

研究ノート

高齢者の主観的健康状態に関するパネルデータ分析
—配偶状態の影響の検討—筒井 淳也ⁱ

高齢期を過ごす人の割合が増えているなかで、高齢者の健康に対する関心も高まっている。本研究は、マイクロパネルデータを用いて、高齢者の配偶状態の変化が主観的健康におよぼす影響、および有配偶であることの健康への影響の男女差を明らかにすることを目的としている。NFRJ-08Panel データを用いて固定効果推定を行った結果、主に下記のことになった。すなわち、55歳以上の高齢女性について、観察時点の2期（2年）前における夫との死別が本人の健康状態を有意に向上させていることである。男性についても、1期前からの有配偶から死別への移行において同様の効果が検出されたが、効果の大きさは女性ほどではなかった。重い家族介護の負担からの解放が配偶者の健康状態を向上させている可能性が示唆される。ただ、今回のデータでは配偶状態の移行について十分な観察数を確保できなかったため、より大規模な標本に対して長期の観察を行ったパネルデータによる追試が望まれる。

キーワード：主観的健康、高齢期、配偶状態、パネルデータ分析

1 問題設定と社会背景

この研究は、日本社会を対象に、次のような問いに対してパネルデータの分析を通じて一定の答えを得ることを目的としている。ひとつめの問いは、「高齢期の配偶状態の変化は健康に影響を及ぼすか？」ということである。次の問いは「有配偶であることの健康への効果に男女差はあるか？」ということである。

配偶状態と健康との関連性に着目することの背景には、日本における配偶状態の不安定化がある。離婚率は高度経済成長期から安定成長期（1960～1970年代）では1.0～1.5周辺で推移していたのが、2000年以降は3.5前後で推移している。男性だと離婚率

が最も高いのは30歳台である。それに比べれば壮年・高齢者層の離婚率は低いが、それでも以前よりは高い傾向にある。図1に示したように、日本の壮年層・高齢層における離婚率は1960～70年代を底として少なくとも半世紀にわたって増加傾向が続いている。

もう一つの背景が世帯構成の変化である。図2にあるように、65歳以上の者の家族形態において子ども夫婦との同居は減少傾向が続いており、2010年の時点で最も多いのは夫婦のみ世帯である。単独世帯の構成割合も増加傾向にある。夫婦のみ世帯から離別あるいは死別により単独世帯になるケースが多いと思われるが、医療の高度化によって死亡率が減り、死別経験の遅延が生じていることを考えると、前期高齢者における離別による単独世帯化と、後期高齢者における死別による単独世帯化がケースとして目立ってくる可能性がある。

i 立命館大学産業社会学部教授

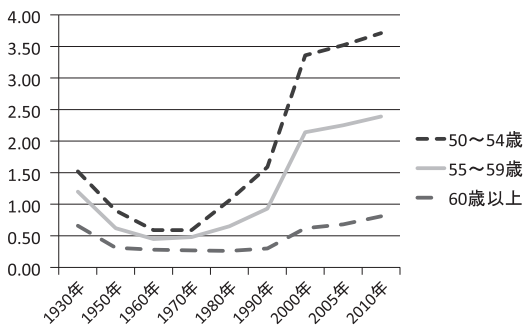


図1 壮年・高齢層の粗離婚率の推移(人口千対、夫の数値。国立社会保障・人口問題研究所『人口統計資料集2013年版』VI. 結婚・離婚・配偶関係別人口, 表6-8より筆者作成。)

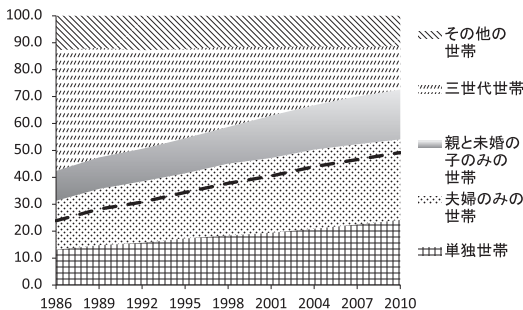


図2 家族形態別にみた65歳以上の者の構成割合の年次推移(破線は65歳以上の者のみの世帯の全体世帯数に占める割合。『平成22年国民生活基礎調査』より筆者作成。)

いうまでもなく、高齢者にとって健康を損ねることは深刻なリスクである。『高齢社会白書(平成25年版)』によれば、65歳以上の高齢者の約半数が有訴者(健康上の自覚症状を持っている者)であった。また、健康寿命は延びているが、平均寿命に比べれば延びが小さい。要介護者の数は急速に増加している(要支援を含めて2010年度で推計4千9百万人である)。

このような家族関係の変化と健康リスク状態において、配偶者喪失を健康へのリスクファクターのひとつとしてみることにそれなりの意義がある。高齢者でなくとも配偶関係に対して直接政策介入することは非現実であるが、離婚や死別が健康リスクに

結びつきやすいのならば、配偶関係の変化に際しての特段の政策措置が必要になるだろう。

他方で、配偶者がいることによる健康への影響について考えると、そこに男女の非対称性がある可能性が指摘できる。有配偶から無配偶に変化することが健康状態に与えるマイナスの影響としては、所得減少、メンタルサポートによる間接的な健康向上効果の喪失、生活の質(バランスの良い食事や身の回りの世話)の低下などが考えられる。所得に関しては、稼ぎ手が雇用されている場合などは特に男性から女性への家庭内移転のケースが多いだろう。他方でメンタルケアや生活の質については、女性から男性へのサービス提供のほうが一般的である。

逆に配偶者の喪失が健康状態にプラスに影響するメカニズムも考えることができる。不満足な配偶関係からの離脱によるメンタル状態の改善、配偶者に対するケアワークからの解放などがありうるだろう。このようなマイナスの影響についても、男女による違いがある可能性がある。

2 先行研究

健康については、経済格差との関連研究が2000年前後からのひとつのトレンドになっている(小塩2009; Kawachi & Kondo 2010)。日本は1961年の国民健康保険法の改正により「国民皆保険」に到達したが、各種健康保険制度の財政が悪化する中で何度重なる改訂により自己負担額は増加傾向にある。国の医療費は2012年時点ですでに38兆円を超えており、こちらも増加傾向が続いている。特に70歳以上の高齢者の医療コストは全体の半分ほどを占めており、当面の間寛容な方向に進む兆しは皆無である。高齢者の経済格差が拡大すれば、それが健康格差に直結することは自明である。

労働経済学分野では、健康状態と労働力参加との関係の研究がより盛んになされてきた。国民皆保険の制度化にありつつも、日本の傷病社会保障は一部ヨーロッパ諸国ほど発達しておらず、傷病による

就業中断は貧困状態への転落の大きな要因になっている。最近の研究例として、三大疾病罹患経験が労働参加に及ぼす影響についての濱秋純哉・野口晴子(2010)の研究などがある。他方で長時間労働が慢性化している日本の雇用環境では、過酷な労働と健康状態は相互に影響を及ぼしあうとみられる。就労が健康に及ぼす影響については、H. Ishida (2011) 等がある。

本研究のテーマである配偶状態と健康との関連性については、日本においてそれを直接検討した研究は多くない。桂敏樹ほか(1996)によれば、高齢者において健康と配偶者との離別・死別は幸福度に影響するが、これは配偶状態と健康の関連についての直接的な検証ではない。菅万里(2007)によれば、女性については所得格差による医療サービス受診・健康度の格差はみられなかったが、有配偶女性は無配偶女性と比べて多く外来受診する傾向があったという。

3 分析

以上を踏まえ、本研究では配偶状態が健康に及ぼす影響についての直接的な検討を行う。

データは「全国家族調査パネルスタディ (NFRJ-08Panel)」の結果を用いる。この調査は「第3回全国家族調査 (NFRJ08)」の回答者に対してフォローアップ調査を依頼し、応諾者に対して計4回の追跡調査を行ったものである。NFRJ08は日本に在住する28歳以上の男女を対象とした調査で、計画標本サイズ9,400人を層化二段無作為抽出によって選んでいる。実査は訪問留置法によって行われ、最終的な回収数は5,203人、回収率は55.35%であった。このうちパネル調査に応諾したのは1,879人(36.11%)であった。この時点でNFRJ-08Panelのスタート時の調査対象者はNFRJ08の計画標本の20%ほどになっている。NFRJ-08Panelは1999年(1月)に第1期の観察、以降1年おきに第5期(2013年3月)まで調査が行われた。その間の脱落も生じている。対

象者の属性については稲葉昭英(2010)、三輪哲(2012)、田中重人(2014)を参照してほしい。

被説明変数は主観的に報告された健康状態で、「あなたのこの1年間の健康状態は、おおむね、いかがでしたか」という質問への自記式の回答を用いる。回答はプリコードされており、選択肢は「たいへん良好」「まあ良好」「どちらともいえない」「やや悪い」「たいへん悪い」の5つである。回答は順序変数だが、今回は「たいへん良好」に4ポイント、以降段階が下がるに連れて1ポイント減らし、「たいへん悪い」を0ポイントとした上で間隔変数として扱う。

説明変数は配偶状態の変化である。有配偶から有配偶への移行をリファレンスカテゴリーとし、それと比べてときの有配偶から離別、有配偶から死別への移行の効果を推定する。その他の移行パターンについてもダミー変数として投入するが、離別から死別など、状況が考えにくいパターンは除外している。

その他の共変量について、メンタルヘルスの状態、子どもとの同居の有無、世帯所得を投入する。メンタルヘルスについては、CES-Dの11項目の合計スコアを用いる。回答の選択肢と割り当てポイントは、「まったくなかった」が0、「週に1~2回」が2、「週に3~4回」が4、「ほとんど毎日」が6である。

分析に用いた変数の基本統計量を表1に示す。被説明変数の主観的健康状態と、配偶状態についてはパネルデータ対応の度数分布表を掲載している(ただし実際の分析では各回答の未回答ならびに推定モデルの制約から、この表に掲載された観察結果の一部になる)。

パネル対応の度数分布表であるが、「全体度数」は観察(パーソンピリオド)全体を示している。「個人間度数」は、たとえば健康状態について観察期間中一回でも「たいへん悪い」と回答した人の数で、「個人内%」はそれが全体の人数(1,842人)に占める割合である。「個人内%」は、同じ例について、観察期間中一度でも「たいへん悪い」と回答した人の回答のうち、この選択肢が選ばれている割合

表1 基本統計量

健康状態 (n=1,842)					
	全体度数	全体%	個人間度数	個人間%	個人内%
たいへん悪い	145	1.82	107	5.81	32.76
やや悪い	860	10.82	511	27.74	39.27
どちらともいえない	1,270	15.97	726	39.41	40.65
やや良好	4,686	58.94	1,567	85.07	68.41
たいへん良好	990	12.45	505	27.42	47.36
計	7,951	100.00	3,416	185.45	53.92
婚姻状態 (n=1,841)					
	全体度数	全体%	個人間度数	個人間%	個人内%
有配偶	6,538	81.66	1,520	82.56	97.53
離別	445	5.56	137	7.44	82.47
死別	342	4.27	94	5.11	79.77
未婚	681	8.51	186	10.10	91.72
計	8,006	100.00	1,937	105.21	95.04
その他変数					
	全体度数	%			
男性	8,010	0.42			
年齢	8,008	52.45			
子ども同居	7,975	0.61			
メンタルヘルス	7,702	9.31			
世帯年収 (単位: 百万)	7,096	5.95			

を示す。数値は32.76%であるので、他の選択肢からの／への移行のケースがかなり多いことが伺われる。

健康状態については個人内の変動がかなり頻繁に観察されているが、配偶状態についてはこれがかなり小さい。観察期間中一度でも有配偶だった人は、ほとんどの期間（97.53%）やはり有配偶であった。このことから、移行の観察数がかなり少なく、誤差が大きくなることが予想できる。

最後に推定方法とモデルについてである。一期前(t-1期)から観察時点(t期)の健康状態の変化を、やはりt-1期からt期への配偶状態の変化によって説明する一階差分モデルを採用する。配偶状態については観察時点のものを、健康状態の質問は「現在」ではなく「ここ一年間」について尋ねているため、健康状態の変化がt時点の配偶状態に影響する可能

性（本人が健康を害したので配偶者と離別あるいは死別した、というケース）も存在する可能性は否定できない。ただ、理屈としては健康状態の変化がすぐに配偶状態に影響することは考えにくいので、調査時点の配偶状態が「ここ一年間」の健康状態の変化の結果である可能性は低いと想定できる。分析では、上記のt-1期からt期への配偶状態の変化の変数群を投入したモデルに加え、さらにt-2期からt-1期への配偶状態の変化を示した変数群を追加投入したモデルも推定する。

共変量のうち同居、所得、メンタルストレスはメインの説明変数の配偶状態の結果である可能性もある点にも留意が必要である。したがってこれらの変数については少なくとも一部は配偶状態の変化の効果を媒介するものである。

推定は性別と年齢層に分けて行った。年齢層は、

定年が開始されるおおよその年齢である55歳未満とそれ以上に分けた。観察された定年変数を用いてグループ分けするという方法もあるが、今回は定年が「みえてくる」年齢という意味合いを念頭に置き、一律55歳で分けてある。

4 推定結果

推定結果 (いずれもロバスト推定量を用いている) を表2と表3に示した (標準誤差を省いているが、完全な結果の表は著者に問い合わせれば入手可能である)。表2はt-1期からt期の配偶状態の変化の効果を示したもので、表3はこれにt-2期からt-1期への配偶状態の変化の変数を追加したものである。表3のモデルでは、健康状態の観察時点から2期(2年)前までの情報が必要になるため、利用できるデータのサイズが小さくなっているだけではなく、配偶状態の変化のパターンも限られたものになっている。

まずは主な関心の対象である有配偶の変化、つま

り有配偶状態から無配偶状態への移行をとらえたカテゴリー (有配偶→離別あるいは死別) についてみてみよう。

表2では54歳以下の男性については1期前の有配偶から観察時点の死別への移行が主観的健康に強めのマイナス効果を与えていることがわかる (主観的健康の標準偏差は0.89であるため、-1.95の低下はかなり大きな変化である)。また、同様の移行は55歳以上の男性については若干の(0.22の)プラスの効果を与えている。女性についてはいずれの年齢階層でも有意な効果が検出されていない。

t-2期からt-1期への配偶状態の移行を加えた表3の推定結果では、54歳以下の男性についてt-2期の有配偶状態からt-1期の無配偶状態への移行の大幅なプラス効果が検出された。55歳以上の男性においては、表2と同じく同様の移行 (t-1期からt期への有配偶から無配偶への変化) がやはり若干のプラス効果を示している。t-2期からt-1期への無配偶状態への移行については、55歳以上の女性において多少強めの効果が認められた。

表2 健康状態への婚姻状態 (一期前の婚姻状態から現在の婚姻状態への変化) の影響

	男性		女性	
	54歳未満	55歳以上	54歳未満	55歳以上
婚姻状態の変化 (t-1 → t)				
有配偶→有配偶	(ref)	(ref)	(ref)	(ref)
有配偶→離別	0.003	(omitted)	-0.516	(omitted)
有配偶→死別	-1.951 ***	0.216 **	-0.090	-0.399
離死別→有配偶	0.488	1.936 ***	-0.440	0.165 *
未婚→有配偶	0.236	(omitted)	0.399	(omitted)
離別→離別	0.099	0.000	0.082	-0.099
死別→死別	-0.003	-0.132	-0.065	0.012
未婚→未婚	0.164	-0.076	0.025	-0.270
子どもとの同居	0.100	0.009	0.000	-0.038
世帯年収	-0.016	0.015	0.014	0.000
メンタルヘルス	-0.014 ***	-0.015 ***	-0.013 ***	-0.012 **
切片	-0.082	0.004	-0.026	0.049
N	890	923	1,494	1,063
決定係数	0.040	0.027	0.028	0.024

注: * p<0.05; ** p<0.01; *** p<0.001

表3 健康状態への婚姻状態 (二期前の婚姻状態から一期前の婚姻状態への変化を追加) の影響

	男性		女性	
	54歳未満	55歳以上	54歳未満	55歳以上
婚姻状態の変化 (t-1 → t)				
有配偶→有配偶	(ref)	(ref)	(ref)	(ref)
有配偶→離別	-0.105	(omitted)	-0.634	(omitted)
有配偶→死別	(omitted)	0.201 *	-0.134	-0.463
離死別→有配偶	0.359	(omitted)	-0.013	0.263 ***
未婚→有配偶	0.149	(omitted)	0.614 *	(omitted)
離別→離別	-0.107	-1.043 ***	0.202	-0.537
死別→死別	-1.016 ***	-0.219	0.851 ***	-0.062
未婚→未婚	0.087	-1.020 ***	-0.037	-0.231
婚姻状態の変化 (t-2 → t-1)				
有配偶→有配偶	(ref)	(ref)	(ref)	(ref)
有配偶→離別	-0.470	(omitted)	0.589	(omitted)
有配偶→死別	1.912 ***	(omitted)	(omitted)	0.870 **
離死別→有配偶	-0.011	0.002	0.141	(omitted)
未婚→有配偶	-0.097	(omitted)	-0.377	(omitted)
離別→離別	(omitted)	0.922 ***	-0.028	0.310
死別→死別	(omitted)	(omitted)	(omitted)	(omitted)
未婚→未婚	(omitted)	1.002 ***	(omitted)	-0.044
子どもとの同居	-0.079	-0.006	-0.012	-0.138 *
世帯年収	-0.017	0.010	0.000	0.007
メンタルヘルス	-0.018 ***	-0.014 **	-0.013 ***	-0.015 ***
切片	0.060	-0.002	0.002	0.052
N	612	673	1,050	795
決定係数	0.066	0.025	0.033	0.057

注: * p<0.05; ** p<0.01; *** p<0.001

以上から、関心のある有配偶から無配偶への移行については、効果が検出されたのは有配偶から死別への移行についてのみで、たいていの場合プラスの効果であることがわかった。54歳以下の男性については、1期前については大幅にマイナス効果を持つが、その一年後(すなわち2期後)にはある程度回復していると見ることもできるかもしれない。

もう一方の方向への配偶状態の変化、つまり無配偶から有配偶への移行についてはどうだろうか。表2で有意な効果がみとめられたのは、55歳以上の男女における離死別から有配偶への移行で、いずれもプラス効果であるが、特に高齢期男性の主観的健康状態の向上にとって再婚が大きな効果を持っている

ことが示唆される。未婚から既婚への変化については、表3の54歳未満女性のt-1期からt期への移行について若干のプラス効果が認められた。

5 考察と課題

先程表1に触れながら述べたとおり、今回の分析につかったデータにおいては配偶状態の移行パターンについて非常に限られたケースしか含まれていなかった。このため、仮説検証には向いていないと思われる。つまり、特定の配偶状態への移行について有意な健康への効果が検出されなかった理由として、実質的に効果がなかったという判断を下す前に、誤

差が大きくなったためである可能性を考慮しなければならぬ。推定結果の表において係数が算出できなかったもの (omitted と表記) が多かったのは、該当するカテゴリーの移行が観察されなかったからである。

以上から、有意な効果があった場合に考察を絞ることにする。死別状態への移行については、2期前(まで)に移行を経験した55歳以上の女性において、主観的健康状態を向上させる効果が認められた。これは、女性にとって重い負担であった死別直前の配偶者のケアから解放されたことの効果なのかもしれない。同様のプラス効果(かなり弱い効果であるが)はt-1期から観察時点での男性においてもみられたが、これも配偶者ケアからの解放が関係しているのかもしれない。男女においてプラス効果のタイミングが異なるが、ここでは解釈しない。

今回のデータでは観察期間が5年と比較的短いため、個々人における比較的長期的な健康状態の推移の中に配偶状態を位置づけることはできなかった。このため本分析の結果から積極的に言えることは少ないが、55歳以上の男女において配偶者との死別から少なくとも1~2年後において健康状態の回復がみられた可能性ある。このことは、介護保険制度や育児・介護休業法などのプログラムの整備にもかかわらず、依然として家族介護に配偶者(特に女性)が思い負担を感じており、それが自身の健康状態にも及んでいる可能性を示唆している。

残された課題はいくつかあるが、何度か触れたように何よりもデータの制約が大きかった。有配偶から利子別への移行はデータ全体で45件観察されていたため、観察データの計量分析で利用するにはぎりぎりの数であるといえよう。また、パネルデータを利用した差分推定を行って個体効果によるバイアスはある程度除去できているとはいえ、一年おきの観察と比較的広範囲にわたる質問紙設計のため、因果メカニズムの解明は難しい。つまり、配偶状態の変化がどういった理由・経路で健康状態の変化に結び

ついているのかは、こういったデータから明らかにすることはできないだろう。より長期の観察を行ったパネルデータ(したがって配偶状態の変化をより多く観察できるデータ)による追試が必要である。

謝辞

NFRJ-08Panel データの使用にあたっては、日本家族社会学会全国家族調査委員会からの許可を得た。

参考文献

- 濱秋純哉・野口晴子, 2010, 「中高齢者の健康状態と労働参加」『日本労働研究雑誌』601: 5-24.
- 稲葉昭英, 2002, 「結婚とディストレス」『社会学評論』53(2): 214-229.
- , 2010, 「NFRJ08のデータ特性: 予備標本・回収率・有配偶率」『家族社会学研究』22(2): 226-231.
- Ishida, H., 2011, "Health and Inequality," *Demographic Change and Inequality in Japan*, Trans Pacific Press, 125-150.
- 桂敏樹・野尻雅美・中野正孝, 1996, 「地域住民の健康やかな老いに関する研究: 老年期の発達課題達成を阻害する要因」『日本健康医学会雑誌』5(1): 34-40.
- Kawachi, I. & K. Kondo, 2010, *Health Inequalities in Japan: An Empirical Study of Older People*, Trans Pacific Press.
- 三輪哲, 2012, 「NFRJ-08Panelにおける脱落とデータ調整」『家族社会学研究』24(1): 97-102.
- 小塩隆士, 2009, 「所得格差と健康: 日本における実証研究の展望と課題」『医療経済研究』21(2): 87-97.
- 菅万里, 2007, 「社会経済的階層による健康格差と老人保健制度の効果: 全国高齢者パネルを用いた試行的研究」『Discussion Paper (Center for Intergenerational Studies, Hitotsubashi University)』308: 1-29.
- 田中重人, 2014, 「NFRJ-08Panelの回収状況」『全国家族調査パネルスタディ (NFRJ-08Panel) 報告書』: pp. 24-6.

Research Note

A Panel Data Analysis of Subjective Health of the Elderly in Japan : Testing the Effects of Marital Status

TSUTSUI Junyaⁱ

Abstract : In Japan, an increasing number of people are spending a longer period of time in later life, and health conditions of aged people are attracting growing interest. This study explores the relationship between the health conditions of elderly people and their marital status through an analysis of micro panel data.

Keywords : subjective health, late life, marital relationship, panel data analysis

ⁱ Professor, Faculty of Social Sciences, Ritsumeikan University