
 特 集 II

第8回世帯動態調査 (その2)

単独世帯・夫婦のみの世帯に住む高齢者の世帯変動

—介護保険サービスの供給量と住居移動との関連—

清 水 昌 人

本研究では単独および夫婦のみの世帯に住んでいた高齢者に焦点をあて、家族等との同居と介護保険サービスの供給量、および住居移動との関連を検討した。2000年以降に実施された世帯動態調査と介護サービス・事業所調査のデータを分析したところ、男性では介護老人福祉施設の定員（75歳以上の人口あたり）が多い都道府県、女性では居宅サービス全体の従事者数（同）が多い都道府県などにおいて、高齢者と家族等との同居が抑制されていた。一方、住居移動の分析によれば、家族等との同居に至り、かつ住居を移動した人の割合が単独世帯に住んでいた女性で低下していた。今回の分析によれば、2000年代以降における分析対象者の世帯変動は、1) 地域の一部の介護サービスが家族等との同居に与える抑制効果と、2) 高齢単身女性の移動パターンの変化によって特徴づけられる。

キーワード：高齢者、世帯変動、住居移動、地域の介護サービス、子との同居

I. 導入

日本では全体に世帯規模の縮小や家族類型の変化が進んでいるが、高齢者の世帯変動はコーホートや地域によりかなりの差があるようである。国勢調査によれば、単独・夫婦のみ・施設等の世帯を除く世帯（以下、「子との同居等」の世帯）に住む人の割合は、1920年代後半生まれの女性では70-74歳（2000年）から80-84歳（2010年）にかけて、日本全体で1.4%低下した（49.4%→48.0%）¹⁾。しかし、1930年代後半生まれの女性では、期首時点での割合が大幅に下がり、加齢による低下幅も拡大している（同42.3%→38.8%）。また、こうした家族類型の変化には地域差があり、例えば山形県では、期首時点の割合は上記の2コーホート間で大きく下がったが、加齢による低下幅はさほど変わらなかった（順に70.7%→68.1%、61.3%→58.2%）。しかし、鹿児島県では期首の割合は変わらないかわ

1) この割合は清水（2013:168）の「同居」世帯の割合に相当する。家族類型のデータは2010年の定義による（遡及集計を含む）。年齢と家族類型の不詳は清水（2023）の方法を用いて案分した。

りに、加齢による変化の向きが逆転した（同27.5%→28.2%，27.8%→25.3%）。

高齢者や彼らの世帯をとりまく社会や人口の状況は、2000年代以降に大きく変化した。最も顕著な変化はおそらく介護保険制度の導入（2000年）である。周知のように、介護保険制度は「家族の負担を軽減し、介護を社会全体で支えることを目的に」（厚生労働省 年不詳）開始されたものであるが、制度の導入以降は民間事業者の参入や介護サービスの供給体制の変化により、高齢者の生活設計に以前とは異なる選択肢がもたらされた。一方、2000年代以降には高齢者自身の人口学的な特性も変わった。とくに目立つのは出生力転換に伴う子ども数の減少であり（国立社会保障・人口問題研究所 2021）、結果として老親が同居相手として選ぶうの子の数は以前より減少した。また、非大都市圏では子どもの流出により地域内で同居可能な子の数がさらに減っており（丸山 2018）、自身や子どもが再同居のために別の場所に移動できるか否かが現在の高齢者の居住状態を決める一つの鍵となっている。

人口学や関連分野では、高齢者の家族類型と地域の介護資源、あるいは住居移動との関連について、これまでに幾つかの知見が得られている。例えば、静態統計を用いた研究によれば、高齢者の家族類型別割合と介護サービスの種類や供給量との間には地域的な相関があるとされている（清水 2004，清水 2023）。また住居移動の研究では、高齢者が子ども等と同居する際には、一般に親よりも子ども等が移動するケースが多いこと、単独世帯の高齢女性では自身が移動する割合も高いこと、などが分かっている（Speare and McNally 1992, Rogerson et al 1997, 清水 2009）。ただ、これらの研究では、前者では家族類型の変化を検討していないか、検討している場合でも家族類型間の個別の推移が考慮されていない。また、後者では2000年代なかば以降の社会の変化や地域の介護サービスの影響を扱っていない。そのため、これまでの研究では、例えば介護保険サービスの導入やその後の制度改定が親子の再同居への移行に与えた影響などはほとんど検討されていない。また、高齢者の成人子が減少した近年の状況下で、家族が再同居する際の住居移動の負担を高齢者と子どものどちらがより多く担ってきたかも不明である。

本研究では主に2000年代以降における高齢者の家族類型間の推移に着目し、そうした推移と地域の介護資源、および住居移動との関連を明らかにする。具体的には、単独世帯および夫婦のみの世帯に住む高齢者に焦点をあて、都道府県別の介護保険サービス供給量と高齢者の住居移動、および「子との同居等」の世帯への移行がそれぞれどのような関係を示すかを「世帯動態調査」と「介護サービス施設・事業所調査」のデータにより検討する。以下、2節で先行研究を整理し、3節でデータと分析手法、具体的な分析課題を示す。4節では分析結果を示し、5節で結果の含意を考察する。

II. 既存研究と分析課題

日本の人口学では、高齢者の家族類型に関する研究として、類型の地域性（西岡 2000，清水 2004，2013，加藤 2009）、人口動態率の変化に伴う親子の同居可能・実現率（廣嶋

1984, 1989), 家族類型間の推移確率(西岡他 2003)などの研究がよく知られている。これに対して、介護サービスとの関連を扱った研究は少ないが、このテーマを直接扱った主な研究としては清水浩昭の分析がある。清水は1990年代後半の統計により家族類型の地域差と介護サービスの利用状況を比較し、親子同居の多い山形県では短期滞在(ショートステイ)、夫婦のみの世帯が多い鹿児島県では訪問介護(ホームヘルプ)や通所介護(デイケア)の利用が多いことを明らかにした(清水 2004, 2013)。また、「介護形態の地域差は家族構造の差異によって生じた現象形態である」とした上で(清水 2004: 14)、家族研究における「収斂論」と「拡散論」に応じた「家族構造と介護支援システム」の対応関係を図式化した(清水 2013)。

一方、2000年代以降になると介護サービスの供給側、需要側のいずれにおいても状況は変化した。供給側では介護保険制度が2000年に導入され、以前よりも多くの高齢者が介護サービスを利用するようになった(厚生労働省 2020a)。ただし、新制度のもとでは介護報酬の改定により一部のサービスの利用料が上昇したり(杉浦 2004)、市場原理の導入に応じてサービス供給の地域差が拡大したりするなどの変化が起きた(宮澤 2003, 畠山 2004, 2012)。他方、需要側の高齢者では人口学的な特性、具体的には子どもの数と居住地が変化した。例えば1920年代前半までに生まれた既婚の女性(1995年には70歳以上)では、既往出生児数の平均は2人台後半かそれ以上であった(国立社会保障・人口問題研究所 2021)。また、地域から転出する子は主に後継ぎ以外の「潜在的他出者」(伊藤 1984)であったため、家の後継ぎ要員は全体として地域内に保持されていた(丸山 2018)。しかし、その後の世代では子どもが減るとともに、非大都市圏では1950年代後半に生まれた子を持つ世代以降、流出子の数が後継ぎ要員にまで食い込んだ(大江 1995, 丸山 2018)。その結果、こうした地域では地域内に居住し、高齢者と同・近居しうる成人子の数が以前より減少した²⁾。

こうした変化を受け、最近の研究では都道府県別の介護保険サービスの供給量と高齢女性の家族類型との対応が改めて検討されている(清水 2023)。この研究によれば、2000年以降の集計データにおいては、「子との同居等」の世帯割合と施設サービスや訪問介護の供給量などとの間にやや強い地域相関が見られた。また、相関の程度は時期によって異なり、施設系サービスなどでは2010年ごろにかけて正の相関が強まっていた。一方、当該世帯の割合の変化をコーホート単位で見ると、介護保険サービスの供給量との地域相関は全体に弱いが、時期によっては介護老人保健施設や通所介護の供給などとの間に一定の相関(負)が見られた。家族類型と介護サービスの関係は、介護保険制度の導入前後だけでなく、導入後の期間にもある程度変化したことが示唆されている。

ただし、上記の分析は集計データを使っているため、家族類型の動態面に即した観察は

2) 親から見た子との「同居可能率」は、2000年代の高齢者のほうが1990年代までの高齢者よりも高い(廣嶋 1984, 鈴木 2012)。ただし、この場合の同居可能率は同居しうる子どもがいるかないかを示す指標であり、同居相手として選ぶ子どもの多さを示すものではない。また、計算値は全国ベースの値であって、地域ごとの値ではない。

できていない。世帯の変化を家族類型間の推移の面から見ると、例えば「子との同居等」の世帯の変化は、子ども等と同居していた高齢者の世帯が単独世帯や夫婦のみの世帯などに変わる動きと、その逆の動きにより生じている。この2つの動きは前者が子どもの離家、後者が老親の呼び寄せなどを反映しており、性格は全く異なる。しかし、集計データによる「子との同居等」の割合の変化では、こうした2つの動きが分離不能な形でまとめられており、個々の動きの規模や全体の変化に対する各々の動きの寄与度が分からない。そのため、類型別割合の正味の変化と介護サービスとの関係を集計レベルで分析しても、介護サービスがこれら2つの動きのどちらにどれだけ影響を与えたかは不明である。介護サービスが家族類型の変化を抑制・促進した程度をより直接的に把握するには、国勢調査のような静態統計ではなく、世帯の動態データを分析する必要がある。

次に、家族類型と住居移動の関連については、日本では2000年前後に高齢者の「呼び寄せ」(大場 2001)が話題になったものの、家族類型の変化と移動との関係を扱った研究は鈴木(1998)や清水(2009)などにとどまる。ただし、諸外国には幾つかの研究例があるので、それらも踏まえて従来知見を整理すると、第一に家族類型の変化と住居移動の頻度に関しては、単独世帯および夫婦のみの世帯にいた高齢者のうち、2004年の段階で過去5年間に「子との同居等」の世帯に移行した人の割合は男性で4.9%、女性で6.6%だった(清水 2009)。このうち、男性では自身が動かなかった(つまり家族等が移ってきた)ケースが多かったが(全体の3.2%)、女性では自身が移動したケースも半数近くにのぼる(全体の3.2%)。とくに、単独世帯にいた女性では自身が移動した割合のほうが高かった(自身が移動6.0%、家族等が移動4.0%)。これと似たような傾向は前世紀のアメリカでも見られた。すなわち、家族類型が変化する際に高齢者自身が移動するケースは相対的に少なかったが、単独世帯から家族類型が変化する場合は、高齢者自身が移動するケースが比較的多い(Speare and McNally 1992)。

第二に、こうした家族類型の変化と住居移動に個人の属性が及ぼす影響は、清水(2009)の分析ではサンプル規模が小さいせいか、年齢以外でははっきりしない。しかし、諸外国の研究によると、子との同居確率に対する効果は高齢者の健康状態の悪化(Silverstein 1995, Rogerson et al. 1997, Vergauwen and Mortelmans 2019)、子ども数(Rogerson et al. 1997)、子からの援助開始(Vergauwen and Mortelmans 2019)で正とされる³⁾。また、家族類型が変わった人に絞った分析では、高齢者自身の移動確率に正の効果を持つのは年齢75歳以上と健康状態の悪さ、負の効果を持つのは持ち家「あり」であった(Speare and McNally 1992)。

一方、個人属性の影響については、家族類型の変化よりもそうした変化の結果としての静態的な空間配置(同居・近居・別居の状態)に対する効果を調べる研究が多いが、それ

3) 分析の枠組みは各研究で異なるため、各変数の影響は同等に評価できない。例えば Vergauwen and Mortelmans (2019) では子からの援助を入れると健康状態の効果が消える。Speare and McNally (1992) では健康状態の悪さと子の数は単独世帯から子との同居への移行に正の影響を与えると述べているが、表の係数は逆に見える。

らの研究でも子ども数、あるいは健康状態の効果について似た結果が得られている (Clark and Wolf 1992, Glaser and Tomassini 2000, Malmberg and Pettersson 2007, van den Broek and Dykstra 2016, Bian et al. 1998). また、上記以外の属性では、例えば教育水準が高いと親子間の距離が大きい (Malmberg and Pettersson 2007, Michielin and Mulder 2007, Bian et al. 1998), 子が大都市居住者の場合は親子間の距離が大きく、親が大都市居住者だと距離は小さい (Malmberg and Pettersson 2007), 親が持家住まいなら同居確率は上がる (van den Broek and Dykstra 2016), などの結果が出ている。また、やや例外的だが、消費水準の高い高齢者ほど家族と同居しやすいという報告もある (Park et al. 1999)⁴⁾。

冒頭でも触れたとおり、日本の人口研究では2000年代なかば以降の家族類型の変化と住居移動の関係が十分明らかでない。したがって、上記のような研究に即して最近の動向を検討するなら、家族類型の変化に伴う移動の頻度や属性の影響を把握し、2000年代からその後にかけての変化を明らかにすることが課題となるだろう。また、2000年代の高齢者の特性を踏まえると、子の数が減るなかで親と家族等の同居と移動の関係がどう変化してきたかにも注目する必要がある。一般に、親とその家族らが同居するには誰かが住居を移さなければならないが、子どもの数が減ると移動できる人が減るため、当事者一人あたりの平均的な移動の必要性は増える。つまり、仮に「子との同居等」への移行が以前と同じように発生するなら、親や子等の平均的な移動率は上がり、逆に各自の移動率が同じであれば「子との同居等」への移行は減ると考えられる。分析では2000年代以降の世帯変動のなかで、高齢者と家族等の移動率の水準や両者の比重がどのように変化したかが問われる。

最後に、家族類型と住居移動に介護サービスを加えた3者の関係については、Rogerson et al. (1997) が子との距離と介護サービスの利用には関係があると想定した上で、地域の介護サービス計画は親子の距離関係の動態を考慮すべきと主張している。また、Vergauwen and Mortelmans (2019) はヨーロッパ15カ国とイスラエルの比較研究を行い、親子の同近居確率の違いが各国の公的介護資源と家族規範に対応しており、公的福祉は同・近居を目的とした移動の必要性を下げると述べている。しかし、これらの研究は地域の介護資源量の影響を具体的に検証していない⁵⁾。一方、日本では実証的な研究がいくつかあり、例えば中川・鎌田 (2016) は既存集計を使い、高齢者の転出超過率と単独世帯割合、および介護老人福祉・保健施設の定員との間に市町村レベルの地域相関があることを見いだした。また、中川 (2016) は社会調査の個票データと地域の介護統計を組み合わせて分析し、子との同・近居と高齢者の転居の可能性との関係が居住市町村の介護施設の

4) 属性の効果は親と子のどちらから見るかで変わるだけでなく、先行研究の間で必ずしも一致しないので、解釈には注意を要する。例えば、子どものきょうだい関係 (長子、末子等) は、スウェーデンでは親との近居確率に影響するが (Malmberg and Pettersson 2007), ドイツでは影響しないとされる (van den Broek and Dykstra 2016)。また、親の状況の「有利さ」(年齢, 教育, 持家等の複合指標) と子との同近居との関係は、イギリスとイタリアでは逆転していた (Glaser and Tomassini 2000)。

5) ただし Vergauwen and Mortelmans (2019) は高齢者が外部の介護サービスを利用中か否かを統制変数に入れている (利用中だと子との同居確率は有意 (10%水準) に下がる)。

定員に影響されることを示した。ただし、これらの研究では分析対象となった家族類型や介護サービスの種類が限られている。そのため、例えば個票レベルでの家族類型の変化と居宅介護サービスなどとの関係は扱われておらず、その両者の関係に住居移動がどう関わるかも不明である。

以上の点を踏まえ、本研究の課題は以下の4つとする。第一に、2000年代以降の家族類型間の動態面を社会調査のデータで把握する。ここでは、とくに家族の介護資源が相対的に少ないと考えられる単独世帯や夫婦のみの世帯の高齢者を取り上げ、彼らがどの家族類型にどの程度動いたかを明らかにする。第二に、地域の介護保険サービスが家族類型間の推移、とくに家族等との同居に影響するか確認する。検討対象には施設サービスと居宅サービスの両方を含め、時期による影響の違いも検討する。第三に、家族等との同居への移行と住居移動の関係、および高齢者自身と家族等の移動の大小を検討する。最後に、家族類型の変化に対する介護サービスと住居移動の影響を同時に分析する。ここでは、介護保険サービスの供給量が地域レベルの変数であることを踏まえた検討を行うとともに、個人属性の効果も観察対象に含める。

Ⅲ. データと手法

本研究では、国立社会保障・人口問題研究所が実施した「世帯動態調査」(5～8回)の個票データと厚生労働省の「介護サービス施設・事業所調査」(2000～2018年)の都道府県別の集計表を用いる。

世帯動態調査は、世帯変動の動的な把握を目的として5年に一度行われる全国調査である。本稿で扱う5回から8回の調査は2004年、2009年、2014年、2019年に実施され、いずれも厚生労働省の「国民生活基礎調査」の調査区から抽出された300地区を対象に、その地区に住むすべての世帯を被験者として調査が行われた(基本的に施設等の世帯は除く。配票自計式)。調査の主な項目は世帯の構成員の異動に関するもので、過去5年間の世帯員の出入り(出生・死亡・転出入)や世帯主の交代の有無に関する質問が多いが、その他の情報として住居移動や離家経験、各世帯員の基本属性なども尋ねている。有効回答世帯数は各回とも1万～1.1万世帯程度、有効回収率は62%(8回)～72%(6回)であった。調査の詳しい情報は各回の報告書に記載されている(例えば国立社会保障・人口問題研究所2022)。

一方、「介護サービス施設・事業所調査」では、全国の介護サービスの供給状況を調査票の配布・回収その他の方法により調べている。調査は毎年行われ、各種サービスを提供する施設・事業所の経営主体や施設定員、従事者数、さらに利用者等に関する調査結果が集計表として公表されている。ただ、調査の方法はこれまで何度か変更されている。そのため、調査の結果報告では経年比較に対する注意喚起が繰り返されている(厚生労働省2013, 2014, 2020b)。

今回の分析では、世帯動態調査からは調査前5年間の家族類型の推移、各人の住居移動

および基本属性、「介護サービス施設・事業所調査」からは都道府県別の介護サービス供給量（施設定員，従事者数）のデータを選び，両者を結合して分析した．本稿における「介護サービス」は上記の統計で把握できるサービスを指す．また，世帯動態調査のデータは4回分をまとめて用いる．具体的な分析対象と変数は以下のように設定した．

第一に，分析対象者は世帯動態調査の各調査時点で65歳以上だった人とし，分析単位は世帯ではなく個人とした．また，分析はデータを男女別に分けて行った．ただし，例外的な措置として，同一世帯に同性の高齢者が複数いる場合には，より高齢の人のみを対象者とした．これは，同性の高齢者が複数いる世帯の高齢者をすべて含めると，当該世帯がデータに与える影響が各性別の高齢者が一人の世帯よりも大きくなる可能性を考慮したことによる．

第二に，分析対象の家族類型の変化は，単独世帯ないし夫婦のみの世帯からの変化とした．これは，世帯動態調査において個人単位の世帯変化を細かく再現できるのがこの2類型からの変化に限られるためである（施設等への移動は対象外）．

第三に，住居移動の分析では国勢調査と同様，5年前の居住地と現住地が異なることを「移動」と定義した．ただし，世帯動態調査における5年前の居住地の設問は，世帯主には住所の異同まで訊いているが，非世帯主には都道府県名（か外国名）しか尋ねていない．そのため，非世帯主では移動の判別を世帯主の移動情報をもとに推定したことがある⁶⁾．

第四に，分析対象の個人属性については，因果の方向を明確にするため，5年前の状態，ないし5年前とほぼ変わらないと考えられるものを選んだ．具体的には年齢，教育歴，生存子の数，5年前の居住地域ブロックを検討対象とした（地域ブロックの内訳は表6の注参照．北海道は「子との同居等」の割合が西日本のそれに近いので（清水 2023），西日本とまとめた）．前章の先行研究では，家族類型の変化に影響する他の変数として，配偶関係，住宅，経済状態，健康状態，あるいは子どもとの空間距離（Rogerson et al. 1997）などが挙げられているが，住宅，健康状態，子どもとの距離は調査時の状態しか分からず，経済状態は調査の項目にない．また，配偶関係は5年前，調査時ともデータがあるが，5年前に単独世帯・夫婦のみの世帯にいた高齢者の配偶関係やその変化は，家族類型の変化そのものと同期するケースが多い．そのため，今回はこれらの変数を検討対象から外している．

第五に，介護サービスの分析対象は，まず供給量の多いサービスとして，施設サービスでは介護老人福祉施設（地域密着型は別立て）と介護老人保健施設，居宅サービスでは訪問介護，通所介護（地域密着型は別立て），短期入所生活介護を選んだ．一方，介護保険制度は度々改定され，サービスの内容もその都度増えてきたため，そうした変化に対応するものとして，施設サービスでは総計（上記2者以外に介護医療院等を含む），居宅サービスでは総計，上記3種以外の居宅サービス計，地域密着型居宅サービス計（順に「居宅

6) 非世帯主が世帯主と5年前に同居していた場合は世帯主の情報を転用する．別居していた場合には，世帯主が移動していなければ非世帯主が移動したとみなす．世帯主が移動していれば，非世帯主の移動の有無は不明とした．

サービスその他」「居宅サービスその他（地域密着）」と表記）も分析に含めた。サービス総計や地域密着型サービス（2006年開始）の供給量を観察することにより、介護保険の制度改定を含めた時系列の変化とその影響を識別しやすくなると思われる。

サービス供給量の指標は以下のように作成した。まず、施設系では供給量を施設定員・病床数、在宅系では常勤換算従事者数の値（各年）で測ることとし、これらの値を各都道府県の75歳以上人口あたりの値に換算した。人口には各年の都道府県別推計人口（男女総数）と国勢調査人口（年齢不詳を各回の方法で案分したもの）を使った。指標の計算に75歳以上の人口を用いたのは、団塊の世代の高齢化と年齢別の要介護認定率を考慮したためである。高齢者の住居移動は、要介護時を想定して健康なうちに実行されることもあるため、今回の分析には比較的低年齢の高齢者も含めている。しかし、今回のように人口規模の大きな集団（すなわち団塊の世代）が途中から65歳以上に入る期間を扱う場合、65歳以上の人口で介護供給量の指標を計算すると、介護需要のまだ低い団塊の世代が入るか入らないかにより、介護指標の時系列変化や地域差が強く影響を受ける可能性がある。介護供給量の多寡の指標には介護需要が高い年齢の人口を用いることがより適切と考えられるので、今回は要介護認定率の上昇が目立ち始める75-79歳⁷⁾を目安として、指標の分母人口を選んだ。

次に、家族類型の変化の期間に対応する指標を作成したが、介護データでは経年比較に注意を要することなので、ここでは各年の値の期間平均を使った。例えば、2019年の世帯動態調査では2014年7月から2019年7月までの世帯動態を扱うので、介護供給量では2014年から2018年（データは各年10月時点）までの平均を計算し、5年前の居住都道府県に合わせる形で個票データに対応させた（5年前に国外にいた人は除く）。ただし、2004年の世帯動態調査については、1999年の介護保険データがないので2000～2003年のデータを当てはめている。

なお、この介護サービス供給量は分析対象者の地域環境を表す変数として使うが、各サービスの現実的な利便性の点でいえば、都道府県は境域として広すぎるきらいがある。とくに地域密着型サービスでは利用がサービスの立地する市町村の住民に限られるので、本来は中川（2016）のように市町村単位で指標を作るのが望ましい。今回は居宅サービスで市町村単位の値が十分に得られないため都道府県単位の指標を用いたが、本稿で得られる家族類型と地域の介護サービスの関係が間接的なものにとどまる可能性は否めない。

最後に、以上のデータは分割表とプロビット回帰分析を使って検討した。プロビット回帰ではマルチレベルの解析を行った。マルチレベル分析は、個票データに地域（集団）レベルの変数を取り込む場合などに使われる手法であり、日本の人口研究でも使用例が増えている（鎌田 2013, 中川 2013）。今回の分析では都道府県の介護サービス供給量を利用するので、このモデルの導入は理論的には妥当と考えられる。ただし、今回のデータでは集団レベルの要素が都道府県以外にも存在する。最も分かりやすいのは対象者の住む調査

7) 厚生労働省（2022:85）によれば、2020年における要介護認定率は65-69歳で2.8%、70-74歳では5.5%だったが、75-79歳では12.4%に上昇する。

区だが（世帯動態調査は調査区ごとの調査）、先行研究によれば地域ブロック（中川 2013）や、プールデータにおける各調査年（福田 2016）なども集団と見なしうるとの見解もある。したがって、以下の分析ではこれらの要素の効果を検討したが、実際に一定以上の効果をもつものは少なかった。そのため、モデルによっては通常のプロビット回帰を使っている。

IV. 結果

1. 家族類型の変化

はじめに家族類型の変化を確認する。調査の5年前に単独世帯および夫婦のみの世帯にいた高齢者について、調査時点の家族類型を示した（表1）。ここでは調査時点の家族類型を「単独」「夫婦のみ」「親と子」「その他」に分けた。後の2類型をまとめた類型は「子との同居等」と呼ぶ。また、集計の期間は2分し、2004年と2009年のデータと2014年と2019年のそれとを分けて集計した。なお、表右列の「標準化」の値は、今回の分析期間の後半に団塊の世代が65歳以上になることを踏まえ、期間前半の年齢構造で後半の値を標準化した参考値である。この表によれば、いずれの家族類型でも5年間で類型を変えなかった人が最も多い。ただし、この同一類型の割合には男女差があり、男性では夫婦のみの世帯、女性では単独世帯にとどまる割合が高い（2014、2019年ではそれぞれ91.2%、92.1%）。一方、家族類型が変化した場合では、男性では単独世帯から夫婦のみの世帯へ（例えば2014、2019年は11.1%）、女性ではその逆で、夫婦のみの世帯から単独世帯へ移る割合が高い（同15.4%）。前者には単身赴任等からの帰還、後者には夫との死別などが多く含まれると考えられる。「子との同居等」（親と子の世帯、三世帯世帯など）への移行割合は男女とも10%を下回る。この割合は単独世帯にいた女性で比較的高かった（2014、2019年に7.1%）。「子との同居等」の内訳では、単独世帯にいた女性で「その他」（三世帯家族など）の割合が高い（同4.1%）。

家族類型の割合を集計期間の前半と後半で比較すると、パーセントポイントの増減が最も大きかったのは男性の「単独→単独」の割合で、前半の80.2%が85.2%に上昇した。一方、絶対値は小さいが、「子との同居等」での割合の低下も目につく。女性計での低下は統計的に有意であった（6.6%→5.3%）。「子との同居等」の内訳では、5年前に夫婦のみの世帯にいた人で「その他」の低下が目立った（男2.4%→1.5%、女2.8%→1.5%⁸⁾。なお、期間後半の「子との同居等」については年齢構造の影響を除いた割合も算出したので、

8) 世帯動態調査は調査区を抽出単位としているので、分割表の検定ではまず調査区をクラスタとしたクラスタ頑健標準誤差を用いた。具体的には表頭の類型の値（例えば表1では当該類型か否か）を被説明変数、表側（同、調査時期。ただし表4では調査年）を説明変数とし、クラスタ頑健標準誤差を用いた二項プロビット回帰ないし単回帰分析を行った。計算にはStata 15.1のprobit, regressコマンドを使用した。次に、この検定結果を基礎的な検定（表1、3、4では母比率の差の検定ないしFisherの正確検定、表2ではWelchの検定）と比べ、有意性がより低い結果を採用した。とくに表2では男性でクラスタ頑健標準誤差による有意性の区分が一段階高く（有意になりやすく）なるケースが目立つため、その場合にはWelchの検定結果を表示した。

表1 家族類型の変化

	計 (人)	調査時点						計	標準化	
		単独	夫婦のみ	子との同居等		計	子と同居等			
				親と子	その他					
5年前										
男 単独	('04, '09)	323	80.2 *	14.9	5.0	2.2	2.8	100	-	
	('14, '19)	542	85.2	11.1	3.7	2.2	1.5	100	3.7	
夫婦のみ	('04, '09)	1,511	4.3	90.9	4.8	2.3	2.4 *	100	-	
	('14, '19)	1,952	4.6	91.2	4.2	2.7	1.5	100	4.3	
計	('04, '09)	1,834	17.7 ***	77.5 **	4.8	2.3	2.5 **	100	-	
	('14, '19)	2,494	22.1	73.8	4.1	2.6	1.5	100	4.1	
女 単独	('04, '09)	820	90.5	0.6	8.9	3.8	5.1	100	-	
	('14, '19)	1,114	92.1	0.8	7.1	3.0	4.1	100	6.9	
夫婦のみ	('04, '09)	1,442	15.8	78.9	5.3	2.5	2.8 **	100	-	
	('14, '19)	1,911	15.4	80.4	4.2	2.7	1.5	100	4.1	
計	('04, '09)	2,262	42.9	50.5	6.6 **	3.0	3.6 **	100	-	
	('14, '19)	3,025	43.7	51.1	5.3	2.8	2.4	100	5.0	

資料：世帯動態調査（5回～8回）

「標準化」は対象期間前半（2004年と2009年の調査）の年齢構造で対象期間後半（2014年と2019年の調査）の結果を標準化した値。「'04, '09」は2004年と2009年の調査、「'14, '19」は2014年と2019年の調査を指す。検定は表頭の類型（当該類型か否か）を被説明変数、表側（調査時期）を説明変数とした二項プロビット回帰分析による（係数の有意水準。調査区を単位としたクラスタ頑健標準誤差を使用）。標準化値は検定の対象外。***p<0.01, **p<0.05, *p<0.1

実績値と比べると、両者の差は男性よりも女性で大きかった。表の値からは、年齢構造の変化が女性における期間後半の「子との同居等」の割合をやや押し上げていたことが分かる。ただし、標準化値と実績値の差は最大でも0.2%（女性計、四捨五入前の値）であり、変化の方向も年齢構造の変化に大きな影響は受けていない。

属性別の結果については、紙幅の都合により5年前の地域ブロック別の値にのみ言及する（表は略）。5年前に単独世帯だった人の場合、調査時の世帯が「単独」の割合は東京圏の男性（期間前半、後半の順に85.0%→92.3%）、「子との同居等」の割合は北海道を除く東日本の男女（順に6.0%→7.5%、11.4%→8.9%）で高い傾向がある（ただし、女性の「子との同居等」の割合は、期間後半では「北海道、西日本」で最も高い（9.5%））。5年前に夫婦のみだった世帯では、「子との同居等」に移行した割合はやはり北海道を除く東日本で高かった（男7.3%→5.2%、女6.9%→5.1%）。北海道を除く東日本では一般に高齢者と子との同居割合が高いが（清水 2023）、この割合の高さには伝統的な親子継続同居の多さだけでなく、子の離家後に再同居するケースが多いことも寄与している可能性がある。

2. 家族類型の変化と地域の介護保険サービス供給量

表2に家族類型の変化パターンと都道府県別の介護サービス供給量（75歳以上人口あたりの定員・病床数、常勤換算従事者数）との関係を示した。ここでは5年前の家族類型別に、調査時に単独ないし夫婦のみの世帯にいたケース（単独世帯・夫婦のみの世帯間の推移を含む）と「子との同居等」に移ったケースとを比較した。これによれば、まず5年前

に単独世帯にいた人の場合、全期間の集計による施設サービス計の供給量（平均値）は「子と同居等」に移った人の居住地域のほうが高い。一方、居宅サービス計の供給量の平均値は、「単独・夫婦のみ」の世帯にいる人の居住地域で相対的に高い（表2の(1)）。こうした差は男性よりも女性で目立っており、女性の施設計の定員・病床数は「単独・夫婦のみ」で63.4人、「子との同居等」で65.2人だった。居宅サービス計の従事者数では前者では69.2人、後者では65.6人であり、いずれの差も統計的に有意であった。この結果は、少なくとも単純な分割表のレベルでは、「子との同居等」への移行が施設サービスの供給が多い地域で促進され、居宅サービスの多い地域では抑制される傾向を示すように思われる。

介護サービスの内容別に見ると、介護老人保健施設、通所介護（地域密着）、および居宅サービスその他（地域密着）の供給量は「子との同居等」で多い。また、これとは逆に、訪問介護と居宅サービスその他の供給量は「単独・夫婦のみ」で多い傾向がある。例えば女性の場合、介護老人保健施設の平均定員は「単独・夫婦のみ」で23.0人、「子との同居等」では23.8人であり、後者のほうが多い。また、訪問介護や居宅サービスその他では逆に「単独・夫婦のみ」の値が「子との同居等」よりも大きい（女性では順に13.5人と12.7人、22.0人と20.7人）。一方、こうした家族類型間の差には時期による違いがあり、全体としては期間後半で統計的に有意となったケースが多い。居宅サービス計を除くと、期間後半にはすべてのサービス分類が少なくとも男女どちらかで有意な差を示した。なお、期間後半には期間全体や期間前半とは傾向が大きく異なるサービスもある。すなわち、女性の通所介護では期間の前半・後半ともに平均値の差が有意であったが、家族類型間の値の大小は期間前半と後半で逆転している。

今回の分析では、地域密着型と非密着型のサービスを両方扱っているため、両者の違いを見ておくと、今回対象とした地域密着型サービスの3類型では、家族類型間の差が有意になる頻度が非密着型よりも低かったようである。また、差が有意なケースでは「単独・夫婦のみ」の値が「子と同居等」よりも低かった。地域密着型と非密着型のサービスとの間には開始時期の違いやサービス分類の変更の問題があるため、両者を厳密に比較することはできない。また、先述のとおり密着型のサービス提供範囲は市町村内に限定されているため、地域密着型の特徴の詳細は市町村単位の分析で確認するのが望ましい。が、少なくとも都道府県レベルで見た場合には、地域密着型のサービスが高齢者の世帯変動に与える影響は非密着型のそれとは異なるように見える。

次に、5年前に夫婦のみの世帯にいた人の値を見ると（表2(2)）、家族類型間の差が統計的に有意になったサービスは少ないが、差が有意だったサービスにおいては、家族類型間の値の大小は5年前に単独世帯にいた人の場合と似ている。違うのは男性の介護老人福祉施設の値で、「5年前：単独」の場合とは異なり、全期間と期間前半において「単独・夫婦のみ」の値が有意に高かった。5年前に夫婦のみの世帯にいた人では、介護老人福祉施設の供給量の多さが「子との同居等」への移行を抑制する方向に作用していたようである。ただし、この効果は期間後半には消えている。

表2 調査時の家族類型別、5年前の居住都道府県の介護保険サービス供給量
(75歳以上人口1,000人あたりの定員・病床数(施設), 常勤換算従事者数(居宅サービス)の平均値)

	計* (人)	施設計	介護老人 福祉 施設	介護老人 福祉 施設 (地域 密着)	介護老人 保健 施設	居宅 サー ビス 計	訪問 介護	通所 介護	通所 介護 (地域 密着)	短期入 所生活 介護	居宅 サー ビス その他 (地域 密着)	居宅 サー ビス その他 (地域 密着)
(1) 5年前: 単独世帯 全期間												
男 単独・夫婦のみ 子との同居等	785 34	62.3 63.8	31.5 32.1	1.5 2.0	22.6 22.9	69.6 68.2	13.5 13.1	14.4 13.7	6.1** 6.8	8.9 9.5	22.1* 20.7	12.2 13.6
女 単独・夫婦のみ 子との同居等	1,697 145	63.4** 65.2	31.5 31.8	1.5 1.6	23.0* 23.8	69.2** 65.6	13.5** 12.7	14.3 14.0	6.1 6.3	8.8 8.8	22.0*** 20.7	12.6* 13.6
2004, 2009												
男 単独・夫婦のみ 子との同居等	295 16	69.0 67.2	32.9 33.3	0.2 0.2	24.4 22.6	56.2 54.0	13.9 14.0	12.4 11.0	- -	7.5 8.0	19.7 18.9	8.0 6.8
女 単独・夫婦のみ 子との同居等	707 72	69.8 69.0	33.2 32.5	0.2 0.2	24.7 24.5	55.6* 52.2	13.5 12.8	12.2** 11.3	- -	7.4 7.4	19.8 18.5	8.5 9.5
2014, 2019												
男 単独・夫婦のみ 子との同居等	490 18	58.3** 60.8	30.6 30.9	1.9*** 2.7	21.5*** 23.1	77.7 80.8	13.2 12.3	15.6 16.1	6.1** 6.8	9.8** 10.9	23.6 22.3	13.6* 16.6
女 単独・夫婦のみ 子との同居等	990 73	58.8*** 61.4	30.3* 31.1	2.0 2.1	21.9*** 23.1	78.9 78.9	13.6* 12.5	15.9* 16.7	6.1 6.3	9.8 10.2	23.6* 22.8	14.1 15.0
(2) 5年前: 夫婦のみの世帯 全期間												
男 単独・夫婦のみ 子との同居等	3,227 151	63.5 63.7	31.6** 31.0	1.4 1.5	23.2* 23.8	68.2 67.2	13.2 12.9	14.1 14.5	6.1 6.0	8.8 8.6	21.8 21.2	12.2 12.4
女 単独・夫婦のみ 子との同居等	3,102 154	63.4 64.8	31.7 31.8	1.5 1.4	23.2 23.7	68.4* 65.9	13.2 12.7	14.2 14.2	6.1 6.0	8.9 8.8	21.8** 20.9	12.3 11.9
2004, 2009												
男 単独・夫婦のみ 子との同居等	1,384 71	69.5 68.7	32.9** 32.0	0.2 0.2	24.8 25.3	55.7 55.3	13.6 13.1	12.1 12.4	- -	7.5 7.5	19.7 19.4	8.3 8.3
女 単独・夫婦のみ 子との同居等	1,309 75	69.5 70.3	33.0 32.8	0.2 0.2	24.7 25.2	55.6 55.1	13.5 13.0	12.1 12.1	- -	7.5 7.6	19.7 19.4	8.4 8.6
2014, 2019												
男 単独・夫婦のみ 子との同居等	1,843 80	59.0 59.3	30.7 30.1	2.0 2.2	22.1 22.5	77.6 77.8	13.0 12.8	15.7* 16.4	6.1 6.0	9.8 9.5	23.4 22.7	13.8 14.6
女 単独・夫婦のみ 子との同居等	1,793 79	59.0 59.6	30.7 30.9	2.0 2.1	22.1 22.2	77.8 76.1	13.0 12.5	15.7* 16.2	6.1 6.0	9.9 9.9	23.4** 22.4	13.8 13.6
(3) 5年前: 計 全期間												
男 単独・夫婦のみ 子との同居等	4,012 185	63.2 63.7	31.6 31.2	1.4 1.6	23.1* 23.7	68.5 67.4	13.3 13.0	14.2 14.4	6.1 6.2	8.8 8.8	21.9** 21.1	12.2 12.6
女 単独・夫婦のみ 子との同居等	4,799 299	63.4*** 65.0	31.6 31.8	1.5 1.5	23.1** 23.7	68.7*** 65.8	13.3** 12.7	14.2 14.1	6.1 6.2	8.9 8.8	21.9*** 20.8	12.4 12.6
2004, 2009												
男 単独・夫婦のみ 子との同居等	1,679 87	69.4 68.4	32.9* 32.2	0.2 0.2	24.7 24.8	55.8 55.1	13.7 13.3	12.2 12.2	- -	7.5 7.6	19.7 19.3	8.3 8.0
女 単独・夫婦のみ 子との同居等	2,016 147	69.6 69.6	33.1 32.7	0.2 0.2	24.7 24.9	55.6 53.7	13.5 12.9	12.1 11.7	- -	7.5 7.5	19.7 19.0	8.4 9.0
2014, 2019												
男 単独・夫婦のみ 子との同居等	2,333 98	58.8 59.6	30.7 30.3	2.0* 2.3	21.9** 22.6	77.6 78.3	13.0 12.7	15.7** 16.3	6.1 6.2	9.8 9.8	23.4** 22.6	13.8** 14.9
女 単独・夫婦のみ 子との同居等	2,783 152	58.9*** 60.5	30.6 31.0	2.0 2.1	22.0* 22.6	78.2 77.4	13.2* 12.5	15.8** 16.4	6.1 6.2	9.9 10.0	23.5*** 22.6	13.9 14.3

資料: 世帯動態調査(5回~8回), 介護サービス施設・事業所調査(2000~2018年), 人口推計, 国勢調査
「計(人)」は地域密着型サービス以外の分析対象者の数。地域密着型での人数は表側の順に656,26,1373,100/165,838,27/2624,121,2532,122/781,41,739,43(介護老人福祉施設(地域密着)と介護サービスその他(地域密着)。2014, 2019は表の値と同じ。(3)は(1)と(2)の合計なので省略), 247,11,511,32/963,39,941,34(通所介護(地域密着)の全期間(2014, 2019と同じ)。(3)は省略)。検定は介護供給量を被説明変数, 調査時の家族類型を説明変数とした単回帰分析(係数の有意水準, 調査区を単位としたクラスタ頑健標準誤差を使用), およびwelchの検定結果のうち, p値が大きい方を表示。有意水準の表記は表1を参照。

5年前の家族類型を合計した結果（表2(3)）は、おおむね5年前に単独世帯にいた人の特徴と似ている。このことは、地域の介護サービスの供給量が主として単独世帯の高齢者の行動に影響することを示唆すると考えられる。

以上の結果を先行研究と比較すると、今回の分析では訪問介護と高齢者の世帯動態との間に清水（2004）の結果（＝夫婦のみの世帯が多い地域で利用が多い）に対応するような関係が見られた。また、居宅サービス全体や「その他」の居宅サービスとの間にも類似の関係があることが示された。一方、上記の文献では通所介護も同様の傾向を示したが、今回は時期によって逆の結果が出ていた。短期入所生活介護との関係については、清水（2004）の指摘（＝親子同居の多い地域で利用が多い）と似た状況は主として施設サービス全体、リハビリなどを行う介護老人保健施設や地域密着型サービスとの間で見られた。また、こうした一連の関係は上記の文献から時間的に近い期間前半よりも期間後半で目立っていた。

3. 家族類型の変化と住居移動

家族類型と住居移動の関係を見るため、はじめに5年前の家族類型別の移動率を観察した（表3）。この表によれば、男女とも5年間の移動率は単独世帯のほうが高い。例えば期間後半（2014、2019年）の移動率は、単独世帯では男12.6%、女9.8%、夫婦のみの世帯では男5.1%、女5.9%だった。男女を比べると、単独世帯では男の移動率のほうが圧倒的に高いが、夫婦のみの世帯では男女差は小さい。

移動者の前住地を見ると、どの家族類型でも「同じ都道府県内」の割合が最も高い。とくに男の単独世帯では割合の高さが目立つ（2014、2019年では9.2%）。一方、夫婦のみの

表3 5年前の居住地

	計 (人)	5年前の居住地						移動者全体の割合		
		同じ	同じ 都道府 県内	他の 都道府 県	国外	移動あり・ 前住地 不詳	計	左記 の計	標準 化	非世帯主 の移動不 明者含む
5年前の家族類型										
男 単独	('04, '09) 309	87.1	9.7	2.6	0.0	0.6	100	12.9	-	13.8
	('14, '19) 509	87.4	9.2	1.4	0.2	1.8	100	12.6	12.6	13.1
夫婦のみ	('04, '09) 1,444	94.8	3.5	1.4	0.0	0.3	100	5.2	-	5.7
	('14, '19) 1,912	94.9	3.4	1.4	0.1	0.2	100	5.1	5.4	5.3
計	('04, '09) 1,753	93.4	4.6	1.6	0.0	0.3	100	6.6	-	7.1
	('14, '19) 2,421	93.3	4.6	1.4	0.1	0.5	100	6.7	7.0	6.9
女 単独	('04, '09) 766	90.2	6.9	2.1	0.0	0.8	100	9.8	-	11.3
	('14, '19) 1,045	90.2	6.6	2.3	0.0	0.9	100	9.8	9.6	11.1
夫婦のみ	('04, '09) 1,369	94.4	3.9	1.3	0.1	0.2	100	5.6	-	6.3
	('14, '19) 1,853	94.1	3.7	1.8	0.1	0.2	100	5.9	6.0	6.3
計	('04, '09) 2,135	92.9	5.0	1.6	0.0	0.4	100	7.1	-	8.1
	('14, '19) 2,898	92.7	4.8	2.0	0.1	0.4	100	7.3	7.3	8.0

資料：世帯動態調査（5回～8回）

表中の表記については表1参照。移動者は調査5年前と調査時の居住地が異なる人。最右列の割合は非世帯主で移動の有無が判別できない人を移動者と見なした場合の参考値（本文の注参照）。

世帯では「他の都道府県」の割合が相対的に高い。2014、2019年の値は男1.4%、女1.8%だった。対象期間の前半と後半を比べると、移動率に大きな差はない。男性の単独世帯では「同じ都道府県内」や「他の都道府県」の率がやや低下しているが、表を見る限り、低下の大部分は不詳（「移動あり・前住地不詳」）の増加によって生じたと推測される。年齢を標準化した値（移動者全体の割合）については、男性の夫婦のみ、および男性の計で年齢構造の影響がやや目立つ。ただし、これらのケースでも標準化と実績値の差は最大で0.4%ポイント程度にとどまる。

次に、家族類型の5年間の変化と高齢者の移動との関係を検討した。ここでは家族類型が「子との同居等」に変化した場合に焦点をあてた。まず、調査時の家族類型別に見ると（図1）、男女とも「子との同居等」に移行した人のほうが「単独・夫婦のみ」にいた人よりも移動率が高くなる（例えば、期間後半の女性では「単独・夫婦のみ」6.0%、「子との同居等」34.4%）。男女別、期間別に見ると、女性の「子との同居等」で移動率の低下が目立つ（ただし統計的に有意ではない）。次に、移動者に絞って家族類型の変化を示すと、今回の分析対象者のなかで移動した人は男性で6.6%、女性で7.2%だったが、そのうち家族類型が「子との同居等」に変わった人はごく一部であり、分析対象者全体に占める割合は男性0.8%、女性では1.9%にとどまった（表4の(1)）。大半の移動者は調査時点でも単独世帯か夫婦のみの世帯にいたことになる。ただし、移動者のなかで「子との同居等」に移行した人の割合には男女別、5年前の家族類型別に大きな差があり、最も低い割合は5年前に単独世帯にいた男性の8.7%（ $1.1 \div 12.7 \times 100$ ）、最も高い割合は単独世帯の女性の33.9%だった（ $3.3 \div 9.8 \times 100$ ）。

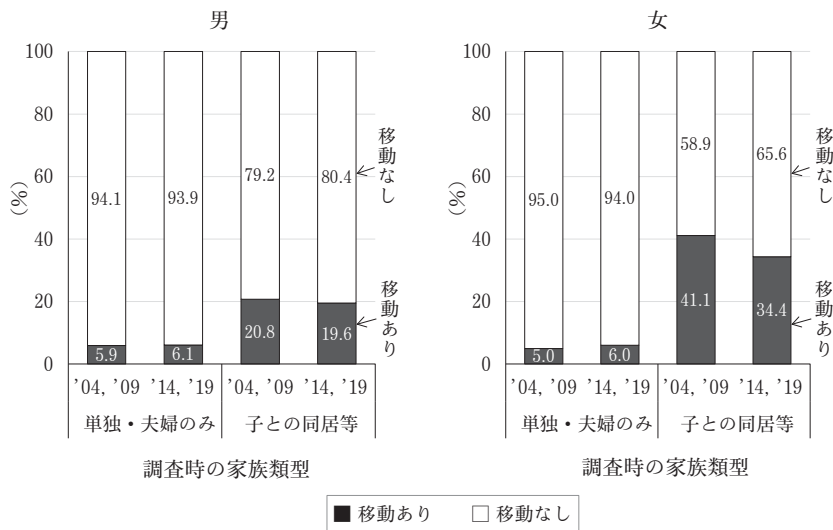


図1 調査時の家族類型と移動の有無

資料：世帯動態調査（5回～8回）
「移動あり」「移動なし」については表3の注を参照。

表4 「子との同居等」への変化と移動の有無

	男				女			
	計 (人)	移動 あり計	家族類型が 「子との同居等」 に変化		計 (人)	移動 あり計	家族類型が 「子との同居等」 に変化	
			移動あり	移動なし			移動あり	移動なし
5年前の家族類型								
単独	816	12.7	1.1	2.5	1,811	9.8	3.3	3.3
夫婦のみ	3,356	5.1	0.7	3.4	3,222	5.7	1.1	3.1
計	4,172	6.6	0.8	3.2	5,033	7.2	1.9	3.2

	男						女					
	2004, 2009			2014, 2019			2004, 2009			2014, 2019		
	計 (人)	家族類型が 「子との同居 等」に変化		計 (人)	家族類型が 「子との同居 等」に変化		計 (人)	家族類型が 「子との同居 等」に変化		計 (人)	家族類型が 「子との同居 等」に変化	
		移動 あり	移動 なし		移動 あり	移動 なし		移動 あり	移動 なし		移動 あり	移動 なし
5年前の家族類型												
単独	307	1.0	3.3	509	1.2	2.0	766	4.3	3.5	1,045	2.6*	3.1
夫婦のみ	1,444	0.9	3.5	1,912	0.6	3.3	1,369	1.3	3.4	1,853	1.0	2.9
計	1,751	0.9	3.5	2,421	0.7	3.1	2,135	2.4	3.4	2,898	1.6**	3.0

資料：世帯動態調査（5回～8回）

表中の表記については表1と表3の注を参照。検定は調査時期を説明変数とした二項プロビット回帰分析による（調査区を単位としたクラスター頑健標準誤差を使用）。

一方、家族類型の変化を家族等の移動の面から考えると、5年前に単独ないし夫婦のみだった世帯が「子との同居等」になるということは、子ども等が世帯に加わったことになるので、高齢者が移動していない場合には自動的に家族等が移動してきたと見なせる（高齢者が移動した場合は、家族等の移動はあり・なしどちらもありえる）。そこで家族類型が「子との同居等」に移行した人に限定して高齢者自身の移動の有無を比べると、ほとんどのケースで「移動なし」（＝家族等が移動してきた）割合のほうが多い。「移動あり」と「移動なし」の割合の差がとくに大きかったのは5年前に夫婦のみの世帯にいた男性であった（順に0.7%と3.4%。両者の比は18:82）。一方、単独世帯にいた女性では移動者の割合に差がなかった（ともに3.3%）。表1で見た「子との同居等」への移行割合の相対的な高さを踏まえると、単独世帯の高齢女性では、家族等と同居するための移動が自身の世帯行動や住居移動のなかで非常に大きな役割を果たしていると推測される。

なお、こうした家族類型の変化と住居移動との関係は時期によって異なる。表4の(2)によれば、「子との同居等」に変化した単独世帯の女性と女性計では、「移動あり」の割合が有意に低下していた（順に4.3%→2.6%、2.4%→1.6%）。今回の分析対象の高齢女性、とくに単独世帯にいた女性の間では、「子との同居等」に移行し、かつ自身が移動する人が減りつつあるといえる。

4. プロビット回帰分析

以上で観察した家族類型の変化，介護サービス，および住居移動の関係を同時に検討するため，マルチレベルの二項プロビット分析を行った⁹⁾。3者の関係ではいずれの変数も被説明変数になりうるが，今回は家族類型の変化を主題としているため，被説明変数は調査時点の家族類型（単独・夫婦のみ=0，子との同居等=1）とした。また，説明変数は介護サービスの内容別の供給量と住居移動の有無とし，統制変数として個人属性も含めた。各変数の分布は表5に示した。

まず，所属集団の効果を帰無モデルで検討した。ここでは地域ブロック（4区分），都道府県，調査年，調査区の4要素を男女別，分析対象期間別（地域密着型サービスにも対応させた期間）のモデルにそれぞれ投入した。その結果，各集団の級内相関係数（ICC）は，調査区を除き，一般にモデルの採用基準とされる0.1ないし0.05（清水 2014）を大き

表5 プロビット分析に用いた変数の分布

変数	調査時の家族類型						変数	調査時の家族類型					
	男			女				男			女		
	計	単独・夫婦のみ	子との同居等	計	単独・夫婦のみ	子との同居等		計	単独・夫婦のみ	子との同居等	計	単独・夫婦のみ	子との同居等
調査時の家族類型 単独・夫婦のみ 子との同居等	95.9 4.1	100.0 0.0	0.0 100.0	94.9 5.1	100.0 0.0	0.0 100.0	5年前の居住地ブロック 東京圏 他大都市圏 東日本 北海道、西日本	27.6 21.9 20.1 30.4	28.1 21.8 19.8 30.4	17.4 23.0 28.0 31.7	26.1 21.7 19.4 32.8	26.4 21.8 19.2 32.7	20.9 19.7 24.2 35.2
調査時の年齢 65-69 70-74 75-79 80-84 85+	30.0 28.0 21.1 13.3 7.6	29.6 28.3 21.2 13.3 7.6	37.9 20.5 18.6 14.3 8.7	29.6 26.5 19.9 13.9 10.1	29.9 26.8 20.1 13.5 9.7	24.2 21.3 17.6 20.1 16.8	調査年 2004 2009 2014 2019	17.7 23.7 28.2 30.5	17.6 23.6 28.2 30.6	18.6 26.1 28.0 27.3	18.0 23.7 27.8 30.5	17.6 23.7 27.8 30.9	25.0 22.5 29.5 23.0
教育 中学 高校 短大・高専・専修 大学 不詳(在卒不詳含む)	23.8 23.3 4.4 18.2 30.3	23.8 23.2 4.3 18.1 30.5	23.6 25.5 5.6 20.5 24.8	27.9 25.7 8.8 3.4 34.2	27.8 25.7 8.7 3.4 34.4	29.9 27.0 10.2 3.7 29.1	介護保険施設 計 介護老人福祉施設 介護老人福祉施設(密着)* 介護老人保健施設	63.2 31.6 1.5 23.1	63.2 31.6 1.4 23.1	63.7 31.1 1.6 23.7	63.4 31.6 1.5 23.1	63.3 31.6 1.5 23.1	64.9 31.8 1.5 23.7
子どもの数 0 1 2 3+	12.0 13.3 53.9 20.7	12.4 13.3 54.1 20.1	2.5 14.3 49.1 34.2	12.1 15.2 50.1 22.6	12.6 15.1 50.4 21.9	4.1 15.6 44.3 36.1	居室サービス 計 訪問介護 通所介護 通所介護(密着)** 短期入所生活介護 その他 その他(密着)*	68.6 13.3 14.2 6.1 8.8 21.9 12.2	68.7 13.3 14.2 6.1 8.8 21.9 12.2	68.1 13.0 14.5 6.2 8.9 21.3 12.6	68.9 13.3 14.3 6.1 8.9 21.9 12.4	69.0 13.3 14.3 6.1 8.9 22.0 12.4	65.8 12.6 14.1 6.0 8.8 20.8 12.6
5年前の家族類型 単独 夫婦のみ	18.0 82.0	18.1 81.9	16.1 83.9	35.0 65.0	34.4 65.6	45.9 54.1	観測数(n) (密着)* (通所介護(密着)**)	3,963 3,262 1,207	3,802 3,131 1,163	161 131 44	4,752 3,897 1,450	4,508 3,714 1,394	244 183 56
5年前からの住居移動 移動なし 移動あり	93.8 6.2	94.4 5.6	80.1 19.9	93.3 6.7	95.0 5.0	62.7 37.3							

資料：世帯動態調査（5回～8回），介護サービス施設・事業所調査（2000～2018年），人口推計，国勢調査
介護保険施設と居室サービスの値は都道府県別の75歳以上人口1,000人当たり定員・病床数，ないし常勤換算従事者数の平均値。観測数(n)は人数。その他の値の単位は%。各変数の不詳値は除く（教育以外）。「(密着)」は地域密着型サービス。

9) プロビット分析には Stata 15.1 の meprobit および probit コマンドを使用した。

く下回った（調査区の ICC は女性の2004-2019年のデータで0.062）。しかし、先行研究では級内相関が0.002のモデルを使用した例もあるので（鎌田 2013）、今回はとりあえず ICC が0.005を超える集団を ICC の高い順に2つまで使用した。ただ、実際の分析では個人レベルの説明変数を入れると ICC が著しく小さくなるケースがあったため、その場合は集団レベルの数を減らすか、通常のプロビット分析を用いた。

説明変数を入れた結果は表6に示した。今回の分析では最も単純な切片モデルを使用した。また、調査年は「介護老人福祉施設（地域密着）」「居宅サービス計」ととくに相関が高いので、該当するモデルには投入していない。男性の結果を見ると、介護サービスでは介護老人福祉施設の効果が負で有意だった（5%水準）¹⁰。属性等を統制すると、表2で見た施設サービスの全体的な傾向とは異なり、居住都道府県内の介護老人福祉施設の定員が少ない人ほど「子との同居等」に移行する確率が高まることを示している。ただし、他のサービスで10%水準まで有意になる変数はなかった。住居移動については、いずれのモデルでも移動者のほうが「子との同居等」の世帯に移行しやすい。その他の個人属性では、大半のモデルで65-69歳（正）、子ども数0（負）、子ども3人以上（正）、東京圏居住（負）が5%水準か1%水準で有意になった。教育歴については、先行研究が親子間の距離に対する正の効果を認めているが（例えば Malmberg and Pettersson 2007）、男性の分析では「子と同居等」への移行に対する効果は確認されなかった。

女性の場合、介護サービスで有意になったのは居宅サービス計と訪問介護であり、符号はいずれも負であった。有意水準は訪問介護が10%、居宅サービス計が1%だった。これらのサービスの供給が多い都道府県ほど、「子との同居等」への移行確率が低いと解釈される。住居移動では「移動あり」がすべてのモデルで正、かつ有意だった。個人属性では大半のモデルにおいて80-84歳（正）、子ども0人（負）、子ども3人以上（正）、5年前に夫婦のみの世帯（負）、東京圏（負）、他大都市圏（負）の効果が有意だった（多くは5%水準か1%水準）。教育水準は居宅サービス計、通所介護（地域密着）、居宅サービスその他のモデルで有意になったが、有意水準はいずれも10%だった。

プロビット分析の結果を表2、表3と比べると、家族類型の変化と住居移動との関係は変わらないが、介護サービスでは施設計や介護老人保健施設など、「子との同居等」への移行を促進するとみられていたサービスとの関係が全て有意でなくなり、かつ全体として統計的に有意な関係が減少した。表2で見られた家族類型間の差は、かなりの程度が個人属性等の影響により生じていたものと考えられる。ただし、居宅サービス計と訪問介護の供給量が高齢女性の「子との同居等」への移行を抑える効果は、他の要因を統制しても比較的安定していたようである。また、地域密着型のサービスは影響が弱いことも表2と整合的であった。なお、分割表で有意だった居住サービスその他の値（女性）は、表6では

10) 男性のモデル1、2、4では、帰無モデルでは都道府県がランダム効果に選ばれるが、説明変数を入れるとレベル2を地域ブロックとしたモデルの ICC が都道府県を使ったモデルのそれを上回るため、レベル2には地域ブロックを使った。都道府県を使用した場合には、施設サービス計の係数は10%で有意だが、地域ブロックを使うと有意ではなくなる。

表6 プロビット回帰分析(被説明変数:調査時の家族類型が「子どもの同居等」=1, 単独・夫婦のみの世帯=0)

説明変数	男										
	モデル1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11
固定効果											
調査時の年齢(ref:70-74)											
65-69	0.281***	0.274***	0.253**	0.280***	0.285***	0.287***	0.285***	0.057	0.283***	0.286***	0.245**
75-79	0.090	0.095	0.073	0.088	0.091	0.091	0.091	-0.099	0.092	0.091	0.073
80-84	0.140	0.138	0.092	0.135	0.142	0.143	0.144	-0.418	0.142	0.142	0.090
85+	0.161	0.169	0.085	0.164	0.171	0.171	0.168	-0.078	0.172	0.170	0.082
教育(ref:高校)											
中学	-0.046	-0.052	-0.033	-0.046	-0.049	-0.051	-0.048	0.088	-0.052	-0.052	-0.046
短大・高専・専修	0.123	0.126	-0.076	0.115	0.122	0.121	0.124		0.124	0.120	-0.076
大学	0.024	0.024	-0.028	0.026	0.033	0.036	0.038	-0.115	0.033	0.033	-0.014
不詳	-0.108	-0.111	-0.101	-0.106	-0.101	-0.099	-0.099	0.246	-0.099	-0.101	-0.098
子どもの数(ref:1人)											
0人	-0.768***	-0.763***	-0.843***	-0.770***	-0.773***	-0.771***	-0.772***	-0.446	-0.775***	-0.769***	-0.821***
2人	-0.009	-0.006	-0.031	-0.013	-0.017	-0.018	-0.016	-0.002	-0.016	-0.016	-0.030
3人以上	0.260**	0.260**	0.220	0.256**	0.248**	0.248**	0.248**	0.263	0.248**	0.248**	0.220
5年前の家族類型(ref:単独世帯)											
夫婦のみ	0.031	0.020	0.026	0.028	0.031	0.029	0.031	-0.027	0.027	0.029	0.026
住居移動(ref:移動なし)											
移動あり	0.785***	0.780***	0.742***	0.787***	0.797***	0.797***	0.794***	0.622**	0.793***	0.796***	0.740***
5年前の居住地ブロック(ref:東日本)											
東京圏					-0.394***	-0.373***	-0.371***		-0.431***	-0.350***	
他大都市圏					-0.141	-0.106	-0.145		-0.159	-0.106	
北海道, 西日本					-0.140	-0.133	-0.147		-0.155	-0.104	
調査年(ref:2004)											
2009	-0.017	0.003		0.005		0.018	-0.041		0.011	0.098	
2014	-0.107	-0.103		-0.018		-0.012	-0.073		0.017	0.057	-0.078
2019	-0.116	-0.080		-0.032		-0.031	-0.095		0.003	0.064	-0.149
介護保険サービス供給量											
介護保険施設	-0.007										
介護老人福祉施設		-0.029**									
介護老人福祉施設(密着)			0.018								
介護老人保健施設				-0.000							
居宅サービス計					-0.001						
訪問介護						-0.006					
通所介護							0.008				
通所介護(密着)								0.025			
短期入所生活介護									-0.014		
居宅サービスその他										-0.010	
居宅サービスその他(密着)											0.015
定数項	-1.911***	-1.921***	-1.908***	-1.958***	-1.810***	-1.817***	-1.757***	-1.896***	-1.797***	-1.899***	-1.825***
ランダム効果: レベル2	ブロック	ブロック	ブロック	ブロック				ブロック			ブロック
分散	0.023	0.018	0.016	0.013				0.032			0.015
集団数	4	4	4	4				4			4
集団内平均ケース数	990.8	990.8	815.5	990.8				301.8			815.5
icc	0.022	0.018	0.016	0.013				0.031			0.015
対数尤度	-628.5	-626.5	-515.2	-629.1	-624.7	-624.5	-624.5	-178.3	-624.4	-624.3	-514.6
観測数(n)	3,963	3,963	3,262	3,963	3,963	3,963	3,963	1,207	3,963	3,963	3,262

資料: 世帯動態調査(5回~8回), 介護サービス施設・事業所調査(2000~2018年), 人口推計, 国勢調査
 ランダム効果が空白のモデルは通常のプロビット回帰分析。それ以外はマルチレベルのプロビット回帰。マルチレベル分析ではレベル3の表記がないモデルはレベル2のみを設定。レベル2と3は入れ子構造(e.g. 調査年>調査区)。モデル3と5では調査年と介護保健サービスの変数の相関が高いため調査年を外した。介護保険サービスの変数には全体平均で中心化した値を使用。男のモデル8ではサンプル規模の都合により「短大・高専・専修」と「大学」をまとめた。地域ブロック: 東京圏(埼玉県, 千葉県, 東京都, 神奈川県), 他大都市圏(岐阜県, 愛知県, 三重県, 京都府, 大阪府, 兵庫県, 奈良県), 東日本(大都市圏を除く県のうち, 新潟県, 長野県, 静岡県から東側の本州(当該3県を含む), および北陸3県(富山県, 石川県, 福井県)), 北海道, 西日本(大都市圏と東日本以外の県)。「(密着)」は地域密着型サービス, 「ブロック」は地域ブロックを指す。

表6 プロビット回帰分析(つづき)

説明変数	女 モデル1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11
固定効果											
調査時の年齢(ref:70-74)											
65-69	-0.005	-0.004	0.020	-0.005	-0.007	-0.001	-0.002	-0.088	-0.003	-0.009	0.010
75-79	-0.003	-0.003	0.058	-0.003	-0.005	-0.007	-0.004	-0.222	-0.004	-0.004	0.052
80-84	0.226**	0.228**	0.181	0.227**	0.235**	0.231**	0.228**	0.050	0.229**	0.232**	0.182
85+	0.143	0.144	0.144	0.144	0.164	0.141	0.142	0.190	0.146	0.164	0.146
教育(ref:高校)											
中学	-0.142	-0.148	-0.111	-0.145	-0.157*	-0.142	-0.143	0.068	-0.147	-0.162*	-0.123
短大・高専・専修	0.080	0.076	0.048	0.078	0.086	0.083	0.075	0.097	0.077	0.082	0.055
大学	0.129	0.128	0.132	0.130	0.137	0.126	0.122	0.463*	0.125	0.138	0.162
不詳	-0.127	-0.132	-0.086	-0.130	-0.128	-0.128	-0.131	0.165	-0.132	-0.130	-0.082
子どもの数(ref:1人)											
0人	-0.584***	-0.581***	-0.633***	-0.582***	-0.577***	-0.580***	-0.579***	-0.586	-0.583***	-0.577***	-0.627***
2人	0.137	0.139	0.119	0.138	0.146	0.138	0.137	0.078	0.139	0.145	0.123
3人以上	0.351***	0.352***	0.330***	0.351***	0.352***	0.349***	0.356***	0.321	0.352***	0.351***	0.332***
5年前の家族類型(ref:単独世帯)											
夫婦のみ	-0.201***	-0.198***	-0.143*	-0.199***	-0.198***	-0.202***	-0.200***	-0.130	-0.199***	-0.195**	-0.140*
住居移動(ref:移動なし)											
移動あり	1.347***	1.346***	1.186***	1.346***	1.342***	1.346***	1.347***	1.019***	1.347***	1.341***	1.175***
5年前の居住地ブロック(ref:東日本)											
東京圏	-0.217*	-0.286**		-0.251*	-0.280***	-0.200*	-0.319***	-0.309	-0.308***	-0.223*	
他大都市圏	-0.218*	-0.251**		-0.230**	-0.185*	-0.104	-0.254**	-0.153	-0.253**	-0.180	
北海道、西日本	-0.137	-0.129		-0.120	-0.061	-0.069	-0.131	-0.015	-0.131	-0.062	
調査年(ref:2004)											
2009											-0.052
2014											-0.061
2019											-0.166
介護保険サービス供給量											
介護保険施設	0.005										
介護老人福祉施設		-0.004									
介護老人福祉施設(密着)			-0.001								
介護老人保健施設				0.003							
居宅サービス計					-0.007***						
訪問介護						-0.020*					
通所介護							-0.015				
通所介護(密着)								-0.033			
短期入所生活介護									-0.011		
居宅サービスその他										-0.015	
居宅サービスその他(密着)											0.014
定数項	-1.718***	-1.690***	-1.921***	-1.709***	-1.745***	-1.766***	-1.691***	-1.886***	-1.689***	-1.678***	-1.827***
ランダム効果：レベル2	調査区	調査区	調査区	調査区	調査区	調査区	調査区	調査区	調査区	調査区	調査区
分散	0.066	0.066	0.058	0.066	0.061	0.061	0.070		0.068	0.058	0.053
集団数	1,056	1,056	849	1,056	1,056	1,056	1,056		1,056	1,056	849
集団内平均ケース数	4.5	4.5	4.6	4.5	4.5	4.5	4.5		4.5	4.5	4.6
icc	0.064	0.068	0.064	0.067	0.057	0.061	0.066		0.067	0.054	0.055
ランダム効果：レベル3	調査年	調査年	ブロック	調査年		調査年	調査年		調査年		ブロック
分散	0.003	0.007	0.010	0.006		0.005	0.001		0.004		0.005
集団数	4	4	4	4		4	4		4		4
集団内平均ケース数	1,188.0	1,188.0	974.3	1,188.0		1,188.0	1,188.0		1,188.0		974.3
icc	0.003	0.007	0.009	0.005		0.004	0.001		0.004		0.005
対数尤度	-817.7	-818.1	-653.9	-818.1	-814.4	-816.4	-817.6	-213.0	-818.0	-813.6	-651.8
観測数(n)	4,752	4,752	3,897	4,752	4,752	4,752	4,752	1,450	4,752	4,752	3,897

有意にならないが、調査年を外したモデルでは1%水準で有意(負)になる(表は略)。この原因の一部は、居住サービスその他と調査年との相関がやや強いことにあると推測される。

V. 考察

本節では家族類型、介護サービス、および住居移動に関する分析結果を整理し、これら3者の関係とその含意について考察する。

まず家族類型に関しては、分析対象者の大多数は5年前と同じタイプの世帯にとどまっていたが、類型を変えた人の中では主として男性で単独→夫婦のみ、女性で夫婦のみ→単独、および単独→「子との同居等」の移行が多かった。単独世帯や夫婦のみの世帯で暮らす高齢者では、1)夫婦で暮らせるうちはそのまま暮らし、2)死別すると（施設等に入らない場合は）多くが単独世帯になり、3)うち一定数は家族等との同居に移行するパターンが多いと考えられる。また、このことは、2000年代以降における高齢者と家族等との同居の分析では、とくに単独世帯の女性の動向に注目する必要があることも示している。

一方、時系列の変化では男女の夫婦のみの世帯で「その他」（三世代世帯など）への移行割合、女性全体で「子との同居等」への移行割合などが低下していた。この原因としては、親子同居への志向の低下（国立社会保障・人口問題研究所 2020）や今回検討した地域の介護サービスの影響などがあげられるだろう。また、人口学的な要因としては子世代で未婚化や少子化が進み、同居対象となる孫の数が減ったことも影響していると考えられる。

属性と「子との同居等」への移行との関係では、年齢（65-69歳、80-84歳）の効果が男女で異なっていたが、子ども数0人と3人、および東京圏居住の効果は男女ともに有意であった。冒頭でも述べたとおり、2000年代の高齢者は子ども数が低下した世代にあたる。具体的には、最近の高齢者では前の世代よりもおおむね未婚者ないし子ども数が0人の人が増え、子ども数が3人の人は減少している（国立社会保障・人口問題研究所 2021）。こうした人口構造の変化は、「子との同居等」への移行確率が高い人が減り、低い人が増えることを意味するので、高齢者全体の「子との同居等」への移行は抑制される。また、東京圏居住の効果についても、2000年代以降の高齢者は高度成長期に多くの人が東京圏を含む大都市圏に移動し、東京圏での居住者が増えた世代なので、やはり構造変化の効果をもたらす。人口学的に言えば、こうした結果は「子との同居等」への移行の鈍化が、人口転換後期から続く一連の過程（初期の出生力低下や第二の人口転換による子ども数の減少、人口ボーナスに伴う経済発展と大都市への人口集中）のなかで、ある程度定型的に出現している現象であることを示唆している。

第二に、介護サービスの影響については分割表（表2）と多変量解析（表6）で結果が異なるが、後者では男性で介護老人福祉施設、女性で居宅サービス全体や訪問介護サービスの供給水準が「子との同居等」への移行に有意に作用していた。先行研究では家族類型の地域差が介護サービスの地域差を規定したとされているが（清水 2004）、今回は介護サービスから家族類型の動態への影響が示されている。全体としては、家族類型の状況が介護サービスの地域分布に影響し、介護サービスの立地が家族類型の変化に影響するという時

系列的な相互規定関係があると考えられる。ただし、今回の分析では効果が有意な介護サービスは多くなかった。介護サービスの立地が与える影響は、逆方向の影響よりも相対的に小さいかもしれない。この理由は別途検討しなければならないが、先行研究では介護保険制度で市場原理が導入されたことにより、採算性などの経済因が介護サービス事業の立地の決定に大きく影響するようになったことが指摘されている（宮澤 2003, 畠山 2012）。高齢者側の世帯行動面での要望と介護サービスの立地が必ずしも対応していないことが、今回の効果の低さに反映された可能性もある¹¹⁾。

多変量解析について一点付言すると、今回のマルチレベル分析ではレベル 2, 3 に使う要素の選択をかなり機械的に行ったため、そうした選択が結果に与える影響を十分に検討できていない。具体的に言うと、表 6 のモデルではスケールが異なる複数の地域的要素をランダム効果と固定変数に同時に入れているものも多いが、それらの要素間の影響関係は必ずしも明らかでなく、説明変数の効果の解釈には曖昧さが残る。ランダム効果に使う地域の選択次第で介護変数の有意性が変わる例もあるので（注10参照）、地域スケールの影響はより丁寧に検討する必要がある。

第三に、住居移動の分析によると、「子との同居等」の世帯への移動率は全体に低いが、単独世帯の女性の移動率は他の対象者に比べて高かった。また、「子との同居等」と移動の有無との関係を見ると、移動者のほうが非移動者よりも「子との同居等」に移行しやすかった。しかし、移動者自体が少ないため、「子との同居等」に移行した高齢者のなかでは移動者よりも非移動者、つまり家族などが移動してきた人のほうが多い。このことは「子との同居等」の実現が家族等の移動により強く規定されていることを意味する。ただし、高齢単独世帯の女性では自身が移動したケースと家族等が移動したケースとが同程度あり、自身が移動する（できる）かどうかは「子との同居等」の実現に大きく影響している。

一方、時系列の変化を見ると、こうした単独世帯の女性では「子との同居等」に移行し、かつ移動した人の割合が分析期間中に有意に低下した（10%水準）。「同居」時における高齢者と家族等の移動の比重については、高齢者（単身女性）の比重のほうが低下したといえる。ただ、高齢者の子ども数との関係に関しては 2 章で想定したような関係は当てはまらず、女性全体では「子との同居等」への移行頻度、および「同居」に移行し、かつ移動した人の割合のいずれも低下した。また、単身女性では上述のとおり、「子との同居等」に移行した人の移動者割合が有意に低下したが、「同居」への移行割合や「同居」に際して本人が移動しなかった割合の変化は（数字の上では下がったものの）有意ではなかった。それゆえ今回の分析では、「子との同居等」への移行やそれに伴う移動の変化は子ども数の減少と矛盾しないものの、それ以上のことは明らかになっていない。この点を解明するには、移動の有無を被説明変数にした分析を行う必要がある。

「子との同居等」へ至り、かつ移動した人の割合が低下したことについては、子ども数

11) 介護サービスの経営体のなかで公共性が高い事業者は社会福祉協議会といわれている（宮澤 2003）。経営体ごとに観察すると、「子との同居等」への移行に対する効果に違いが見られるかもしれない。

以外の規定要因として介護サービスの変化や親子同居規範の衰退なども考えられるが、今回は分析できていない。ただ、この変化に関しては他にもいくつか指摘できることがある。まず地域人口の点から見ると、この移動率の動向は高齢者の子どもの地域分布にも影響されている。すでに述べたとおり、現在の高齢者では子どもの数が減っているが、その子どもたちの居住地はより遠方に広がっている。これはおそらく地域差の拡大や高学歴化による移動の長距離化、後継ぎ要員を含む子どもの流出（丸山 2018）等を反映した現象である。一般に、親子間の距離が大きいと移動は相対的に困難になる。ゆえにこうした地域分布の変化は、高齢単身女性をはじめとする高齢者やその家族等との同居を抑制する方向に作用してきたと推測される。

次に、「子との同居等」のための移動の変化はいわゆる高齢移動転換に影響を与える可能性がある。高齢移動転換論では社会の発展とともに高齢者の移動率が上昇するといわれるが（Rogers 1992, Warnes 1992）、「子との同居等」のための移動率が低下すれば、高齢者の移動率全体の上昇はその分だけ抑制される¹²⁾。また、「子との同居等」の移動の減少分が近居のための移動やその他の移動ですべて置き換えられなければ、全体の移動率は低下する。実際には、こうした置き換えがどの程度起きているかは不明である。しかし、健康寿命の上昇が介護や健康に関連した移動を抑制しうることを踏まえると、現在の日本では高齢移動転換論のとおり移動率が上昇していくとは考えにくい。少なくとも、高齢者の健康が維持されれば、家族等との同居や施設等への入所を目的とした移動はより高齢に先送りされる公算が高い。この場合には、高齢者の年齢別移動確率が描く曲線は生存数曲線のように矩形化から遅延（石井 2016）に向かうに違いない。

VI. まとめ

日本の高齢者をとりまく社会の状況は、高齢者の子ども数の減少や2000年の介護保険制度の導入により、以前とは大きく変化している。本稿では単独世帯と夫婦のみの世帯に住む高齢者に着目し、2000年代以降における彼らの家族類型の動態と介護サービス、および住居移動との関連を検討した。はじめに、世帯動態調査と介護サービス施設・事業所調査のデータを分析したところ、「子との同居等」の世帯への移行に影響する介護サービスの種類は多くなかった。ただし、プロビット分析によれば、男性では居住する都道府県の介護老人福祉施設の定員（75歳以上人口あたり）、女性では居宅サービス計の常勤換算従事者数（同）などが「子との同居等」への移行に負の効果を与えていた。次に、住居移動の分析によると、「子との同居等」に移った人たちの間では全体として高齢者自身が移動するよりも移動しなかったケース、つまり家族等が移動してきたケースのほうが多かった。また、単独世帯にいた女性の場合、分析期間全体では「子との同居等」への移行に伴う移動者が非移動者と同程度存在したが、分析期間の後半には移動者の数が大きく減少してい

12) Litwak and Longino (1987) の高齢移動3段階説でいえば、こうした親子の同居移動の減少は第2段階の移動に影響する。

た。今回の分析によれば、2000年代以降における分析対象者の世帯変動は、少数の介護サービスによる「子との同居等」への移行を抑制する効果、および家族等との同居に移行し、かつ移動する単身女性の減少の2点によって特徴づけられる。

地域の介護サービスは、人口転換の帰結である少子高齢化や人口減少に対応する形で順次増強されてきたが、現在では少子化の進行その他様々な要因により人手不足に見舞われ、地域によってはサービスの水準を維持することが困難になっている。今後の研究では各地の人手不足の状況やそれに伴う介護サービスの変化を踏まえつつ、高齢者の居住状態をめぐる家族類型、介護サービス、住居移動の3要素の相互関係を中長期的な人口変動のなかに位置づけていくことが課題になる。

(2023年11月10日査読終了)

謝辞

『世帯動態調査』は統計法32条の規定に従って利用した。混合効果モデルのプログラム作成や解釈については、明治大学の鎌田健司先生と国立社会保障・人口問題研究所の中川雅貴室長から様々なご教示をいただいた。深く感謝申し上げます。

参考文献

- 石井太 (2016) 「ポスト人口転換期の死亡動向」佐藤龍三郎・金子隆一編著『ポスト人口転換期の日本』原書房。
- 伊藤達也 (1984) 「年齢構造の変化と家族制度からみた戦後の人口移動の推移」『人口問題研究』第172号, pp.24-38.
- 大江守之 (1995) 「国内人口分布変動のコーホート分析」『人口問題研究』第51巻第3号, pp.1-19.
- 大場亨 (2001) 「市川市における高齢者の居住移動に施設が与える影響の分析」『2001年度第36回日本都市計画学会学術研究論文集』pp.913-918.
- 加藤彰彦 (2009) 「直系家族の現在」『社会学雑誌』26号, pp.3-18.
- 鎌田健司 (2013) 「地域の就業・子育て環境と出生タイミングに関する研究 —マルチレベルモデルによる検証—」『人口問題研究』第69巻第1号, pp.42-66.
- 厚生労働省 (2013) 『平成23年 介護サービス施設・事業所調査』。
- 厚生労働省 (2014) 『平成24年 介護サービス施設・事業所調査』。
- 厚生労働省 (2020a) 『令和2年版 厚生労働白書』
- 厚生労働省 (2020b) 『平成30年 介護サービス施設・事業所調査』。
- 厚生労働省 (2022) 『令和4年版 厚生労働白書』
- 厚生労働省 (年不詳) 「介護保険制度について (40歳になられた方へ)」
https://www.mhlw.go.jp/file/06-Seisakujouhou-12300000-Roukenkyoku/2gou_leaflet.pdf
- 国立社会保障・人口問題研究所 (2020) 『第6回全国家庭動向調査 報告書 (2018年社会保障・人口問題基本調査)』。
- 国立社会保障・人口問題研究所 (2021) 『人口統計資料集2021』。
- 国立社会保障・人口問題研究所 (2022) 『現代日本の世帯変動 第8回世帯動態調査 (2019年社会保障・人口問題基本調査)』。
- 清水浩昭 (2004) 「家族構造と介護形態の地域差」『社会学論叢』第149号, pp.1-17.
- 清水浩昭 (2013) 『高齢社会日本の家族と介護—地域性からの接近—』時潮社。
- 清水裕士 (2014) 『個人と集団のマルチレベル分析』ナカニシヤ出版。
- 清水昌人 (2009) 「単独世帯および夫婦のみの世帯に居住する高齢者の人口移動と世帯変動」『人口問題研究』第

- 65巻第4号, pp.48-62.
- 清水昌人 (2023) 「高齢者の家族類型と介護保険サービスの地域差」『人口問題研究』第79巻第1号, pp.21-36.
- 杉浦真一郎 (2004) 「特別養護老人ホームの立地と入所先選択をめぐる現実と理想的条件—岐阜県東農老人保健福祉園域を事例として—」『地理科学』vol.59 no.1 pp.1-25.
- 鈴木透 (2012) 「直系家族世帯の動向」『人口問題研究』第68巻第2号, pp.3-17.
- 鈴木博志 (1998) 「住居移動による世帯構成の変化と高齢者の住生活課題 (第2報) —移動パターン別移動形態, 移動要因, 居住状況変化, 定住条件」『日本家政学会誌』49-2, pp.139-149.
- 中川雅貴 (2013) 「外国からの移動と定住 —マルチレベル分析による居住地域要因の検証—」『人口問題研究』第69巻第4号, pp.44-64.
- 中川雅貴 (2016) 「高齢者の健康と居住地移動—成人子との居住関係との関連を中心に—」日本人口学会第68回大会報告要旨.
<http://www.paoj.org/taikai/taikai2016/abstract/1099.pdf>
- 中川雅貴・鎌田健司 (2016) 「高齢者ケアの供給状況と高齢者の地域間移動の関連について—地理的加重回帰モデルによるローカル推定による検証—」厚生労働科学研究費補助金政策科学総合研究事業『都市と地方における地域包括ケア提供体制のあり方に関する総合的研究 平成27年度分担研究報告書』pp.199-211.
- 西岡八郎 (2000) 「日本における成人子と親の関係—成人子と老親の居住関係を中心に—」『人口問題研究』第56巻第3号, pp.34-55.
- 西岡八郎・鈴木透・小山泰代 (2003) 「日本の世帯数の将来推計 (全国推計) —2000 (平成12) 年~2025 (平成37) 年—2003 (平成15) 年10月推計」『人口問題研究』第59巻第4号, pp.19-51.
- 畠山輝雄 (2004) 「介護保険制度導入に伴うデイサービスセンターの立地とサービス空間の変化—藤沢市の事例—」『地理学評論』77-7, pp.503-518.
- 畠山輝雄 (2012) 「介護保険地域密着型サービスの地域差とその要因」『地理学評論』85-1, pp.22-39.
- 廣嶋清志 (1984) 「戦後日本における親と子の同居率の人口学的実証分析」『人口問題研究』第169号, pp.31-42.
- 廣嶋清志 (1989) 「低出生力化は核家族化を促進するか?」『人口問題研究』第189号, pp.42-46.
- 福田亘孝 (2016) 「現代日本における子どもの性別選好」稲葉昭英・保田時男・田淵六郎・田中重人『日本の家族1999-2009』東京大学出版会, pp.113-128.
- 丸山洋平 (2018) 『戦後日本の人口移動と家族変動』文眞堂.
- 宮澤仁 (2003) 「関東地方における介護保険サービスの地域的偏在と事業者参入の関係—市区町村データの統計分析を中心に—」『地理学評論』76-2, pp.59-80.
- Bian, F., Logan, J. R. and Bian, Y. (1998) "Intergenerational Relations in Urban China: Proximity, Contact, and Help to Parents," *Demography*, vol. 35, No. 1, pp.115-124.
- Clark, R. L. and Wolf, D. A. (1992) "Proximity of Children and Elderly Migration," in Rogers, A. (ed.) *Elderly Migration and Population Redistribution*, London, Helhaven Press, pp.77-96.
- Glaser, K. and Tomassini, C. (2000) "Proximity of Older Women to Their Children: A Comparison of Britain and Italy," *The Gerontologist*, vol. 40, No.6, pp.729-737.
- Litwak, E. and Longino, C. (1987) "Migration Patterns Among the Elderly: A Developmental Perspective," *The Gerontologist*, Vol. 27, pp.266-272.
- Malmberg, G. and Pettersson, A. (2007) "Distance to Elderly Parents: Analyses of Swedish Register Data," *Demographic Research*, Vol. 17, pp.679-704.
- Michielin, F. and Mulder, C. H. (2007) "Geographical Distances Between Adult Children and Their Parents in the Netherlands," *Demographic Research*, Vol. 17, pp. 655-678.
- Park, K.-S., Kim, I. K. and Kojima, H. (1999) "Intergenerational Coresidence and Nearness in Korea and Japan: Unbalanced Aspects of Family Changes," *International Journal of Japanese Sociology*, No.8, pp.93-115.
- Rogers, A. (1992) "Introduction," in Rogers, A. (ed.) *Elderly Migration and Population Redistribution*, London, Helhaven Press, pp.1-15.
- Rogerson, P. A., Burr, J. A. and Lin, G. (1997) "Changes in Geographic Proximity Between Parents and Their Adult Children," *International Journal of Population Geography*, Vol.3, pp.121-136.
- Silverstein, M. (1995) "Stability and Change in Temporal Distance Between the Elderly and Their Children,"

Demography, Vol.32, No.1, pp.29-45.

Speare, A. Jr. and McNally, J. (1992) "The Relation of Migration and Household Change Among Elderly Persons," in Rogers, A. (ed.) *Elderly Migration and Population Redistribution*, London, Helhaven Press, pp.61-76.

van den Broek, T. and Dykstra, P. A. (2016) "The Impact of Siblings on the Geographic Distance Between Adult Children and Their Ageing Parents. Does Parental Need Matter?" *Population, Space and Place*, 23:e2048, pp.1-13.

Vergauwen, J. and Mortelmans, D. (2019) "Parental Health, Informal Support, and Geographic Mobility Between Parents and Adult Children," *Population, Space and Place*, 26:e2301, pp.1-19.

Warnes, A. M. (1992) "Age-Related Variation and Temporal Change in Elderly Migration," in Rogers, A. (ed.) *Elderly Migration and Population Redistribution*, Helhaven Press, London, pp.35-55.

Older Adults' Household Changes: An Analysis of Their Association with Local Care Services and Residential Relocation

SHIMIZU Masato

Due to a decline in the number of adult children per parent and the introduction of the "Long-Term Care Insurance System" in 2000, older adults in Japan are now experiencing a situation in which demographic and societal conditions substantially differ from those in the past. This paper focuses on the household changes of older adults who formerly lived in one-person or married-couple-only households and examines their association with the local provision of care services and residential relocation of older adults. Our analysis of data from the National Survey on Household Changes (conducted in 2004–2019) and the Survey of Institutions and Establishments for Long-Term Care (2000–2018) revealed the following points. First, older women are more likely to switch their family type to "other household" (a household that mainly involves living with one's adult children) when they live in a prefecture with a larger provision of home care services in total. In the case of men, the same household transition tends to occur in prefectures with larger capacities of "special nursing homes." Second, according to a comparison between the 1999–2009 and 2009–2019 periods, the proportion of the older adults undergoing a transition to "other household" who also relocated declined significantly for older women over time, particularly for those who formerly lived in one-person households. These findings suggest that the geographical distribution of certain long-term care services and the relocation behavior of older women have played a role in the recent decline in parent–adult child coresidence among older adults.

keywords: older adults, household change, residential relocation, local care services, coresidence with children