

一人暮らし高齢者の婚姻歴と社会的孤立

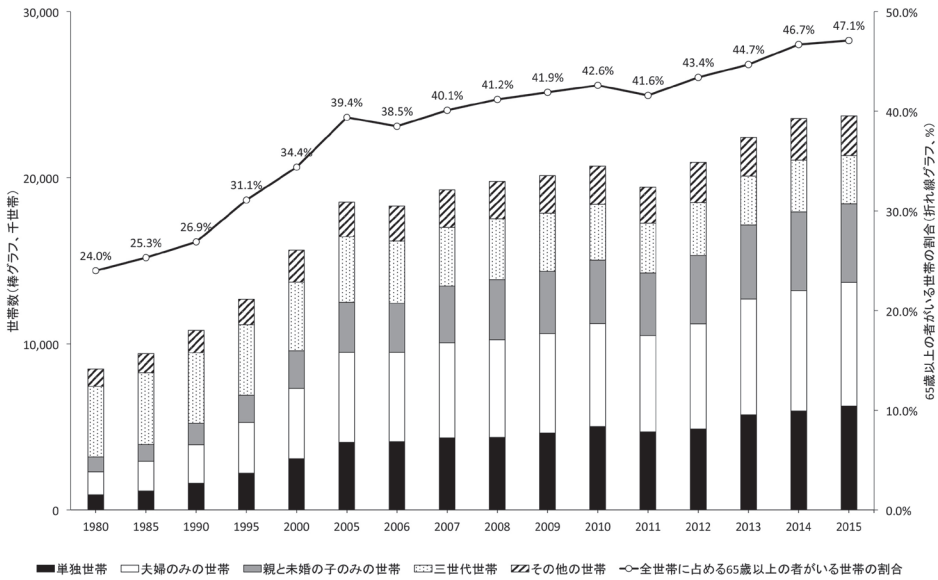
渡 邊 大 輔

1. 背景と目的

1.1 一人暮らし高齢者の急増と婚姻歴

日本において急速に進む高齢化は、世帯構成に大きな影響を及ぼしている。高齢者のいる世帯(高齢世帯)のうち、夫婦のみ世帯と一人暮らし世帯が9割を占めるヨーロッパに対して、日本では、2015年時点で一人暮らし世帯が26.3%、夫婦のみ世帯が31.5%と合計で半数を超えているもののヨーロッパに比べて小さい。だがこのような規模の小さい高齢世帯は急速に増えている。図1に示したように、一人暮らし世帯や夫婦のみ世帯がこの20年ほどで急速に増えていることがわかる。

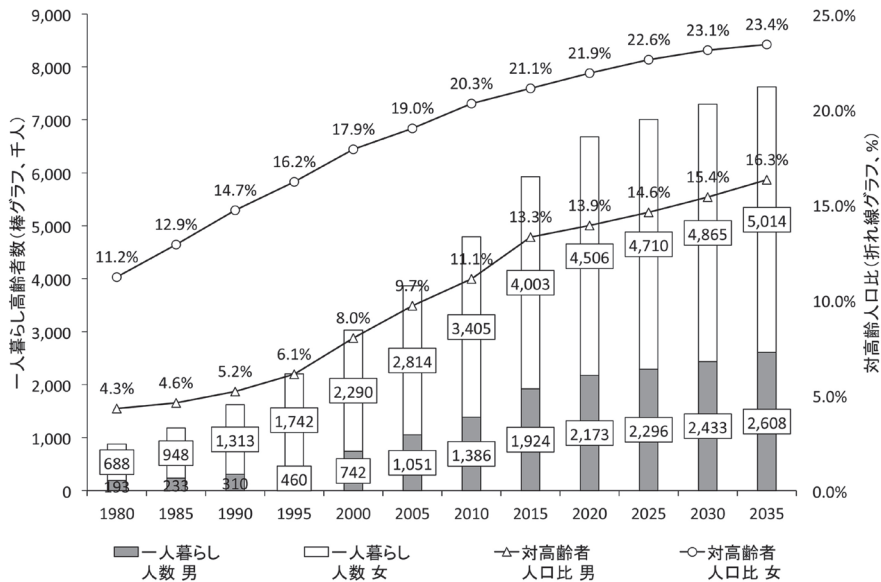
この一人暮らし高齢者は、図2に示したように7割が女性である。これは、女性の方が長寿であることによる影響である。高齢女性のうちの23.4%が一人暮らしであり、また男性についても16.3%が一人暮らしをしている。そしてこの数値は今後も確実に上昇していくことが推計されている。



※ 1995 年の数値は兵庫県を除いたもの、2011 年の数値は岩手県、宮城県及び福島県を除いたもの、2012 年の数値は福島県を除いたものである。

Source: 厚生省「厚生行政基礎調査」、厚生労働省「国民生活基礎調査」より作成

図 1 世帯構成別 65 歳以上の者のいる世帯数と全世帯に占める 65 歳以上の者がいる世帯の割合の推移 (1980 ~ 2015 年)



※ 「一人暮らし」とは、上記の調査・推計における「単独世帯」のことを指す。

Source: 総務省「厚生調査」、国立社会保障・人口問題研究所「日本の世帯数の将来推計 (平成 25 (2013) 年 1 月推計)」、「日本の将来推計人口 (平成 24 (2012) 年 1 月推計)」より作成

図 2 性別別、一人暮らし高齢者数と対高齢者人口比の推移 (1980 ~ 2015 年)

このような一人暮らし高齢者の急増については、この10年ほど「無縁社会化」や「孤独死」などといったキーワードとともに注目を集めるようになった（NHKスペシャル取材班・佐々木とく子 2007; NHK「無縁社会プロジェクト」取材班 2010; 藤森 2010）。また、政策的にも一人暮らし高齢者世帯は健康面や経済面でのリスクが大きいとされ、社会福祉においても社会政策においても問題とみなされている（藤森 2010）。

しかし、この問題は、近年になって急に指摘されるようになったわけではない。古くは1970年代前半にはすでに一人暮らし高齢者が今後増えることが指摘されている（上子 1972）。そして、高齢世帯の世帯構成の縮小は、1980年代以降に離脱理論や、タウンゼントらの社会的孤立の研究を踏まえ、家族や友人ネットワークからの孤立や孤独の問題として捉えられていく（樽川 1981）。

このネットワークのなかにおける個人という問題意識は、その後、様々な研究に通底する視点となる。たとえば、安達（1999）は質的調査の知見から一人暮らし高齢者にとって、家族・親族ネットワークや近隣ネットワークのなかで生きていくことが重要であることを示唆している。またこのような高齢期のネットワークはライフコース上で形成されていくものであり、とくに現在の高齢者のネットワークはジェンダー化され、職業や家族のキャリアから大きな影響を受けているといえる（藤崎 1999）。

このようなライフコース上での高齢期への影響を踏まえたとき、現在の高齢者の多くが結婚しており、同時に今まさにその前提条件が変容しつつある点に注目したい。50歳時点で未婚である人の比率を示す生涯未婚率は、1980年代までは男女ともに5%以下であり低位で安定していた。この数値は、1990年代に急上昇をはじめた。そして、この50歳から15歳を過ぎると高齢期に突入することを忘れてはならない。現在の高齢者のなかでも比較的年齢が若い層については、既婚後に離別や死別を通して一人暮らしになったのではなく、未婚のまま一人暮らしとなった人が少なからず存在していることを意味するのであり、このようなライフコース上の違いが現在の生活に及ぼす影響を考察する必要がある。また、2000年前後以降、離婚数も上昇するなかで、離別と死別という明らかに異なる経験によって一人暮らしとなることの違いも分析する必要があるだろう。

そこで本研究の目的は、一人暮らし高齢者の婚姻歴と社会的孤立との関連について分析することにある。具体的には、婚姻歴と健康やQOLに大きな影響を及ぼす社会的孤立との関連を分析し、今後より一層増加する一人暮らし高齢者への支援策を検証する上での基盤的知見を与えることを目指す。

1.2 RQと仮説

本研究のリサーチクエスチョン（RQ）は、以下のとおりである

RQ：一人暮らし高齢者の婚姻歴（未婚、離別、死別）の違いは孤立や健康に影響をもたらす。

このリサーチクエストは理論的なものというよりも探索的な問題意識から設定したものである。先行研究は、離別や未婚が女性の貧困（稲垣 2013）や社会的孤立（小林ほか 2011）などに影響を及ぼすことを示唆している。しかし先行研究の多くは、未婚と離死別の違いを分析しているものの、離別と死別の違いは扱っていない。本研究はとくに離別と死別というまったく異なる経験の違いの分析をおこなうことで、一人暮らし高齢者の婚姻歴がもたらす影響と、その変化について、高齢者政策の変化も踏まえつつ考察する。そこで、RQ を踏まえ以下のような作業仮説を立て、分析をおこなう。

仮説 1：一人暮らし高齢者の婚姻歴は、親族や友人への社会関係の維持に大きな影響をもたらすため、死別に比べて未婚者や離別者の方が孤立している。

仮説 2：一人暮らし高齢者の婚姻歴は、親族や友人への社会関係の維持に大きな影響をもたらすことで情報資源へのアクセスやストレス面に影響を与えるため、死別に比べて未婚者や離別者の方が孤立している。

仮説 3：一人暮らし高齢者の場合、健康状態への婚姻歴の影響は孤立の媒介効果によるものである。

仮説 4：2000 年に導入された介護保険や 2000 年代後半以降の地域包括ケアシステムの構築といった施策によって、一人暮らし高齢者の婚姻歴の孤立や健康への影響は弱まっている。

2. データと変数

2.1 データ

RQ を検証するためには、多変量解析に耐えうるだけの一人暮らし高齢者の調査データが必要となる。とくに婚姻歴を踏まえた分析をおこなうためには、婚姻歴が既婚でありかつ離婚した人も一定数必要となる。しかしながら既存の調査の多くは高齢者全体を対象としており、一人暮らし高齢者のみの分析をおこなうには一人暮らし高齢者のサンプルサイズが不十分となる。また、これまで一人暮らし高齢者を対象としたエリア限定の調査は研究者や自治体によるものが行われているが（斉藤ほか 2010; 武蔵野市 2014 など）、全国的な代表性がなく、日本社会全体の傾向を推定するには不十分である。さらに、斉藤らが指摘するように、住民基本台帳に一人暮らしと掲載されていても実際には一人暮らしではない高齢者も多く存在することから（斉藤ほか 2010）、郵送調査などでは本当に一人暮らしといえるのかどうか明らかにできないため、調査員による訪問面接調査を実施した調査データであることが望ましい。

そこで本研究では、一人暮らし高齢者を調査対象として設定し、かつ、全国規模の無作為抽出による社会調査データとして内閣府が 2002 年と 2014 年に行った「一人暮らし高齢者に関する意識

調査」の2次分析をおこなう。いずれも、全国の65歳以上の一人暮らしの男女を対象とした調査である。層化二段無作為抽出によって選定された計画標本3,000人、2,624人に対して調査員による訪問面接調査法をもちいて実施された。有効回収数と回収率は、2002年におこなわれた調査（以下、2002年調査）が1,941人、64.7%であり、2014年におこなわれた調査（以下、2014年調査）が1,480人、56.4%であった（内閣府2003;内閣府2015）。

この両調査の特徴は、一人暮らし高齢者のみを対象とした調査としてはサンプルサイズが大きく、また同一手法をもちいた調査であることから時系列の比較が可能であることである。しかし、世帯年収や学歴情報ないことから社会階層の側面からの分析をおこなうことが困難であること、2002年と2014年の2時点間の比較はできるものの、両調査間でワーディングが異なる設問が多く、比較における問題も大きい。それでもなお、一人暮らし世帯のみにフォーカスし、かつ、サンプルサイズが大きいことから数が少ないと想定される婚姻歴が離別の者の分析もできる点には大きなメリットがあることから、この調査分析をおこなうこととした。

なお本研究では両調査データをもちいるが、後述するように現在配偶者がいるが別居などが理由で一人暮らしであるものについては分析から除外している。

2.2 変数とモデル

本研究の従属変数は孤立と健康である。孤立については、2002年調査と2014年調査のいずれにおいても親族や友人との接触頻度を聞いているものの、それぞれ質問の構成やワーディングが異なっていた。具体的には2002年調査は親族（「お子さんや兄弟姉妹など親族の方」と表現）と友人との接触頻度をそれぞれ別の設問で質問しており、2014年調査では一つの質問として質問していた。また、頻度についても測定間隔が一部異なっていた。

そこで孤立については親族や友人のいずれとも週に1回以上連絡をしない人を「孤立」、親族や友人のいずれか、または双方と週に1回以上連絡をする人を「非孤立」とし、孤立の人を1とする孤立ダミーを作成した。

2つの目の従属変数である健康については、2002年調査と2014年調査においてやはりワーディングが異なっており、2002年調査では「あなたの現在の健康状態は、いかがですか」、2014年調査では「あなたの現在の身体的な健康状態は、いかがですか」と異なる設問となっていたが、比較のために同じものとみなした。この設問に「良い」「まあ良い」と答えたものを1、「普通」「あまり良くない」「良くない」と答えたものを0とした健康ダミーを作成した。

独立変数は婚姻歴となる。婚姻歴の測定も2002年調査と2014年調査でワーディングが若干異なっている。基本的な項目はほぼ同一であるが、2014年調査では「結婚には事実婚を含みます」という補足説明がカッコ書きで入っている。その点を踏まえたうえで、婚姻歴を一度も結婚したことがない「未婚」、配偶者と離婚した「離別」、配偶者と死別した「死別」の3つにわけた。なお、両調査とも一人暮らし高齢者の調査であるものの、回答において「既婚（配偶者あり）」との回答

が2002年調査では21人(1.1%)、2014年調査では31人(2.1%)いた。これらは現在一人暮らしであるものの別居や配偶者の施設入所などによって現在一人暮らしをしている者である。これらについては少数であることと、RQの趣旨を踏まえ除外して分析した。

統制変数として、「年齢」、高齢期は現職よりも最長職の影響の方が重要であることから「最長職の従業上の地位」、経済的な側面として「経済的な暮らし向き」、および、「持家ダミー」をもちいた。年齢は65歳から5歳階級とし、80歳以上は一カテゴリとした。「最長職の従業上の地位」は、「常勤」、農業および自営業や家族従業者などの「農・自営」、契約・派遣・臨時・パートによる「契約・パート」、専業主婦・主夫や仕事についてたことがない「主婦・なし」の4カテゴリにわけた。「経済的な暮らし向き」は、「ご自分の現在の経済的な暮らし向きについてどう考えますか」という設問に対して「家計にゆとりがあり、まったく心配なく暮らしている」(4)、「家計にゆとりがあり、それほど心配なく暮らしている」(3)、「家計にゆとりはなく、多少心配である」(2)、「家計が苦しく、非常に心配である」(1)をそれぞれ1～4点の量的変数としてもちいた。「持家ダミー」は戸建て、集合住宅に関わらず持家を1、それ以外を0とするダミー変数とした。

分析モデルは次の通りとなる。まず仮説1と4を検証するために、調査年別性別別に孤立ダミーを従属変数、婚姻歴を独立変数、年齢、最長職、経済的暮らし向き、持家ダミーを統制変数としたロジスティック回帰分析をおこなった。次に仮説2と4を検証するために、調査年別性別別に健康ダミーを従属変数、婚姻歴を独立変数、年齢、最長職、経済的暮らし向き、持家ダミーを統制変数としたロジスティック回帰分析をモデル1とし、仮説3を検証するためにモデル1に孤立ダミーを加えたモデル2とする2つのロジスティック回帰分析をおこなった。

3. 分析結果

3.1 記述統計

まず一人暮らし高齢者の婚姻歴について考察しよう。2002年調査と2014年調査の結果を性別別にまとめたものが図3、4である。男性は2002年調査では死別が65.9%、離別が22.7%、未婚は11.4%であったが、2014年調査では死別は40.8%に減少し、離別が34.0%、未婚は25.3%とであった。女性は、2002年調査では死別が80.4%、離別が10.6%、未婚は9.0%であったが、2014年調査では死別は73.7%、離別が14.9%、未婚は11.3%とであった。この結果からは、一人暮らし高齢者の婚姻歴は男女において大きく異なり、また、2002年から2014年までとくに男性が大きく変化していることがわかる。とくに男性においては2002年から2014年にかけて離別が11.3ポイント、未婚が13.9ポイント増加しており、死別によって一人暮らしになったものは4割程度に過ぎない。これに対して女性の未婚はそこまで増えておらず、離別が3.3ポイント増えているが、全体的な傾向は大きく変化していない。

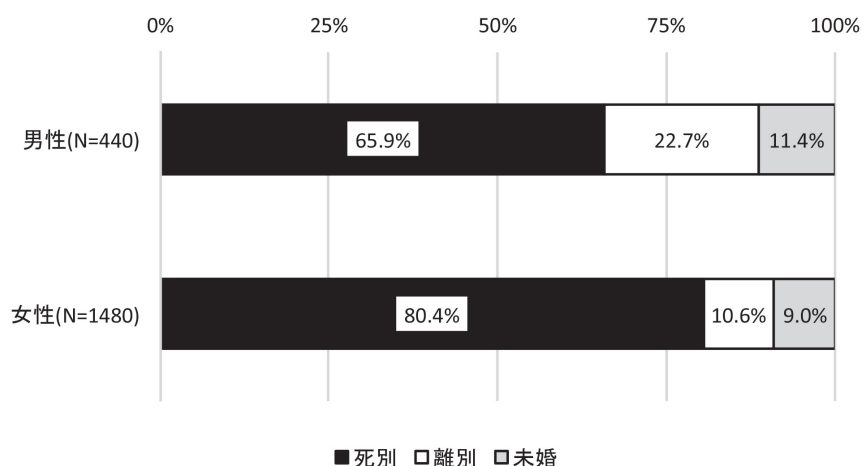


図 3 2002 年調査の性別別婚姻歴

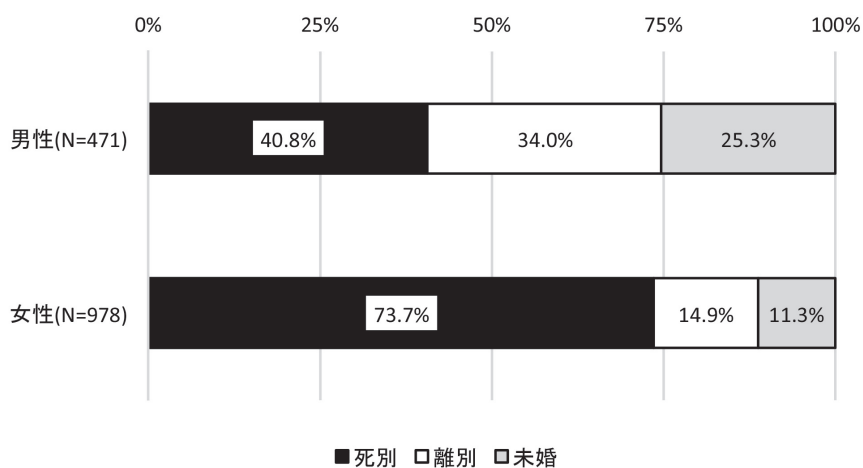


図 4 2014 年調査の性別別婚姻歴

男女の違いは、女性の方が平均余命が長く、配偶者に先立たれることで死別に至る確率が高いことを反映している。また、未婚者の増加は 1990 年代以降の男性の生涯未婚率の上昇を反映したものであるといえる。この結果は、国勢調査の結果とほぼ一致しており、「一人暮らし高齢者の意識調査」は日本全体の傾向を捉えていることがわかる。

次に、表 1、2 に婚姻歴別にもちいる変数の基礎統計量を示した。数値は経済的な暮らし向きのみが平均値であり、その他はいずれも比率である。男性については、健康ダミーは大きな違いが見られないが、孤立ダミーは明確に死別が低く、未婚と離別が高くなっている。また 2002 年と 2014 年では孤立が減少している。これは介護施策などによる影響と、測定におけるワーディングの影響

によるものと考えられる。婚姻歴の違いによる年齢構成をみると、未婚者は65～69歳が44.0%（2002年調査）、50.4%（2014年調査）と半数近くを占め、また離別についても同様に若い年齢階級の構成比率が高い。これに対して、死別については2002年調査ではどの年齢階級もそこまで構成比が違わないが、2014年調査では年齢階級が上がるほど構成比が大きくなっている。このことは、男性は若い高齢者ほど未婚や離別が大きくなっていることを示している。最長職の従業上の地位の構成は婚姻歴でそこまで変わらず両調査間でも変化していない。経済面をみると、経済的な暮らし向き、持家ダミー双方とも死別がやや高く、とくに持家については未婚や離別が低い。これは、男性は家族構成と経済状況が密接に相関していることを示している。

表1 男性の調査年別基礎統計量

変数	2002年			2014年		
	未婚 (N=50)	死別 (N=290)	離別 (N=100)	未婚 (N=119)	死別 (N=192)	離別 (N=160)
健康ダミー	40.0%	40.3%	44.0%	45.4%	50.0%	46.3%
孤立ダミー	63.3%	29.3%	58.0%	34.5%	14.1%	35.2%
65-69歳	44.0%	24.5%	49.0%	50.4%	11.5%	41.3%
70-74歳	26.0%	27.6%	34.0%	30.3%	27.1%	36.3%
75-79歳	18.0%	25.2%	11.0%	11.8%	28.1%	14.4%
80歳以上	12.0%	22.8%	6.0%	7.6%	33.3%	8.1%
最長職：常勤	66.0%	66.2%	68.0%	68.9%	74.0%	73.1%
最長職：農・自営	18.0%	29.7%	27.0%	24.4%	24.5%	21.3%
最長職：契約・パート	10.0%	4.1%	5.0%	5.0%	1.0%	5.0%
最長職：主婦・なし	6.0%	0.0%	0.0%	1.7%	0.5%	0.6%
経済的な暮らし向き(1-4)	2.71	3.10	2.63	2.77	3.09	2.68
持家ダミー	36.0%	76.9%	42.0%	60.5%	78.6%	46.9%

表2 女性の調査年別基礎統計量

変数	2002年			2014年		
	未婚 (N=133)	死別 (N=1190)	離別 (N=157)	未婚 (N=111)	死別 (N=721)	離別 (N=148)
健康ダミー	41.4%	46.2%	45.2%	37.8%	47.2%	47.9%
孤立ダミー	44.4%	14.5%	27.4%	25.2%	9.8%	19.2%
65-69歳	39.1%	22.7%	31.8%	36.0%	13.5%	37.7%
70-74歳	32.3%	26.5%	36.9%	25.2%	23.0%	26.7%
75-79歳	18.0%	23.8%	18.5%	19.8%	28.3%	18.5%
80歳以上	10.5%	27.1%	12.7%	18.9%	35.2%	17.1%
最長職：常勤	66.9%	30.1%	57.3%	67.6%	37.2%	47.9%
最長職：農・自営	24.1%	22.4%	17.8%	15.3%	22.9%	24.0%
最長職：契約・パート	6.8%	20.6%	15.3%	13.5%	17.5%	21.2%
最長職：主婦・なし	2.3%	26.9%	9.6%	3.6%	22.5%	6.8%
経済的な暮らし向き(1-4)	2.85	3.06	2.74	2.83	3.03	2.60
持家ダミー	57.1%	78.3%	51.0%	64.0%	82.9%	50.7%

女性については、健康は男性とほぼ同様の結果となったが、孤立については全体的に男性よりも10～20ポイント小さく、女性の方が孤立していない傾向にあった。しかし婚姻歴間の違いは男性と同様であり、死別は孤立していないが、未婚と離別は死別に比べると孤立者が多く、とくに2002年調査では死別と未婚の違いが30ポイント近くになっている。婚姻歴ごとの年齢階級の構成は、男性の傾向とほぼ類似していた。最長職の従業上の地位については、男性と大きく異なっており、死別者の最長職は常勤が低く、未婚、離別は高くなっていた。女性の場合、未婚・離別か死別かで働き方に大きな影響が見られた。また、経済面については男性と同様の傾向にあるが、女性の方が男性に比べて全般的に持ち家率が高くなっていた。

3.2 孤立ダミーを従属変数とした多変量解析の結果

仮説1と仮説4を検証するために、孤立ダミーを従属変数としたロジスティック回帰分析をおこなった。その結果が表3、4である。

まず男性について考察する。男性については、2002年調査では、婚姻歴について死別に比べて未婚、離別ともに有意であった（未婚がOR 2.573, $p < .05$ 、離別がOR 2.127, $p < .05$ ）。2014年調査でも同様に未婚、離別ともに有意であった（未婚がOR 2.838, $p < .05$ 、離別がOR 2.761, $p < .001$ ）。すなわち、死別に比べて未婚は2002年調査では2.573倍、2014年調査では2.838倍孤立しやすく、また死別に比べて離別は2002年調査では2.127倍、2014年調査では2.761倍孤立しやすかった。

統制変数については、とくに2002年調査では経済的な暮らし向きと持家ダミーがいずれも負に有意であり、2014年調査では経済的な暮らし向きのみが負に有意であった。

女性についても、孤立に対して婚姻歴の影響が見られた。2002年調査では死別に比べて未婚、離別のいずれも有意であり（未婚がOR 3.745, $p < .001$ 、離別がOR 1.694, $p < .05$ ）、2014年調査では死別に比べて未婚は有意であり（OR 2.374, $p < .05$ ）、離別は10%水準で有意であった（OR 1.609, $p < .1$ ）。すなわち、死別に比べて未婚は2002年調査では3.745倍、2014年調査では1.694倍孤立しやすく、また死別に比べて離別は2002年調査では2.374倍孤立しやすかった。

以上から男女ともに仮説1は支持された。

表 3 孤立ダミーを従属変数とした男性の調査年別ロジスティック回帰分析の結果

変数	2002年		2014年	
	OR	95%CI	OR	95%CI
未婚 (ref. 死別)	2.573 *	(1.265 - 5.236)	2.838 *	(1.524 - 5.285)
離別 (ref. 死別)	2.127 *	(1.255 - 3.606)	2.761 ***	(1.529 - 4.984)
70-74歳 (ref.65-69歳)	.731	(.428 - 1.247)	1.142	(.667 - 1.955)
75-79歳 (ref.65-69歳)	.663	(.362 - 1.217)	1.078	(.559 - 2.077)
80歳以上 (ref.65-69歳)	.565 †	(.289 - 1.104)	.793	(.368 - 1.710)
最長職：農・自営 (ref.常勤)	.495 *	(.297 - .824)	1.102	(.655 - 1.855)
最長職：契約・パート (ref.常勤)	1.282	(.479 - 3.428)	2.675 †	(.917 - 7.801)
最長職：主婦・なし (ref.常勤)	.894	(.062 - 12.942)	2.336	(.297 - 18.389)
経済的な暮らし向き	.550 ***	(.412 - .736)	.632 ***	(.489 - .818)
持家ダミー	.616 *	(.379 - .998)	1.084	(.671 - 1.752)
Nagelkerke R ²	.228		.144	
N	435		464	

† p<.1, * p<.05, ** p<.01, *** p<.001

表 4 孤立ダミーを従属変数とした女性の調査年別ロジスティック回帰分析の結果

変数	2002年		2014年	
	OR	95%CI	OR	95%CI
未婚 (ref. 死別)	3.745 ***	(2.473 - 5.670)	2.374 *	(1.396 - 4.035)
離別 (ref. 死別)	1.694 *	(1.117 - 2.569)	1.609 †	(.946 - 2.737)
70-74歳 (ref.65-69歳)	1.137	(.775 - 1.667)	.886	(.508 - 1.547)
75-79歳 (ref.65-69歳)	1.553 *	(1.045 - 2.308)	.870	(.495 - 1.529)
80歳以上 (ref.65-69歳)	1.212	(.799 - 1.838)	.881	(.504 - 1.543)
最長職：農・自営 (ref.常勤)	.873	(.599 - 1.272)	.848	(.521 - 1.380)
最長職：契約・パート (ref.常勤)	.950	(.641 - 1.408)	.642	(.367 - 1.124)
最長職：主婦・なし (ref.常勤)	.682 †	(.450 - 1.033)	.461 *	(.233 - .914)
経済的な暮らし向き	.742 *	(.620 - .889)	.727 *	(.567 - .932)
持家ダミー	.539 ***	(.398 - .729)	.857	(.547 - 1.342)
Nagelkerke R ²	.114		.069	
N	1464		977	

† p<.1, * p<.05, ** p<.01, *** p<.001

3.3 健康ダミーを従属変数とした多変量解析の結果

仮説 2～4 を検証するために、健康ダミーを従属変数としたロジスティック回帰分析をおこなった。とくに独立変数に婚姻歴のみをもちいたモデル 1 と、独立変数に婚姻歴と孤立ダミーをもちいたモデル 2 の双方について分析している。その結果が表 5～8 である。

男性については、2002 年、2014 年のいずれについても婚姻歴は有意ではなく、死別に比べて未婚も離別も健康状態に関しては影響がみられなかった。孤立ダミーを加えたモデル 2 をみても傾向は同様であり、2014 年調査のモデル 2 にのみ孤立ダミーが健康に有意であり (OR 0.592, p<.05)、孤立しているほど健康ではなかった。

女性についても、婚姻歴の健康への影響はほとんどみられなかった。唯一 2014 年調査でのみ、

死別にくらべて未婚が10%水準で有意であった (OR 0.673, $p < .1$)。またモデル2では2002年調査では結果が変わらなかったが、2014年調査においては未婚が有意でなくなり孤立ダミーが有意であった (OR 0.655, $p < .05$)。すなわち、モデル1における未婚は、孤立を媒介することで健康に影響を与えており、2014年調査の女性については婚姻歴の影響は孤立を媒介しての影響であることが示唆された。

なお、統制変数については、年齢と経済的な暮らし向きが有意であったが、男性と異なり持家ダミーは有意ではなかった。

以上から、仮説2と3は2014年調査の女性のみ支持されたが、男性については支持されず、女性についても2002年調査は支持されないことから、非常に限定的なものであった。

表5 健康ダミーを従属変数とした男性の2002年調査のロジスティック回帰分析の結果

2002年男性 変数	従属変数：健康ダミー モデル1		モデル2	
	OR	95%CI	OR	95%CI
未婚 (ref. 死別)	1.051	(.521 - 2.120)	1.113	(.547 - 2.264)
離別 (ref. 死別)	1.202	(.709 - 2.036)	1.245	(.731 - 2.120)
70-74歳 (ref.65-69歳)	.682	(.411 - 1.133)	.673	(.405 - 1.119)
75-79歳 (ref.65-69歳)	.394 *	(.220 - .708)	.390 *	(.217 - .703)
80歳以上 (ref.65-69歳)	.335 ***	(.178 - .632)	.327 ***	(.173 - .619)
最長職：農・自営 (ref.常勤)	1.133	(.719 - 1.785)	1.106	(.699 - 1.750)
最長職：契約・パート (ref.常勤)	1.477	(.581 - 3.755)	1.497	(.587 - 3.817)
最長職：主婦・なし (ref.常勤)	1.406	(.114 - 17.386)	1.383	(.111 - 17.171)
経済的な暮らし向き	1.905 ***	(1.431 - 2.536)	1.851 ***	(1.383 - 2.477)
持家ダミー	1.101	(.682 - 1.778)	1.851	(1.383 - 2.477)
孤立ダミー			.802	(.512 - 1.258)
Nagelkerke R ²	.112		.113	
N	435		435	

† $p < .1$, * $p < .05$, ** $p < .01$, *** $p < .001$

表6 健康ダミーを従属変数とした男性の2014年調査のロジスティック回帰分析の結果

2014年男性 変数	従属変数：健康ダミー モデル1		モデル2	
	OR	95%CI	OR	95%CI
未婚 (ref. 死別)	.881	(.514 - 1.508)	.965	(.559 - 1.666)
離別 (ref. 死別)	.990	(.603 - 1.626)	1.077	(.650 - 1.783)
70-74歳 (ref.65-69歳)	.962	(.589 - 1.573)	.985	(.600 - 1.617)
75-79歳 (ref.65-69歳)	.654	(.363 - 1.178)	.667	(.369 - 1.204)
80歳以上 (ref.65-69歳)	.710	(.383 - 1.318)	.702	(.377 - 1.309)
最長職：農・自営 (ref.常勤)	.922	(.589 - 1.444)	.919	(.584 - 1.444)
最長職：契約・パート (ref.常勤)	1.409	(.482 - 4.120)	1.615	(.548 - 4.757)
最長職：主婦・なし (ref.常勤)	1.406	(.114 - 17.386)	1.383	(.111 - 17.171)
経済的な暮らし向き	1.773	(1.390 - 2.262)	1.697 ***	(1.325 - 2.175)
持家ダミー	1.228	(.802 - 1.880)	1.697	(1.325 - 2.175)
孤立ダミー			.592 *	(.373 - .940)
Nagelkerke R ²	.100		.112	
N	464		464	

† $p < .1$, * $p < .05$, ** $p < .01$, *** $p < .001$

表7 健康ダミーを従属変数とした女性の2002年調査のロジスティック回帰分析の結果

変数	モデル1		モデル2	
	OR	95%CI	OR	95%CI
未婚 (ref. 死別)	.753	(.504 - 1.125)	.775	(.515 - 1.166)
離別 (ref. 死別)	1.070	(.743 - 1.543)	1.080	(.749 - 1.558)
70-74歳 (ref.65-69歳)	.946	(.705 - 1.269)	.952	(.710 - 1.277)
75-79歳 (ref.65-69歳)	.766 †	(.560 - 1.047)	.771	(.564 - 1.054)
80歳以上 (ref.65-69歳)	.586 ***	(.427 - .803)	.588 *	(.429 - .807)
最長職：農・自営 (ref.常勤)	.784	(.583 - 1.054)	.784	(.582 - 1.055)
最長職：契約・パート (ref.常勤)	.800	(.585 - 1.095)	.799	(.584 - 1.094)
最長職：主婦・なし (ref.常勤)	.684 *	(.508 - .921)	.684 *	(.508 - .922)
経済的な暮らし向き	1.908 †	(1.633 - 2.229)	1.894 ***	(1.621 - 2.214)
持家ダミー	1.250	(.965 - 1.620)	1.894	(1.621 - 2.214)
孤立ダミー			.891	(.667 - 1.190)
Nagelkerke R ²	.095		.095	
N	1464		1464	

† p<.1, * p<.05, ** p<.01, *** p<.001

表8 健康ダミーを従属変数とした女性の2014年調査のロジスティック回帰分析の結果

変数	モデル1		モデル2	
	OR	95%CI	OR	95%CI
未婚 (ref. 死別)	.673 †	(.433 - 1.047)	.705	(.452 - 1.100)
離別 (ref. 死別)	1.185	(.797 - 1.762)	1.212	(.814 - 1.807)
70-74歳 (ref.65-69歳)	.944	(.635 - 1.403)	.939	(.631 - 1.397)
75-79歳 (ref.65-69歳)	.790	(.532 - 1.173)	.783	(.526 - 1.164)
80歳以上 (ref.65-69歳)	.572 *	(.387 - .844)	.567 *	(.383 - .838)
最長職：農・自営 (ref.常勤)	.814	(.578 - 1.145)	.807	(.573 - 1.137)
最長職：契約・パート (ref.常勤)	.921	(.633 - 1.341)	.901	(.618 - 1.313)
最長職：主婦・なし (ref.常勤)	1.095	(.755 - 1.588)	1.066	(.734 - 1.547)
経済的な暮らし向き	1.561	(1.301 - 1.874)	1.541 ***	(1.283 - 1.851)
持家ダミー	1.178	(.851 - 1.630)	1.541	(1.283 - 1.851)
孤立ダミー			.655 *	(.438 - .980)
Nagelkerke R ²	.057		.062	
N	977		977	

† p<.1, * p<.05, ** p<.01, *** p<.001

4. 考察と課題

4.1 結果の解釈

分析の結果は以下のとおりとなる。まず孤立について考察する。孤立と婚姻歴の関連についての仮説1は支持され、男女ともに婚姻歴は死別に比べて未婚者や離別者の方が孤立していた。ただし仮説4については明確な傾向は示されず孤立については支持されなかった。これは、未婚については、男女ともに子育てなどを媒介とした地域との関係をもちにくく、とくに女性については親族以外の社会関係を維持しにくかったと考えられる。また離別については、離別することで既存の社会

関係に大きな影響が及ぼされ、親族や友人と連絡を取りづらくなっている可能性が示唆された。離別については必ずしも高齢期に離婚したとは限らず、若いころから高齢期までさまざまな時点での離別がありうる。この離婚の影響は現在まで及んでいることから、離婚はライフコース上の影響力が大きく、とくに社会関係についての影響があることが示された。

仮説2,3については、2014年調査の女性を除いて支持されなかった。婚姻歴の影響は健康ダミーに影響しているとはいえなかった。しかし2014年調査での女性については、未婚の女性について孤立を媒介する形で健康への影響が見られた。とくに未婚の高齢女性は全体として比率が少ないことから、未婚であることが社会関係に影響を与えることで情報の不足やストレス等の影響を健康に及ぼしているというメカニズムが示唆された。ただしこの知見は限定的なものに留まっている。その背景には、健康はライフコース上の婚姻歴が直接に影響するのではなく、もともと健康は多元的に規定され、様々な要因が健康に影響を及ぼしているのであり（例えば近藤編2007）、婚姻歴はこれらを規定する基盤的な要因となりうるものの直接効果をもつものではないからである。

仮説4については、2002年調査と2014年調査においてワーディングが異なっていることから、本分析の知見をそのまま適用できるものではないが、2002年に比べて2014年の方が孤立については婚姻歴の影響がやや緩和する傾向にあり、健康については大きな違いが見られなかった。2000年代半ば以降から地域包括ケアシステムの確立の重要性が指摘され（二木2017）、様々な地域レベルでの介護予防施策が行われているが（堀田・服部編2016）、本知見からは健康面よりも孤立防止という面で意義がある可能性が示唆された。

以上から、本研究のリサーチクエスションについては、とくに孤立については影響があるという回答をえることができた。

本研究からは、一人暮らし高齢者と一言でいっても、その形成要因の中心の一つといえる婚姻歴によって異なる特性をもちうるということが示された。このことは、今後のさらなる一人暮らし高齢者の増加、とくに離別や未婚者の増加を考えたとき、一人暮らし高齢者をひとくりに理解するのではなくなぜ一人暮らしになったのかというライフコース要因を含めて議論する必要があることを示している。すなわち、未婚に示唆されるようなライフコース全体の孤立（lifelong isolation）という視点を踏まえた孤立や健康へのライフコース的影響こそがより重要な課題となる。

また、本知見からは、婚姻歴は健康への直接の影響は少ないが、孤立を介した影響が見られることから、家族形態によらない地域へ的高齢者の包摂施策がより重要となるという示唆をえた。ただし、孤立の発生頻度は一人暮らしであるからといって高いとは限らない（小林ほか2011）。このことは世帯構成よりも、世帯形態の背景やそのなかの多様性が重要であるのであり、本研究の知見と組み合わせるのであれば、婚姻歴や職業といったライフコース上の影響こそが高齢期の多様性を理解する上でのポイントとなることが改めて示されたといえよう。

4.2 研究の限界

本研究には限界も多い。第一に、2002年調査と2014年調査の比較を行っているものの、もちいた中心的な変数のいずれにおいても両調査間でワーディングや設問構成に違いがあるため、厳密な比較ができていないことである。同一調査内の性別別の比較は可能であるが、調査間の係数の違いなどは考察することができない。そのため、本研究の試みはあくまでも試行的なものに留まっている。

第二に、斉藤ら(2010)が指摘しているように、一人暮らしであっても、実際には一人暮らしではない人々が多く存在しており、生活レベルでの多様性を踏まえた研究が必要である。

第三に、ライフコース上の論点を婚姻歴にのみ収束させることは不可能であり、ライフコース上の様々な重要事象(転職、子どもの誕生や別離、病気など)を踏まえた分析をおこなう必要がある。

また、本研究では孤立を親族と友人のいずれかについて週1回より低い頻度かあるいは連絡を取っていないことと操作的に定義したが、親族と友人は異なるメカニズムを持っている可能性があり個別に分析する必要がある。健康についても健康度自己評価をもちいたが、健康は多元的な要素をもつものであり、多様な健康やあるいはウェルビーイング等を考察する必要があるだろう。これらの分析のためには、現在のデータでは不十分な点もあるため、新たなデータ収集などをおこない、一人暮らし高齢者の実態をより詳細に解明してゆくことが求められる。

【謝辞】

2次分析にあたり、東京大学社会科学研究所附属社会調査・データアーカイブ研究センターSSJデータアーカイブから[「一人暮らし高齢者に関する意識調査, 2002」(内閣府政策統括官(共生社会政策)付高齢社会対策担当)]および[「一人暮らし高齢者に関する意識調査, 2014」(内閣府政策統括官(共生社会政策)付高齢社会対策担当)]の個票データの提供を受けている。また、本研究はJSPS科研費(JP 26780284)の助成を受けている。

本研究は、第64回数理社会学会大会にて報告した渡邊大輔「独居高齢者の婚姻歴と社会的孤立—2002, 2014年調査の比較検証」を大幅に修正したものとなる。報告時に貴重な意見をいただいたすべての方に御礼申し上げます。

参考文献

- 安達正嗣, 1999, 『高齢期家族の社会学』世界思想社.
- Bennett, Ruth, 1980, "The Concept and Measurement of Social Isolation," in Bennett, Ruth, ed., *Aging, Isolation and Resocialization*. New York: Van Nostrand Reinhold, pp.9-26.
- 藤森克彦, 2010, 『単身急増社会の衝撃』日本経済新聞出版社.
- 藤崎宏子, 1998, 『高齢者・家族・社会的ネットワーク』培風館.
- 堀田力・服部真治編, 2016. 『私たちが描く新地域支援事業の姿—地域で助けあいを広める鍵と方策』中央法規.
- 稲垣誠一, 2013, 「高齢者の同居家族の変容と貧困率の将来見通し—結婚・離婚行動変化の影響評価」『季刊社

- 会保障』48(4):396-409.
- 上子武次, 1972, 「老人の家族生活の型」那須宗一・増田光吉編『講座日本の老人3—老人と家族の社会学』垣内出版, pp.100-141.
- 小林江里香ほか, 2011, 「孤立高齢者におけるソーシャルサポートの利用可能性と心理的健康—同居者の有無と性別による差異」『日本公衆衛生雑誌』58(6):446-456.
- 近藤克則編, 2007, 『検証「健康格差社会」—介護予防に向けた社会疫学の大規模調査』医学書院.
- 武蔵野市, 2014, 「平成25年度武蔵野市独居高齢者実態調査報告書」(http://www.city.musashino.lg.jp/_res/projects/default_project/_page_001/008/257/dokkyo.pdf, 2017年12月1日閲覧)
- 内閣府, 2003, 「平成14年度 一人暮らし高齢者に関する意識調査結果」(http://www8.cao.go.jp/kourei/ishiki/h14_kiso/html/0-1.html, 2017年12月1日閲覧)
- 内閣府, 2015, 「平成26年度 一人暮らし高齢者に関する意識調査結果(全体版)」(<http://www8.cao.go.jp/kourei/ishiki/h26/kenkyu/zentai/index.html>, 2017年12月1日閲覧)
- NHK「無縁社会プロジェクト」取材班, 2010, 『無縁社会—“無縁死”三万二千人の衝撃』文藝春秋.
- NHKスペシャル取材班・佐々木とく子, 2007, 『ひとり誰にも看取られず—激増する孤独死とその防止策』阪急コミュニケーションズ.
- 二木立, 2017, 『地域包括ケアと福祉改革』勁草書房.
- 斉藤雅茂ほか, 2010, 「大都市高齢者の社会的孤立と一人暮らしに至る経緯との関連」『老年社会科学』31(4):470-480.
- 斉藤雅茂・藤原佳典・小林江里香, 2012, 「同居者のいる住民基本台帳上の一人世帯高齢者の特性」『老年社会科学』33(4):527-537.
- 樽川紀子, 1981, 「老人の孤独」副田義也編『講座老年社会学I 老年世代論』垣内出版, pp.246-280.