点とするものの、トレンドを含むモデルと含まないモデルの両方で定常性の条件が満たされなければ、階差をとるというものである。表2は、生活満足度についての検定結果である。トレンドを含まないモデルでは階差なしでも帰無仮説は棄却されたが、トレンドを含むモデルでは棄却されなかった。1階の階差をとることによって、トレンドの有無にかかわらず、帰無仮説は棄却された。よって、1階の階差をとったデータを用いることにした。表3は、人口10万人当たり生活習慣病による死亡者数についての検定結果である。トレンドを含むモデルでは階差なしでも帰無仮説は棄却されたが、トレンドを含まないモデルでは棄却されなかった。1階の階差をとることによって、トレンドの有無にかかわらず、帰無仮説は棄却された。よって、1階の階差をとったデータを用いることにした。表4は、人口10万人

表2 パネル単位根検定（生活満足度）

	トレンドなし		トレンドあり	
	統計量	p値	統計量	p値
階差なし	-2.426	0.008	-0.877	0.190
1階の階差	-3.430	0.000	-2.865	0.002

注：Breitung検定を行った。

4 それぞれのデータの出所は、以下の通りである。

生活満足度については、内閣府「国民生活に関する世論調査」(<https://survey.gov-online.go.jp/index.html>)である。人口10万人当たり生活習慣病（あるいは糖尿病）による死亡者数については、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.e-stat.go.jp/regional-statistics/ssdsview>)である。1人当たり実質県内総生産については、内閣府「県民経済計算（平成18年度—平成29年度）（2008SNA，平成23年基準計数）」(https://www.esri.cao.go.jp/jp/sna/sonota/kenmin/kenmin_top.html)である。

5 パネル単位根検定の中で、Breitung検定については、Baltagi (2008) 第12章を参照した。

生活満足度・生活習慣病・所得の関係性

表3 パネル単位根検定（人口10万人当たり生活習慣病による死亡者数）

	トレンドなし		トレンドあり	
	統計量	p値	統計量	p値
階差なし	4.067	1.000	-2.215	0.013
1階の階差	-6.325	0.000	-4.719	0.000

注：Breitung検定を行った。

表4 パネル単位根検定（人口10万人当たり糖尿病による死亡者数）

	トレンドなし		トレンドあり	
	統計量	p値	統計量	p値
階差なし	-2.855	0.002	-1.595	0.055
1階の階差	-4.534	0.000	-2.764	0.003

注：Breitung検定を行った。

表5 パネル単位根検定（1人当たり実質県内総生産・対数値）

	トレンドなし		トレンドあり	
	統計量	p値	統計量	p値
階差なし	0.181	0.572	0.382	0.649
1階の階差	-6.318	0.000	-5.183	0.000

注：Breitung検定を行った。

当たり糖尿病による死亡者数についての検定結果である。トレンドを含まないモデルでは階差なしでも帰無仮説が棄却された。トレンドを含むモデルではp値が0.055であり、5%水準で棄却されなかった。ここでは、慎重に1階の階差をとることにした。1階の階差をとることによって、トレンドの有無にかかわらず、帰無仮説は棄却された。よって、1階の階差をとったデータを用いることにした。表5は、1人当たり実質県内総生産・対数値についての検定結果である。階差なしでは、トレンドの有無にかかわらず、帰無仮説は棄却されなかった。1階の階差をとることによって、トレンドの有無にかかわらず、帰無仮説は棄却された。よって、1階の階差をとったデータを用いることにした。

Ⅲ 結 果

本研究では、パネル単位根検定の結果をうけて、すべての変数に1階の階差をとることによって、パネルVARモデルの推定⁶を行った。推定方法は、GMMである。サンプル数の大きさを考慮に入れて、パネルVARモデルのラグは1とした。変数として人口10万人当たり生活習慣病による死亡者数(合算値)を入れた推定結果は、表6に示した。生活満足度と人口10万人当たり生活習慣病による死亡者数は、自身の1期前の値の影響を受けているものの、他の変数の影響は受けていないことがわかった。一方、ln1人当たり実質県内総生産については、自身の1期前の値の影響は受けていないが、生活満足度からは有意にプラス、そして人口10万人当たり生活習慣病による死亡者数からは有意にマイナスの影響を受けていることがわかった。

表6の推定結果にもとづいて、パネルVAR-Granger因果性検定を行った結果は表7に示した。この検定における帰無仮説と対立仮説は次のようなもので

表6 推定結果 (生活習慣病)

	パラメータ	p値
方程式：生活満足度		
生活満足度 (-1)	-0.210	0.040
人口10万人当たり生活習慣病による死亡者数 (-1)	-0.057	0.232
ln1人当たり実質県内総生産 (-1)	-1.235	0.933
方程式：人口10万人当たり生活習慣病による死亡者数		
生活満足度 (-1)	0.005	0.981
人口10万人当たり生活習慣病による死亡者数 (-1)	-0.224	0.038
ln1人当たり実質県内総生産 (-1)	12.586	0.755
方程式：ln1人当たり実質県内総生産		
生活満足度 (-1)	0.002	0.012
人口10万人当たり生活習慣病による死亡者数 (-1)	-0.001	0.007
ln1人当たり実質県内総生産 (-1)	-0.057	0.654

注：すべての変数は、1階の階差をとっている。

6 StataによるパネルVARモデルの推定方法については、Abrigo and Love (2016) を参照した。

表7 パネルVAR-Granger因果性検定（生活習慣病）

	検定統計量	p値
方程式：生活満足度		
人口10万人当たり生活習慣病による死亡者数	1.427	0.232
ln 1人当たり実質県内総生産	0.007	0.933
ALL	1.437	0.487
方程式：人口10万人当たり生活習慣病による死亡者数		
生活満足度	0.001	0.981
ln 1人当たり実質県内総生産	0.098	0.755
ALL	0.109	0.947
方程式：ln 1人当たり実質県内総生産		
生活満足度	6.318	0.012
人口10万人当たり生活習慣病による死亡者数	7.275	0.007
ALL	11.314	0.003

注：すべての変数は、1階の階差をとっている。

ある。

帰無仮説：Grangerの意味で因果関係がない。

対立仮説：Grangerの意味で因果関係がある。

本研究では1次のラグを選択したため、因果性検定におけるそれぞれ対応する変数のp値は、推定結果のものと一致している。方程式：ln 1人当たり実質県内総生産においては、生活満足度と人口10万人当たり生活習慣病による死亡者数が同時に影響を与えていることが確認できた。

次に、変数として人口10万人当たり糖尿病による死亡者数⁷を入れた推定結果は、表8に示した。生活満足度については、人口10万人当たり糖尿病による死亡者数からマイナスの影響（5%の有意水準では有意ではなかったが、p値は0.059であった）を受けていることがわかった。人口10万人当たり糖尿病による死亡者数については、生活満足度からマイナスの影響（これも5%の有意水準で有意ではなかったが、p値は0.081であった）を受けていることがわかった。ln 1人当たり実質県内総生産については、生活満足度から有意にプラス、

7 糖尿病以外の生活習慣病についても推定を試みたが、糖尿病よりも良好な結果はえられなかった。

表8 推定結果 (糖尿病)

	パラメータ	p値
方程式：生活満足度 生活満足度 (-1)	-0.213	0.038
人口10万人当たり糖尿病による死亡者数 (-1)	-1.246	0.059
ln 1人当たり実質県内総生産 (-1)	-4.471	0.761
方程式：人口10万人当たり糖尿病による死亡者数 生活満足度 (-1)	-0.026	0.081
人口10万人当たり糖尿病による死亡者数 (-1)	-0.196	0.058
ln 1人当たり実質県内総生産 (-1)	1.786	0.441
方程式：ln 1人当たり実質県内総生産 生活満足度 (-1)	0.001	0.024
人口10万人当たり糖尿病による死亡者数 (-1)	-0.008	0.040
ln 1人当たり実質県内総生産 (-1)	-0.102	0.464

注：すべての変数は、1階の階差をとっている。

表9 パネルVAR-Granger因果性検定 (糖尿病)

	検定統計量	p値
方程式：生活満足度 人口10万人当たり糖尿病による死亡者数 ln 1人当たり実質県内総生産 ALL	3.555 0.093 3.798	0.059 0.761 0.150
方程式：人口10万人当たり糖尿病による死亡者数 生活満足度 ln 1人当たり実質県内総生産 ALL	3.042 0.594 3.374	0.081 0.441 0.185
方程式：ln 1人当たり実質県内総生産 生活満足度 人口10万人当たり糖尿病による死亡者数 ALL	5.120 4.212 7.953	0.024 0.040 0.019

注：すべての変数は、1階の階差をとっている。

そして人口10万人当たり糖尿病による死亡者数からは有意にマイナスの影響を受けていることがわかった。

表8の推定結果にもとづいて、パネルVAR-Granger因果性検定を行った結果は表9に示した。この表でも、因果性検定におけるそれぞれ対応する変数の

p 値は、推定結果のものと一致している。方程式：ln 1人当たり実質県内総生産においては、生活満足度と人口10万人当たり糖尿病による死亡者数が同時に影響を与えていることが確認できた。

IV 考 察

生活満足度を中心とする3変量のパネルVARモデルの推定を行い、それぞれの関係性を探るのが本研究の目的であった。分析の出発点においては、あえて特定の理論仮説を前提とせず、データから因果関係を導き出すことにした。そもそも、生活満足度と所得の間にはイースタリン・パラドックスのような問題がある。さらに、これ以外の関係についても、因果関係の有無、その方向については検討の余地がある。

まず、変数として人口当たりの生活習慣病による死亡者数を入れた推定結果について考察する。所得が生活満足度から有意にプラスの影響を受けていることについては、解釈が難しい。因果の向きが逆であれば、イースタリン・パラドックスを否定する材料となり、解釈は容易であった。とはいうものの、データからえられた結果に忠実に解釈を加えるとすれば、次のようになる。すなわち、生活満足度が高い地域（時期）においては、労働意欲が旺盛な人が多く、生産の効率が上がることによって、生産量が拡大したのである。一方、方程式：生活満足度の結果からわかる通り、所得から生活満足度への因果関係はなく、イースタリン・パラドックスが当てはまることとなった。所得が人口当たりの生活習慣病による死亡者数から有意にマイナスの影響を受けていることについては、生産活動において働き手の健康状態（とくに生活習慣病）が重要であることを意味している。

次に、変数として人口当たりの糖尿病による死亡者数を入れた推定結果について考察する。データからは、人口当たりの糖尿病による死亡者数が増加（減少）すると、生活満足度が低下（上昇）することが確認できた。この結果自体は、健康状態に対するごく自然な感情の反応と理解できる。しかしながら、なぜ糖尿病にだけ反応するのかという点は、説明が難しい。今後さらに研究を進めていく必要があると考えている。一方、データからは、生活満足度が低下（上昇）すると、人口当たりの糖尿病による死亡者数が増加（減少）することが確認できた。生活満足度がどのように糖尿病に関連するかを解明することは

経済学の領域を超えている。医学での解明を待つしかない。データ上はフィード・バックの関係が存在することがわかったのである。生活満足度と所得、人口当たりの糖尿病による死亡者数と所得との関係については、生活習慣病のケースと同じであった。

さて、本研究の特徴は人々の幸福を決める要因を探るだけではなく、逆方向の因果関係、すなわち、幸福感がそれぞれの要因に与える影響が存在する可能性も考慮に入れて分析を行ったことである。一部ではあるが、フィード・バックの関係を明らかにすることもできた。しかしながら、これが完成形ではない。今回は、幸福の指標については、政府が調査し、公表しているデータを使用した。そのため、時系列と横断面の両方で、データ上の制約が課されることとなった。また、死亡率については、年ごとに年齢調整されたデータはないため、未調整のデータを使用することになった。日本を対象とした分析を続けていく上では、これらの課題への対処が必要である。

参考文献

- Abrego, M.R.M. and I. Love (2016) “Estimation of Panel Vector Autoregression in Stata,” *The Stata Journal*, Vol. 16(3), pp. 778–804.
- Baltagi, B.H. (2008) *Econometric Analysis of Panel Data, Fourth edition*, John Wiley & Sons.
- Easterlin, R.A. (1974) “Does Economic Growth Improve the Human Lot? Some Empirical Evidence,” in P.A. David and M.W. Reder, eds., *Nations and Households in Economic Growth*, New York: Academic Press, pp. 89–125.
- Graham, C. (2012) *The Pursuit of Happiness: An Economy of Well-Being*, The Brookings Institution Press. (多田洋介訳『幸福の経済学—人々を豊かにするものは何か—』日本経済新聞出版社, 2013年)
- Oshio, T. and M. Kobayashi (2010) “Income Inequality, Perceived Happiness, and Self-Rated Health: Evidence from Nationwide Surveys in Japan,” *Social Science & Medicine*, Vol. 70(9), pp. 1358–1366.
- Pierewan, A.C. and G. Tampubolon (2015) “Happiness and Health in Europe: A Multivariate Multilevel Model,” *Applied Research Quality Life*, Vol. 10, pp. 237–252.
- Subramanian, S.V., D. Kim and I. Kawachi (2005) “Covariation in the Socioeconomic

生活満足度・生活習慣病・所得の関係性

Determinants of Self Rated Health and Happiness: A Multivariate Multilevel Analysis of Individuals and Communities in the USA," *Journal of Epidemiology & Community Health*, Vol. 59, pp. 664-669.