

Discussion Paper No.332

居住形態と高齢者の主観的厚生 (well-being) : 日中比較

中央大学  
松浦 司

富山大学  
馬 欣欣

August 2020



INSTITUTE OF ECONOMIC RESEARCH  
Chuo University  
Tokyo, Japan

# 居住形態と高齢者の主観的厚生(well-being) : 日中比較

松浦 司・馬 欣欣\*

## 要旨 :

本稿では、日本と中国のパネルデータを用いて、中高年層の一人暮らしが幸福度や満足度に与える影響を分析した。主な結論は、以下の2点である。第1に、日本の女性の場合、45歳以上、60歳以上ともに一人暮らしであると幸福度を上昇させる一方で、中国の女性の場合、45歳以上、60歳以上ともに一人暮らしが生活満足度に有意な影響を与えていない。第2に、60歳以上の日本人男性の場合、一人暮らしであることが幸福度を低下させるが、配偶状態をコントロールすると一人暮らしの効果はなくなる。一方、60歳以上の中国人男性の場合、配偶状態をコントロールしても一人暮らしであることで満足度が低下することを示した。日中とも、居住形態が高齢者の主観的厚生に与える影響で性別の差異が存在し、また日本と中国によって居住形態の効果が異なることが明らかになった。さらに、配偶者がいることが高齢の日本人男性の幸福度に与える影響は最も大きいこと示唆された。

キーワード： 独居、高齢者、幸福度、日中比較

---

\* 本稿は JSPS 科学研究費補助金若手研究 B 「高齢者の単身世帯化が貧困と幸福度に与える影響」(課題番号：17K13754)、基盤研究 B 「中国社会保障政策の経済分析：マイクロデータに基づく実証研究」(課題番号：20H01520)、基盤研究 B 「価値観の変化から見るグローバリゼーションの帰結」(課題番号：17KT0037)の研究成果である。

松浦司 (中央大学) : t-matsu@tamacc.chuo-u.ac.jp

馬欣欣 (富山大学, 中央大学経済研究所客員研究員) : xxma@eco.u-toyama.ac.jp

## I. はじめに

日本では高齢化が急速に進展し、現在は最も高齢化率の高い国となり、今後も高齢化が進展することが予測されている。図1が示すように、日本は1950年時点では高齢化は西欧諸国と比べても低かった。しかし、高齢化が急速に進展し、1970年には高齢化社会と定義される高齢化率が7%、1994年には高齢社会と定義される14%となった。高齢化率が7%から14%になる期間を倍加年数というが、日本の24年は西欧諸国と比べても非常に短く、日本が急速に高齢化を進展させたことを示す。その後も高齢化が進展し、2019年には高齢化率が28%となり、世界で最も高齢化が進展した国となっている。さらに、日本は高齢化が進展し、2050年には40%を超えることが予測されている。

一方、中国でも出生率の低下によって、近年、急速に高齢化が進展しつつある。今後はさらに両国ともに高齢化が深刻化することが予測されている。具体的には、図2が示すように、2015年の高齢化率は日本では26.5%、中国では13.0%である。今後は両国とも高齢化が進展するものの、中国では一人っ子政策による出生率の低さが要因となり、高齢化はより急速に進展する。その結果、2060年には日本では38.1%、中国では37.1%とほぼ同じ水準になることが予測されている。

このような状況の下で、高齢者の単身世帯化が進むことが予測されている。表1は日本の高齢者の単身世帯率の予測を示したものである。世帯主が65歳以上の世帯類型の比率を示したものである。2015年では世帯主が65歳以上の世帯のうち、単身世帯の割合が32.6%であるが、今後は上昇することが予測されており、2040年には40%が単身世帯になるとされている。75歳以上の場合は37.9%であるが2040年には42.1%となることが予測されており、高齢者の単身世帯化が進むとされる。また、中国高齢者健康と退職パネル調査(CHARLS)2015年によると、65歳以上の単身世帯の割合は男性が7.73%、女性が13.89%となっている。

それでは高齢者の単身世帯化が進むことは問題であるのか。一方では、橘木(2011)が示すように、高齢単身者の半数が貧困で苦しんでいる。また、橘木・浦川(2006)では、全貧困者に占める高齢者2人以上の世帯が9.6%、高齢者単身世帯では21.2%を占める。さらに、松浦(2020)では都道府県別データを用いて、高齢者の生活保護率と高齢者単身世帯には正の相関があることを示している。このように、高齢者の単身世帯化が進むことは高齢者の貧困化を促進する要因である。その一方、高齢者の単身世帯化は高齢者の自発的な意

思によって決定され、必ずしも問題があるというわけではない。かつては、様々な制約によって家族と同居を強いられてきて、そこから生じるストレスなども存在した。しかし、独居を選択することで、自分のライフスタイルを自分で決定できるという積極的な面も考えられる。例えば、Klinenberg(2012)や Jamieson and Simpson(2013)は一人暮らしのネガティブな面を強調される傾向を批判して、一人暮らしの積極的な側面を描いている。また日本においても上野(2007)は高齢者の単身世帯化の積極的な意義を主張している。

そこで、本稿では独居が高齢者の主観的厚生に与える影響を分析することを通じて、高齢者にとっての一人暮らしがもたらす影響について、分析を行いたい。さらに、男女の違いにも注目したい。

また、本研究には以下のような別の意義も存在する。一般的に経済学においては、子ども数が効用に対して増加関数であることを仮定する。確かに、子ども数が効用に対して負であるならば、子どもを持つことを誰も選択しないので、この仮定自体はそれほど大きな問題があるとは言えない。しかしながら、多くの研究では子ども数が満足度や幸福度に対して負の影響があることを実証している (Hansen 2012; Nelson et al.2014)。これらの矛盾を統合的に説明する1つの方法としては、子育て期では子どもが負担になり、若年者や中年層者の幸福度にマイナスの影響を与えるが、子どもが成長すると介護などで子どもと一緒に暮らすことは高齢者の幸福度にプラスに影響することが考えられる。したがって、各年齢層を区別して検討する必要がある。しかし、日本と中国のいずれにおいても、高齢化が進んでいるにもかかわらず、これまでの実証研究では、高齢者を分析対象としたものが少なく、また、日中比較の研究が行われていない。

そこで、本稿では、居住形態と高齢者の幸福度を分析することを通じて、仮に高齢者では単身世帯であるが幸福度にマイナスの影響を与えることになるならば、特に若いときは子どもが幸福度にマイナスに影響したとしても高齢期での独居のマイナスを回避するために子どもを持つという仮説が間接的に検証できる。また、同じ儒教文化の影響を受けている日本と中国では、家族意識などが類似しているが、生活水準や社会保障制度が異なるため、独居が高齢者の幸福度に与える影響が異なる可能性があると考えられる。本稿では、日中比較を行い、独居の高齢者の幸福度に与える影響に関する両国間の類似性あるいは相違性を明らかにすることにより、この分野に関する新たなエビデンスを提供できる。

本稿の構成は以下のとおりである。2節では先行研究のサーベイを行い、3節では推定手法とデータを説明し、4節では実証分析を行い、5節では推定結果からどのような議論

が出来るのかを考察したうえで、まとめを行う。

## II. 先行研究のサーベイ

日本の単身世帯の主観的厚生や主観的健康状態などを対象とした先行研究としては以下のものが存在する。Brown(2002)では、幸福度や生活満足度に関しては分析していないが、パネルデータを用いて3年前の居住形態を含めたデモグラフィック変数やSESの居住形態や健康状態に与える影響を分析している。その結果、主観的健康状態が3年後の居住形態に影響することを示している。また、一人暮らしであると3年後の死亡率には影響していないものの、非回答者の割合が有意に高くなっていることを実証している。Raymo et al.(2008)は、本稿と最も近い分析であり、日本の60歳以上を対象に、配偶状態や居住形態が主観的健康や主観的厚生に与える影響を分析し、男女の違いにも注目している。その結果、男性では結婚によって主観的健康度や主観的厚生を上昇させるが、女性にはそのような効果は確認できないとする。Oshio(2012)も同様に高齢者サンプルを分析対象としたうえで、男女でサンプルを分割して男女の違いにも注目している点で本研究と類似する。その結果、男性の場合、子どもとの同居や両親との同居などの要因をコントロールしても、配偶者がいると生活満足度を有意に上昇させる。しかし、女性の場合、これらの要因をコントロールすると配偶者がいることに満足度を有意に上昇させる効果はない。一方、未婚の息子との同居は男女ともに満足度を低下させる。ただし、本稿とは異なり、パネルデータを用いていない。また、Raymo(2015)は本稿と異なり、若年層を対象としている。具体的には、The Japanese General Social Surveys (JGSS)のクロスセクションデータを用いて、20-39歳を対象として単身世帯の幸福度を分析している。その結果、非婚で同居している人を基準とすると、非婚で単身世帯ではいくつかのモデルでは幸福度を下げるが、友人と交流の頻度などをコントロールすると有意差はなくなる。一方、既婚であると友人との交流の頻度などをコントロールしても有意に幸福度を高める。

中国の高齢者の幸福度を対象とした先行研究としては、以下のものが存在する。Chou et al.(2006)は、中国の60歳以上のデータを用いて、一人暮らしの主観的厚生に与える影響を分析した。その結果、女性の場合は一人暮らしだと抑うつ傾向になるが、男性ではそのような影響は確認されなかった。Chen and Short(2008)は、80歳以上の中国人を対象として一人暮らしの主観的厚生に与える影響を分析している。その結果、一人暮らしであると

主観的厚生が低くなることや、息子よりも娘と同居の方が主観的厚生を高めることを実証している。Chyi and Mao (2012) は本稿と最も問題意識が近い研究であり、中国の高齢者を対象とした幸福度の分析を行っている。その結果、男性の場合は子どもと住むと幸福度が低下するが、孫と住むと幸福度が上昇する。一方、女性の場合は子どもと住むと幸福度が低下するが、孫と住んでも幸福度は影響しない。クロスセクションデータを使用して操作変数法を用いて内生性を考慮している。Zhou et al.(2018)は幸福度や満足度ではないものの、中国の高齢者を対象に居住形態が健康状態に与える影響をランダム効果順序プロビットモデルにて検証している。その結果、一人暮らしであると主観的な健康状態が低いと回答する傾向にあるが、この効果は主観的厚生などをコントロールすると有意になくなることを示している。つまり、同居すると主観的厚生が高くなることで、健康状態が改善するというメカニズムがあるとする。また、Miao and Wu(2019)は、香港、中国大陸都市、台湾の三か国のデータを用い、OLS によって高齢者の主観的厚生を分析している。その結果、配偶者を一緒に住むことを基準にすると、香港と中国大陸都市では単身世帯では幸福度に負に影響するが、台湾では非有意である。また、子どもと住むことは香港と中国本土都市では負に有意であるが、台湾では非有意である。さらに、孫の住むことは香港では負に有意であるが、中国大陸都市では非有意で、台湾では有意水準 10%で正に有意であることが示された。

先行研究と本研究との違いをまとめると以下のとおりとなる。第1に、多くの先行研究では、クロスセクションデータを用いて実証研究が行われているため、分析結果には個人間の異質性や内生性などの問題が残されている。いくつかの研究では、操作変数法を用いて内生性を考慮している。ただし、幸福度研究においては、ある操作変数が内生変数を通じてのみ幸福度に影響すること、つまり操作変数の外生性を仮定することは難しいことが多い。本稿では日本と中国の家計パネル調査のデータを活用し、固定効果モデルを用いることで、個人間の異質性による内生性問題に対応する。

第2に、男女の差に注目している。平均寿命は性別によって異なり、女性の平均寿命は男性より高い。<sup>1</sup>また、労働市場の男女間賃金格差や年金の男女差が存在するため、配偶者と離別・死別した後の高齢者では、子どもと同居の割合は女性が男性より多いと観察され

---

<sup>1</sup> WHO によれば日本の 2018 年の平均寿命は、男性が 81.25 歳、女性が 87.32 歳である。また、中国の平均寿命は、男性が 75.0 歳、女性が 80.2 歳となっている。

ている。そのため、居住形態が高齢者の幸福度に与える影響は、性別によって異なると考えられる。とくに、日本では今後男性の高齢単身世帯が急増することが予測されており、男女の違いに注目することに意義がある。

第3に、日中の比較を行っている。日本は既に高齢化が進展しており、今後も高齢化が進展することが予測されている。加えて、日本では高齢者の単身世帯化が進展することも予測されている。一方、中国では一人っ子政策によって、高齢化が急速に進展しており、また都市化によって高齢者の単身世帯化が進んでいる。そこで、日本と中国の高齢者を対象にした居住形態と高齢者の主観的厚生を分析は、今後、急速に進むことが予測される東アジアの高齢化に対して、日中両国の家族政策の立案にも意義がある。

### III. 分析方法

#### 3.1 推定モデル

推定手法は、個人の異質性を考慮して、固定効果モデル (fixed-effects model) を用いる。特に幸福度については、個人の気質といった固定効果が果たす役割が大きい。この問題に対処するために、使用するデータがパネルデータである利点を生かして、固定効果モデルを使用する。また、個人内の誤差項が関連することを考慮したクラスターロバストな標準誤差を用いる<sup>2</sup>。

推定モデルは以下のとおりである。

$$Y_{it} = a + \beta Alone_{it} + \gamma X_{it} + c_i + u_{it}$$

$Y_{it}$  は幸福度や満足度であり、 $Alone$  は単身世帯ダミーで、 $\beta$  は単身世帯であることが主観的厚生 (幸福度や満足度) に与える影響であり、本稿が最も注目する係数である。 $X_{it}$  は説明変数ベクトルであり、本稿では年齢、健康状態、所得、配偶状態である。 $c_i$  は個人間の異質性に関連する固定効果であり、固定効果モデルによって  $c_i$  を取り除くことが可能である。

---

<sup>2</sup> クラスターロバスト標準誤差を用いた固定効果モデルの推定は、個人間の異質性問題に対応できる長所はあるが、学歴などの時間とともに変化しない要因については分析ができないという欠点はある。

年齢によって、居住形態が幸福度や満足度に与える影響が異なる可能性が存在する。そのため、本稿では、45歳以上と60歳以上の2つのグループに分けてそれぞれ分析を行い、その結果を比較する。

### 3.2. データと変数設定

本節では推定手法と使用するデータを説明する。はじめに、使用するデータについて説明したい。日本の分析に関しては、本稿では慶応義塾大学が実施する「日本家計調査パネル(KHPS/JHPS)」の2011年～2018年データを用いる。本稿では、中高年の独居の幸福度に与える影響に着目することや中国のデータと年齢を揃えるために45歳以上と60歳以上の非回答を除くすべてのサンプルを用いた。一方、中国の分析に関しては、中国北京大学が実施した中国高齢者健康と退職パネル調査(CHARLS)の2011～2015年のデータを用いた。

被説明変数としては、日本のデータでは最近1年間の幸福感とこれまでの一生の幸福感に関する質問項目を用いる。回答は「全く幸福感がない」の0から、「完全に幸福感を感じる」の10の11段階である。一方、中国のデータでは、生活満足度に関する回答は5段階(5=非常に満足、4=満足、3=普通、2=不満足、1=非常に不満足)である。

本稿が最も注目する説明変数は単身世帯ダミーである Alone であり、自分を含めた一緒に住んでいる家族数を用いる。日本と中国とも、家族数が1である場合を1とし、それ以外を0とする二値変数である。その他の説明変数は、年齢、家計所得の対数値、健康指数、配偶者が存在する場合を1とする有配偶者ダミーである。日本の病気指数は(a)頭痛やめまいがする、(b)動悸や息切れがする、(c)胃腸の具合がおかしい、(d)背中・腰・肩が痛む、(e)疲れやすい、(f)風邪を引きやすくなったのそれぞれについて、「よくあった」、「ときどきあった」と回答した場合をそれぞれ1、それ以外を0として、(a)～(f)の合計値を用いた。一方、中国の健康指数の定義は、以下の慢性病、(a) 高血圧、(b) 脂質異常症(中性脂肪、総コレステロールによる評価)、(c) 糖尿病、(d) 癌、(e) 慢性肺疾患、(f) 心臓病、(g) 脳卒中、(h) 腎臓病、(i) 消化器系疾患、(g) 心理的疾患、(k) 記憶関連疾患、(l) リウマチ、(m) 喘息と回答した場合をそれぞれ1、それ以外を0として、(a)～(l)の合計値を用いた。

表2-1には日本の記述統計量の結果が示される。サンプルサイズは女性が16,091、男性が15,263といずれも1万を超えている。独居の割合は女性で11.6%、男性で9.8%と、およそ10人に1人が単身世帯であり、女性の方が僅かに割合は高い。平均年齢は男女と



もにおよそ 61.5 歳である。年間収入は 500 万前後である。女性の有配偶率は 74.6%、男性は 84.6%と男性の方が若干高い。表 2-2 は中国の記述統計量の結果が示される。独居の割合は女性で 5.5%、男性で 4.6%と、およそ 5 人に 1 人が単身世帯であり、その割合は女性の方がやや高い。平均年齢は男女ともにおよそ 59.1 歳である。年間収入は 3 万元前後である。女性の有配偶率は 84.2%、男性は 90.9%と男性の方が若干高い。日中を比較すると、45 歳以上の中高齢者において単身者世帯の割合は男女とも日本が中国より高く、また日中とも、有配偶者率は女性が男性より低い。

図 3-1 は日本の中高年女性者の幸福度を居住形態別にまとめている。45 歳以上の中高年齢者グループと 60 歳以上の高年齢者グループに分けて集計した。その結果、両グループのいずれにおいても、女性の場合、独居であると「非常に幸福である」(0 から 10 の 11 段階のうち 10 と回答) とする人が多い(独居は 45 歳以上で 7.2%、60 歳以上で 7.73%に対し、非独居は 45 歳以上で 5.25%、60 歳以上で 5.7%) が、同時に「非常に不幸である」(11 段階のうち 0 と回答) とする人も多い(独居は 45 歳以上で 2.1%、60 歳以上で 2.45%に対して、非独居は 45 歳以上で 1.17%、60 歳以上で 0.92%)。つまり、独居女性は「非常に幸福である」人も「非常に不幸」とする人も多く、分極化していることを示唆する。

一方、男性は中高年グループ、高年齢者グループのいずれの場合も独居であると「非常に幸福である」と回答する人は少なく(独居は 45 歳以上で 2.66%、60 歳以上で 3.09%に対し、非独居は 45 歳以上で 5.09%、60 歳以上で 5.93%)、「非常に不幸」とする人が多い(独居は 45 歳以上で 3.33%、60 歳以上で 4.12%に対し、非独居は 45 歳以上で 1.21%、60 歳以上で 1.06%)。また、女性と異なり、独居だと非独居に比べて幸福と答える人が少なく、不幸と答える人が多いというように、居住形態と幸福度には線形の関係がある。

図 3-2 には居住形態と中国の中高年齢者の生活満足度に関するクロス集計の結果をまとめている。45 歳以上の中高年齢者グループと 60 歳以上の高年齢者グループに分けて集計した。その結果、両グループのいずれにおいても、女性の場合、非常に満足であると回答した人が非独居で高いものの、満足度の各水準に回答した割合について、独居と非独居の差異が小さい。一方、男性の場合、生活不満足(「やや不満足」、「不満足」)と回答した割合は独居者(45 歳以上 19.01%、60 歳以上 15.96%)が非独居者(45 歳以上 10.26%、60 歳以上 8.83%)より高い。独居が主観的厚生に与えるマイナスの影響は男性が女性より大きいことが見て取れた。また、日本男性と同じく、非独居であると満足度が高く、独居だと不満と回答する傾向が読み取れて、線形の関係が見てとることができる。

ただし、これらのクロス集計結果は、他の要因を統御していない結果である。居住形態を含むほかの要因が、日本と中国の高齢者の主観的厚生に与える影響に関しては、以下の計量分析結果に基づいて確認しておこう。

## IV. 推定結果

### 4.1. 日本と中国における 45 歳以上の中高齢者の分析結果

本節では、日本と中国の中高齢者の主観的厚生の決定要因に関する計量分析を行い、その分析結果について説明する。日本における 45 歳以上の中高齢者の幸福度に関する分析結果が表 3-1、中国の分析結果が表 3-2 に示される。以下では、主に独居の影響を中心にまとめる。

まず、日本の分析結果については、居住形態が日本人の中高年齢者の幸福度に与える影響は性別によって異なる。具体的に、表 3-1 (1)(5)の結果から、45 歳以上の女性の場合、一人暮らしであるとそうでない者と比べてこれまでの一生について幸福度が高い傾向があるが、45 歳以上の男性の場合、一人暮らしの人の幸福度が低くなるという正反対の結果が得られた。両方の係数はいずれも有意でない。ただし、この結果は年齢、所得、健康状態、配偶関係をコントロールしていないものである。

そこで、これらの変数をコントロールして推定を行った。表 3-1 (3)(4)からわかるように、女性の場合は他の変数をコントロールすると独居ダミーが正に有意であり、係数は他の変数をコントロールしない場合よりも大きくなる。男性の場合、表 3-1 (8)に示されるように、有配偶ダミーを含めた他の変数をコントロールすると符号が正になり、係数も女性の場合に比べて小さい。しかし、男性の場合、いずれの推定式も非有意である。また、有配偶者の影響でも、性差が存在する。例えば、(4)と(8)が示すように、女性の場合、有配偶者ダミーは正であるが非有意となる。一方、男性の場合、有配偶者ダミーは正に有意である。

これらの結果をまとめると以下のとおりである。日本の 45 歳以上の女性の場合、他の変数をコントロールすると一人暮らしであると幸福度が上昇する。一方、配偶者がいることは中高年女性の幸福度に影響しない。日本の 45 歳以上の男性の場合、他の変数をコントロールしても一人暮らしは幸福度に影響しないが、配偶者がいると幸福度を上昇する。日本の中高年男性では配偶者がいると満足度が上昇させるが、日本の中高年女性では有意

な影響をもたらさないという結果は、Raymo et al.(2008)や Oshio(2012)の結果と一致する。パネルデータを用いて固定効果を除去しても配偶者がいることは男性にはプラスだが、女性には影響しないことが示された。

頑健性を検証するために、これまで一生の幸福感に対する決定要因について分析を行った。その結果が Appendix A に示される。一生の幸福感の場合、結果がより鮮明となる。女性は、いずれの場合でも独居ダミーが正に有意となり、一人暮らしであると幸福度が上昇する。男性の場合、所得や健康指数、有配偶ダミーといった変数をコントロールすると有意でなくなるものの、年齢をコントロールしても独居ダミーは負に有意となり、一人暮らしであると、これまでの一生について幸福であると回答しない傾向となる。ただし、所得、病気指数などをコントロールすると非有意となる。

次に中国の推定結果についてみてみたい。居住形態が中国人の中老年者の幸福度に与える影響は性別によって異なる。具体的に、45歳以上の女性では、全てのモデルで独居ダミーは非有意となる。一方、45歳以上の男性の場合、他の変数をコントロールしない分析結果(表3-2(5))で独居ダミーの推定値は負で有意ではないが、年齢、家計所得、健康状態をコントロールする(モデル(6)-(7))と、独居ダミーは負の値となり、しかも統計的に有意である。一方、配偶者ダミーの係数は男女ともに違いがなく、非有意である。

独居の影響に関する日中比較をすると以下のことが明らかになった。(1)女性に関しては、日本の場合、女性は一人暮らしであると有意に幸福度が上昇する。一方、中国の場合、女性は一人暮らしであると満足度が高くなる傾向になるものの、統計的に有意ではない。Chou et al.(2006)は中国のデータを用いて、高齢女性の一人暮らしは抑うつ傾向と相関するという結果を実証した。それに対して、本稿では、日本女性に類似する正の値であるものの、有意ではない結果が得られた。(2)男性に関して、日本男性の場合は全てのモデルで非有意となり、中国男性の場合は年齢、所得、健康状態をコントロールすると係数は有意に負となる。

日中比較の結果、個人の固定効果を取り除いた分析結果により、一人暮らしの中老年者の主観的厚生に与える影響の方向性は日本と中国は類似する傾向にあるが、統計的な有意性が異なることが示された。具体的に、日本女性は一人暮らしであると幸福度が上昇するが、中国女性は一人暮らしであることが主観的厚生に対して正の影響を与えるが、その影響は統計的に有意ではない。一方、中国男性は一人暮らしであると満足度が低下するが、日本男性は一人暮らしであることが主観的厚生に対して負の影響を与える傾向にあるが、

統計的に有意な影響はない。

#### 4.2 日本と中国における 60 歳以上の高齢者の分析結果

本節では、60 歳以上にサンプルを限定して、高齢層に特に焦点を当てて分析を行う。日本の結果は表 4-1、日本の結果は表 4-2 に示される。

まず、日本の分析結果については、(1) 独居の影響については、女性の場合、年齢、対数家計所得、健康指数、有配偶ダミーでコントロールすると有意水準 10% で、独居ダミーが正に有意となる。つまり、45 歳以上のときと同様に、60 歳以上に限定しても一人暮らしであると幸福度が上昇する傾向が観察された。一方、男性の場合、独居ダミーは負に有意であり、一人暮らしであると幸福度を低下させる効果が確認された。しかしながら、モデル(8)が示すように、配偶状態をコントロールすると、独居ダミーは非有意になる。(2) 有配偶者の影響については、表 3-1 と類似する結果が得られた。女性の場合、有配偶者ダミーは正であるが非有意となる。一方、男性の場合、有配偶者ダミーは正に有意である。

次に、中国の分析結果については、(1) 独居については、女性の場合、独居ダミーが負の値であるが統計的に有意ではない。45 歳以上の分析結果に比べ、独居ダミーの推定値は正の値から負の値となることがわかる。年齢の上昇とともに、一人暮らしが中国人の高齢女性の満足度に与えるマイナスの影響が大きくなることが示された。男性の場合、モデル 1 からモデル 4 までの分析結果のいずれにおいても、独居ダミーの推定値は負の値であり、統計的に有意となる。45 歳以上の分析結果に比べ、独居ダミーの推定値の大きさが大きくなり、またその統計的有意水準も高くなることがわかる。年齢の上昇とともに、一人暮らしが中国人の主観的厚生に与えるマイナスの影響が大きくなることが示唆された。

独居の分析結果、60 歳以上の高齢者の場合、日本女性は一人暮らしであると幸福度が上昇するが、中国女性は一人暮らしであることが主観的厚生に対して負の影響になる傾向にあるものの、統計的に有意な影響はない。女性グループで、60 歳以上の場合、45 歳以上の場合よりもさらに明瞭に日中の違いが明らかになった。一方、男性高齢者の場合、日中とも、一人暮らしであると幸福度が低下することが明らかである。45 歳以上の場合に比べ、60 歳以上の場合、日中とも、一人暮らしであることが男性高齢者の主観的厚生に対して負の影響がより顕著であることが示された。

## V. 結論

以上の実証結果をまとめると、日本人女性では一人暮らしであると、配偶状態を考慮しても幸福度が上昇する傾向がある。一方、日本人男性の場合、一人暮らしであると幸福度が低下するが、配偶状態をコントロールするとその影響は消える。つまり、日本人女性の場合、一人暮らしであることが幸福度に貢献し、男性の場合は一人暮らしであるかではなく、配偶者がいるかどうかということが幸福度に対してプラスに影響する。石川(1999)では、生命表を用いて配偶関係別の死亡率を分析しており、特に男性では有配偶者が無配偶者（未婚、死別、離別）と比べて平均寿命が長いとする<sup>3</sup>。この理由として、結婚生活がもたらす食生活や健康維持等、心身の安定性に起因すると述べている。本稿の結果も、男性においては配偶者がいることによって、精神的な安定性が保たれることで幸福度がプラスになるという関係が頑健な形で観察された。

一方、日本人女性の場合、一人暮らしであると幸福度が上昇する。Raymo(2015)は若年者を対象とした分析で、女性が男性に比べて一人暮らしの主観的厚生が高い理由として、2つ挙げている。1つは、女性の方が社会的なネットワークがある。もう1つは、一般的に日本では女性の家事分担が大きいいため、同居による負担が高くなる。これらの理由は高齢層ではその傾向がより顕著となる。また、配偶者と離死別した場合も、子ども夫婦との同居がむしろストレスになっている可能性がある。浦川・松浦(2007)の実証分析では、女性のパネルデータを用いて親との同居が生活満足度に負の影響を与えることを実証している。つまり、同居は子どもと親ともに主観的厚生に負の効果をもたらす。ただし、注意すべきこととして、図3-1が示すように、独居であると非常に幸福であると回答する人も多いものの、非常に不幸であると回答する人も多い。このことは、一般には女性の一人暮らしはストレスからの解放という積極的な面もあるが、単身高齢者の貧困などから生じる非常に不幸であるケースも無視できないことを示唆する。

中国人の場合、女性では有意な関係は観察されないものの、特に60歳以上の男性の一人暮らしは満足度を低下させる傾向がある。これらの結果は、日本と中国では類似する。一方、中国の高齢者世帯を分析したChou et al. (2006)では、男性と比較して女性の方が一人暮らしによって抑うつ傾向になるという結果も存在する。それに対して、本稿の結果は

---

<sup>3</sup> 女性では有配偶と無配偶の差ではなく、既婚（有配偶、離別、死別）と未婚の差が大きいとする。ただし、近年では未婚者と既婚者の死亡率の乖離は薄れつつあるとする。

中国人の60歳以上の男性では一人暮らしであると満足度が有意に低下するが、60歳以上の女性では係数はマイナスであるが有意ではないことを示した。つまり、本稿の新規性はパネルデータを用いて内生性を考慮すると、日中ともに高齢女性と比べて高齢男性の方が一人暮らしであることによる主観的厚生への負の影響が大きいことを示したことにある。

また、子ども数が親の幸福度や生活満足度に与える影響を分析した先行研究の多くでは子どもが親の満足度や幸福度に対して負の影響を与えるという研究が数多く存在する。しかしながら、そうであるとするならば、なぜ子どもを持つのかという問題がある。そこで、本稿では一人暮らしが幸福度に与える影響を分析することを通じて、子どもがいることによって、子育て期間では負担になるが長期的には子どもからの支援によって利益につながるからであるということを説明しうるのでないかと考えて、検証を行った。

しかしながら、日本人女性ではむしろ逆に一人暮らしが幸福度にプラスの影響をもたらすことを示した。それに対して、中国人男性の場合、一人暮らしであると満足度が低下する傾向がある。また、60歳以上の日本人男性の場合、有配偶ダミーでコントロールすると有意でなくなるものの、いくつかのケースでは一人暮らしであると幸福度を低下させる。つまり、子どもを持つことの理由として、自分が高齢者になったときに同居することによって介護などのサポートということが考えられるが、本稿の結果では日本人女性の場合、必ずしも一人暮らしが幸福度や満足度を低下させるわけではないことが示された。一方、60歳以上の中国人男性の場合、有配偶ダミーをコントロールしても独居ダミーが負に有意であることから、少なくとも中国人男性の場合は子どもを持つ理由として、高齢者になると子どもと住むことが満足度を上げることが一因である可能性を本稿の結果は示唆する。

本稿の結果の政策的な意義としては以下のことが考えられる。一般的に、単身高齢者世帯の増加は貧困化や孤立化と関連するので問題視されることが多い。しかし、少なくとも一般には中高年単身世帯がそれ自体で問題があるわけではなく、Klinenberg(2012)やJamieson and Simpson(2013)が示唆したように、各個人の主体的な選択の結果であり、積極的な意味を持つという可能性も示唆される。特に日本人女性の場合、一人暮らしであることが幸福度を上昇させる要因となっている。

ただし、高齢者の単身世帯化を全面的に肯定するのは一定の留保が必要である。第1に、日本の生活保護受給世帯の多くは単身高齢世帯によるものであり、単身高齢者の貧困といった観点を無視することはできない。第2に、本稿でも示したように、単身世帯の主観的厚生に与える効果について、年齢が上昇すると負の効果が大きくなる。第3に、日本女性

は確かに単身世帯であると幸福度に正の影響を与える傾向が観察されたが、一方で、日本女性においても幸福度が最も低いと回答する人は、独居の方が高いことからわかる。また、健康状態によって状況が違ふという面も考慮されるべきであるし、今後、中国においても高齢者の単身世帯化が進むことで、高齢者の貧困問題が深刻化する可能性もある。しかしながら、単身世帯化自体を問題にするのではなく、単身世帯がもたらす生活リスクを減らしていく方策を考えるべきであることが示唆される。

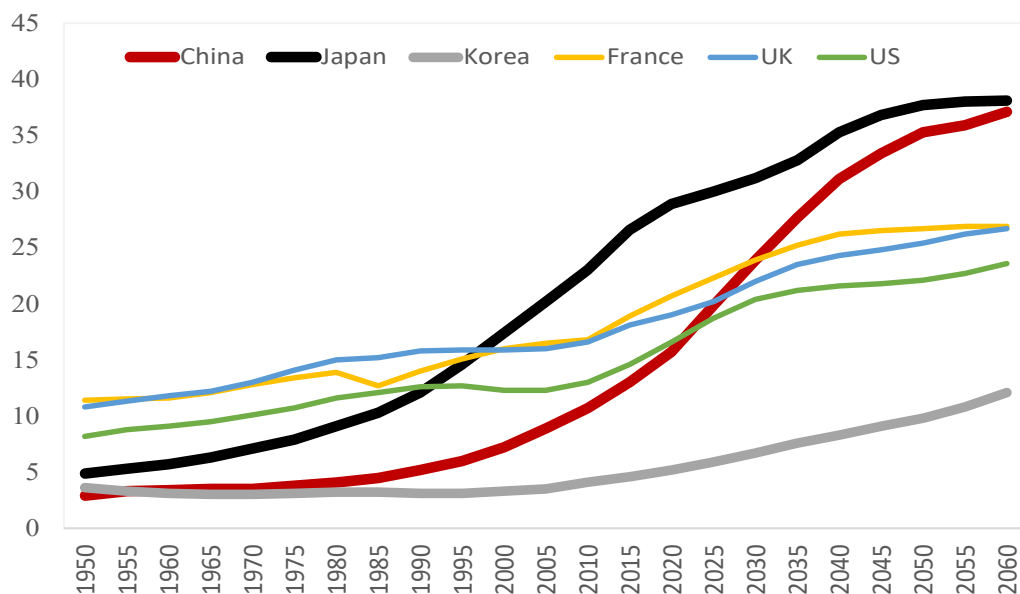
## 参考文献

- 石川晃(1999)「配偶関係生命表：1995年」『人口問題研究』 pp.35-60.
- 上野千鶴子(2007)『おひとりさまの老後』法研
- 浦川邦夫・松浦司(2007)「相対的格差が生活満足度に与える影響―「消費生活に関するパネル調査」による分析」『季刊家計経済研究』 No.73, pp.61-70.
- 橋木俊詔・浦川邦夫(2009)『日本の貧困研究』東京大学出版会
- 橋木俊詔(2011)『無縁社会の正体-血縁・地縁・社縁はいかに崩壊したか』PHP出版
- 松浦司(2020)『現代人口経済学』日本評論社
- Brown, J.W., Liang, J., Krause, N., Akiyama, H., Sugisawa, H., and Fukaya, T. (2002). "Transitions in living arrangements among elders in Japan: Does health make a difference?" *Journal of Gerontology: Social Sciences*, 57, S.209–S.220.
- Chen, F. and Short, S.E. (2008). "Household Context and Subjective Well-Being Among the Oldest Old in China," *Journal of Family Issues*, 29(10), pp.1379-1403.
- Chen, F., Mair, C.A., Bao, L., and Yang, Y.C. (2014). "Race/Ethnic Differentials in the Health Consequences of Caring for Grandchildren for Grandparents," *The Journals of Gerontology, Series B: Psychological Sciences and Social Sciences*, 70(5), pp.793-803.
- Chou, K.L., Ho, A.H.Y., and Chi, F. (2006). "Living alone and depression in Chinese older adults," *Aging and Mental Health*, 10(6), pp.583-591.
- Chyi, H. and Mao, S. (2012). "The Determinants of Happiness of China's Elderly Population," *Journal of Happiness Studies*, 13, pp.167-185.
- Hansen, T. (2012). "Parenthood and happiness: A review of folk theories versus empirical evidence," *Social Indicator Research*, 108(1), pp.29-64.
- Jamieson, L. and Simpson, R. (2013). *Living Alone: Globalization, Identity, and Belonging*.

- Basingstone: Palgrave Macmillan.
- Klinenberg, E. (2012). *Going Solo: The extraordinary rise and surprising appeal of living alone*. New York: Penguin Press.
- Miao, J. and Wu, X. (2019). "Subjective wellbeing of Chinese elderly: a comparative analysis among Hong Kong, Urban China, and Taiwan," *Aging and Society*, 24, pp.1-22.
- Nelson, S. K., Kushlev, K., and Lyubomirsky, S. (2014). "The pains and pleasures of parenting: When, why, and how is parenthood associated with more or less well-being?" *Psychological Bulletin*, 140(3), pp.846-859
- Oshio, T. (2012). "Gender Differences in the Associations of Life Satisfaction with Family and Social Relations Among the Japanese Elderly," *Journal of Cross Cultural Gerontology*, 27, pp.259-274.
- Raymo, J.M. (2015). "Living alone in Japan: Relationships with happiness and health," *Demographic Research*, 46, pp.1267- 1298.
- Raymo, J.M., Kikuzawa, S., Liang, J., and Kobayashi, E. (2008). "Family structure and well-being at older ages in Japan," *Journal of Population Research*, 25(3), pp.379-400.
- Sun, W., Watanabe, M., Tanimoto, Y., Shibutani, T., Kono, R., Saito, M., Usuda, K., and Kono, K. (2007). "Factors associated with good self-rated health of nondisabled elderly living alone in Japan: A cross-sectional study," *BMC Public Health*, 7, pp.297 – 305.
- Yamada, K. and Teerawichitchainan, B. (2015). "Living Arrangements and Psychological Well-Being of the Older Adults After the Economic Transition in Vietnam," *The Journals of Gerontology, Series B: Psychological Sciences and Social Sciences*, 70(6), pp.957-968.
- Yeung, W.J. and Cheung, A.K. (2015). "Living alone: One-person households in Asia," *Demographic Research*, 32, pp.1099-1112.
- Zhou, Z., Mao, F., Ma, J., Hao, S., Qian, Z.M., Elder, K., Turner, J.S., and Fang, Y. (2018). "A Longitudinal Analysis of the Association Between Living Arrangements and Health Among Older Adults in China," *Research on Aging*, 40(1), pp.72-97.

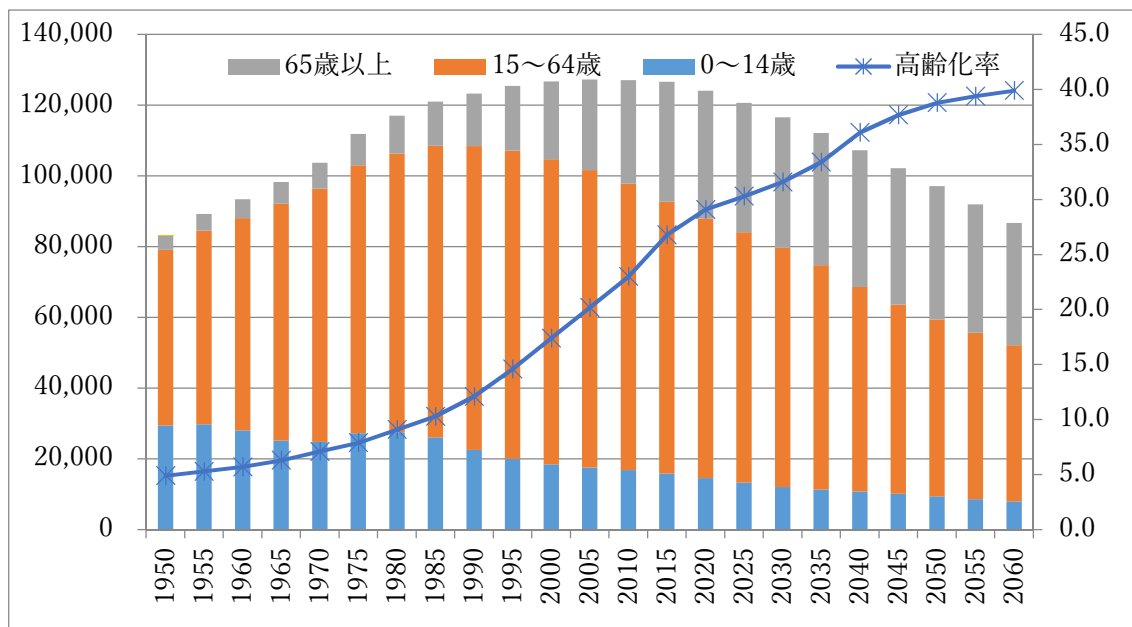


図1 各国の高齢化率の推移



Source: United Nations. World Population Prospects: The 2017 Revision. Japan: 1950-2015 Census data, Ministry of Internal Affairs and Communications, Japan: 2020-2060 data calculated by National Institute of Population and Social Security Research.

図2：日本の人口構造の変遷



(出所) 2010年までは『国勢調査』、2015年からは『日本の将来推計人口』

(注) 左軸は千人、右軸は%

表1：世帯主65歳以上・75歳以上の世帯の家族類型別世帯割合

年次	一般世帯						その他
	総数	単独	核家族世帯			ひとり親と子	
			総数	夫婦のみ	夫婦と子		
世帯主65歳以上							
2015年	100.0	32.6	56.3	32.7	14.9	8.7	11.1
2020年	100.0	34.0	56.0	32.6	14.5	8.8	10.0
2025年	100.0	35.7	55.1	32.2	13.9	9.1	9.2
2030年	100.0	37.4	54.0	31.5	13.4	9.2	8.5
2035年	100.0	39.0	53.0	30.9	13.0	9.1	8.0
2040年	100.0	40.0	52.4	30.6	13.0	8.8	7.6
世帯主75歳以上							
2015年	100.0	37.9	51.5	30.8	10.9	9.8	10.6
2020年	100.0	38.0	53.0	31.5	11.5	10.0	9.1
2025年	100.0	38.4	53.2	31.7	11.7	9.8	8.4
2030年	100.0	39.5	52.4	31.2	11.4	9.9	8.0
2035年	100.0	40.9	51.4	30.3	10.9	10.1	7.7
2040年	100.0	42.1	50.6	29.9	10.7	10.0	7.4

出所：『日本の世帯数の将来推計(全国推計)』(2018(平成30)年推計)

注：四捨五入のため合計は必ずしも一致しない。

表2-1 記述統計量: 日本

	女性			男性		
	標本サイズ	平均値	S.D.	標本サイズ	平均値	S.D.
独居ダミー	16,091	0.116	0.320	15,263	0.098	0.298
年齢	16,091	61.539	10.095	15,263	61.506	10.128
年間収入(万円)	13,656	488.779	354.115	13,806	516.102	349.323
健康状態	16,091	2.497	1.573	15,263	2.591	1.688
有配偶ダミー	16,091	0.746	0.435	15,263	0.846	0.361

表2-2 記述統計量: 中国

	女性			男性		
	標本サイズ	平均値	S.D.	標本サイズ	平均値	S.D.
独居ダミー	24,843	0.055	0.228	23,227	0.046	0.209
年齢	24,825	59.049	9.626	23,220	59.887	9.545
年間収入(元)	15,798	30513.530	67724.100	14,847	31092.260	68707.380
健康状態	24,843	1.740	1.625	23,227	1.556	1.559
有配偶ダミー	24,843	0.842	0.365	23,227	0.909	0.287

図3-1 日本女性の居住形態別幸福度

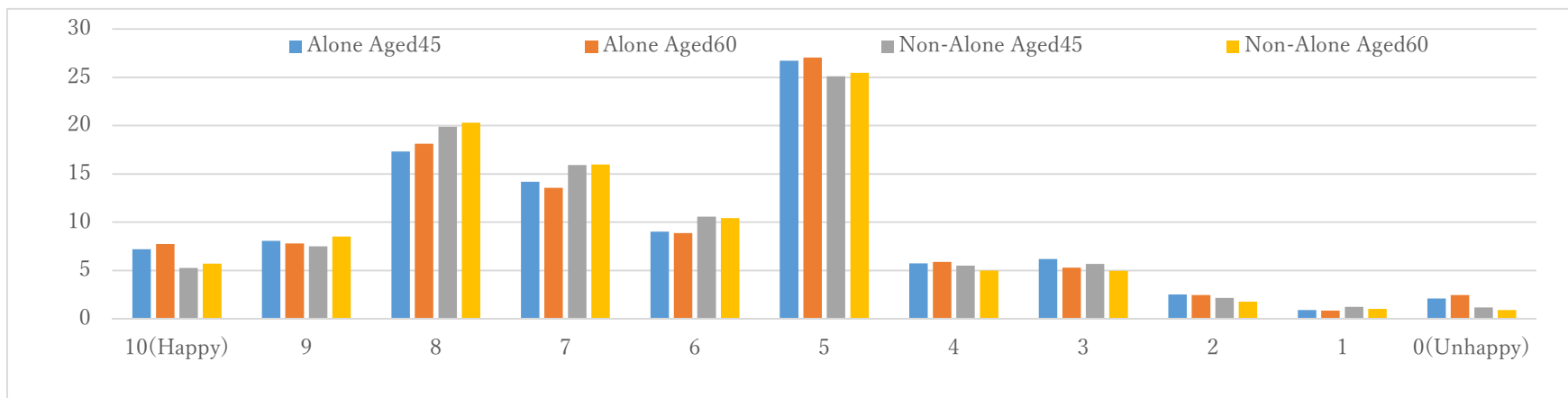


図3-2 日本男性の居住形態別幸福度

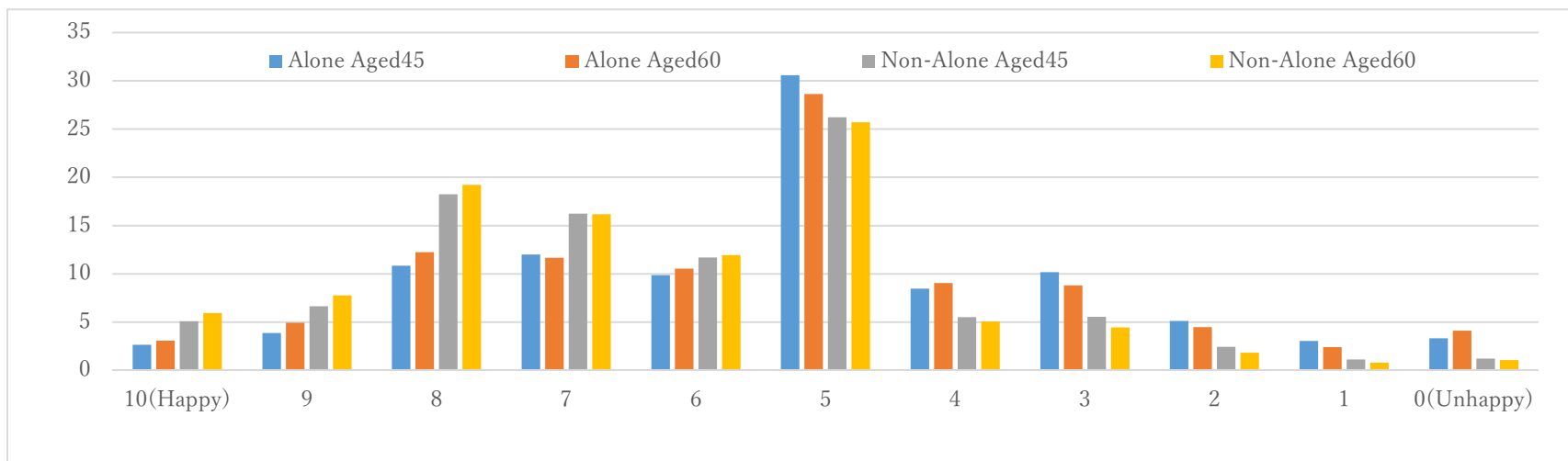


图3-3 中国女性の居住形態別生活満足度

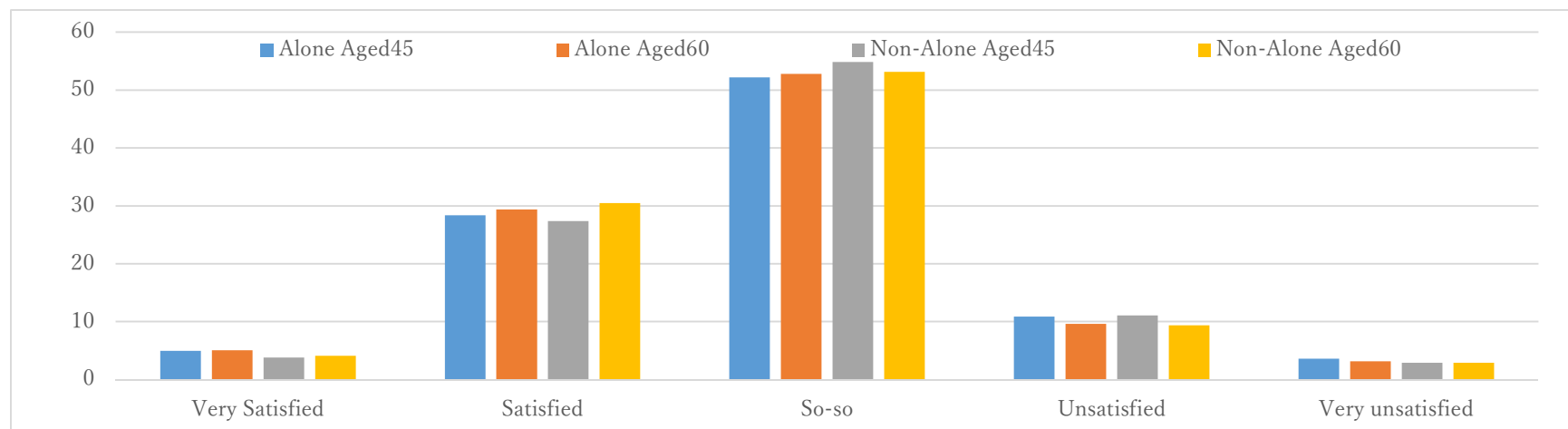


图3-4 中国男性の居住形態別生活満足度

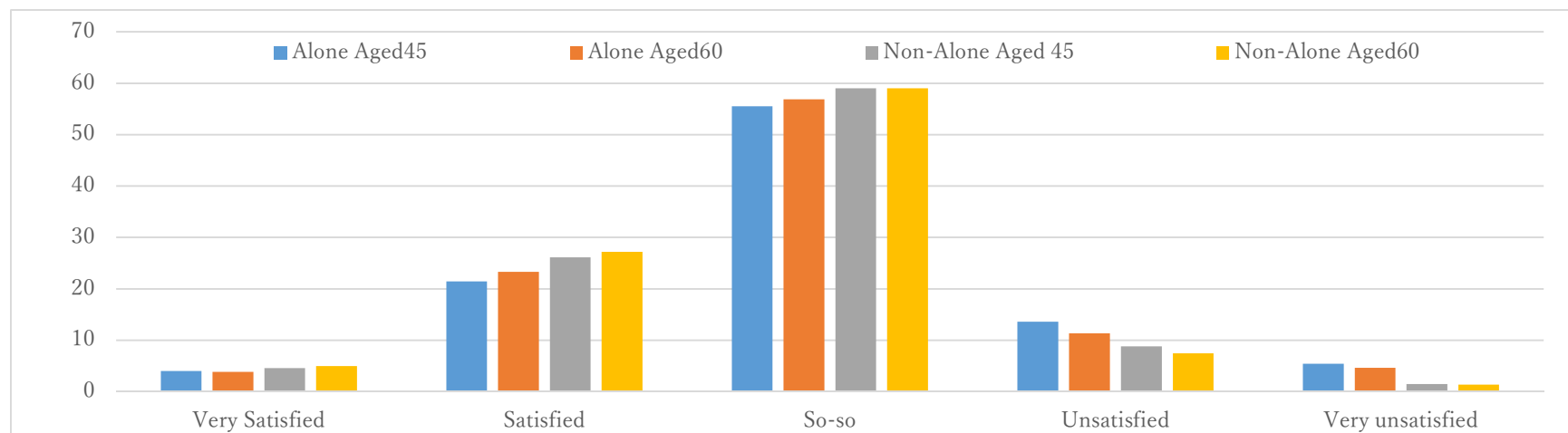


表3-1 日本45歳以上の中高齢者の幸福度に関する分析結果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
			女性				男性	
	年間幸福	年間幸福	年間幸福	年間幸福	年間幸福	年間幸福	年間幸福	年間幸福
独居ダミー	0.0931 (0.125)	0.153 (0.126)	0.278** (0.141)	0.298** (0.141)	-0.208 (0.163)	-0.188 (0.163)	-0.118 (0.175)	0.0913 (0.185)
年齢		-0.0322*** (0.00693)	-0.0382*** (0.00774)	-0.0379*** (0.00776)		-0.0178*** (0.00674)	-0.0181** (0.00781)	-0.0167** (0.00782)
対数家計所得			0.0739** (0.0334)	0.0727** (0.0336)			0.145*** (0.0367)	0.144*** (0.0367)
病気指数			0.0158 (0.0102)	0.0158 (0.0102)			0.00150 (0.0102)	0.00162 (0.0102)
有配偶ダミー				0.0673 (0.194)				0.781*** (0.267)
Observations	16,091	16,091	13,657	13,657	15,263	15,263	13,806	13,806
R-squared	0.000	0.003	0.004	0.004	0.000	0.001	0.003	0.005
Number of id	2,849	2,849	2,701	2,701	2,688	2,688	2,611	2,611

注：1. Robust standard errors in parentheses

2. \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

3. 被説明変数：最近1年間の幸福度

表3-2 中国45歳以上の中高齢者の幸福度に関する分析結果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	女性				男性			
独居ダミー	0.076 (0.0620)	0.027 (0.0618)	0.026 (0.0618)	0.037 (0.0670)	-0.016 (0.0705)	-0.137 (0.0655)	** -0.138 (0.0658)	** -0.124 (0.0769)
年齢		0.059 *** (0.0038)	0.051 *** (0.0044)	0.052 *** (0.0045)		0.071 (0.0038)	*** 0.066 (0.0044)	*** 0.067 (0.0045)
対数家計所得			0.004 (0.0030)	0.004 (0.0030)			0.000 (0.0031)	0.000 (0.0031)
慢性病			0.056 *** (0.0137)	0.056 *** (0.0137)			0.028 ** (0.0131)	0.028 ** (0.0131)
有配偶ダミー				0.035 (0.0736)				0.037 (0.0880)
Observations	15,948	15,948	15,948	15,948	15,015	15,015	15,015	15,015
R-squared	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
Number of id	8,068	8,068	8,068	8,068	7,473	7,473	7,473	7,473

注：1. Robust standard errors in parentheses

2. \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

3. 被説明変数：生活満足度（1 = 不満足、5 = 非常に満足）。

表4-1 日本60歳以上の高齢者の幸福度に関する分析結果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	女性				男性			
	年間幸福	年間幸福	年間幸福	年間幸福	年間幸福	年間幸福	年間幸福	年間幸福
独居ダミー	-0.00899 (0.159)	0.0588 (0.160)	0.250 (0.182)	0.338* (0.183)	-0.474** (0.205)	-0.442** (0.203)	-0.415** (0.210)	-0.236 (0.227)
年齢		-0.0316*** (0.00922)	-0.0362*** (0.0107)	-0.0348*** (0.0107)		-0.0240*** (0.00861)	-0.0249** (0.00996)	-0.0238** (0.01000)
対数家計所得			0.111** (0.0454)	0.108** (0.0450)			0.148*** (0.0517)	0.148*** (0.0515)
病気指数			0.00702 (0.0139)	0.00671 (0.0139)			-0.00220 (0.0127)	-0.00226 (0.0127)
有配偶ダミー				0.224 (0.235)				0.493** (0.240)
Observations	8,975	8,975	7,373	7,373	8,544	8,544	7,658	7,658
R-squared	0.000	0.002	0.005	0.005	0.001	0.003	0.006	0.006
Number of id	1,700	1,700	1,600	1,600	1,598	1,598	1,549	1,549

注：1. Robust standard errors in parentheses

2. \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

3. 被説明変数：最近1年間の幸福度



表4-2 中国60歳以上の高齢者の幸福度に関する分析結果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	女性				男性			
独居ダミー	-0.002 (0.0700)	-0.031 (0.0700)	-0.033 (0.070)	-0.019 (0.0790)	-0.136 * (0.0825)	-0.231 *** (0.0795)	-0.229 *** (0.0800)	-0.225 ** (0.0966)
年齢		0.058 *** (0.0058)	0.049 *** (0.0066)	0.050 *** (0.0066)		0.073 *** (0.0057)	0.073 *** (0.0068)	0.073 *** (0.0069)
対数家計所得			0.004 (0.0053)	0.004 (0.0053)			0.004 (0.0054)	0.004 (0.0054)
慢性病			0.056 *** (0.0204)	0.056 *** (0.0204)			0.002 (0.0191)	0.002 (0.01919)
有配偶ダミー				0.041 (0.0989)				0.010 (0.1052)
Observations	7,335	7,335	7,335	7,335	7,552	7,552	7,552	7,552
R-squared	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
Number of id	4,184	4,184	4,184	4,184	4,150	4,150	4,150	4,150

注：1. Robust standard errors in parentheses

2. \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

3. 被説明変数：生活満足度（1 = 不満足、5 = 非常に満足）。

Appendix Table A: 日本 45 歳以上の中高齢者の生涯幸福度に関する分析結果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
			女性				男性	
	生涯幸福	生涯幸福	生涯幸福	生涯幸福	生涯幸福	生涯幸福	生涯幸福	生涯幸福
独居ダミー	0.186** (0.0884)	0.245*** (0.0899)	0.285*** (0.0966)	0.262*** (0.101)	-0.207* (0.108)	-0.182* (0.108)	-0.0937 (0.114)	-0.0105 (0.119)
年齢		-0.0318*** (0.00537)	-0.0323*** (0.00584)	-0.0327*** (0.00588)		-0.0224*** (0.00560)	-0.0238*** (0.00661)	-0.0232*** (0.00662)
対数家計所得			0.0138 (0.0275)	0.0152 (0.0273)			0.105*** (0.0307)	0.105*** (0.0308)
病気指数			0.0144* (0.00793)	0.0144* (0.00793)			0.00693 (0.00891)	0.00697 (0.00891)
有配偶ダミー				-0.0774 (0.143)				0.310* (0.164)
Observations	16,091	16,091	13,657	13,657	15,263	15,263	13,806	13,806
R-squared	0.000	0.004	0.004	0.004	0.000	0.002	0.003	0.004
Number of id	2,849	2,849	2,701	2,701	2,688	2,688	2,611	2,611

注：1. Robust standard errors in parentheses

2. \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

3. 被説明変数：生涯幸福

Appendix Table B: 日本 60 歳以上の高齢者の生涯幸福度に関する分析結果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
			女性				男性	
	生涯幸福	生涯幸福	生涯幸福	生涯幸福	生涯幸福	生涯幸福	生涯幸福	生涯幸福
独居ダミー	0.0979 (0.110)	0.153 (0.111)	0.213* (0.121)	0.200 (0.130)	-0.357* (0.196)	-0.326* (0.197)	-0.285 (0.218)	-0.227 (0.246)
年齢		-0.0256*** (0.00733)	-0.0236*** (0.00836)	-0.0238*** (0.00842)		-0.0226*** (0.00762)	-0.0223** (0.00935)	-0.0219** (0.00934)
対数家計所得			-0.0112 (0.0377)	-0.0107 (0.0377)			0.124*** (0.0448)	0.124*** (0.0447)
病気指数			0.00285 (0.0112)	0.00290 (0.0112)			-9.20e-05 (0.0125)	-0.000113 (0.0124)
有配偶ダミー				-0.0346 (0.167)				0.159 (0.235)
Observations	8,975	8,975	7,373	7,373	8,544	8,544	7,658	7,658
R-squared	0.000	0.002	0.002	0.002	0.001	0.002	0.004	0.005
Number of id	1,700	1,700	1,600	1,600	1,598	1,598	1,549	1,549

注：1. Robust standard errors in parentheses

2. \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

3. 被説明変数：生涯幸福