

Discussion Paper No.333

単身高齢世帯と高齢者の生活保護受給割合：
都道府県別データを用いた検証

中央大学経済学部
松浦 司

September 2020



INSTITUTE OF ECONOMIC RESEARCH
Chuo University
Tokyo, Japan

単身高齢世帯と高齢者の生活保護受給割合： 都道府県別データを用いた検証

中央大学経済学部
松浦 司

要旨

本稿は都道府県別データを用いて、単身高齢世帯の地域差が高齢者の生活保護受給率の地域差に与える影響を分析した。その結果、単身高齢世帯の地域差と高齢者の生活保護受給率の地域差には正の相関はあるものの、固定効果を考慮すると、両者に有意な関係は見られなくなる。しかし、大都市圏にサンプルを限定した場合、また 1990 年代以降にサンプルを限定した場合は固定効果を考慮しても両者に正の関係が観察される。この結果から、90 年代ぐらいを境にして、日本社会で都市化がいつそう進むことで同居が減少したことに加えて、家族によるリスクシェアの機能が弱まったために、単身高齢世帯の増加が高齢者の生活保護受給率に直接的に結びつくようになったという可能性が示唆される。

1. はじめに

日本社会は急速に高齢化が進展して、現在は世界で最も高齢化が進展した国となり、今後も高齢化が進展することが予想されている。表1が示すように、1950年には5%を下回っていた高齢化率も1970年には高齢化社会を指標である7%、1994年には高齢社会の指標である14%を超えて、現在は世界で最も高齢化率の高い国である。今後も、世界各国で高齢化が進展するにもかかわらず、日本は世界で最も高齢化率が高い状態を維持することが予想されている。

一方、高齢化と並んで日本社会のもう1つの問題である貧困に関しては、1980年代には「一億総中流」ということが言われたりしたように、日本が平等な社会であるというイメージが先行して、貧困問題に焦点が当てられることは非常に稀であった。しかしながら、バブル崩壊後の経済停滞によって、日本社会の格差や貧困問題が再び注目され始めた。2000年代に入ると貧困問題が日本社会の主要な問題の1つとなったが、その後も問題が解決することはなく、図1が示すように、先進国のなかでも日本は相対的貧困が高い国の1つとなった。このような状況を反映して、1990年代後半以降、生活保護受給世帯数が急速に増加し始めた。図2は生活保護世帯の年次推移を示したものである。1990年代半ばまでは、60万世帯で安定的に推移していたが、その後は急激に上昇して、2015年には160万世帯を超えた。2015年の内訳をみると、高齢者世帯は80万世帯であり、全体の半分を占める。

1990年代以降、日本は高齢化と貧困問題が顕在化してきた。そこで、本稿では日本の大きな課題である高齢化と貧困問題の関係を単身高齢世帯に注目することで、明らかにしたい。単身高齢世帯と貧困問題の関係性を明らかにした研究として、橘木・浦川(2006)では、個票データを用いて生活保護基準に基づく貧困線未満の割合を計測している。その結果、単身高齢世帯の4世帯に1世帯が最低生活費未満の生活を余儀なくされていることを実証している。

このように、先行研究では単身高齢世帯と貧困が密接に関連していることが実証されている。ただし、単身高齢世帯と生活保護に関しては、先行研究では主に個票データを用いたものが多い。地域データを用いた研究としては、単身高齢世帯には注目していないものの、都道府県別データを用いて高齢化と生活保護の関係について言及している Suzuki and Zhou(2007)、最低賃金と生活保護額の地域差に注目した安部・玉田(2007)、都道府県別データを用いて単身高齢世帯の貧困率の社会経済要因を分析している鈴木・田辺(2018)を除くとほとんど存在しない。

そこで、本稿では、都道府県別データを用いて、単身高齢世帯の地域差が高齢者の生活保護受給率の地域差に与える影響を分析する。本稿の分析の結果、単身高齢世帯の地域差と高齢者の生活保護受給率の地域差には相関はあるものの、固定効果を考慮すると、両者に有意な関係は見られなくなる。しかし、大都市圏にサンプルを限定した場合、また1990年代以降にサンプルを限定した場合は固定効果を考慮しても両者に正の関係が観察され

る。Beck(1986)は、近代化の貫徹は伝統的な性役割分担から女性を解放するとともに、家族構造の個人化をもたらして単身世帯やシングルマザーの数を飛躍的に増加させたとするが、日本でも90年代ぐらいを境にして都市化が一層進んだことによって同居が減少したことに加えて、家族によるリスクシェアの機能が弱まった。このため単身高齢世帯の増加が高齢者の生活保護受給率に直接的に結びつくようになったという可能性が示唆される¹。

本稿では日本の家族構造と生活保護の関係を明らかにしたものであるが、高齢化の進展は日本だけでなく、世界中で見られる傾向である。また、Beck(1986)も指摘するように、都市化や個人化による家族構造の変化も伝統的社会から近代社会へと移行する多くの国で観察される傾向である。そのため、世界で最も高齢化率の高い国であり、高齢者の単身世帯化が進んだ日本を対象に、高齢化と生活保護の関係を明らかにした本稿の分析は、急激に高齢化が進展し、伝統社会から近代社会へと変化し、都市化や個人化が進む世界各国、特にアジア諸国の今後を考えるうえでも有益であると考えられる。

2. 高齢者の単身世帯化の現状と今後

本節では日本の高齢者の単身世帯化の現状について、説明を行いたい。図3-1と図3-2は年齢別単身世帯の現状と今後の予測を示したものである。1980年時点では、各年齢別の単身高齢世帯率は4~5%であり、65~69歳、70~74歳で若干低いものの、年齢ごとに大きな差はない。その後、全ての年齢層で急激に上昇しているが、特に65~69歳層の伸びは顕著である。その結果、2015年では65~69歳層では15%と最も高くなった。2015年では85歳以上がそれに次いでおり、13.3%である。一方、女性の場合、1980年時点では85歳以上の単身高齢世帯率が最も低く5.4%であった。その後、65~69歳層、70~74歳層では2000年以降はほとんど伸びていないものの、それ以外の世代は上昇傾向である。特に、85歳以上の伸びは激しく、2015年には21.8%となった。男女を比較すると、1980年では85歳以上では男女に差がないものの、それ以外の年齢層では女性の方が顕著に高い。2015年では65~69歳ではほとんど差がないが、それ以外の年齢層では女性の方が顕著に高い。

図4は国立社会保障・人口問題研究所が行った単身高齢化率の今後の予測である。この結果から、2005年時点では女性の単身高齢化率は19%、男性は9.6%と2倍近い差が存在した。女性の単身高齢化率は僅かながらに上昇するものの大きな変化はない。一方、男性は急激に単身高齢化率が上昇することが予測されている。その結果、2030年には女性が20.9%、男性が17.8%と差が縮小するとされる。一方、稲垣(2013)は、高齢者の同居家族の割合や高齢者の低所得世帯の今後の推移をシミュレーションによって計測している。その結果、低年金の未婚・離別の高齢女性の大幅な増加が見込まれると主張する。

さらに、単身高齢化の地域差に注目した結果が図5に示される。1980年から2015年に

¹ 90年代に家族構造が変化したことを示す1つの証拠として、90年代に導入が検討されて、2000年から開始した介護保険制度がある。この制度は高齢者の家族による介護から、介護リスクを国民全体でシェアするものである。

かけて全ての地域で上昇している。地域差に注目すると、東日本よりも西日本の方が高い傾向がある。1980年時点で高かった鹿児島県、高知県、和歌山県は2015年でも高い傾向が観察される。

3. 先行研究

単身高齢者世帯率の地域差が高齢者の生活保護受給率の地域差に与える影響を分析した研究は少ない。地域差に注目した分析として、Suzuki and Zhou(2007)や鈴木・田辺(2018)が挙げられる。Suzuki and Zhou(2007)は高齢化の地域差が生活保護受給の地域差の決定に大きく影響することを実証している。鈴木・田辺(2018)は、単身高齢世帯の決定要因を非線形重回帰分析したうえで、貧困率の予測を行っている。また、単身高齢世帯には注目していないものの、安部・玉田(2007)は本稿と同様に都道府県別のデータを用いて、生活保護基準と低賃金収入の相対的な水準と中卒男性の就業率の関係を分析している。その結果、パートタイム賃金から得られる収入と生活保護額の比には地域差が存在することや、この比が中卒男性の就業率に影響することを示している。さらに、Yugami et al.(2017)は市町村合併による生活保護基準の変更を自然実験による外生的なショックとすることで、保護基準の変更が個人の就業に与える影響を分析している。

一方、個票データを用いた単身高齢者の貧困率や生活保護受給確率に与える影響を分析した研究は数多く存在する。橘木・浦川(2006)は可処分所得が生活保護基準未満となる決定要因の分析を行い、単身高齢世帯の限界効果が1995年では0.109、2001年では0.205と上昇していることを示した。また、阿部(2008)は高齢者の貧困率が高く、単身世帯ではさらに高くなっているとす。特に単身高齢女性の貧困率が51.7%と半数を超えるとす。さらに、稲垣(2013)はマイクロシミュレーションモデルを用いて、高齢者の同居家族や貧困率の将来予測を行っている。その結果、高齢者の貧困率は2040年まで急速に上昇することを示している。

また、単身高齢者に着目した研究は社会学や人口学で数多く存在する。Klinenberg(2012)は、従来の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。石田(2018)は孤立化の決定要因を分析し、社会経済的地位が低い人が孤立化する傾向を実証している。単身高齢世帯の主観的厚生に与える影響を分析した研究としては、Raymo et al.(2008)やOshio(2012)がある。Raymo et al. (2008)は、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)も高齢者を対象に、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。その結果、男性では配偶者がいると生活満足度を有意に上昇させるが、女性では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ことを示す。さらに、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、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²。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。

4. データと仮説と推定手法

本節では、データと推定手法について説明する。使用するデータの定義は表2に示される。表3は記述統計量である。高齢者生活保護率の平均値は1.95%、最大値は7.5%である。単身高齢世帯率の平均値は6.5%で、最大値は16.5%である。1人当たり県民所得の平均値は252万円、最大値は538万円となる。高齢一般労働者割合³の平均は1.4%、最大値は5.1%である。1人当たり預貯金残高の平均は272万円、最大値は1671万円である。持ち家比率の平均は67.6%、最大値は85.7%である。

図6は単身高齢世帯と高齢者生活保護率の1980年と2015年の相関を示したものである。単身高齢世帯率は2015年の方が高くなっているが、それに比べると高齢者生活保護率は1980年と2015年で大きな違いはない。その結果、1980年も2015年も強い正の相関が見られるが、傾きの大きさは1980年の方が大きい。このことから、2015年の方が単身高齢化率の高さが高齢者の生活保護受給率に与える影響は小さくなっている。しかしながら、この結果は二変数の相関のみに着目しており、他の変数や固定効果を考慮していない。そこで、以降の節では実証分析を行い、両者の関係を分析したい。

本稿では、単身高齢世帯の地域差が高齢者生活保護率の地域差に影響するという仮説を検証する。個票データを用いて、単身高齢世帯が生活保護受給確率に影響するという研究は、先ほど述べたように存在するものの、セミマクロデータを用いた検証に関してはほとんど存在しない。また、単身高齢世帯の地域差が生活保護受給割合の地域差への影響に関しては、都市化や個人化の進展した地域とそうでない地域では違いがあるのかについても検証したい。

以上で述べた仮説を検証するための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} は高齢者生活保護率、 $Alone$ は単身高齢世帯率、 β は単身高齢世帯率の高齢者生活保護率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1人当たり県民所得、高齢一般労働者割合、1人当たり預貯金残高である。 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。なお、クラスターロバスト標準誤差を使用する。さらに、都市化や個人化の進展に

² 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。

³ 厚生労働省「賃金センサス」では、常用労働者を「一般労働者」と「短時間労働者」に区分している。

よる違いを検証するために、時代や地域によってサンプルを分割して推定を行う。

固定効果を用いることで、都道府県固有の要因がもたらす内生性に関しては対処可能である。一方、ある都道府県が生活保護を拡充することでその都道府県に単身の高齢者が移動することによって単身高齢世帯率が上昇するなどの因果関係も考えられ、単身高齢世帯率が外生変数であることに関しては、議論の余地がある。しかしながら、以下の点で単身高齢世帯が内生変数である可能性は低いと考える。第1に、生活保護の地域差は存在するものの、地域における生活様式や物価差による生活水準の差を反映した一律的な基準であり、都道府県による裁量の余地は小さい。第2に、生活保護の国庫負担は3/4であり、都道府県が裁量的に変えるインセンティブも相対的に小さい。第3に、生活保護の補足性原理を考慮すると、生活保護による支援を期待して単身世帯化するというよりは、配偶者との死別などの外生的な要因によって単身世帯化し、個人の所得や資産、家族や地域による支援が得られないときに生活保護に頼るといふ因果関係の方が説得的である。

5. 推定結果

5.1. 基本モデル

推定結果は表4-1に示される。表4-1(1)-(5)はOLSの結果である。(1)-(4)では単身高齢世帯の係数が正に有意である。つまり、高齢者の単身世帯化が進むと高齢者の生活保護受給者の割合が高くなる。一方、年次トレンドと単身高齢世帯の交差項は有意でないため、単身高齢世帯が高齢者の生活保護に与える効果の大きさが時代とともに変化したとは言えない。

OLSの結果からは、所得、労働力率、預金などの変数をコントロールしても、単身高齢世帯と高齢者の生活保護に正の相関が観察された。しかしながら、この結果は観察されない時間一定の効果（固定効果）をコントロールしていないことから生じる、推定バイアスの可能性も考えられる。例えば、近居の家族や地域社会が単身高齢者を支援している地域であれば、高齢者の単身世帯化を促進すると同時に生活保護支援に頼らなくて済むという可能性、もしくは逆に地域の支援によって生活保護を受給しやすくなるという可能性がある。このように説明変数と被説明変数へ同時に影響するような変数がある場合は見せかけの相関が発生する。

このため、観察されない時間一定の効果をコントロールするために、固定効果モデルを使用する。また、都道府県間の誤差項が相関することを考慮して、クラスターロバストな標準誤差を使用している。その結果が、表4-1(6)-(10)に示される。(6)-(9)が示すように、固定効果を考慮すると、他の要因をコントロールしない(6)では有意であるものの、他の要因をコントロールすると単身高齢世帯は有意ではない。つまり、単身高齢世帯と高齢者の生活保護率の正の相関は、都道府県に固有の地域要因がもたらす見せかけの相関である可能性が示された。

一方、(10)式が示すように、年次トレンドと単身高齢世帯の交差項を入れると、単身高齢世帯は負に有意、交差項は正に有意となる。この結果は、次のように解釈できる。固定効果の内生性の問題を考慮すると、単身高齢世帯が高齢者の生活保護受給割合に与える効果は、時代によって変化している。かつては単身高齢世帯と高齢者の生活保護受給率は負もしくは無相関であったが、ある時期以降になると正の関係が見られるようになった。

5.2. 地域別・年代別の推定

5.1 で示唆されるように、単身高齢世帯と高齢者の生活保護受給率の関係が時代とともに変化した可能性がある。そこで、サンプルを期間によって分割して推定を行った。表4-2(1)-(5)は1990年以降のサンプルを用いた結果である。(1)-(5)が示すように、単身高齢世帯の係数は有意に正となる。つまり、1990年以降では、単身高齢世帯化が進むと高齢者の生活保護受給の比率も上昇する。一方、表4-2(6)-(10)が示すように、2000年以前のサンプルを用いると、有意性は低いものの単身高齢世帯は負に有意となる⁴。また、(5)と(10)に注目すると、1990年以降は持ち家と単身高齢世帯の交差項が負に有意となる。つまり、1990年以降は持ち家があることが単身高齢者の生活保護受給率を下げることに寄与している。

これらの結果から以下の可能性が推察される。高齢化や単身世帯化が十分に進展していない段階では、高齢者の単身世帯者も近隣住民や近居の親族によるサポートによって、高齢者の生活保護受給率を上昇させるわけではなかった。しかしながら、1990年代ぐらいを境にして、Beck(1986)が指摘するようなリスクの個人化が日本においても進み、世帯構造や家族関係、さらに地域による支援体制が変化した。そのため、単身高齢者が近居の家族や近隣ではなく、生活保護などといった(地方)政府による支援を従来よりも必要とするに至った。そのため、高齢者の単身世帯化が高齢者の生活保護受給率に直接的に影響するようになった。

この仮説を検証するために、地域や近居の家族に頼ることが相対的に容易な地方圏とそれが難しい大都市圏⁵にサンプルを分割して推定を行った。その結果が、表4-3に示される。(1)-(5)が大都市圏の結果で、(6)-(10)が地方圏の結果である。大都市圏では単身高齢世帯の係数は全てのモデルで正に有意であるが、地方圏では他の変数をコントロールしないと正に有意であるが、他の変数を入れると非有意となる。さらに、交差項モデルでは有意水準10%で負に有意となる。つまり、大都市圏では単身高齢化が高齢者の生活保護受給率に影響しているが、地方圏では単身高齢化が高齢者の生活保護受給率に影響しているとは言えない。

⁴ 1990年以前のサンプルに限定すると非有意となる。

⁵ 大都市圏を東京都、神奈川県、埼玉県、千葉県、愛知県、京都府、大阪府、兵庫県とする。

これらの結果を要約すると、以下ようになる。家族や近隣との交流が密接な地域では、単身高齢者に対する家族や近隣からの支援が得られることによって、単身高齢者の多さが高齢者の生活保護受給率の上昇につながらない。このことは、大都市圏では単身高齢者世帯の係数が有意に正であるが、地方圏では非有意であることから示される。一方、1990年代辺りを境にして、リスクの個人化が進むことで、単身高齢者の多さが高齢者の生活保護受給率の高さに影響するようになった。このことは、1990年代以降でサンプルを限定すると、単身高齢世帯の係数が有意に正になることから示された。

6. 結論

本稿では、生活保護世帯数やその割合が1990年代以降に急上昇していることの要因を分析することを目的として、高齢者のなかでも単身高齢世帯の急激な上昇に着目して、単身高齢世帯が高齢者の生活保護受給割合の上昇に影響するという仮説を検証した。その結果、OLSでは単身高齢世帯と高齢者の生活保護受給に関連性が確認された。しかし、都道府県の固定効果をコントロールすると、両者には有意な関係が見られなかった。つまり、都道府県に固有の要因が説明変数と被説明変数に影響することによる見せかけの相関の可能性も示唆された。一方、1990年以降にサンプルを限定したり大都市圏にサンプルを限定したりすると、固定効果を考慮しても両者には正の関係が観察された。このことは、大都市では近居の家族、近隣住民、地域社会からの支援が得られにくいことから、公的な支援に頼ることになることで、単身高齢世帯の増加が高齢者の生活保護受給割合に直接的に影響すること、また1990年代ぐらいを境にして日本全国でこのような傾向が見られるようになったと解釈することができる。

つまり、本稿の結果は1990年代以降に生活保護受給世帯が急上昇したことの要因として、家族関係や地域関係が変化したことにより、単身高齢世帯の増加が高齢者の生活保護受給世帯の増加に直接的に影響するようになった可能性を示唆する。もちろん、1990年代はバブル崩壊後の経済不況が生活保護受給世帯の急上昇の主因であることは間違いない。ただし、生活保護受給世帯の半分は高齢者である。高齢者の生活保護受給割合の増加を経済不況によってのみ説明できるわけではなく、家族や近隣の支援体制が1990年代ぐらいを境にして変化し、大都市圏でみられるような「個人化」が進んだと解釈できる。

この実証結果の含意に関しては、2つの全く異なった解釈が可能である。保守的な立場からすると、1990年代以前のように地域や家族が支援することによって、単身高齢世帯の増加を抑制することや単身高齢者世帯の増加が高齢者の生活保護受給割合に影響しないようにすべきであるという主張があり得る。いわゆる、1970年代後半から1980年代にかけて流行した「日本型福祉国家論」のような、家族や地域による福祉を再び重視すべきだという立場である。ただし、例えば介護保険制度なしの家族による介護が想像できないように、家族による支援で解決を模索するのは現実的ではない。一方、日本社会の個人化を前提にし、地域や家族に期待するのではなく、公的な支援を充実させる方向性を主張する

立場もある。さらに、かつては地域や家族のしがらみのなかで生きて、地域や家族からの支援を期待せざるを得なかった個人が、公的な支援を受けつつも、一人暮らしすることで自己決定できるようになった側面を積極的に評価することも可能である。

これらのうち、どの立場が妥当かという問題に対しては、防貧や救貧を家族、地域、国家のそれぞれの主体がどの程度担うべきかという個人の思想だけではなく、高齢者の居住形態別の厚生を多様な観点から評価することによって、議論を掘り下げることが可能となる。この問題に関しては、今後の課題となる。

参考文献

- 阿部彩(2008)「日本の貧困の実態と貧困政策」阿部・國枝・鈴木・林『生活保護の経済分析』東京大学出版会
- 安部由起子・玉田桂子(2007)「最低賃金・生活保護額の地域差に関する考察」『日本労働研究雑誌』563, pp.31-47.
- 石川晃(1999)「配偶関係生命表：1995年」『人口問題研究』pp.35-60.
- 石田光規(2018)『孤立不安社会』勁草書房
- 稲垣誠一(2013)「高齢者の同居家族の変容と貧困率の将来見通し」『季刊社会保障研究』48(4), pp.396-409.
- 上野千鶴子(2007)『おひとりさまの老後』法研
- 鈴木孝弘・田辺和俊(2018)「単身高齢者の貧困率の計測とその社会経済的要因の分析」『経済論集』東洋大学, 44(1), pp.79-94.
- 橘木俊詔・浦川邦夫(2006)『日本の貧困研究』東京大学出版会
- Beck,U.(1986).Riskogesell Auf dem Weg in eine andere Moderne, Frankfurt: Suhrkamp Verlag.(1998, 東廉・伊藤美登里訳『危険社会-新しい近代への道』法政大学出版局)
- Klinenberg,E.(2012). *Going Solo: The extraordinary rise and surprising appeal of living alone.* New York: Penguin Press.
- 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., 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.
- Suzuki,W. and Zhou,Y.(2007).”Welfare use in Japan: Trends and determinants,” *Journal of Income Distribution*, 16(3-4), pp.88-109.
- Yugami,K., Morimoto,A., and Tanaka,Y.(2017). ”Welfare Benefits and Labor Supply: Evidence from a natural experiment in Japan,” RIETI Discussion Paper.

表1 65歳以上人口割合（高齢化率）の高い国：1950,2015,2050年

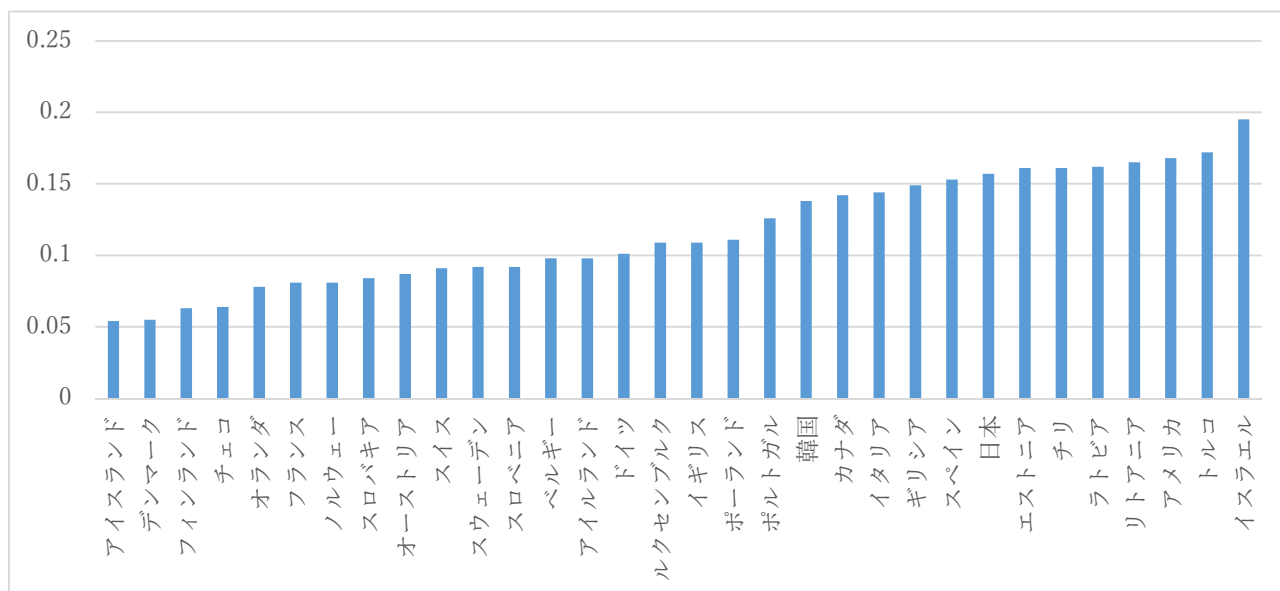
| 順位 | 1950年 | | 2015年 | | 2050年(予測) | |
|----|-----------|-------|-----------|-------|--------------------|-------|
| | 国名 | 割合 | 国名 | 割合 | 国名 | 割合 |
| 1 | フランス | 11.40 | 日本 | 26.02 | 日本 | 36.37 |
| 2 | ベルギー | 11.00 | イタリア | 22.36 | スペイン | 36.31 |
| 3 | アイルランド | 10.97 | ドイツ | 21.12 | ポルトガル | 35.59 |
| 4 | イギリス | 10.83 | ポルトガル | 20.74 | ギリシャ | 35.45 |
| 5 | エストニア | 10.60 | フィンランド | 20.26 | 韓国 | 35.27 |
| 6 | オーストリア | 10.42 | ブルガリア | 20.08 | イタリア | 34.62 |
| 7 | スウェーデン | 10.19 | ギリシャ | 19.95 | (台湾) | 34.50 |
| 8 | ジョージア | 10.10 | スウェーデン | 19.60 | ホンコン ¹⁾ | 33.91 |
| 9 | ラトビア | 10.10 | ラトビア | 19.28 | シンガポール | 33.58 |
| 10 | ドイツ | 9.67 | デンマーク | 19.05 | スロベニア | 32.52 |
| ⋮ | ⋮ | ⋮ | | | | |
| 60 | 日本 | 4.91 | | | | |

(出所) 社会保障・人口問題研究所『人口統計資料集(2018)』

(注) UN, *World Population Prospects : The 2017 Revision* (中位推計) に年齢別人口が掲載されている

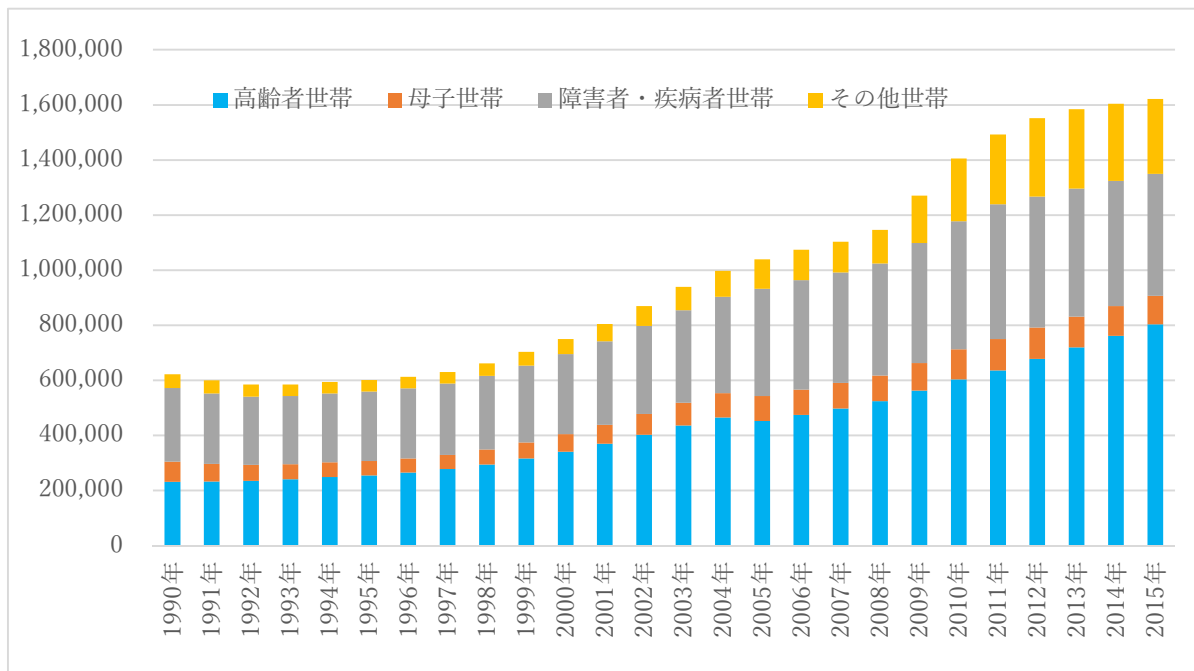
201か国のうち2015年人口が100万人以上の国(159か国)についての順位

図1 相対的貧困率の国際比較：2015年



(出所) OECD Factbook 2018

図2 生活保護世帯の年次推移

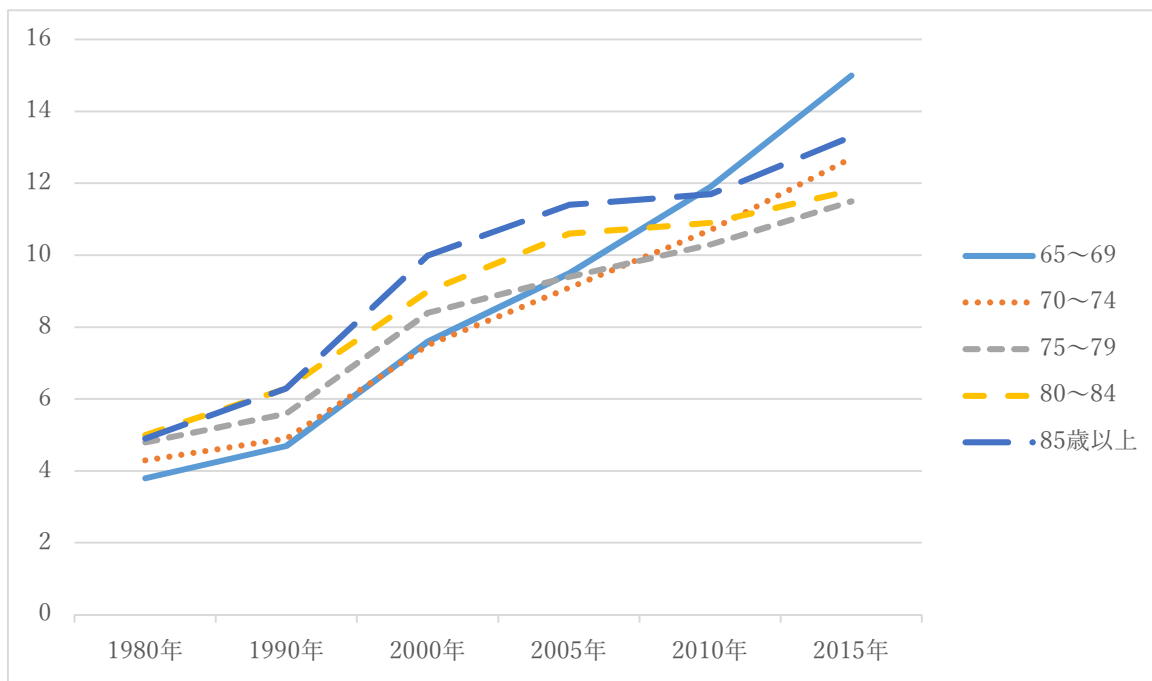


(資料) 2011年度までは、厚生労働省大臣官房統計情報部「社会福祉行政業務報告」(福祉行政報告例)

2012年度以降は、厚生労働省社会・援護局保護課「被保護者調査」月次調査

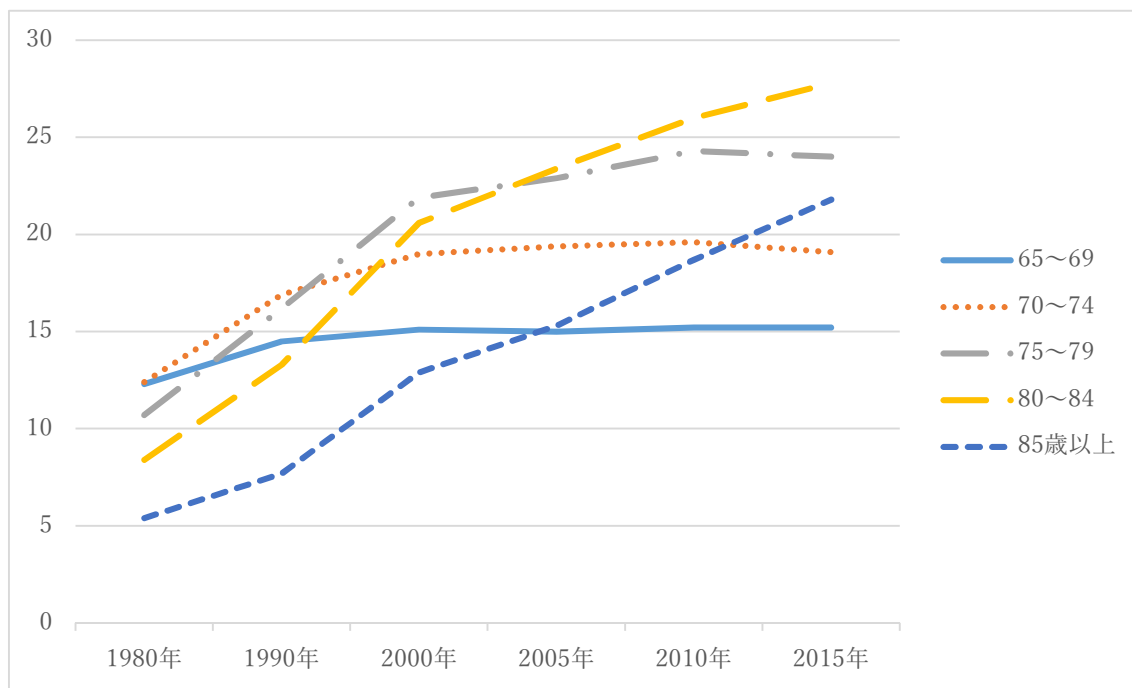
(出所) 国立社会保障・人口問題研究所 HP「世帯類型別被保護世帯数及び世帯保護率の年次推移」

図3-1 年齢別単身世帯の推移：男性



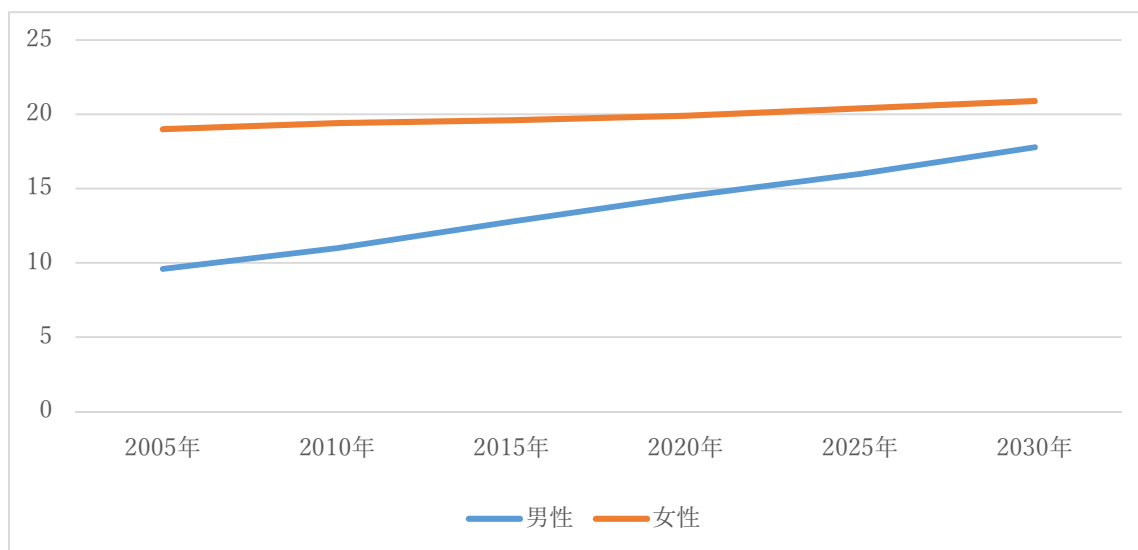
出所：国勢調査

図3-2 年齢別単身世帯の推移：女性



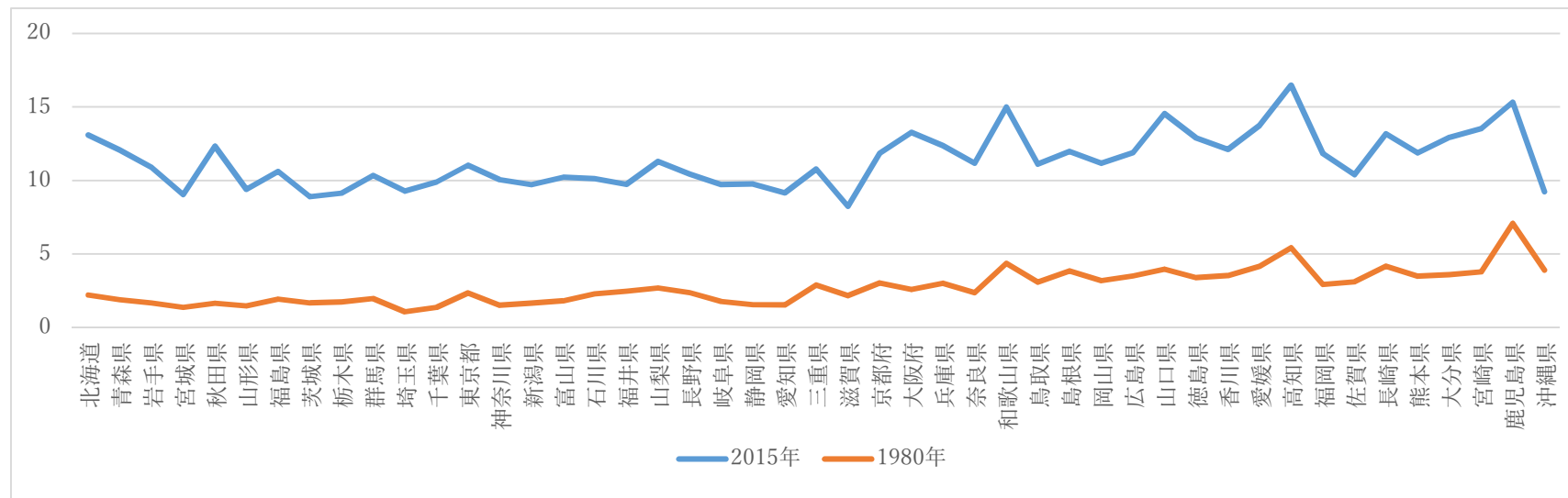
出所：国勢調査

図4 単身高齢化率の推移



出所：国立社会保障・人口問題研究所『高齢者の居住状態の将来推計』

図5 都道府県別単身高齢世帯率



出所：国勢調査

表2 変数の定義

| | | |
|-------------------------------|------------------------------|-----------|
| 高齢者生活保護率 (月平均65歳以上人口千人当たり) | 生活保護被保護高齢者数(65歳以上) / 65歳以上人口 | 被保護者調査 |
| 単身高齢世帯率 | 単身高齢世帯数 / 一般世帯数 | 国勢調査 |
| 1人当たり県民所得 | 県民所得 / 総人口 | 県民経済計算 |
| 高齢一般労働者割合 | 一般労働者数(65歳以上) / 65歳以上人口 | 賃金センサス |
| 1人当たり預貯金残高 | 預貯金残高 / 総人口 | 日本銀行調査統計局 |
| 持ち家比率 | 持ち家数 / 居住世帯あり住宅数 | 住宅・土地統計調査 |

表3 記述統計量

| Variable | Obs | Mean | S.D. | Min | Max |
|------------|-----|----------|---------|--------|--------|
| 高齢者生活保護率 | 376 | 19.534 | 11.928 | 4.3 | 75.1 |
| 単身高齢世帯率 | 376 | 6.467 | 3.280 | 1.1 | 16.5 |
| 1人当たり県民所得 | 376 | 2516.764 | 602.148 | 1199.4 | 5378.0 |
| 高齢一般労働者割合 | 376 | 1.402 | 0.604 | 0.4 | 5.1 |
| 1人当たり預貯金残高 | 376 | 272.513 | 174.626 | 47.9 | 1670.9 |
| 持ち家比率 | 376 | 67.575 | 8.284 | 39.6 | 85.7 |

図6 単身高齢世帯率と高齢者生活保護率の関係

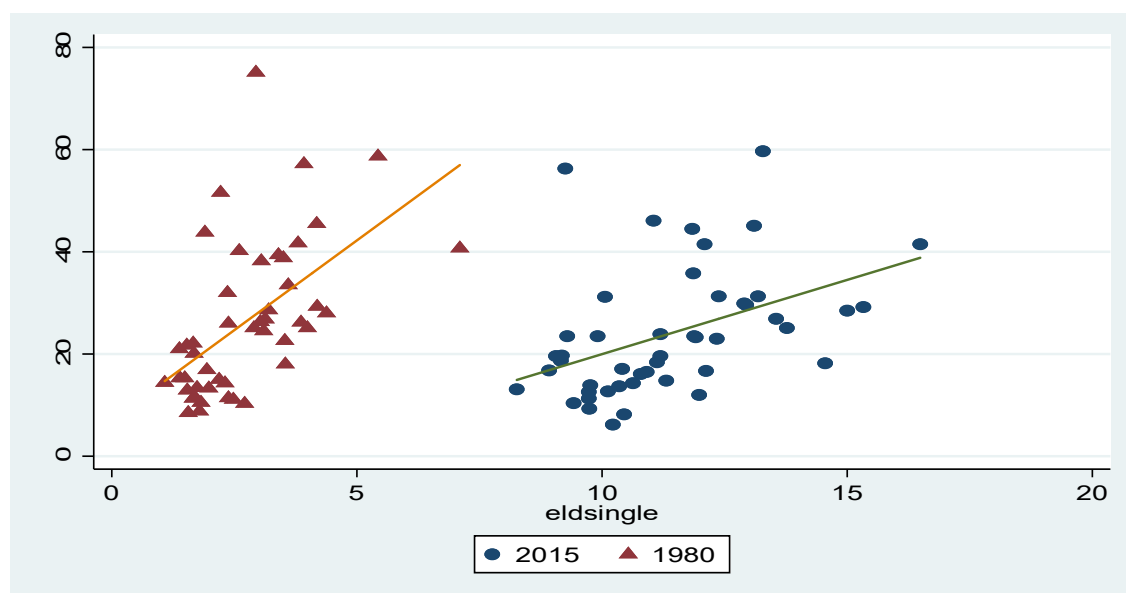


表 4-1 高齢者生活保護受給率の決定要因：基本モデル

| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) | (7) | (8) | (9) | (10) |
|--------------|----------------------|-----------------------|-----------------------|------------------------|------------------------|----------------------|------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|
| VARIABLES | 生活保護率 | 生活保護率 | 生活保護率 | 生活保護率 | 生活保護率 | 生活保護率 | 生活保護率 | 生活保護率 | 生活保護率 | 生活保護率 |
| 単身高齢世帯 | 3.456*** (0.569) | 3.143*** (0.832) | 3.026*** (0.769) | 2.147*** (0.612) | 42.39 (46.17) | 3.748*** (0.653) | 1.314 (0.871) | 1.429 (0.918) | 0.794 (0.682) | -90.42*** (30.73) |
| 1人当たり県民所得 | | -0.00257 (0.00412) | -0.00450 (0.00383) | -0.013*** (0.00317) | -0.014*** (0.00395) | | -0.009*** (0.00186) | -0.009*** (0.00175) | -0.012*** (0.00134) | -0.010*** (0.00144) |
| 高齢一般労働者割合 | | | 4.328*** (1.477) | 2.821* (1.664) | 3.344* (1.900) | | | -0.823 (0.813) | -0.290 (0.587) | -1.213* (0.666) |
| 1人当たり預金残高 | | | | 0.0387*** (0.008) | 0.0400*** (0.009) | | | | 0.0267*** (0.008) | 0.0227*** (0.00772) |
| 年×単身高齢世帯 | | | | | -0.020 (0.023) | | | | | 0.0451*** (0.0152) |
| 年トレンド | -0.888*** (0.143) | -0.733** (0.302) | -0.571** (0.271) | -0.457** (0.193) | -0.298 (0.311) | -0.960*** (0.158) | -0.0918 (0.238) | -0.132 (0.257) | -0.106 (0.197) | -0.157 (0.204) |
| Observations | 376 | 376 | 376 | 376 | 376 | 376 | 376 | 376 | 376 | 376 |
| R-squared | 0.244 | 0.254 | 0.291 | 0.386 | 0.388 | 0.162 | 0.363 | 0.366 | 0.402 | 0.426 |
| Number of id | | | | | | 47 | 47 | 47 | 47 | 47 |

Note: 1. Clustered robust standard errors in parentheses
 2. *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

表 4-2 高齢者生活保護受給率の決定要因：年代別

| VARIABLES | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) | (7) | (8) | (9) | (10) |
|--------------|---------------------|---------------------|---------------------|------------------------|------------------------|-------------------|-----------------------|-----------------------|---------------------|-----------------------|
| | 1990 年以降 | | | | | 2000 年以前 | | | | |
| | 生活保護率 | 生活保護率 | 生活保護率 | 生活保護率 | 生活保護率 | 生活保護率 | 生活保護率 | 生活保護率 | 生活保護率 | 生活保護率 |
| 単身高齢世帯 | 2.776*** (1.025) | 2.717*** (0.983) | 2.703** (1.172) | 2.338** (1.143) | 5.354*** (1.680) | -1.576 (1.146) | -3.389* (1.900) | -3.455** (1.686) | -3.294* (1.743) | -5.629* (2.863) |
| 1 人当たり県民所得 | | -0.004 (0.00278) | -0.004 (0.00309) | -0.006*** (0.002) | -0.005*** (0.00137) | | -0.0065*** (0.002) | -0.007*** (0.0012) | -0.006** (0.003) | -0.005** (0.00249) |
| 高齢一般労働者割合 | | | 0.0526 (0.927) | -0.331 (0.928) | 0.128 (0.703) | | | -2.280*** (0.839) | -2.482** (0.956) | -3.397*** (1.081) |
| 1 人当たり預金残高 | | | | 0.0293*** (0.00516) | 0.0206*** (0.005) | | | | -0.006 (0.007) | -0.008 (0.007) |
| 持ち家比率 | | | | | 0.492** (0.234) | | | | | -0.306 (0.230) |
| 持ち家×単身高齢世帯 | | | | | -0.0544** (0.0247) | | | | | 0.0438 (0.0472) |
| 年トレンド | -0.405 (0.288) | -0.376 (0.278) | -0.372 (0.337) | -0.450 (0.336) | -0.214 (0.211) | -0.324 (0.236) | 0.488 (0.547) | 0.468 (0.486) | 0.436 (0.500) | 0.239 (0.501) |
| Observations | 282 | 282 | 282 | 282 | 282 | 235 | 235 | 235 | 235 | 235 |
| R-squared | 0.589 | 0.611 | 0.611 | 0.656 | 0.717 | 0.618 | 0.654 | 0.672 | 0.674 | 0.683 |
| Number of id | 47 | 47 | 47 | 47 | 47 | 47 | 47 | 47 | 47 | 47 |

Note: 1. Clustered robust standard errors in parentheses
 2. *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

表 4-3 高齢者生活保護受給率の決定要因：地域別

| VARIABLES | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) | (7) | (8) | (9) | (10) |
|--------------|----------------------|---------------------|---------------------|------------------------|------------------------|----------------------|------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|
| | 生活保護率 | 生活保護率 | 大都市圏 生活保護率 | 生活保護率 | 生活保護率 | 生活保護率 | 生活保護率 | それ以外 生活保護率 | 生活保護率 | 生活保護率 |
| 単身高齢世帯 | 6.199*** (0.843) | 5.359*** (1.221) | 5.367*** (1.325) | 4.065** (1.294) | 6.269*** (1.022) | 2.896*** (0.543) | 0.216 (0.554) | -0.00787 (0.655) | 0.0983 (0.644) | -4.255* (2.287) |
| 1人当たり県民所得 | | -0.002 (0.00139) | -0.001 (0.00189) | -0.005** (0.00143) | -0.007*** (0.00162) | | -0.012*** (0.00125) | -0.012*** (0.00124) | -0.011*** (0.00184) | -0.011*** (0.00182) |
| 高齢一般労働者割合 | | | 0.830 (0.820) | 1.217 (0.805) | 3.006** (0.948) | | | 1.145 (0.703) | 1.198 (0.740) | 1.609** (0.768) |
| 1人当たり預金残高 | | | | 0.0167*** (0.00455) | 0.0135*** (0.00279) | | | | -0.0141 (0.0153) | -0.0157 (0.0145) |
| 持ち家比率 | | | | | 1.060* (0.515) | | | | | 0.0267 (0.242) |
| 持ち家×単身高齢世帯 | | | | | -0.0812** (0.0261) | | | | | 0.0560* (0.0286) |
| 年トレンド | -1.313*** (0.247) | -1.041** (0.352) | -1.023** (0.367) | -0.758* (0.333) | -0.0186 (0.348) | -0.808*** (0.142) | 0.192 (0.144) | 0.263 (0.172) | 0.317* (0.188) | 0.493** (0.233) |
| Observations | 64 | 64 | 64 | 64 | 64 | 312 | 312 | 312 | 312 | 312 |
| R-squared | 0.694 | 0.703 | 0.708 | 0.743 | 0.812 | 0.141 | 0.445 | 0.450 | 0.453 | 0.489 |
| Number of id | 8 | 8 | 8 | 8 | 8 | 39 | 39 | 39 | 39 | 39 |

Note: 1. Clustered robust standard errors in parentheses
 2. *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$