

老親との同居意識の変化と規定要因

乾 順子
(大阪経済法科大学)

【要旨】

かつての日本では「家族は福祉の含み資産」と言われ、1970年代の三世代同居世帯の占める割合は約20%と高かったが、90年代には介護の社会化が進み、2000年には介護保険法が施行され、人々の意識にも変化が生じていることが予想される。先行研究においては、戦前の義務教育を受けた世代と戦後まもなく義務教育を受けた世代、その子世代(1970年以降出生コーホート)の間に同居意識の差が生じ、同居意識が低下するという仮説が存在した。NFRJ08までのデータでこの仮説を検証した研究においては、仮説が支持されず、2000年以降三世代同居意識が明確な低下傾向がみられないとの研究もある。

そこで、NFRJ98からNFRJ18までの4時点のデータを用いて、老親との同居意識の変化と規定要因についての分析を行った。その結果、4時点すべてにおいて、男性のほうが女性よりも同居意識の平均値が高く、同居を相対的に肯定しており、NFRJ98からNFRJ08までは、なだらかに平均値が低下したが、NFRJ18において大きく低下していた。

1921年から1935年出生コーホートは老親との同居を肯定し、戦後すぐの団塊の世代(第1次ベビーブーム世代)を含む1936～1960年出生コーホートの同居意識は低く、1961年～1975年出生コーホートでは再度高まり、1976年以降の出生コーホートにおいて低下した。初婚年齢の上昇、平均余命の伸長、ライフコースの多様化等により、先行研究の想定よりも遅れて意識の変化が生じ、新たな規範が形成されつつあることが示唆される。

キーワード：老親、同居意識、調査時点、出生コーホート、年齢

1. はじめに

日本における高齢者人口の増加と少子化の進展は急速であり、いわゆる2025年問題、2050年問題が目前に迫っている。

かつて、日本では「家族は福祉の含み資産」と呼ばれた時代が存在し、実際に1970年代の三世代同居世帯の占める割合は約20%と高くなっており¹、要介護高齢者を施設等に入れることは「姥捨て」のような意識をもって捉えられていた(山根 1974)。当時は老人ホームのイメージといえば、「淋しくて暗いところ」というイメージであり、同居したい理由は「同居が自然であるから」「世話をしてもらえるから」という答えが多く、また老後の保障の責任については、子供つまり家族にあるという回答が多かったという(山根 1974)。施設等の数も少なく、何らかの理由で家族介護を望めない場合に、高齢者の受け皿となったのは、病院であった(北井・小田巻 2020)。

¹ 1975年において、65歳以上の高齢者がいる世帯のうち、54.4%が三世代同居の世帯であった(厚生労働省 2012)

このような介護や同居、扶養への意識が大勢を占めていた時代から、90年代には介護の社会化が進み、2000年には介護保険法が施行され、40歳以上であれば、介護保険料を支払うようになった。拠出を行うことにより給付がなされる制度が成立したのである²。「介護保険制度の導入は、日本型福祉国家の特徴である「家族主義」からの脱却を試みる施策の1つだと理解されて」（北井・小田巻 2020）いた。それ以前からも、子ども夫婦と同居する高齢者の割合は徐々に減少しており、80年から98年の間に20%程度減少している（西岡 2000）。多くの民間資本による有料老人ホームが提供され、その数は2005年～2016年の間に約5倍にもなっている（内閣府 2018）。さらには、介護の程度が低い場合にも利用できるサービス付き高齢者住宅の整備も進んでいる。

しかしながら一方で、この介護保険制度が、老後リスクの責任を個人に課す傾向を強め、介護保険料をおさめる40歳以上の親世代にあたる65歳以上を第1号被保険者としたことが、子による老親の扶養義務意識を温存する方向に作用するという仮説を提示する研究（北井・小田巻 2020）や「在宅ケアの推進という介護保険の戦略は、「ケアの社会化」という目標とは矛盾したものとなった。制度は実際には「家族主義」を温存している」（落合ほか 2010: 16）との評価もある。

西岡（2000）や岡崎（2002）は、介護保険制度導入直前までの日本における老親扶養意識について、毎日新聞社が2年ごとに実施した世論調査をもとに以下のようにまとめている。「子どもが年をとった親の扶養をする習慣」を「よい習慣（しきたり）だと思う」と回答した割合は、1963年には35%を超えていたが、その割合はなだらかに低下しており、特に1981年から86年の間の減少幅が大きく、2000年には15%程度となっている。老親を子どもが扶養する習慣を「子どもとして当たりまえの義務」と回答した割合は、1963年の38.6%から1986年には56.5%まで増加したが、90年には29.6%まで低下し、2000年までほぼ横ばいである。「老人のための施設や制度がないからやむを得ない」という回答割合は、1963年から86年までは10%以下程度で推移していたが、そこから上昇に転じ、2000年では、25%程度である。このことから老親扶養の意識は、80年代に大きく変化し、子どもとしての当たりまえの義務という規範から、他の方法がないためにやむを得ず扶養するという意識に変化している傾向が見てとれる。

現在の日本では、戦後の第一次ベビーブーム世代のように兄弟姉妹数が多く、人口規模の大きな世代が後期高齢者となる時期が迫っており、その後期高齢者を家族として支える子世代は第二次ベビーブーム世代のキョウダイ数が2～3人程度という時代が到来しつつある。さらには、その第二次ベビーブーム世代を含む、いわゆる就職氷河期世代は、雇用状況が不安定なまま年齢を重ねた人々の割合が高く、生殖家族を形成していない割合が高い³が、この世代が老親の介護に直面し、また自身も必要とする時代がやがて到来する。

² 法や制度の変遷については、大和（2017）が参考になる。

³ たとえば2015年の50歳時点の未婚率は、男性23.37%、女性14.06%（国立社会保障・人口問題研究所 2020）であり、今後さらに上昇することが予想されている（厚生労働省 2015）。

本稿では、このような時期に、人々が老親に対してどのような意識をもっているのか、2000年代の介護保険法の施行を経て、人々の老親に対する意識は変化したのか、世代による意識の差異はあるのか、さらにその規定要因について、90年代後半から4回にわたって実施した全国家族調査データを用いて明らかにしていきたい。

2. 先行研究

ここでは、老親同居、扶養、介護に関する意識についての先行研究を概観する。老親同居の意識については、山根（1974:30）が、「日本において同居―別居志向に影響を与えるものとして、親孝行の倫理と親子の情緒関係という2つの要因」を挙げている。親孝行の倫理は、家制度に基づくものであり、それが同居志向と結びついているというものである。戦前は親孝行の倫理が義務教育で教えられ、日本人の心に深く根付いたが、戦後には家制度が解体された。それゆえ、戦前に義務教育を受けたか否かが同居志向に重要な意味を持つという（山根 1974）。そして、戦前に義務教育、青春時代を経過して、結婚した第一世代、戦前に義務教育を受け、戦後に青春時代を送って結婚した第2世代、戦後に義務教育を受けた第3世代、第3世代の子どもを第四世代とし、老親同居意識との関連を考察している。第一世代は同居意識が強く、その子世代となる第3世代は、「親のもつ家制度的な価値を家庭生活の中で内面化するという過程」を通じて同居志向的な親から影響を受けてはいるが、親孝行的な同居志向はこの世代において低下するという。そして、第3世代は1970年前後に結婚をし始めるが、同居志向の親からの影響を受けた居住形態を取らざるを得ない。この第3世代を親とする第4世代は1995年頃から結婚適齢期を迎え、この時期に第1世代の最後の親が70歳を超え、戦後生まれの第三世代の最初の親が50歳を迎える時期となり、「日本において戦前の親の家族が戦後生まれの親の家族によって、完全に代わられ始める時期」（山根 1974:31）として、同居意識の変化に重要な意味をもつと予想された。

しかし、平均初婚年齢の遅れや平均寿命の伸長によって、この時期は若干後ろに移動していることが想定される。第4世代の家族形成の時期は遅れ、平均寿命を80歳前後と見積もれば、家族やコーホートが入れ変わるのは、2000年～2025年頃と考えられる。

NFRJの98、03、08の3か年のデータを用いて老親同居意識を分析した西野・中西（2016）によれば、30歳代後半、40歳代で同居意識が低く、若年と高齢世代で意識が高いという結果であった。また、2000年代以降は、意識が弱まっており、特に99年と09年の間で顕著であった。これはJGSS等の他のデータでも確認されている傾向と同様であった。（西野・中西 2016; 宍戸・岩井 2010）。また、先述の山根の仮説をデータで検証したところ、第四世代すなわち1970年代以降の出生コーホートとそれ以前のコーホート（第3世代）との間に有意な差が見られないという結果であった。これを、「山根が想定していた親から子への規範意識の世代間伝達は想定していたほど強くなかったと考えられる」（西野・中西 2016）と考察している。それに対して1935年以前の出生コーホートである第2世代と第3世代以降

の出生コーホートとの間には明確な差が認められた。ここには、山根の想定していた義務教育の影響があることが考えられる。

第3世代は、意識の上で葛藤を引き起こしながら、第2世代の意向を汲んで老親と同居をしつつ第4世代として生まれた子供の子育てをしていただろう。その葛藤を間近で見ていた第4世代は老親との同居に対してアンビバレントな意識をもった可能性が考えられる。祖父母と同居していなかった第4世代は、教育の影響・規範の変化によって、同居すべきという規範とは、距離を置いていったのかもしれない。

また、山根は1995年頃を老親同居意識の大きな転換点と予想していたが、70年代以降生まれの第4世代の結婚時期が後ろにずれたこと（つまり結婚後に親と同居するか否かの判断をする時期がずれたこと）、また第2世代の平均寿命の伸長により、コーホートの入れ替わりが95年ではなく、さらに後ろにずれた（たとえば1935年出生コーホートは、2015年に80歳を迎える）ことを考慮すれば、大きなリベラル化が起きる時期はその頃だと予想される。

年齢、コーホート、時代の変数以外には、親と同居していること、自営業もしくは家族従業者であること、母親が74歳以下であることが、老親同居意識のプラスの効果を持ち、男性、有配偶、子どもありの変数がマイナスの効果を持っていた（西野・中西 2016）。長子であることは影響をもたず、母親の年齢（生活段階）が効果を持つことから、老親同居意識が状況依存的で、ご都合主義的な規範（直井 1993: 57-59）であり、新たな規範が形成されていないことを指摘している（西野・中西 2016）。

一方、2014年にサービス付き高齢者向け住宅入居者へインタビュー調査を行った原（2016）によれば、高齢者自身の入居選択についての語りの中で、親子同居についての「従来の規範」を積極的に否定し、「子どもに迷惑をかけない」ことが主張されること、と同時に「子どもは拠り所」でもあることを明らかにしている。

2000年の介護保険制度の導入が、日本の高齢者のケアの「家族主義」に与える影響を分析した研究によれば、介護保険制度導入後、日本の高齢者ケアは、家族中心のケアから国家と市場の役割がより大きいものへと変化し、家族のケアの一部を代替するものとなっている（落合ほか 2010）。しかし同時に「在宅ケアの推進という介護保険の戦略は、「ケアの社会化」という最終目標とは矛盾したものとなった。制度は実際には「家族主義」を温存しているのである。」（落合ほか 2010: 16）これは、介護給付の上限と自己負担金を捻出できない等の理由から、低所得者では家族がケアのほとんどを担わざるを得ない状況や、介護保険によって提供される在宅ケアサービスが、家族による介護の一部を補完するものにすぎないことを指している。

老親介護の意識について、北井・小田巻は「家族による介護の実質的な負担は、その社会における扶養義務意識によっても決定されると言える」（北井・小田巻 2020）とし、介護保険制度の導入によってケアの社会化が進むのか否かについて意識の側面から分析を行っている。介護保険制度の導入による「過度な家族負担の解消」は意識の側面からはなされた

のか、という問いに対して国際比較分析を行い、「社会保険方式は老親の扶養義務意識を緩和する可能性があるといえる。あるいは、社会保険方式に親和的ななんらかの制度的特徴、たとえば介護の供給主体の多元化に伴う扶養義務意識の低下、といった側面を間接的に表している可能性がある。」との結果を得ている。この研究においては、扶養義務意識と介護義務意識が明確には分けられていないが、社会保険方式の介護保険が導入されている国では、されていない国に比べて「成人した子どもには、年をとった親の面倒をみる義務がある」という意見に否定的な傾向がみられたが、有意な結果は得られなかった。

本稿では、はじめに NFRJ の 4 時点で観測した老親との同居意識の変遷を確認する。その後、先行研究で検討された独立変数を用いて、調査時点の効果、年齢やコーホートの影響に注目した分析を行う。ここでの問いは、最新の 2019 年のデータでは、老親との同居を肯定しない人の割合が増えているのか、どのコーホート、どの年齢層において同居意識が低下しているのか、である。本来であれば、介護、扶養の意識も検討すべきである⁴が、介護保険制度導入前のデータは同居意識のみ使用可能であることから、本稿は同居意識のみを検討する。

3. 使用するデータと同居意識の変化

ここでは、NFRJ98、03、08、18 のデータを用いる。「親が年をとって、自分たちだけでは暮らしていけなくなったら、子どもは親と同居すべきだ」に対する回答「そう思う」「どちらかといえばそう思う」「どちらかといえばそう思わない」「そう思わない」に対して 4 点から 1 点を与え、分布を確認していく。分析対象者は、NFRJ98 が 6885 人（男性 3269 人、女性 3616 人）、NFRJ03 が 6222 人（男性 2925 人、女性 3297 人）、NFRJ08 が 5151 人（男性 2421 人、女性 2730 人）、NFRJ18 が 3002 人（男性 1417 人、女性 1585 人）の計 21260 人（男性 11228 人、女性 10032 人）である。

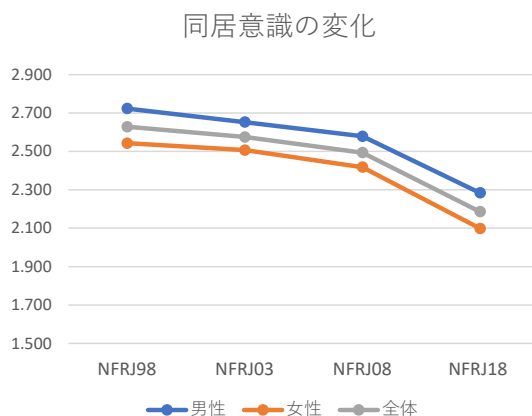


図 1 調査時点ごとの同居意識の変化

⁴ 老親との同居意識と老親の介護、扶養の意識はそれぞれ相関が高いという分析結果がある（乾 2020）。

図1は、調査時点ごとの同居意識の平均値を男女と全体に分けて図示したものである。男性のほうが女性よりも平均値が高く、同居を肯定しており、NFRJ98からNFRJ08までは、なだらかに平均値が低下していたが、NFRJ18において大きく低下したことが分かる。

次に調査時点ごとの同居意識の回答分布を図2で確認する。男性は、NFRJ08までは、「そう思わない」の割合はほぼ変わらず、「どちらかといえばそう思わない」が徐々に増加し、「そう思う」が徐々に減少している。「どちらかといえばそう思う」は、NFRJ98から03にかけては3.3ポイント減少しているが、08にかけては変化していない。NFRJ18では、「どちらかといえばそう思わない」が大きく増加し、「そう思わない」の割合も増えており、同居に否定的である割合は58.8%である。女性では、NFRJ98から03の間では、「そう思わない」がわずかに減少しているが、「どちらかといえばそう思わない」はやや増加している。「どちらかといえばそう思う」も増加し、「そう思う」が減少している。NFRJ08では「そう思わない」は変化せず、「どちらかといえばそう思わない」が増加し、否定派の割合が増加して半数を超えている。最後のNFRJ18では、否定派が大きく増加し、67.5%である。一方「そう思わない」が大きく減少して5%を切っている。

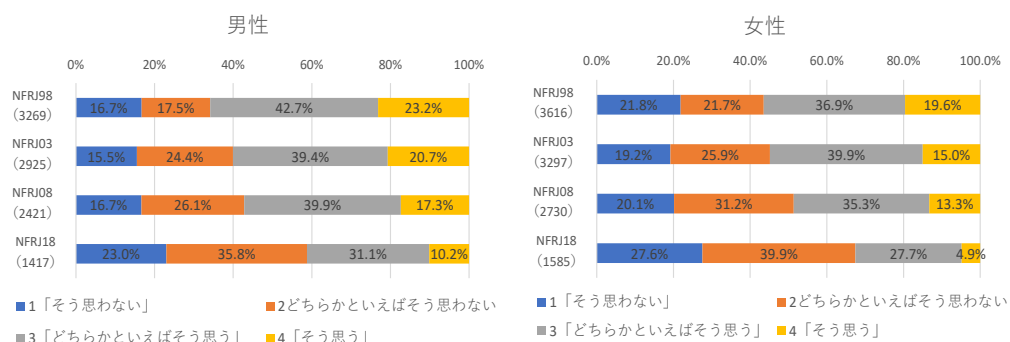


図2 調査時点ごとの同居意識の回答分布

※調査時点の下の（ ）内の数値は回答者数

このような同居意識の低下が、山根（1974）の言うように、出生コーホートの入れ替わりによるものであるのかを確認するために調査時点別に出生コーホートと同居意識を確認する必要がある。そこで、調査時点別男女別にコーホートによる同居意識の平均値を図示したものが以下の図3である。

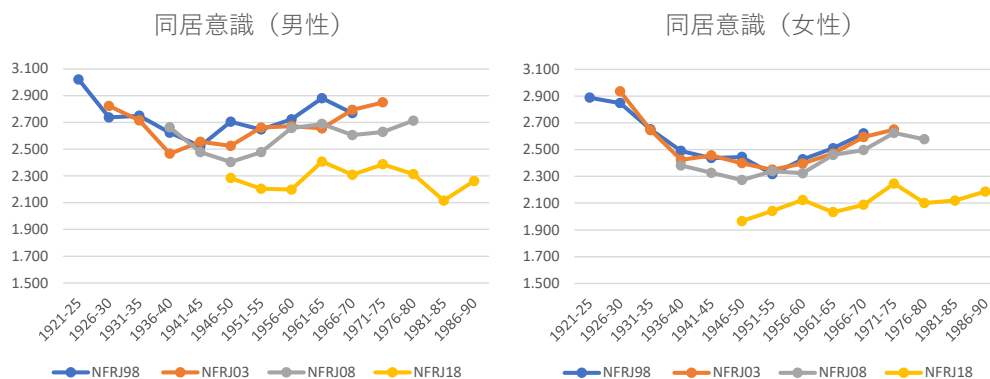


図3 調査時点別コーホートによる同居意識の変化

男性では、1941～50年出生コーホート以降は、NFRJ08までは、調査を重ねるごとに、折れ線グラフがわずかに下がり、同じ出生コーホートであっても、同居意識が低下していることが分かる。そして10年間隔があったNFRJ18では、折れ線が全体に大きく下方に移動している。同じ出生コーホートであっても10年の間に同居意識が大きく低下しており、出生コーホートの入れ替わりが要因であるとも言い切れないようである。次に調査時点によって変化するものとして、年齢が考えられ、加齢によって同居意識が変化することも想定されるため、調査時点別の年齢別同居意識の得点を確認する。

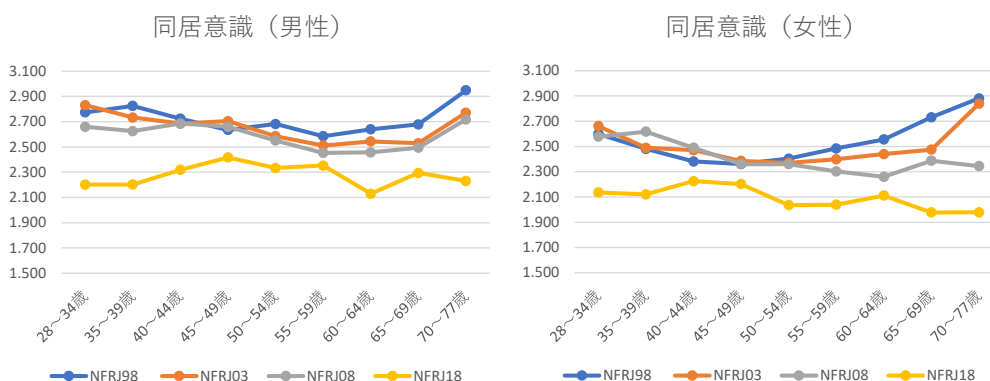


図4 調査時点別年齢による同居意識の変化

図4は調査時点別に年齢別の同居意識の平均値を図示したものである。NFRJ98から08までの男性回答は、おおむね50歳代後半から60歳代までの間の得点が低く、20歳代から30歳代、70歳代が高くなっている。女性回答は、NFRJ98では、30歳代まで同居意識がやや高く、40歳代が最も低くなり、50歳代からまた高くなっている。NFRJ03も同様の動きをしている。NFRJ08の女性は、60～64歳が最も低く、70～77歳もそれほど同居意識が高くない。同じ調査時点の同世代の男性とは異なる動きをしており、2009年70歳代の女

性は男性と比べて、そして以前の同じ年齢層の女性と比べて同居意識が低くなっている。

最後にNFRJ18 データでは、男性は、それ以前とグラフの形状が変化しており、45～49 歳が最も同居を肯定しており、40 歳代、50 歳代の同居意識が高く、60～64 歳が最も低く、若年層と高齢層が相対的に低い。一方女性は、40 歳代が最も同居意識が高く、70～77 歳までが最も低い。男女ともに若年層と高齢層の同居意識の低下が大きいようである。

それでは、なぜ以上のような同居意識の低下がNFRJ08 と 18 の間で生じたのであろうか。コーホートの入れ替わりや加齢等の他にどのような変数が影響しているのであろうか。これらを検討するために、4 時点のデータを統合し、先行研究で検討されてきた独立変数や調査時点をコントロールした上で、出生コーホートや年齢の効果を検討していきたい。

4. 同居意識を従属変数とする重回帰分析

ここでは、4 時点のデータを統合したデータを用いて分析を行う。使用する変数は、居住地 10 万人以上の都市=1、10 万人未満=0 とするダミー変数、男性ダミー、従業上の地位（正規、非正規、自営家族従業者、無職）長子ダミー、世帯年収、学歴（高校まで、専門短大、大学）、有配偶ダミー、子どもありダミー、実親同居ダミー、母親年齢（64 歳以下、65～74 歳以下、75 歳以上、死亡・不明）、調査時点、出生コーホート、出生年西暦、年齢コーホートである。使用する変数の記述統計は以下のとおりである。

表 1 記述統計

	平均値	標準偏差		平均値	標準偏差
老親との同居意識	2.519	0.980	1921-25年ダミー	0.018	0.132
居住地10万人以上都市ダミー	0.612	0.487	1926-30年ダミー	0.044	0.204
男性ダミー	0.476	0.499	1931-35年ダミー	0.059	0.235
正規ダミー	0.352	0.478	1936-40年ダミー	0.086	0.280
非正規ダミー	0.166	0.372	1941-45年ダミー	0.100	0.299
自営家族ダミー	0.165	0.372	1946-50年ダミー	0.134	0.340
無職ダミー	0.317	0.465	1951-55年ダミー	0.115	0.319
長子ダミー	0.407	0.491	1956-60年ダミー	0.104	0.305
世帯年収	650.822	366.961	1961-65年ダミー	0.110	0.313
高校以下ダミー	0.592	0.491	1966-70年ダミー	0.101	0.302
専門短大ダミー	0.208	0.406	1971-75年ダミー	0.076	0.265
大学ダミー	0.200	0.400	1976-80年ダミー	0.034	0.182
有配偶ダミー	0.804	0.397	1981-85年ダミー	0.012	0.107
子どもありダミー	0.833	0.373	1986-90年ダミー	0.009	0.094
実親同居ダミー	0.175	0.380	出生年西暦	1953.590	14.791
母64才以下ダミー	0.166	0.372	28から34歳	0.126	0.331
母65～74才以下ダミー	0.195	0.396	35から39歳	0.104	0.306
母75才以上ダミー	0.238	0.426	40から44歳	0.106	0.308
母死亡不明ダミー	0.400	0.490	45から49歳	0.116	0.321
NFRJ98年ダミー	0.320	0.467	50から54歳	0.123	0.328
NFRJ03年ダミー	0.304	0.460	55から59歳	0.115	0.319
NFRJ08年ダミー	0.237	0.425	60から64歳	0.114	0.317
NFRJ18年ダミー	0.138	0.345	65から69歳	0.104	0.306
度数	17928		70から77歳	0.092	0.289

表2 老親との同居意識の規定要因（コーホート）

	標準化係数 ベータ	t 値	
(定数)		66.508	***
10万人以上都市ダミー	-0.024	-3.233	**
男性ダミー	0.075	8.588	***
自営家族ダミー(基準)			
正規ダミー	-0.027	-2.519	*
非正規ダミー	-0.035	-3.513	***
無職ダミー	-0.021	-1.882	†
長子ダミー	0.007	0.926	
世帯年収	-0.005	-0.573	
高校ダミー(基準)			
専門短大ダミー	-0.013	-1.597	
大学ダミー	-0.023	-2.762	***
有配偶ダミー	-0.048	-5.321	***
子どもありダミー	-0.059	-6.547	***
実親同居ダミー	0.062	7.270	***
母死亡・不明ダミー(基準)			
母64才以下ダミー	0.009	0.669	
母65～74才以下ダミー	0.009	0.841	
母75才以上ダミー	-0.020	-2.183	*
NFRJ98ダミー(基準)			
NFRJ03年ダミー	-0.005	-0.530	
NFRJ08年ダミー	-0.029	-3.044	**
NFRJ18年ダミー	-0.126	-11.368	***
1946-55年(基準)			
1921-25年ダミー	0.058	7.060	***
1926-30年ダミー	0.059	6.650	***
1931-35年ダミー	0.044	4.829	***
1936-40年ダミー	0.011	1.189	
1941-45年ダミー	0.004	0.434	
1951-55年ダミー	-0.001	-0.135	
1956-60年ダミー	0.010	0.978	
1961-65年ダミー	0.032	2.997	**
1966-70年ダミー	0.028	2.472	*
1971-75年ダミー	0.038	3.282	**
1976-80年ダミー	0.010	0.964	
1981-85年ダミー	-0.009	-0.962	
1986-90年ダミー	0.000	0.004	
N	17928		
調整済みR ²	0.054		

†を p<.10、*を p<.05、**を p<.01、***を p<.001 とする。

まず始めに、コーホートに着目した分析を行った。結果は表2のとおりである。年齢は共線性が高いため、同時には投入していない。

注目する変数は、調査時点ダミー、出生コーホートである。分析に様々な変数を投入した上でも NFRJ08 ダミー、NFRJ18 ダミーの2つの調査時点変数は、マイナスで有意となっている。NFRJ98 と NFRJ03 間には、時点独自の有意な差異はなく、調査時点を経ることに効果が大きくなっている。特に NFRJ18 ダミーの効果は、投入した独立変数の中で最も大きく、NFRJ08 との間にも有意な差が生じている（分析結果は省略）。

出生コーホートは、細分化したダミー変数を用いて分析を行った。標準偏回帰係数の値を

グラフにしたものが以下の図 5 である。基準は 1946 から 50 年出生コーホートである。山根のいうところの第 1、第 2 世代にあたる 1921 年から 1935 年出生コーホートは、戦後すぐの団塊の世代、第 1 次ベビーブーム世代より「親が年をとって、自分たちだけでは暮らしていけなくなったら、子どもは親と同居すべきだ」を肯定している。その後、戦後の義務教育を受けた第 3 世代となる 1936～1945 年、1951 年～1960 年出生コーホートまでは 1946～1950 年出生コーホートと有意な差がなく、同居意識は低いが、1961 年～1975 年出生コーホートは、同居意識が高くなる。その後の 1976 年以降の出生コーホートは基準コーホートと有意差はなく、同居意識は低い。

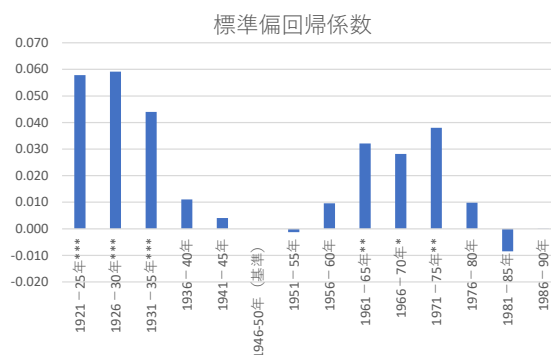


図 5 老親との同居意識を従属変数とする重回帰分析における
出生コーホートの標準偏回帰係数

その他の独立変数のうち、プラスの効果のある変数は、男性であること、親と同居していることである。反対に、マイナスの効果のある変数は、10 万人以上の人口の都市に居住していること、自営家族従業者と比べて、正規雇用、非正規雇用で働いていること、学歴が高校までと比べて、大学であること、有配偶であること、子どもがいること、母親が 75 歳以上であることである。これらの効果は NFRJ98 から 08 までのデータを用いて分析を行った西野・中西（2016）とほぼ同様である。

次に、出生年の西暦を連続変数として、年齢をダミー変数として投入した分析を行った。結果は表 3 のとおりである。モデル 1 は、コーホートに着目した分析（表 2）と独立変数を合わせたもの、モデル 2 は、母親の年齢段階を除いた分析である。

表3 老親との同居意識の規定要因（年齢）

	モデル1			モデル2		
	標準化係数 ベータ	t 値		標準化係数 ベータ	t 値	
(定数)		2.780	***		2.797	***
居住地10万人以上都市ダミー	-0.024	-3.276	***	-0.025	-3.311	***
男性ダミー	0.077	8.306	***	0.077	8.405	***
正規ダミー(基準)						
非正規ダミー	-0.013	-1.449		-0.013	-1.453	
自営家族ダミー	0.021	2.525	**	0.022	2.566	**
無職ダミー	0.009	0.842		0.009	0.886	
長子ダミー	0.010	1.366		0.012	1.582	
世帯年収	-0.004	-0.469		-0.004	-0.452	
高校ダミー(基準)						
専門短大ダミー	-0.011	-1.412		-0.012	-1.454	
大学ダミー	-0.024	-2.902	***	-0.025	-3.004	***
有配偶ダミー	-0.052	-5.658	***	-0.053	-5.783	***
子どもありダミー	-0.060	-6.627	***	-0.060	-6.664	***
実親同居ダミー	0.060	7.045	***	0.056	6.796	***
NFRJ98(基準)						
NFRJ03年ダミー	-0.014	-1.607		-0.014	-1.608	
NFRJ08年ダミー	-0.043	-5.052	***	-0.044	-5.094	***
NFRJ18年ダミー	-0.141	-16.727	***	-0.143	-16.986	***
母死亡・不明ダミー(基準)						
母64才以下ダミー	0.012	0.767				
母65~74才以下ダミー	0.009	0.747				
母75才以上ダミー	-0.021	-2.264	*			
出生年西暦	0.000	-0.053		0.000	-0.036	
28から34歳(基準)						
35から39歳	-0.002	-0.220		-0.004	-0.419	
40から44歳	-0.005	-0.421		-0.010	-1.084	
45から49歳	-0.010	-0.736		-0.022	-2.218	**
50から54歳	-0.014	-0.958		-0.032	-3.206	***
55から59歳	-0.026	-1.710	†	-0.043	-4.282	***
60から64歳	-0.018	-1.167		-0.032	-3.147	***
65から69歳	-0.006	-0.392		-0.018	-1.708	†
70から77歳	0.049	3.389	***	0.039	3.800	***
N		17928			17928	
調整済みR ²		0.051			0.051	

†をp<.10、*をp<.05、**をp<.01、***をp<.001とする。

この分析でも、調査時点は最も大きな効果があり、モデル1、モデル2ともにNFRJ18時点において同居意識が最も低くなっている。年齢も出生コーホートと同様、細分化したダミー変数を用いて分析を行った。モデル1とモデル2を比較して、母親の年齢段階から最も影響を受けているのは、年齢のダミー変数の効果である。他の独立変数の効果は大きく変化はしていない。モデルの説明力は、出生コーホートを投入したモデルのほうがわずかに高かった。ここで、年齢変数の効果を検討するために、標準偏回帰係数の値をグラフにしたものが以下の図6である。

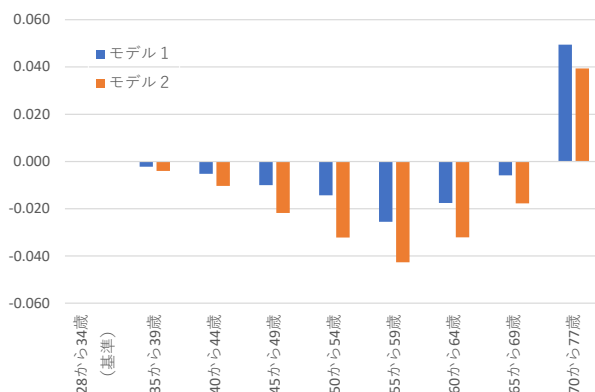


図 6 老親との同居意識を従属変数とする重回帰分析の年齢の標準偏回帰係数

モデル 1 の標準化係数は、28～34 歳を基準として、70～77 歳のカテゴリー以外はすべて係数がマイナスであるが、多くの変数が有意ではなく、55～59 歳が 10%水準、70～77 歳が 1%水準で有意である。全体としてモデル 2 の年齢の係数よりも高くなっている。

モデル 2 でも、70～77 歳のカテゴリー以外はすべて係数がマイナスである。有意なマイナスの効果がある年齢カテゴリーは、45～49 歳、50～54 歳、55～59 歳、60～64 歳である。老親との同居に最も肯定的でないのは、55～59 歳、次いで 60～64 歳、50～54 歳が続く。最も肯定的なカテゴリーは 70～77 歳である。

どちらのモデルにおいても、高齢層で同居意識が高く、55～59 歳が底で、若年層もやや高いという点は変わらない。モデル 2 と比べて、母親の年齢段階変数を投入したモデル 1 で年齢変数が有意ではなくなるということは、年齢の効果の一部を母親の年齢段階が媒介していたということであり、母親が 75 歳以上であると、同居意識が低下する。この点は、西野・中西 (2016) の分析結果と同様である。

年齢の効果は、年齢が若いほど同居に否定的という線形な効果ではなく、また、西野・中西 (2016) の 30 歳代後半から 40 歳代において老親同居意識がもっとも弱い、という分析とは異なる結果となった。なお、調査時点 4 回のうち、1 回のみ調査対象となった出生コーホート (1921 - 1925 年、1986 - 90 年、1981 - 85 年) を除いて同様の分析を行ったところ、28～34 歳が最も同居意識の得点が高く、年齢を経るごとに徐々に低下していき、55～59 歳が底となり、また 70～77 歳まで上昇するが、若年層ほどは得点が上がらず、40～44 歳と同程度であった。いずれの分析にせよ、55～59 歳が最も老親との同居に否定的であり、若年層と高齢層において肯定的であるという結果に変わりはない。他の独立変数の効果は、表 2 の分析とほぼ同様であり、男性であること、自営家族従業者であること、実親と同居していることが、同居意識を高め、都市に居住していること、学歴が大学であること、有配偶、子どもあり、母親が 75 歳以上であることが同居意識を低下させていた。

5. 調査時点ごとの重回帰分析

最後に出生コーホート変数を投入したモデルについて、調査時点ごとに分析を行い、規定要因の変化を確認していく。使用する変数の調査時点別の記述統計は表4のとおりである。まずは、主な変数について4時点の変化を確認していく。老親との同居意識は、調査時点ごとに低下し、4時点で平均値が2.614から2.201まで低下している。10万人以上都市の居住者の割合は4時点で0.568から0.685へと増加している。男性の割合は、4時点ともに47%前後である。従業上の地位については、正規雇用が36.9%から40.3%、非正規雇用は12.3%から23.9%へと増加している。自営家族従業者と無職は減少している。世帯年収は増減があるが、4時点では681万円から635万円減少している。学歴は、高校が減少し、専門短大、大学が増加している。有配偶や子どもありの割合は減少している。出生コーホートは、調査時点によって対象が異なるため、対象となっていないコーホートはグレーの網掛けをしている。

表4 調査時点別記述統計

	NFRJ98		NFRJ03		NFRJ08		NFRJ18	
	平均値	標準偏差	平均値	標準偏差	平均値	標準偏差	平均値	標準偏差
老親との同居意識	2.614	1.017	2.578	0.971	2.499	0.951	2.201	0.895
居住地10万人以上都市ダミー	0.568	0.495	0.591	0.492	0.654	0.476	0.685	0.465
男性ダミー	0.485	0.500	0.471	0.499	0.465	0.499	0.482	0.500
正規ダミー	0.369	0.483	0.314	0.464	0.349	0.477	0.403	0.491
非正規ダミー	0.123	0.328	0.143	0.350	0.210	0.408	0.239	0.426
自営家族ダミー	0.191	0.393	0.171	0.377	0.146	0.353	0.126	0.332
無職ダミー	0.317	0.465	0.371	0.483	0.295	0.456	0.233	0.423
長子ダミー	0.432	0.495	0.403	0.491	0.400	0.490	0.373	0.484
世帯年収	681.332	353.904	628.368	374.674	647.098	377.406	635.914	356.633
高校ダミー	0.664	0.472	0.601	0.490	0.570	0.495	0.445	0.497
専門短大ダミー	0.172	0.378	0.213	0.409	0.214	0.410	0.270	0.444
大学ダミー	0.164	0.370	0.187	0.390	0.216	0.412	0.285	0.452
有配偶ダミー	0.823	0.382	0.819	0.385	0.785	0.411	0.757	0.429
子どもありダミー	0.852	0.355	0.850	0.357	0.820	0.384	0.772	0.420
実親同居ダミー	0.162	0.368	0.169	0.374	0.197	0.398	0.184	0.388
母64才以下ダミー	0.168	0.374	0.171	0.377	0.183	0.386	0.124	0.330
母65～74才以下ダミー	0.192	0.394	0.184	0.388	0.195	0.396	0.227	0.419
母75才以上ダミー	0.207	0.405	0.216	0.412	0.255	0.436	0.329	0.470
母死亡不明ダミー	0.432	0.495	0.429	0.495	0.368	0.482	0.321	0.467
1921～25年ダミー	0.056	0.229						
1926～30年ダミー	0.086	0.280	0.053	0.223				
1931～35年ダミー	0.095	0.293	0.093	0.290				
1936～40年ダミー	0.101	0.301	0.104	0.305	0.092	0.290		
1941～45年ダミー	0.113	0.317	0.118	0.323	0.115	0.319		
1946～50年ダミー	0.132	0.339	0.123	0.329	0.146	0.353	0.140	0.347
1951～55年ダミー	0.115	0.319	0.111	0.315	0.119	0.324	0.116	0.321
1956～60年ダミー	0.103	0.304	0.098	0.297	0.114	0.318	0.101	0.301
1961～65年ダミー	0.104	0.306	0.109	0.311	0.116	0.320	0.114	0.318
1966～70年ダミー	0.095	0.293	0.098	0.297	0.099	0.299	0.129	0.335
1971～75年ダミー			0.093	0.291	0.113	0.317	0.149	0.356
1976～80年ダミー					0.086	0.280	0.101	0.302
1981～85年ダミー							0.084	0.278
1986～90年ダミー							0.065	0.247
度数	5744		5455		4252		2477	

次に調査時点別重回帰分析の結果は表 5 のとおりである。グレーの網掛けをしている部分は、その調査において、対象となっていないコーホートを示している。

表 5 同居意識を従属変数とする調査時点別の重回帰分析

	NFRJ98			NFRJ03			NFRJ08			NFRJ18		
	標準化係数 ベータ	t 値		標準化係数 ベータ	t 値		標準化係数 ベータ	t 値		標準化係数 ベータ	t 値	
(定数)		37.458***			38.181***			33.528***			26.619***	
居住地10万人以上都市ダミー	-0.020	-1.473		-0.044	-3.220***		-0.022	-1.444		0.007	0.376	
男性ダミー	0.076	4.794***		0.062	3.836***		0.092	5.120***		0.076	3.275***	
正規ダミー	基準	—		基準	—		基準	—		基準	—	
非正規ダミー	-0.019	-1.202		-0.018	-1.103		-0.003	-0.174		0.000	-0.004	
自営家族ダミー	0.005	0.314		0.037	2.330**		0.027	1.540		0.022	1.004	
無職ダミー	-0.019	-0.982		0.000	0.001		0.045	2.101**		0.009	0.343	
長子ダミー	0.017	1.252		0.015	1.085		-0.029	-1.876†		0.023	1.117	
世帯年収	-0.005	-0.342		-0.013	-0.870		0.003	0.172		0.007	0.284	
高校ダミー	基準	—		基準	—		基準	—		基準	—	
専門短大ダミー	-0.013	-0.940		-0.012	-0.858		-0.007	-0.390		-0.025	-1.115	
大学ダミー	-0.005	-0.372		-0.010	-0.664		-0.045	-2.588***		-0.052	-2.265**	
有配偶ダミー	-0.055	-3.403***		-0.039	-2.458**		-0.058	-2.992***		-0.041	-1.564	
子どもありダミー	-0.018	-1.098		-0.071	-4.516***		-0.057	-2.967***		-0.135	-5.329***	
実親同居ダミー	0.060	3.911***		0.051	3.273***		0.066	3.720***		0.089	3.855***	
母死亡・不明ダミー	基準	—		基準	—		基準	—		基準	—	
母64才以下ダミー	-0.031	-1.139		0.027	0.988		0.044	1.314		0.010	0.247	
母65～74才以下ダミー	-0.006	-0.288		0.040	1.881†		0.016	0.669		-0.018	-0.548	
母75才以上ダミー	-0.034	-2.120**		-0.020	-1.211		-0.020	-1.023		0.019	0.716	
1921～25年ダミー	0.081	4.747***										
1926～30年ダミー	0.047	2.582***		0.089	5.232***							
1931～35年ダミー	0.037	2.073**		0.060	3.212***							
1936～40年ダミー	-0.001	-0.086		-0.002	-0.129		0.041	2.100**				
1941～45年ダミー	-0.022	-1.280		0.021	1.150		0.015	0.776				
1946～50年ダミー	基準	—		基準	—		基準	—		-0.050	-1.499	
1951～55年ダミー	-0.037	-2.144**		0.014	0.818		0.026	1.355		-0.051	-1.710†	
1956～60年ダミー	-0.007	-0.396		0.006	0.297		0.042	2.106**		-0.061	-2.205**	
1961～65年ダミー	0.038	1.727†		0.003	0.127		0.075	3.328***		-0.042	-1.492	
1966～70年ダミー	0.026	1.050		0.032	1.382		0.052	2.186**		-0.052	-1.932†	
1971～75年ダミー				0.041	1.610		0.049	1.684†		基準	—	
1976～80年ダミー							0.027	0.932		-0.039	-1.543	
1981～85年ダミー										-0.072	-2.550**	
1986～90年ダミー										-0.057	-1.841†	
N		5744			5455			4252			2477	
調整済みR ²		0.032			0.037			0.036			0.051	

†を p<.10、*を p<.05、**を p<.01、***を p<.001とする。

4 時点で共通して有意なプラスの効果がある変数は、男性であること、親と同居していること、であり、3 時点でマイナスの効果がある変数は、有配偶であること、子どもがいることである。学歴については、NFRJ08 と 18 において、大学であることが高校よりも同居意識を低下させるようになっている。

居住都市が人口 10 万人以上であることが、マイナスの効果があるのは 2004 年で、この

時点では、自営家族従業者であることがプラスの効果を持っている。母親の年齢段階の効果があるのは、1999年のみで、母親が75歳以上であることがマイナスの効果がある。2003年以降は、10%水準があることを除いては、効果がなくなっている。

次に出生コーホートの効果を確認していく。まず、NFRJ98は、1921～25年から1966～70年出生コーホートが対象である。1951～55年コーホートが最も同居意識が低く、ついで1941～45年が低くなっており、ここを底にほぼU字型になっている。最も高いのは1921～25年コーホートである。NFRJ03は、1926～30年から1971～75年出生コーホートが調査対象である。1936～40年コーホートが最も低く、このコーホートから1961～65年までが低く、底となり、全体としてU字型になっており、1926～30年コーホートが最も同居意識が高く、若年層では、1971～75年が高い。NFRJ08は、1936～40年から1976～80年出生コーホートが調査対象である。1946～50年コーホートが最も低く、1961～70年コーホートが最も高くなっており、U字型は崩れている。最後のNFRJ18は、1946～50年から1986～90年出生コーホートが調査対象である。1971～75年コーホートが最も高く、1981～85年が最も低い。

6. まとめと考察

ここまでの分析結果についてまとめた上で、考察を行っていきたい。まず始めに出生コーホートとの関連について確認していく。2019年の調査で新たに加わったデータとそれ以前のデータを折れ線グラフ比較してみると、1946～50年コーホート以降1976～80年まですべてのコーホートにおいて同居意識が低下していた。そこで、出生コーホートと調査年、その他のコントロール変数を投入した重回帰分析を行ったところ、コーホートの効果は以下のようなものとなった。1946～50年を基準としたところ、1921～25年、1926～30年、1931～35年出生コーホートは、相対的に同居意識が高く、1936～40年、1941～45年、1951～55年、1956～60年出生コーホートは低くなり、基準カテゴリーと有意な差がない。1961～65年、1966～70年、1971～75年では、再度同居意識が高まり、1976～80年で再度低下し、1936～40年とほぼ同程度となる。1981～85年コーホートでさらに低下し、標準偏回帰係数はマイナスとなる。最も若い1986～90年コーホートは基準カテゴリーと同値である。

ここで山根（1974）の説を検討してみると、第2世代（1935年以前出生コーホート）と第3世代（1936～40年、1941～45年、1946～50年）から1950年代に生まれた世代までは、その前の世代と比較して、同居意識が非常に低く、山根のいうところの義務教育の効果も想定される。しかしそれ以降の1961～65年、1966～70年、1971～75年出生コーホートまでは、同居意識が相対的に高くなっている。そして、大きく同居意識が低下すると予想されていた70年代の後半の出生コーホートとなってから、予想されたとおり、同居意識は大きく低下している。これは、冒頭で述べた通り、初婚年齢の上昇、平均余命の伸長等によって、あるいはライフコースの多様化により、予測よりやや遅れて大きな意識の低下が生じた可能性が考えられる。あるいは、1971～75年出生コーホートは、第二次ベビーブーム世代で

かつ、大卒であれば就職氷河期世代であり、実際の親との同居率の高さが同居意識の高さにつながっている可能性も考えられる。

続いて、年齢の効果について検討していく。図4においては、NFRJ98と03のデータで、男女ともに若年層と高齢層の同居意識が高くなっている。NFRJ08データでは、男性はそれ以前と同様の傾向にあるが、女性の高齢層において同居意識が低下しているように見える。さらに近年のNFRJ18データの折れ線グラフを見ると、それ以前と比較してグラフの位置が下がり、男性では、40歳代から50歳代、女性では、40歳代が、他の年齢層より同居意識がやや高くなっている。

他のコントロール変数を投入した重回帰分析の標準偏回帰係数のグラフ(図6)を確認すると、大きくU字型になっており、55~59歳の同居意識が最も低く、70~77歳が最も高い。70~77歳に次いで28~34歳の若年層が高くなっている。これらはモデル1、2ともに同様にみられる傾向である。母親の年齢段階を投入すると、75歳以上の母親がいることが、同居意識を低下させ、本人の年齢の効果は減少するため、実際の老親との同居・介護を目前にすると、現実的な困難さから同居意識が低下するという可能性も考えられる。

次に、調査時点の効果(時代効果)について検討していきたい。いずれの分析においても、1999年と2004年の間には、有意な差が生じていなかったが、2004年と2009年の間、2009年と2019年の間に有意な差が生じ、近年になるほど同居意識が低下している。投入した独立変数の中で、調査時点のNFRJ18ダミーの効果は最も大きいですが、全体としてのモデルの説明力は弱いものとなっている。時代の効果というものが何を表すのか、この分析だけで明らかにすることは難しいが、介護保険制度が徐々に浸透していき、必ずしも子どもが老親と同居したり、介護したりする必要はなく、社会全体で担うものであるとの意識が醸成されてきたこと、あるいは、70年代のような、老人ホームのイメージが、「淋しくて暗いところ」というものから、民間企業の参入等により、「明るく自立して高齢者が暮らせるところ」というものに変化しつつあることもその理由として挙げられるかもしれない。子どもに迷惑をかけない規範や自立を重んじる風潮の広がり、個人化も要因として考えられる。

今回の分析においては、コーホート、年齢、時代ともに同居意識に影響を与えているということが明らかとなった。特にこれらの中で、大きかったのは、時代(調査時点)の効果である。しかし重回帰分析に投入した独立変数の説明力は5%程度と非常に低いものであった。今回投入しなかった何等かの変数が同居意識と関連している可能性が考えられるが、少なくとも日本における老親との同居意識は直近10年で大きく低下した。

都市部に住んでいることや配偶者がいること、子どもがいることが同居意識を低下させ、親と実際に同居していることが同居意識を高めるということは、実際の同居の実現可能性が意識に影響を与えている可能性も考えられる。

4時点それぞれの規定要因の分析においては、時代を通して、同居意識と関連のある変数が、男性であること、親と同居していること、有配偶であること、子どもがいること、が明らかとなった。しかし、モデルの説明力を示す調整済みR²の値は、0.03から0.05前後と低

くなっており、今回使用した独立変数で従属変数が説明される割合は低いことに留意が必要である。

老親と子の関係の規範の検証のためには、同居意識のみならず、介護や扶養に関する意識等も検証する必要があるが、直近のデータで6割から7割程度の人々が「親が年をとって、自分たちだけでは暮らしていけなくなったら、子どもは親と同居すべきだ」を否定しているということや調査時点の効果が大きいということは、近年新たな規範が形成されつつあると言えるのではないだろうか。

最後に本稿の限界について述べておきたい。本稿では、NFRJ98 から NFRJ18 までの4時点のデータを用いて、老親との同居意識の変化と規定要因について分析を行った。特に、出生コーホートや年齢、調査時点（時代）の効果について焦点をあてて分析を行ったが、共線性の高い、出生コーホートと年齢については別のモデルに投入した分析であった。今後はAPCモデル等を用いて厳密な検討を行い、それぞれの効果を抽出すること、さらに老親の介護意識、扶養意識についても同様に分析を行っていく必要があると考えている。

〔謝辞〕

〔二次分析〕に当たり、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「家族についての全国調査（第1回全国家族調査，NFRJ98），1999」「家族についての全国調査（第2回全国家族調査，NFRJ03），2004」「家族についての全国調査（第3回全国家族調査，NFRJ08），2009」（日本家族社会学会全国家族調査委員会）の個票データの提供を受けました。記して感謝いたします。

〔備考〕

NFRJ18の調査概要の詳細については、第一次報告書を参照されたい。

(<https://nfrj.org/nfrj18publishing.htm>)

〔文献〕

原葉子，2016，「高齢期の住まいの選択にみる「自立」意識——サービス付き高齢者向け住宅入居者の語りから」『家族社会学研究』28(2): 111-121.

乾順子，2020，「主観的家族認知と家族意識——実親・義親との関係を事例として」『大阪経済法科大学論集』115: 35-62.

北井万裕子・小田巻友子，2020，「公的介護制度と老親に対する子の扶養義務意識についての一考察」『立命館経済学』68(5/6): 85-99.

国立社会保障人口問題研究所，2020，『人口統計資料集2020版』

(2021年2月21日取得，一人口統計資料集(2020)－(ipss.go.jp)).

厚生労働省，2015，『平成27年版厚生労働白書——人口減少社会を考える』

(2010年2月21日取得，<https://www.mhlw.go.jp/wp/hakusyo/kousei/15/backdata/01-01->

03-002.html).

厚生労働省大臣官房統計情報部, 2012, 『平成 24 年国民生活基礎調査 (平成 22 年) の結果から——グラフでみる世帯の状況』 (2021 年 2 月 23 日取得,

<https://www.mhlw.go.jp/toukei/list/dl/20-21-h22.pdf>).

内閣府, 2018, 『平成 30 年版高齢社会白書』 (2021 年 2 月 4 日取得,

https://www8.cao.go.jp/kourei/whitepaper/w-2018/html/zenbun/s1_2_2.html).

直井道子, 1993, 『高齢者と家族——新しいつながりを求めて』サイエンス社.

西野理子・中西泰子, 2016, 「家族についての意識の変遷——APC 分析の適用によるコーホート効果の検討」稲葉昭英・保田時男・田淵六郎・田中重人編『日本の家族 1999-2009——全国家族調査 [NFRJ] による計量社会学』東京大学出版会, 47-67.

西岡八郎, 2000, 「日本における成人子と親との関係——成人子と老親の居住関係を中心に」『人口問題研究』56(3): 34-55.

落合恵美子・阿部彩・埋橋孝文・田宮遊子・四方理人, 2010, 「日本におけるケア・ダイアモンドの再編成——介護保険は「家族主義」を変えたか」『海外社会保障研究』170: 4-19.

岡崎陽一, 2002, 「毎日新聞社人口問題調査会——全国家族計画世論調査の 50 年」『人口学研究』31: 103-111.

宍戸邦明・岩井紀子, 2010, 「JGSS 累積データ 2000-2008 にみる日本人の意識と行動の変化」大阪商業大学 JGSS 研究センター編『日本版総合的社会調査共同研究拠点研究論文集』10: 1-22.

山根常男, 1974, 「日本における核家族化の現在と未来に関する一考察——核家族率との関連において」『社会学評論』25(2): 18-36.

大和礼子, 2017, 『オトナ親子の同居・近居・援助——夫婦の個人化と性別分業の間』学文社.

Changes in and determinants of the norms regarding living with one's elderly parents

Junko INUI

Osaka University of Economics and Law

In Japan, families were once considered to be an asset for welfare. In the 1970s, about 20% of households had individuals living together for over three generations. By the 1990s, as the socialization of the costs of long-term care developed, and after long-term care insurance becoming a law in 2000, people's norms have changed. Previous studies have hypothesized a difference in the norms of cohabitation between the generation that received compulsory education before the war, the generation that received compulsory education shortly after the war, and the generation of their children, leading to a decline in the expectation of living together with multiple generations. Among the studies that investigated this hypothesis using data from NFRJ98 to NFRJ08, one study found that the data did not support the hypothesis and that there was no clear downward trend in the norms of living together in three-generation households after 2000.

Using data from four time points from NFRJ98 to NFRJ18, I analyzed the changes in the consciousness of living with elderly parents and its determinants. At all four time points, the average value of cohabitation norms was higher for men than for women.

The cohort born between 1921 and 1935 affirmed living with their elderly parents, and the cohorts born between 1936 and 1960 had a weak norm of living together. The cohorts born between 1961 and 1975, including the first baby boomer generation, affirmed the norms. The cohorts born after 1976 had weak norms of living together.

These results suggested that increased age at first marriage, increased life expectancy, and diversified life course have all led to changes in the norms later than expected, and a new norm is being formed.

Keywords: old parents, cohabitation consciousness, time of survey, birth cohort, age