

図4 保育資源利用の推移パターン

図5は項目別に利用中断率および利用開始率を示したものである。ここでは以下の2点に注目されたい。第1に、いずれの制度・施設についても、利用中断率のほうが利用開始率よりも高い。つまり、前子の育児期に利用していた制度・施設を次子の育児期には利用しなくなる確率のほうが、前子の育児期には利用していなかった制度・施設を次子の育児期に新たに利用するようになる確率よりも高いということである。ここから同一個人内の保育資源の利用状況の変化には非対称性があることが読み取れる。

第2に、全体的に利用開始率は低いものの、相対的に利用開始率が高いのが認可保育所である。つまり前子が利用していなくても、次子において一定の条件（就業状況、世帯収入、インフォーマルサポートの有無など）をクリアすれば、認可保育所は新しく労働市場に参入した場合でも利用可能な資源であることがわかる。

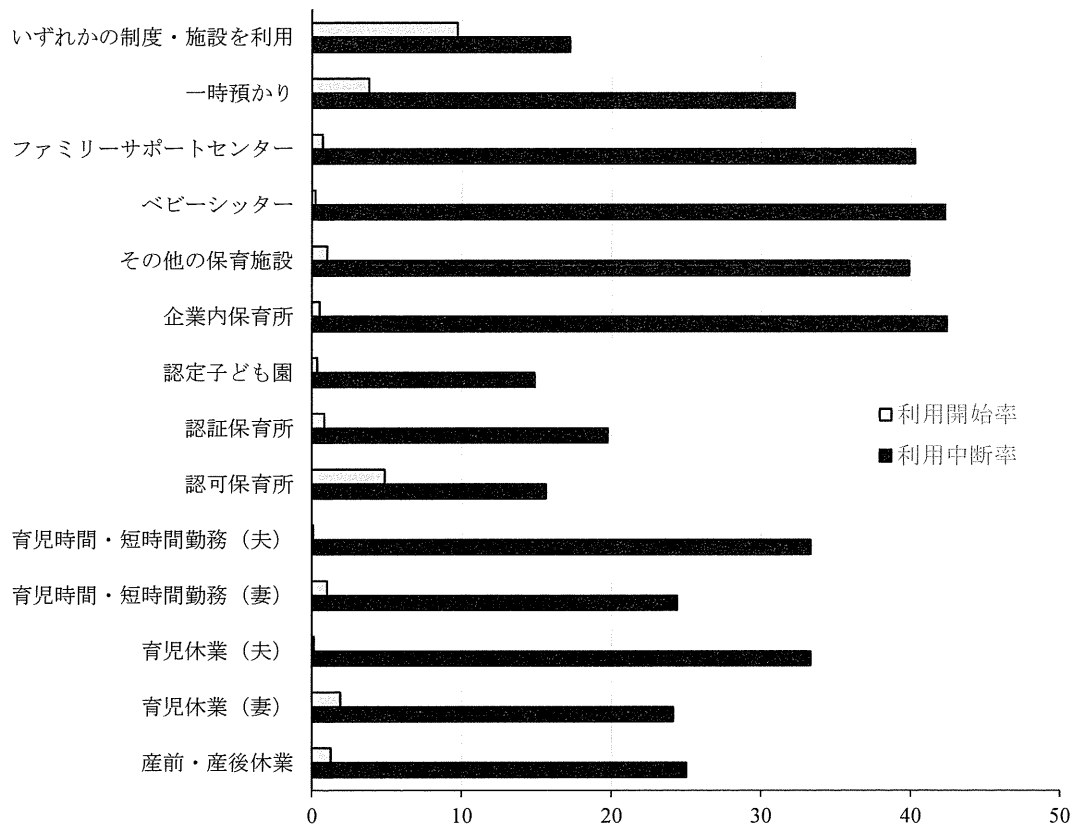


図5 保育資源の利用中断率／開始率

3.2 育児期の妻の就業異動

つづいて、隣接する2子がそれぞれ1歳時の妻の就業状況を比較することで、育児期の妻の就業異動について見ていく。表3に妻の就業状況の遷移行列を示した。第1に、全体パーセントの表を見ると、対角セルが91.7 (22.1 + 69.6) パーセントを占め、就業異動を示す非対角セルは8.3 (4.3 + 4.0) パーセントに過ぎない。第2に、就業異動が2時点間の移行全体に占める割合は少ないものの、異動の方向性には非対称性が存在する。前子が1歳時に就業していた妻の15.2パーセントが、次子が1歳に達した際には労働市場から退出している。一方、前子が1歳時に無業であった妻のうち、次子が1歳時に労働市場にいる確率は5.8パーセントにとどまっている。

表3 妻の就業状態の推移パターン

	度数		計
	就業 (t+1)	非就業 (t+1)	
就業 (t)	972	174	1146
非就業 (t)	189	3062	3251
計	1161	3236	4397

全体パーセント				行パーセント			
	就業 (t+1)	非就業 (t+1)	計		就業 (t+1)	非就業 (t+1)	計
就業 (t)	22.1	4.0	26.1	就業 (t)	84.8	15.2	100.0
非就業 (t)	4.3	69.6	73.9	非就業 (t)	5.8	94.2	100.0
計	26.4	73.6	100.0	計	26.4	73.6	100.0

3.3 妻の就業異動と保育資源の利用状況の変化の関連

最後に、(1) 妻の就業異動と (2) 保育資源の利用状況の変化という 2 つの「変化」がどのように関連しているのかを検討する。

結果を示す前に、就業異動パターンの測定について、あらためて注意点を述べておく。本稿では、「子どもが 1 歳時の」妻の就業状態に着目して就業パターンを操作化している。言い換えると、子どもが 1 歳に達する前の就業状態は考慮していない。それゆえ、たとえば産前・産後休暇制度は就業者のみが利用可能な制度であるが、子どもが 1 歳時点の妻の就業状態からは、これらの制度の利用可能性は特定できない。後に見ていくように、妻が「非就業」であっても就業者しか利用できない制度・施設を利用しているケースが存在するが、それは妻の就業状態の測定のタイミングが関与している。

以上を踏まえたうえで、分析結果に移っていこう。まず、「いずれかの制度・施設を利用」に着目し、妻の就業異動の 4 パターン (EE・UE・EU・UU) ごとに表 1 の保育資源利用の遷移行列を作成して、 n_{11} , n_{12} , n_{21} , n_{22} の 4 つのセルの分布および利用中断率/開始率を示したのが図 6 である。

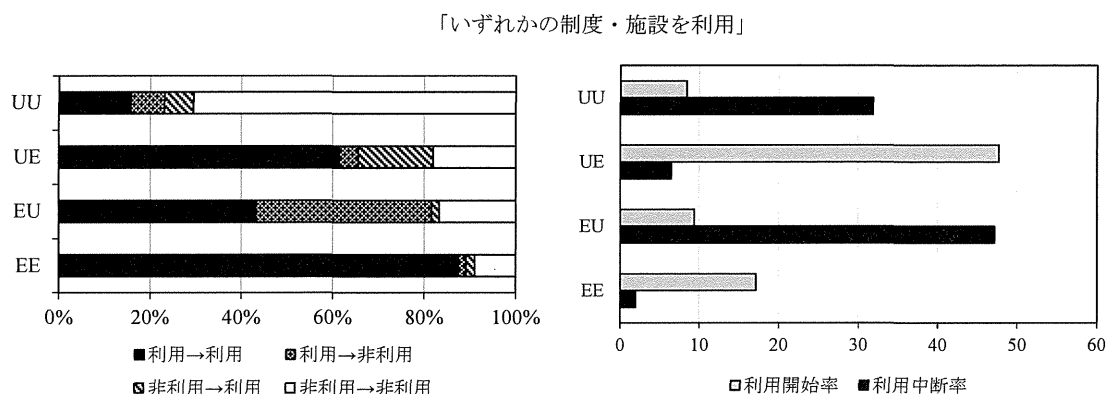


図 6 妻の就業異動パターンと保育資源利用の推移

2 時点間で妻の就業状態に異動がない場合 (UU・EE) と比べると、「就業→非就業 (EU)」

や「非就業→就業（UE）」では保育資源の利用にも変化があったケースの割合が高いことがうかがえる³。制度・施設の利用開始率と利用中断率について見てみても、前子が1歳時に無業であった妻が次子の1歳時に労働市場に参入している場合（UE）は保育資源の利用開始率が高く、反対に、前子が1歳時に就業していた妻が次子の1歳時には無業になっている場合（EU）は保育資源の利用中断率が高いことが分かる。このように、妻の就業異動と保育資源の利用状況の変化は連動していると言える。

ここまでは「いずれかの制度・施設を利用」のみに着目してきたが、同様の集計を項目別に行えば、妻の就業異動がどのような制度・施設の利用状況の変化と結びついているのかを検討できる。ここでは妻の就業異動パターンとの関連が明確であった制度・施設に限定して結果を示すことにしたい。

まずは産前・産後休業ならびに妻の育児休業の集計結果を図7に示した。他の就業パターンと比較すると、「就業→就業（EE）」において、これらの制度をいずれの育児期にも利用している（「利用→利用」）傾向が読み取れる。さらに、「就業→非就業（EU）」パターンでは、「利用→非利用」のセルが占める割合が高い。産前・産後休業や育児休業は妻が就業している場合のみ利用可能な制度であるため、これらの制度の利用状況と妻の就業異動が一定の関連を示すのは当然の結果といえよう。

利用開始率・中断率について見ておくと、「就業→就業（EE）」パターンにおいてはいずれの指標も低い値を示している。これは妻が「就業継続」している場合は、前子の育児期における利用の有無にかかわらず、産前・産後休業や妻の育児休業には利用状況の変化が生じにくい。言い換えれば、これらの制度を利用する層と利用しない層とに分かれているということである。

³ なお、妻の就業状態が「非就業→就業（UE）」の移行パターンにおいて、育児資源を「利用→利用」のパターンが60パーセント強を占めている。前子が1歳時点で非就業にもかかわらず、これだけの割合で何らかの育児資源を利用しているのは不可解に思えるかもしれない。この就業異動パターンに該当する夫婦が前子の育児期に利用していた制度・資源の内訳をみると、その多くが認可保育所であった。つまり、彼女らは前子が1歳に達する以降に就業して認可保育所を利用した可能性が高い。

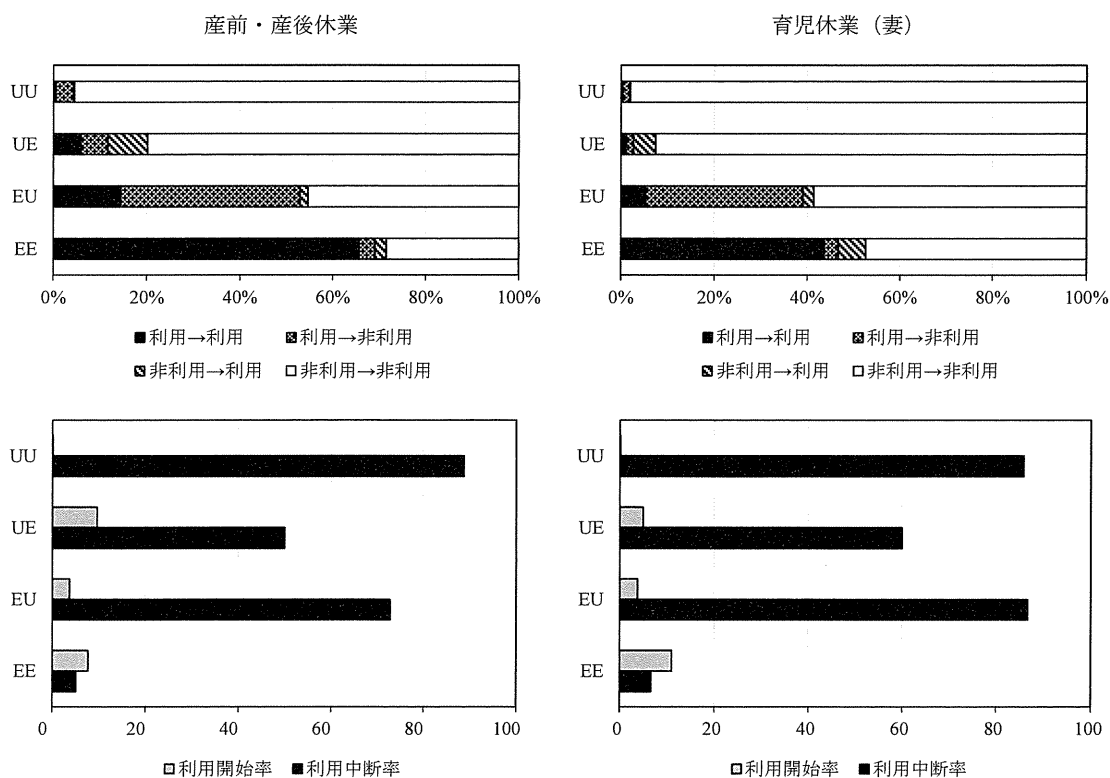


図7 妻の就業異動と産前・産後休業／育児休業（妻）の利用パターン

つづいて、図8には認可保育所の利用パターンについて、妻の就業異動との関係を示した。ここでは利用開始率・中断率について次の2点に注目されたい。第1に、妻が「非就業→就業（UE）」パターンにおいて、認可保育所の利用開始率が20パーセント強で最も高くなっている。これは13の制度・施設について、妻の就業異動パターンごとに算出される利用開始率の中で最も高い数値であった。すなわち、認可保育所は、無業であった妻が就業した際に新たに利用し始める可能性が最も高い公的な保育資源である。

第2に、妻が「就業→就業（EE）」の場合に着目すると、4つの就業パターンの中で唯一、利用開始率と利用中断率のいずれもが10パーセントを下回っている。産前・産後休業と育児休業（妻）の場合と同様に、妻が「就業継続」している夫婦では、認可保育所を継続して利用する層としない層とに分かれていることが分かる。

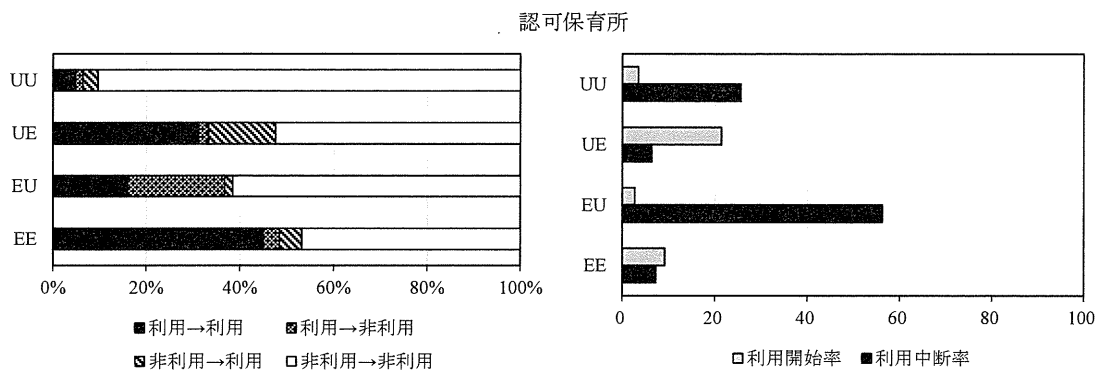


図 8 妻の就業異動と認可保育所の利用パターン

4. 結論

本稿では、(1) 育児期の妻の就業状況と (2) 保育資源の利用状況という 2 変数について、それぞれ同一夫婦内でどれほど変動しているのか、さらに両変数の変化が連動しているのかに着目してきた。最後に知見を要約するとともに、残された課題を示す。

分析結果は概ね次の 3 点に要約できる。第 1 に、夫婦が複数の子どもを持っていく中で、保育資源の利用状況は大きく変化していない。第 2 に、育児期の妻の就業異動は少なく、その中で異動したケースに着目すると、入職よりも離職のほうが起こりやすい。第 3 に、妻の就業異動と保育資源の利用状況の変化との間には一定の連動が見られ、とりわけそうした関係性が明確に出ていたのが産前・産後休業制度、妻の育児休業制度、そして認可保育所であった。

先行研究では育児期の女性就業割合の上昇も指摘されているが、今回分析における第 2 子以降、複数の子どもを持つ中で就業異動割合は非常に少なかった。さらに入職よりも離職のほうが起こりやすいという結果は、少なくとも同一個人内での子ども数の増加が、母親の離職を促しやすいということを示している。この点に関しては、母親の出生コホート、子どもの出生コホート別などにさらに詳細な分析を進めなくてはならない。

また、保育資源の利用率との関連でも産前産後休業制度、育児休業制度などは、母親が働きはじめた場合であっても、前子で利用がない場合、次子で利用は始める確率は極めて低く、利用者の固定化がより強い制度であることが示唆された。加えて、認可保育所は、その他の制度・施設と比較すると妻の入職時により利用されているが、その確率は 20% 強であり高いとはいえない。

上述のような結果は、複数子を持ち働きはじめる母親の保育資源が少なく、またなぜそのような状況で就業が可能であるかという疑問を導くかもしれない。この点に関しては、本稿で使用した保育資源が「制度」や「保育施設」などフォーマルなものに限定されており、「祖父母の援助」や「夫の家事・育児参加」などインフォーマルな側面を取り上げていないところにあると考えられる。つまり、本稿での分析は、母親の就業異動とフォーマル

な保育資源ののみの関連をとらえたものであり、そこにおけるインフォーマルな子育て支援の状況や関連は考慮されていない。今後、インフォーマルな子育て支援も含めての分析が重要であるが、今後の課題としたい。

このように本稿に残された課題は少なくないが、ここではさらに以下の2点を加えておく。第1に、妻の就業異動を見るうえで、本稿で採用した就業／非就業の2区分は粗すぎるかもしれない。少なくとも、正規雇用／非正規雇用という従業上の地位の違いは加味すべきであろう。出生動向基本調査では第13回調査以降、妻の就業状況と保育資源の利用状況についてそれぞれ最大3子までについて測定しており、2015年に実施された第15回調査までの3回分のデータをプールすれば、妻の就業異動パターンをより詳細に捉えることが可能になるかもしれない。

第2に、本稿の知見をどこまで一般化できるかについては何点か考慮すべき点がある。まず、育児期の妻の就業異動ならびに同一個体内の保育資源利用の変化を検討するという目的から、本稿の分析対象は少なくとも2子以上持つ夫婦に限定した。そのゆえ、調査時点で無子あるいは1子の夫婦が2人以上の子どもを持った場合の妻の就業異動、保育資源利用のパターン、および両者の関連については分からない。加えて、本稿の分析データの構造についても注意が必要である。同一個体に複数回の観測値がネストされているという点では、本稿で用いたデータはパネルデータと同様の構造をなしている。しかしながら、多くのパネルデータ（特にパネル調査から得られたパネルデータ）では、個体から何回の観測値が得られるかは調査回数すなわち調査デザインによって事前に規定される。一方で、本稿の分析の場合、同一個体にいくつの観測値がネストしているかはその個体のパリティに依存する。言い換えれば、出生というイベントを経験した個体からのみ観測値が得られるという、ある種のサンプルセレクションの問題が存在する。こうした問題の対処については今後慎重に検討していきたい。

これらの課題は残されているものの、1組の夫婦が複数の子どもを育てる中でどのような保育資源を継続的に利用し、どのような資源を新たに導入あるいは反対に資源の利用を止めていくのか、そしてそうした保育資源のマネジメントが妻の就業異動といかに連動しているのかについて、本稿からは一定の知見を得られたと思われる。出生動向基本調査では、出生の背景要因のひとつとして保育資源の利用が測定されており、反復横断調査の特性を生かして、人々の保育資源の利用行動の時系列変化（時代変化）に注目が集まってきた。しかし同時に、ある事象について同一個体に反復測定するというパネルデータの構造を生かすことによって、夫婦が妻の就業や保育資源をめぐってどのような意思決定を行っているのかについて、より理解を深めることが可能になるだろう。

文献

国立社会保障・人口問題研究所, 2012, 『第14回出生動向基本調査（結婚と出産に関する全国調査—第I報告—）わが国夫婦の結婚過程と出生力』

厚生労働省, 2013, 『働く女性の実情(平成25年度版)』

西村純子, 2014, 『子育てと仕事の社会学—女性の働き方は変わったか—』 弘文堂 .

Raudenbush, Stephen W., and Anthony S. Bryk, 2002, *Hierarchical linear models : applications and data analysis methods*, Sage Publications.

Robinson, W. S, 1950, “Ecological Correlations and the Behavior of Individuals.” *American Sociological Review* 15(3):351-57.

2. 将来推計システムに関する基礎的研究

高齢者の居住状態の将来推計

鈴木 透（国立社会保障・人口問題研究所）

国立社会保障・人口問題研究所では世帯数の将来推計を公表しており、その中には世帯主が65歳以上、あるいは75歳以上である世帯主について家族類型別世帯数を表示している。しかしこれはあくまで世帯主に関する集計であり、そうした世帯には65歳未満の世帯員も含まれる反面、世帯主が65歳未満である世帯に所属する高齢世帯員は含まれないことになる。世帯主の年齢にかかわらず、高齢者がどのような世帯に所属しているかを示すためには、世帯推計とは別の推計枠組が必要になる。

国立社会保障・人口問題研究所では、2005年国勢調査に依拠した世帯数の将来推計（国立社会保障・人口問題研究所 2008; 2010）を補完する形で、高齢者の居住状態の将来推計（2005～30年）を行った（国立社会保障・人口問題研究所 2012a）。本稿では同様の手法を用い、2010年国勢調査を出発点とした全国の高齢者の居住状態の将来推計（2010～35年）を行う。

1. 高齢者の居住状態の定義

厚生労働省統計情報部の国民生活基礎調査（旧厚生行政基礎調査）では、65歳以上高齢者の居住状態が得られる。表1は国立社会保障・人口問題研究所(2015)の表7-16から再引用したものである。

表1. 65歳以上男女の居住状態別分布

年次	単独	夫婦のみ	子ども夫婦と同居	配偶者のいない子どもと同居	その他親族と同居	非親族と同居
1980	8.5	19.6	52.5	16.5	2.8	0.2
1985	9.3	23.0	47.9	16.7	2.8	0.2
1990	11.2	25.7	41.9	17.8	3.3	0.2
1995	12.6	29.4	35.5	18.9	3.5	0.2
2000	14.1	33.1	29.4	19.7	3.5	0.2
2001	13.8	33.8	27.4	21.0	3.8	0.2
2002	14.2	35.1	26.1	20.9	3.5	0.2
2003	13.8	34.2	26.5	21.3	3.9	0.2
2004	14.7	36.0	23.6	21.9	3.6	0.2
2005	15.5	36.1	23.3	21.6	3.4	0.1
2006	15.7	36.5	22.3	21.6	3.7	0.1
2007	15.7	36.7	19.6	24.0	3.8	0.2
2008	15.3	36.7	19.4	24.7	3.8	0.1
2009	16.0	36.9	18.4	24.8	3.7	0.1
2010	16.9	37.2	17.5	24.8	3.6	0.1
2011	16.8	37.2	16.6	25.6	3.7	0.1
2012	16.1	37.5	16.0	26.4	3.9	0.2
2013	17.7	38.5	13.9	26.1	3.7	0.1

厚生労働省統計情報部『厚生行政基礎調査報告』『国民生活基礎調査』による。

1995年は兵庫県を除く。

子との同居は「子ども夫婦と同居」「配偶者のいない子どもと同居」に分けられている。しかし今後進行する中高年の未婚化を親の年齢と結びつけるのは難しいので、ここでは一括して「子

と同居」の割合を推定することにする。また「非親族と同居」はごく稀なので、「配偶者・子以外の者と同居」から分離する意味は薄い。ここではこれを一括して、「その他と同居」の割合を推定することにする。一方、国民生活基礎調査は一般世帯に居住する高齢者に限定しているが、高齢者の居住状態として施設居住を除外することはできない。

さらに子どもがごく近くに住む「近居」の将来推計にも関心が向けられている。実際に子どもが隣近所に住んでいれば、介護や見守りのニーズにも同居子に近い水準で対応できるだろう。そこで本報告書では、「単独」「夫婦のみ」に対し、近居子の有無を組み合わせた将来推計を目指す。以上をまとめると、推計すべき高齢者の居住状態は以下のような定義になる。

本報告書で推計する高齢者の居住状態

- | |
|----------------|
| 1a. 単独で近居子なし |
| 1b. 単独で近居子あり |
| 2a. 夫婦のみで近居子なし |
| 2b. 夫婦のみで近居子あり |
| 3. 子と同居 |
| 4. その他と同居 |
| 5. 施設 |

施設以外の一般世帯人員について、国民生活基礎調査の定義にならい、子と同居していれば配偶者やそれ以外の成員の有無にかかわらずすべて「3.子と同居」に分類する。同居子がなく配偶者以外の成員が同居していれば、配偶者の有無にかかわらずすべて「4.その他と同居」に分類する。配偶者の有無は「1.単独」と「2.夫婦のみ」の区別にしか使われない。

2. 夫婦のみの世帯の世帯主と配偶者

国立社会保障・人口問題研究所の世帯推計では、2035年までについて単独世帯の世帯主数と施設人員数が男女別・5歳階級別に推計されている。残りは二人以上の一般世帯の成員（世帯主を含む）で、これを「夫婦のみ」「子と同居」「その他と同居」に分解する必要がある。

夫婦のみの世帯の世帯主については、やはり世帯推計で男女別・5歳階級別に推計済みである。したがって各5歳階級の世帯主に対し、配偶者の5歳階級が特定できれば、夫婦のみの世帯の成員がすべて特定されることになる。

表2 年齢組合せ別夫婦数(2010年国勢調査)

夫\妻	65歳未満	65～69歳	70～74歳	75～79歳	80～84歳	85歳以上
65歳未満	20,700,592	1,935,138	178,599	28,652	5,983	1,065
65～69歳	1,828,955	1,188,984	130,198	19,049	3,574	422
70～74歳	281,694	1,329,172	909,122	103,481	12,780	1,700
75～79歳	32,819	244,685	1,008,655	701,142	66,696	6,192
80～84歳	7,512	19,586	153,772	637,433	387,484	33,486
85歳以上	1,421	3,321	11,998	80,313	293,121	199,244

2010年国勢調査の第一次基本集計（全国編）では、夫婦の年齢組合せ（各歳）別夫婦数が得

られる。表 2 は高齢者に焦点を置き、これを 5 歳階級別にまとめたものである。この表から、夫数に乗じて妻数を求める係数（行%）と、妻数に乗じて夫数を求める係数（列%）を計算し、表 3 に示した。夫婦のみで居住する夫婦の年齢組合せが全体と同様で、かつ将来も一定と仮定し、夫婦のみ世帯の世帯主数に表 3 の係数を適用して配偶者数を求めた。

表3 配偶者特定のための係数

夫→妻

夫\妻	65歳未満	65～69歳	70～74歳	75～79歳	80～84歳	85歳以上
65歳未満	—	0.08469	0.00782	0.00125	0.00026	0.00005
65～69歳	—	0.37493	0.04106	0.00601	0.00113	0.00013
70～74歳	—	0.50387	0.34463	0.03923	0.00484	0.00064
75～79歳	—	0.11877	0.48959	0.34033	0.03237	0.00301
80～84歳	—	0.01580	0.12408	0.51436	0.31267	0.02702
85歳以上	—	0.00563	0.02036	0.13626	0.49731	0.33804

妻→夫

夫\妻	65歳未満	65～69歳	70～74歳	75～79歳	80～84歳	85歳以上
65歳未満	—	—	—	—	—	—
65～69歳	0.08003	0.25186	0.05442	0.01213	0.00464	0.00174
70～74歳	0.01233	0.28155	0.38001	0.06591	0.01661	0.00702
75～79歳	0.00144	0.05183	0.42162	0.44657	0.08666	0.02558
80～84歳	0.00033	0.00415	0.06428	0.40599	0.50346	0.13831
85歳以上	0.00006	0.00070	0.00502	0.05115	0.38086	0.82295

3. 子と同居する高齢者人口

2010年国勢調査の第3次基本集計では、男女・5歳階級別に子との同居割合が得られる。これを表4に示した。

表4 高齢者の子との同別居(2010年国勢調査)

男	A		B		B/(A+B)
	総数	子と別居	子と同居	不詳	同居割合
65～69歳	3,921,774	2,409,049	1,512,138	587	0.38563
70～74歳	3,225,503	2,046,458	1,178,689	356	0.36547
75～79歳	2,582,940	1,633,492	949,252	196	0.36754
80～84歳	1,692,584	1,026,638	665,859	87	0.39342
85歳以上	1,047,611	586,042	461,530	39	0.44057
女	A		B		B/(A+B)
	総数	子と別居	子と同居	不詳	同居割合
65～69歳	4,288,399	2,590,829	1,696,200	1,370	0.39566
70～74歳	3,737,799	2,269,664	1,467,287	848	0.39264
75～79歳	3,358,073	1,968,794	1,388,681	598	0.41361
80～84歳	2,643,680	1,427,588	1,215,777	315	0.45994
85歳以上	2,747,322	1,374,217	1,372,880	225	0.49976

表4の同居割合を $pt(X)$ とすると、分母は同別居不詳を除く総人口なので、

$$\begin{aligned}
 pt(X) &= \text{子と同居} / (\text{子と同居} + \text{子と別居}) \\
 &= \text{子と同居} / (\text{子と同居} + \text{その他同居} + \text{夫婦のみ} + \text{単独} + \text{施設}) \quad (3-1)
 \end{aligned}$$

既に施設、単独、夫婦のみは特定されているので、それ以外の人員に関する子との同居割合を設定した方が都合がよい。これを $pg(X)$ とすると、

$$pg(X) = \text{子と同居} / (\text{子と同居} + \text{その他と同居}) \quad (3-2)$$

これを得るには、総人口に占める子と同居+その他と同居の割合 $g(X)$ が必要である。

$$\begin{aligned} g(X) &= (\text{子と同居} + \text{その他と同居}) / \text{総人口} \\ &= (\text{総人口} - \text{施設} - \text{単独} - \text{夫婦のみ}) / \text{総人口} \end{aligned} \quad (3-3)$$

$pt(X)$ は同別居不詳を除いて計算されているが、同別居不詳に偏りがなく同居と別居に比例配分して良いのであれば、

$$pg(X) = pt(X) / g(X) \quad (3-4)$$

表5 「子と同居」「その他と同居」への分割(2010年)

男	A				子と同居+ その他と同居	B	B/A
	総数	施設	単独	夫婦のみ		g(X)	pg(X)
65～69歳	3,953,358	66,907	491,908	1,627,844	1,766,700	0.44689	0.86293
70～74歳	3,249,174	72,278	361,462	1,514,009	1,301,424	0.40054	0.91244
75～79歳	2,601,305	87,425	279,573	1,224,281	1,010,026	0.38828	0.94658
80～84歳	1,705,237	97,066	194,213	717,741	696,217	0.40828	0.96359
85歳以上	1,055,957	134,580	129,523	315,151	476,702	0.45144	0.97592
女	A				子と同居+ その他と同居	B	B/A
	総数	施設	単独	夫婦のみ		g(X)	pg(X)
65～69歳	4,318,475	47,934	676,181	1,661,641	1,932,719	0.44755	0.88406
70～74歳	3,769,019	74,897	757,601	1,296,632	1,639,889	0.43510	0.90243
75～79歳	3,390,932	145,360	844,020	900,072	1,501,480	0.44279	0.93409
80～84歳	2,670,967	252,302	712,502	430,302	1,275,861	0.47768	0.96286
85歳以上	2,769,241	690,866	532,798	131,047	1,414,530	0.51080	0.97838

「総数」「施設」「単独」は国立社会保障・人口問題研究所(2013)より

「夫婦のみ」は表2,3から得た配偶者数を世帯主数に加えた値

$pg(X)$ は表4の子との同居割合を $g(X)$ で割った値

表5の「総数」「施設」「単独」は、国立社会保障・人口問題研究所(2013)による人数で、年齢不詳等を安分済みである。したがって男女5歳階級別高齢者の総数は、表4の国勢調査の値より大きい。「夫婦のみ」は、男女5歳階級別世帯主数に、表4の係数を適用して求めた配偶者数を加えたものである。総数から「施設」「単独」「夫婦のみ」を引いた残余が「子と同居」「その他と同居(子と同居せず、子でも配偶者でもない成員と同居)」の和であり、その割合が $g(X)$ となる。表の $pg(X)$ は、表4の子との同居割合すなわち $pt(X)$ を $g(X)$ で割った値で、これによって「子と同居」と「その他と同居」を分離できる。

$1-pg(X)$ は、配偶者以外と同居している者のうち子とは同居していない者の割合で、その場合

必然的に核家族以外の世帯の成員となる。すなわち、

$$1 - pg(X) = \frac{\text{(子と同居しない非核家族成員)}}{\text{(子と同居する核家族成員)} + \text{(子と同居する非核家族成員)} + \text{(子と同居しない非核家族成員)}}$$

これは非核家族成員の割合そのものではないが、核家族の比重が高まるほど低下することが予想される。そこで子との同居割合の将来仮定値 $pg(X;Y)$ は、世帯数の将来推計における子が同居している世帯と非核家族世帯のオッズを反映させることにする。 Y は年次番号で、 $Y=0$ が2010年、 $Y=5$ が2035年を意味する。 Y 年次の世帯主65歳以上の世帯のうち、子が同居している世帯数を $H_c(Y)$ 、二人以上の非核家族世帯（世帯推計においては「その他の世帯」と呼称される）を $H_o(Y)$ とする。世帯主の男女、5歳階級は区別しない。

$H_c(Y)$: 子が同居している世帯 = 夫婦と子世帯 + ひとり親と子世帯

$H_o(Y)$: 二人以上の非核家族世帯

2010年のオッズ $pg(X;0)/\{1-pg(X;0)\}$ の $H_c(0)/H_o(0)$ に対するオッズ比が保存されるとして、

$$\frac{pg(X;Y)}{1-pg(X;Y)} \bigg/ \frac{H_c(Y)}{H_o(Y)} = \frac{pg(X;0)}{1-pg(X;0)} \bigg/ \frac{H_c(0)}{H_o(0)} \tag{3-5}$$

これを解くと、

$$pg(X;Y) = \frac{pg(X;0) H_c(Y) H_o(0)}{\{1-pg(X;0)\} H_o(Y) H_c(0) + pg(X;0) H_c(Y) H_o(0)} \tag{3-6}$$

表6 $pg(X;Y)$: 子と同居/(子と同居+その他と同居)の仮定値

男	65～69歳	70～74歳	75～79歳	80～84歳	85歳以上
2010	0.86293	0.91244	0.94658	0.96359	0.97592
2015	0.87227	0.91872	0.95055	0.96634	0.97776
2020	0.87869	0.92302	0.95325	0.96821	0.97901
2025	0.88557	0.92758	0.95611	0.97018	0.98032
2030	0.89328	0.93268	0.95928	0.97237	0.98178
2035	0.90121	0.93788	0.96251	0.97459	0.98326
女	65～69歳	70～74歳	75～79歳	80～84歳	85歳以上
2010	0.88406	0.90243	0.93409	0.96286	0.97838
2015	0.89214	0.90935	0.93892	0.96566	0.98003
2020	0.89768	0.91410	0.94222	0.96756	0.98116
2025	0.90360	0.91915	0.94571	0.96957	0.98234
2030	0.91022	0.92479	0.94960	0.97180	0.98365
2035	0.91700	0.93056	0.95356	0.97407	0.98498

男女とも同じパラメタ $H_c(Y)$, $H_o(Y)$ を使用した。核家族化の一層の進行によって $H_c(Y)/H_o(Y)$

は上昇するという推計結果なので、表6にみるように $pg(X;Y)$ はどの年齢でも上昇すると仮定される。

4. 近居子の有無

近居子に関する情報は国勢調査からは得られないため、主な情報源は2007年国民生活基礎調査になる。この部分の集計は、統計法32条にもとづき調査票情報を二次利用したもので、既に国立社会保障・人口問題研究所(2012a)で公表したものである。表7は男女別・5歳階級別・居住状態（単独または夫婦のみ）別に、全国での近居子がいる割合と、5つの5歳階級別の値を対象とした回帰分析の結果を示したものである。また図1には回帰分析の予測値と観測値を示した。これらを見ると、男子の単独世帯を除き、年齢別パターンはほぼ直線で表せることが分かる。そこで以下では男子の単独世帯をも含め、まず65歳以上全体の近居割合を与えた上で、直線の当てはめによって5歳階級別の近居割合を推定する方法を考える。これは将来の都道府県別近居割合を求めるときに都合がよい。

表7. 男女別・5歳階級別・居住状態別、近居子がいる割合(%)と回帰分析結果

年齢	番号 X	男・単独	男・夫婦のみ	女・単独	女・夫婦のみ
65-69	1	22.4	21.4	24.7	23.3
70-74	2	20.8	23.7	25.8	25.2
75-79	3	29.1	25.3	29.0	27.1
80-84	4	31.9	27.8	30.5	27.7
85+	5	33.0	30.6	33.5	30.0
切片	a	0.1774	0.1898	0.2197	0.2184
傾き	b	0.0323	0.0225	0.0224	0.0160
決定係数	R^2	0.8480	0.9922	0.9791	0.9769

資料：2007年国民生活基礎調査

図1a. 単独居住者の子近居割合

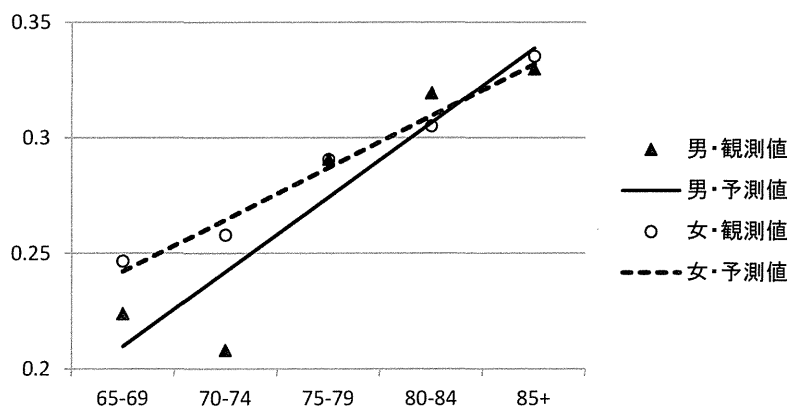
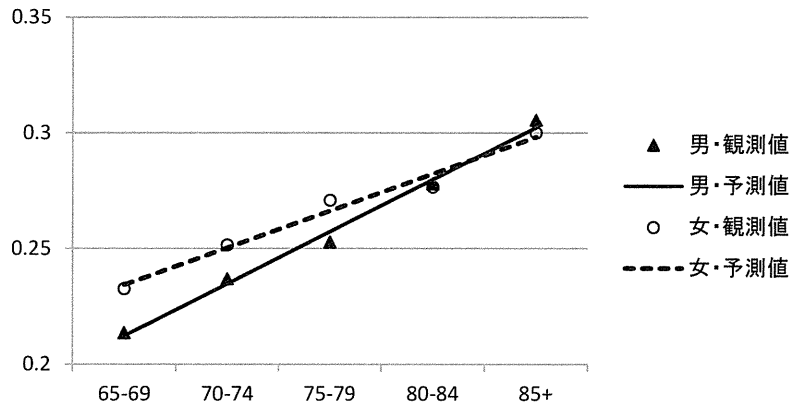


図1b. 夫婦のみ居住者の子近居割合



特定の性（男子または女子）と居住状態（単独または夫婦のみ）の組合せについて、65歳以上全体での近居割合 $h(Y)$ が与えられたとする。一方、全国の65歳以上全体の近居割合（2007年国民生活基礎調査）を h_0 とする。なお、「夫婦のみ」の高齢者の近居割合は男女間でほとんど等しいため¹、男女の平均値を h_0 とし、男女に共通して適用する。

まず考えられるのは、傾きは一定不変とし、与えられた $h(Y)$ に合致する切片を求める方法である。しかしこの方法では、負の近居割合を生じる恐れがある。そこで $h(Y)$ に比例して傾きが変化するモデルを考える。上の全国値の回帰分析における傾きを b_0 として、年次 Y の傾きは、

$$b(Y) = \frac{h(Y)}{h_0} b_0. \quad (4-1)$$

65歳以上の5歳階級別分布を $P(X;Y)$ として、予測値 $a(Y) + b(Y) X$ の加重平均は $h(Y)$ に一致しなければならない。

$$h(Y) = \sum_{X=1}^5 P(X;Y) \{a(Y) + b(Y) X\}. \quad (4-2)$$

これを解くと、

$$a(Y) = h(Y) - b(Y) \sum_{X=1}^5 P(X;Y) X = h(Y) - b(Y) \bar{X}(Y). \quad (4-3)$$

ちなみに $\bar{X}(Y)$ は Y 年における5歳階級番号の平均値である。

前回の都道府県別居住状態の推計（国立社会保障・人口問題研究所 2012a）では、都道府県 i における65歳以上の近居割合 $h_i(Y)$ は、都道府県別将来推計人口（国立社会保障・人口問題研究所 2007）における老年従属人口指数＝65歳以上人口／15-64歳人口の変化に連動すると仮定し

¹ 厳密には65歳以上男子（女子）の配偶者の一部は65歳未満なので、近居割合は完全には一致しない。しかし前回の近居割合の推計（国立社会保障・人口問題研究所 2012）によると、2005年の都道府県別夫婦のみの近居割合で男女間の相関係数は0.9802で、等しいと見ても差し支えない。

た。これは若年層が流出し過疎化が進む県で近居割合が低いという関係を反映させるためである。しかし全国の近居割合も近年は低下しており、それは出生率低下の影響によると考えられる。そこでここでは、全国の近居割合も老年従属人口指数の出生中位・死亡中位将来推計値（国立社会保障・人口問題研究所 2012b）に連動させることにする。

表8 近居割合の予測値

年次 Y	従属指数 d(Y)	近居割合 h(Y)	傾き b(Y)	切片 a(Y)	予測値 $h(X,Y) = a(Y) + b(Y)X$				
					65~69歳	70~74歳	75~79歳	80-84歳	85歳以上
単独・男									
2007	0.33083	0.26122	0.03230	0.17735	0.20966	0.24196	0.27426	0.30656	0.33887
2010	0.36072	0.24488	0.03028	0.17172	0.20200	0.23228	0.26256	0.29285	0.32313
2015	0.44198	0.20928	0.02588	0.14560	0.17148	0.19736	0.22324	0.24912	0.27500
2020	0.49210	0.19206	0.02375	0.12988	0.15363	0.17738	0.20113	0.22488	0.24863
2025	0.51625	0.18473	0.02284	0.12082	0.14366	0.16651	0.18935	0.21220	0.23504
2030	0.54406	0.17696	0.02188	0.11356	0.13544	0.15733	0.17921	0.20109	0.22297
2035	0.58974	0.16552	0.02047	0.10609	0.12656	0.14702	0.16749	0.18796	0.20843
単独・女									
2007	0.33083	0.28570	0.02245	0.21968	0.24213	0.26458	0.28702	0.30947	0.33192
2010	0.36072	0.26838	0.02109	0.21035	0.23143	0.25252	0.27361	0.29470	0.31578
2015	0.44198	0.23041	0.01810	0.17991	0.19802	0.21612	0.23423	0.25233	0.27043
2020	0.49210	0.21191	0.01665	0.16313	0.17978	0.19643	0.21308	0.22973	0.24638
2025	0.51625	0.20402	0.01603	0.15434	0.17037	0.18641	0.20244	0.21847	0.23450
2030	0.54406	0.19563	0.01537	0.14633	0.16170	0.17707	0.19244	0.20781	0.22319
2035	0.58974	0.18326	0.01440	0.13666	0.15106	0.16546	0.17985	0.19425	0.20865
夫婦のみ・男									
2007	0.33083	0.24641	0.02252	0.18982	0.21233	0.23485	0.25736	0.27988	0.30239
2010	0.36072	0.23070	0.02108	0.17977	0.20085	0.22193	0.24301	0.26409	0.28517
2015	0.44198	0.19663	0.01797	0.15242	0.17039	0.18835	0.20632	0.22429	0.24225
2020	0.49210	0.18021	0.01647	0.13710	0.15357	0.17003	0.18650	0.20296	0.21943
2025	0.51625	0.17324	0.01583	0.12895	0.14478	0.16061	0.17644	0.19227	0.20810
2030	0.54406	0.16585	0.01515	0.12194	0.13710	0.15225	0.16741	0.18256	0.19772
2035	0.58974	0.15500	0.01416	0.11387	0.12803	0.14220	0.15636	0.17052	0.18468
夫婦のみ・女									
2007	0.33083	0.24641	0.01599	0.21836	0.23435	0.25034	0.26633	0.28232	0.29831
2010	0.36072	0.23070	0.01497	0.18950	0.20447	0.21944	0.23441	0.24938	0.26435
2015	0.44198	0.19663	0.01276	0.16104	0.17380	0.18656	0.19932	0.21208	0.22484
2020	0.49210	0.18021	0.01169	0.14595	0.15764	0.16933	0.18103	0.19272	0.20442
2025	0.51625	0.17324	0.01124	0.13840	0.14964	0.16088	0.17213	0.18337	0.19461
2030	0.54406	0.16585	0.01076	0.13133	0.14209	0.15286	0.16362	0.17438	0.18514
2035	0.58974	0.15500	0.01006	0.12244	0.13250	0.14256	0.15262	0.16268	0.17274

Y年の老年従属人口指数を $d(Y)$ として、近居オッズの $1/d(Y)$ に対する比が保存されるとすると、

$$\frac{h(Y)}{1-h(Y)} \bigg/ \frac{1}{d(Y)} = \frac{h(0)}{1-h(0)} \bigg/ \frac{1}{d(0)} \quad (4-4)$$

これを解くと、

$$h(Y) = \frac{h(0)d(0)}{\{1-h(0)\}d(Y) + h(0)d(0)} \quad (4-5)$$

この式で $d(0)$ は 2007 年の老年従属人口指数 (33.1%)、 $h(0)$ は 2007 年国民生活基礎調査における高齢者の近居割合 (単独男子 26.1%、単独女子 28.6%、夫婦のみ男女平均 24.6%) である。表 8 にこのようにして求めたパラメタと将来推計値をまとめた。

5. 推計結果

男女・5歳階級別の近居を含む高齢者の居住状態の推計結果は、付表 1,2 に示した。65歳以上全体での分布を見ると、男女とも「単独」の増加が著しい。表 9 に見るように、2035年の独居割合は男子の 16.3% に対し女子の方が 23.4% と高いが、2010～35年の上昇は男子の方が著しい。男女とも施設入居割合は上昇するが、これは高齢者の中での高齢化が進むためである。実際、65歳以上人口に占める 85歳以上の割合は、男子で 2010年の 8.4% から 2035年には 21.5% へ、女子は 16.4% から 31.3% へ急増する。男子では「夫婦のみ」が 4%ポイントほど減少するが、「子と同居」の割合はほとんど変わらない。逆に女子では、「夫婦のみ」はあまり変わらず、「子と同居」が 2%ポイントほど減少する。「その他と同居」はもともと少ないが、男女ともさらに減少する。男女とも近居割合は低下するが、女子の方が変化が急激である。

表9 65歳以上高齢者の居住状態別分布 (%)

男	総数	施設	単独	夫婦のみ	子と同居	その他と同居	(再掲)近居
2010年	12,565,031	3.6	11.6	43.0	38.2	3.6	9.6
2015年	14,650,205	3.7	12.9	42.4	37.8	3.3	8.5
2020年	15,593,025	3.9	13.9	41.7	37.6	2.9	8.1
2025年	15,709,406	4.2	14.6	41.1	37.7	2.5	8.1
2030年	15,775,670	4.4	15.4	40.1	37.8	2.3	8.0
2035年	16,023,084	4.7	16.3	39.0	37.9	2.1	7.7
女	総数	施設	単独	夫婦のみ	子と同居	その他と同居	(再掲)近居
2010年	16,918,634	7.2	20.8	26.1	42.6	3.3	14.1
2015年	19,301,664	7.2	21.3	26.4	42.0	3.1	12.2
2020年	20,530,779	7.5	21.9	27.1	40.8	2.7	11.2
2025年	20,864,081	7.9	22.6	27.1	40.2	2.3	10.7
2030年	21,073,588	8.4	23.1	26.2	40.3	2.0	9.9
2035年	21,384,098	8.9	23.4	25.3	40.6	1.8	9.0

図2. 65歳以上男女の未婚割合

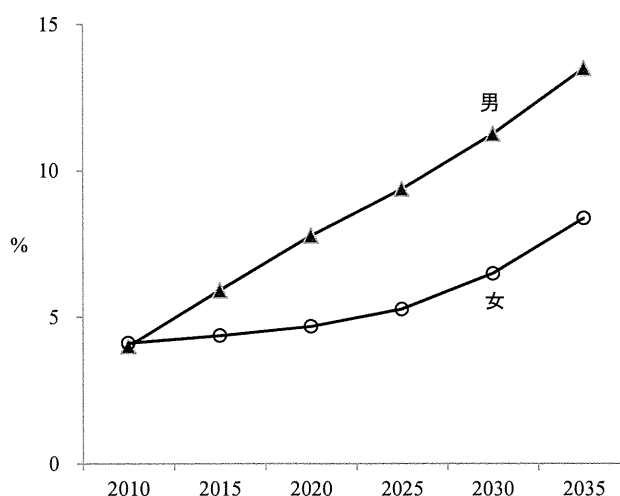


図2にみるように、65歳以上男子の未婚割合は2010年の4.0%から2035年の13.5%までほぼ直線的に増加する。これに対し65歳以上女子の未婚割合は、2010年の4.1%から2020年の4.7%までの変化は比較的緩慢で、以後加速して2035年には8.4%となる。このように男子の未婚割合の急激な増加が、「夫婦のみ」を大きく減少させる要因と考えられる。

高齢者の未婚化は「子と同居」の減少要因としても作用するだろう。一方、高齢者内の高齢化による要介護割合の上昇や、子世代の未婚化と離家の遅れ等は、「子と同居」を増やす要因として作用し得る。そのように考えれば、「子と同居」の減少が「夫婦のみ」より緩慢でも不自然ではない。ただし「子と近居」が減少するため、同居と近居の合計は、男子で52.6%（2010年）から46.7%（2035年）へ、女子で40.2%（2010年）から34.2%（2035年）へ低下する。このことは、介護支援を中心とする行政的ニーズを増大させるだろう。

表10 65歳以上高齢者の居住状態別指数（2010年=100）

男	総数	施設	単独	夫婦のみ	子と同居	その他と同居	(再掲)近居
2010年	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0
2015年	116.6	117.7	129.7	114.9	115.2	107.7	103.0
2020年	124.1	131.8	149.2	120.5	121.9	100.7	104.8
2025年	125.0	142.6	157.6	119.5	123.1	88.3	105.5
2030年	125.6	153.1	167.0	117.2	124.0	79.8	104.9
2035年	127.5	163.1	179.0	115.8	126.5	75.4	102.0
女	総数	施設	単独	夫婦のみ	子と同居	その他と同居	(再掲)近居
2010年	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0
2015年	114.1	114.3	116.9	115.2	112.6	105.7	98.9
2020年	121.4	126.8	127.9	125.7	116.4	97.5	96.9
2025年	123.3	136.6	133.7	127.8	116.4	83.8	93.4
2030年	124.6	146.6	138.1	125.0	117.8	75.1	87.5
2035年	126.4	156.4	142.3	122.3	120.4	70.5	80.5

表10は、居住状態別人口の増加を2010年を100とする指数で示したものである。表9にみるように施設居住割合の上昇はそれほど大きくないが、高齢者の絶対数が急激に増えるため、施設人員は男子で63.1%、女子で56.4%の増加が見込まれる。これは資金・人員の負担増と同時に、医療・介護産業の成長可能性も同時に示唆する。単独世帯主（独居者）の絶対数も、男子で79.0%、女子で42.3%と大幅な増加が見込まれる。これは経済的支援・介護支援に加え、見回り・声かけ等の行政サービスのニーズを大幅に高めるだろう。

表11 近居・遠居別65歳以上独居高齢者数

年次	男		女	
	近居	遠居	近居	遠居
高齢者数（人）				
2010年	355,460	1,101,219	1,405,066	2,118,036
2015年	390,253	1,498,857	1,393,312	2,725,888
2020年	410,270	1,762,486	1,348,182	3,157,823
2025年	416,505	1,879,886	1,287,519	3,422,753
2030年	420,233	2,013,074	1,208,816	3,655,876
2035年	418,716	2,189,199	1,115,350	3,898,908
指数（2010年=100）				
2010年	100.0	100.0	100.0	100.0
2015年	109.8	136.1	99.2	128.7
2020年	115.4	160.0	96.0	149.1
2025年	117.2	170.7	91.6	161.6
2030年	118.2	182.8	86.0	172.6
2035年	117.8	198.8	79.4	184.1

たとえ独居であっても、子が隣近所に住んでいればこうしたニーズにはある程度対応できる。しかし前述のように、近居割合は従属人口指数の上昇に呼応して低下すると仮定した。このため、子が近くにいない「遠居（そもそも子がひとりもいない場合を含む）」の独居高齢者が増えると予想される。表 11 は「近居」「遠居」に分けた独居高齢者数の推計値である。これによると「遠居」で子の支援が期待できない独居高齢者は、男子で 98.8% とほぼ倍増し、女子も 84.1% の増加が見込まれる。このように近居を独居から除外すると独居高齢者は 15～25% 減少する一方、「遠居」に限った場合の増加率は独居者全体よりも大幅に高くなる。独居高齢者向けの支援ニーズの増加率は、表 10 よりも表 11 が示唆するものに近いかもしれない。

6. 結語

本稿の高齢者の居住状態の将来推計では、施設人員に加え独居高齢者の増加が著しく、特に子が近居しない独居高齢者が急速に増加することが示された。特に高齢男子では未婚割合の上昇が著しいことから、そもそも配偶者も子もない孤独な高齢者の増加が予想される。もちろんそうした高齢者がすべて貧困で要介護になるわけではないが、家族支援が得られない分、経済的・身体的状況の悪化に対して脆弱である可能性が高い。未婚化や少子化に伴い、家族による高齢者の支援機能の低下は確実である。それだけに、中央政府、地方自治体、企業、ボランティア団体といった家族以外の支援経路でどのように分担するか、計画的な対処が必要となる。

引用文献

- 国立社会保障・人口問題研究所(2007)『日本の都道府県別将来推計人口 平成19年5月推計』人口問題研究資料第316号.
- 国立社会保障・人口問題研究所(2008)『日本の世帯数の将来推計（全国推計） 2008（平成20）年3月推計』人口問題研究資料第318号.
- 国立社会保障・人口問題研究所(2010)『日本の世帯数の将来推計（都道府県別推計） 2009（平成21）年12月推計』人口問題研究資料第323号.
- 国立社会保障・人口問題研究所(2012a)『高齢者の居住状態の将来推計』所内研究報告書第44号.
- 国立社会保障・人口問題研究所(2012b)『日本の将来推計人口 平成24年1月推計』人口問題研究資料第326号.
- 国立社会保障・人口問題研究所(2015)『人口統計資料集 2015』人口問題研究資料第333号.