

IPSS Discussion Paper Series

(No.2011-J05)

「居宅介護サービスの充実と在宅死亡割合の関係」

泉田信行（国立社会保障・人口問題研究所）

2012年7月



〒100-0011 東京都千代田区内幸町 2-2-3
日比谷国際ビル 6F

本ディスカッション・ペーパー・シリーズ
の各論文の内容は全て執筆者の個人的見解
であり、国立社会保障・人口問題研究所の
見解を示すものではありません。

「居宅介護サービスの充実と在宅死亡割合の関係」

国立社会保障・人口問題研究所

泉田信行

要旨

目的：高齢者が自宅で看取られるための数量的な前提条件である介護従事者数の効果について定量的に検討すること。

手法：平成 12 年度と平成 17 年度の二次医療圏別データを用いた。二次医療圏の区分は平成 17 年のものを市町村別データに適用し、両時点間での比較可能性を担保した。自宅死亡数を被説明変数とし、居宅介護サービス従事者数、病床数、診療所数や人口等に関する変数を説明変数とし、操作変数法により推定を行った。

結果：居宅介護サービス従事者数は内生変数であり、操作変数法による推定が必要であった。選択した操作変数は適切な性能を示したため、推定値の偏りは少ないと考えられた。

操作変数法による居宅介護サービス従事者数の係数の推定値は 0.031 であり、回帰分析による 0.013 の 2 倍を超える大きさとなっていた。

考察：得られた推定値から、居宅介護サービス従事者数の充実は在宅での看取り（死亡）の希望を下支えする可能性を示唆するものと考えられる一方、労働時間などを考慮に入るとより小さい数値になる可能性もあると考えられた。また、弾力性で見た場合、比較的大きな値となるが限界的な値であること、今後夫婦のみ高齢者世帯比率が増大する場合、居宅介護サービス従事者数の充実を行っても、実際には病院での看取り希望が増える可能性があることも考えられた。

1.はじめに

本稿は高齢者がどこで亡くなっているか、看取られているのか、そしてその要因について定量的に検討し、今後の多死社会における課題について検討するものである。死亡者のうち自宅で亡くなる者の割合（以下、自宅死亡割合とよぶ）はそれ以前から継続的に低下している。表 1 は『人口動態調査』によって、統計の残る昭和 40 年から都道府県別の自宅死亡割合、死亡総数に対する自宅で死亡した者の人数の割合を観察したものである¹。

表 1：自宅死亡割合の推移
(末尾に掲載)

¹ 厚生労働省大臣官房統計情報部によって毎年実施されている調査である。出生や死亡などの人口動態について包括的に把握するものであり、死亡については死亡届によって把握されている。

昭和 40 年には自宅死亡割合は 65%であったが平成 17 年には 12.2%まで低下し、平成 22 年にはやや反転して 12.6%となっている。小さいながらも都道府県間で自宅死亡割合には差異が存在する。昭和 40 年、45 年には東京都において割合が最も小さく、茨城県が最も割合が大きかった。その後、最も自宅死亡割合が小さい都道府県はほぼ北海道で固定していたが、割合が最も大きい都道府県は入れ替わっていた。

ひとが亡くなるのは主に高齢期である。それゆえ、自宅死亡割合の低下は高齢者の死亡が自宅でなくなっていることによると考えられる。図 1a,b)は男女別・年齢階級別に 10 年ごとの自宅死亡割合の変化を示したものである。

図 1a)年齢階級別自宅死亡割合 (男性) 図 1b)年齢階級別自宅死亡割合 (女性)
(末尾に掲載)

昭和 55 年においては、男女ともに 60-64 歳から上の年齢層において自宅死亡割合が高くなっていく。それが年々低下していき、平成 22 年には男女ともに 70 歳以上の年齢層においてはほとんど差がない状態となっている²。

なぜ高齢者は自宅で最期の時を過ごさなくなったのか。色々な要因が考えられるが、そのひとつとして、利用できる居宅介護サービスの量がある。その影響がどの程度であるかを考察するのが本稿の主たる内容である。言い換えると、本稿の主たる内容は高齢者が自宅で死ぬことができるか（看取られるか）否かに対して高齢者介護サービスの供給がどの程度の影響を与えるのかを日本全国にわたる二次医療圏単位データを用いて定量的に明らかにすることである。

注意していただきたいのは、筆者は病院・高齢者施設ではなく自宅で最期の時を過ごすことを推奨する立場、ではないことである。どのように生きるか、そしてどのように死ぬかは尊重されるべき個人の選択の自由の範疇に入るものである。それゆえ、いわゆる政策的な誘導にはなじまないと考える。他方で、その個人の選択の自由が実質的に保障されるのかという点は検証されるべき点である。本稿は後者の内容について検討するものである。

次節において紹介するが、先行研究では自宅で看取られるために必要な要因のひとつとして在宅介護資源の充足を指摘している。介護資源は要支援や要介護状態から自立の状態に戻るためにも、要介護状態にあっても生活の質を高く過ごすためにも、使用される。高齢者が生活の質を高く在宅で生活した延長線に在宅で看取られることもあり得るはずである。それゆえ、高齢者介護のための人的資源が十分にあれば、先行研究も示すように、在宅で亡くなる者の割合に影響を与える可能性がある。

² 他方で 20 代～50 代において自宅死亡割合が増加していることも図から見て取れる。この点は本稿の分析の対象ではないが、別途分析されるべき点であると言えよう。

本稿では上のような立場を取りつつ以下のように論を進める。第 2 節ではこれまでの先行研究をまとめて、自宅で最期を過ごすために必要な要素を明らかにする。定量的な分析に関する先行研究および本稿での分析方法が第 3 節で説明される。第 4 節において本稿で使用する二次医療圏別データが説明され、第 5 節で本稿での推定結果が示される。二次医療圏別データによる分析は全国ベースで明らかにできる点もあるが、全てを説明できるわけではない。また、定性的な点については検討の対象外となる。それらの本稿での分析から漏れ落ちている点について第 6 節で先行研究を参照しながら議論される。

2.在宅死亡に関する先行研究

人が希望する場所で看取られるためには何が必要であろうか。この点について先行研究から検討していく。

日本での死亡場所に関する研究は当初病院内死亡の研究として開始された。緒方・山本(1977)は日本の年次別のデータを用いて、福井他(1987)は昭和 40 年から昭和 60 年までの 5 年ごとの都道府県別データを用いて、病院死亡割合に影響を与える要因の抽出を行っている。これらの研究は病院管理の観点からの分析であったが、倉田・明石(1978)は都道府県別データを用いて、個人所得、農業粗生産額、核家族でない世帯の割合などの社会経済要因と施設内死亡の相関について論じている。中村・柳(1990)は 5 つの県の広域医療圏データの分析から、70 歳以上の高齢者の死亡場所の地域格差に対して、脳血管疾患と心疾患による死亡場所の差異が大きな要因であると指摘している。また、施設内死亡割合と人口当たり病床数が正相関していることを指摘している。伊木他(1990)は都道府県別データから施設内死亡割合の格差に影響を与える社会経済要因について主成分分析を行い、「都市化成分」、「医療充足度成分」、「第 2 次産業・持家大家族成分」を抽出している。これらの研究から、病院などの施設内死亡に対して病院管理上の指標のみならず、社会経済的な要因も影響することが明らかになったわけである。在宅死亡は施設内死亡と裏腹な関係にある。よって、在宅死亡割合に対しても、同一の要因ではないにしても、社会経済的な要因が影響することは明らかに考えられることである。

田宮他(1990)は死亡した高齢者の遺族に対して 3 市町村でヒアリングを実施し、1)死亡時年齢が高いほど、2)往診が行われていた場合、3)福祉サービスの利用が行われていた場合、において在宅死亡確率が高まることを明らかにした。伊木他(1991)は悪性腫瘍以外で死亡した患者家族に対して訪問調査を実施し、1)医療機関で亡くなるケースは配偶者 1 人のみで介護している割合が高いこと、及び 2)在宅での死亡の場合は、医師や訪問看護師の往診を受けている割合が高いことを示した。これらの結果から、在宅医療や居宅介護サービスの利用と家庭介護力が在宅死亡に影響を持つと言える。

その後、在宅死亡割合に影響を与える要因を明らかにする研究が進んでくるが、それらの研究は遺族に対するヒアリング調査、在宅医療・介護サービス提供者自身による自験例、マクロデータによる分析、と大別できる。前 2 者についてさらに確認していく。

関谷・内藤・前田(1998)は病院死66名、在宅死50名の末期癌患者について分析し、苦痛なく在宅療養するためには、1)栄養補給ができること、2)痛みがコントロールされていること、3)介護者の不安が軽減されていることを指摘している。また、肺癌において病院死が多かった理由は呼吸困難であることを指摘している。

宮原・人見(1999)は在宅医療が一定程度普及していると考えられる地域において在宅死についてアンケート調査を行った。町村内に在宅での看取りを推進する医者がおり、訪問看護ステーションが設置されている市町村で在宅死亡率が高いことを示した。また、在宅死が20%未満の町村では、入院施設や福祉施設が設置されているところが半数以上に見られ、かつ、デイサービスやデイケアなどは100%実施されていたが、反面、在宅での看取りを推進する医者は少なく、訪問看護ステーションの設置状況も悪いことを指摘している。

中村他(2000)は大阪市の訪問看護ステーション18箇所を対象にした郵送式質問紙法による調査から、高齢になるほど慢性死亡が多いこと、高齢者の看取りは配偶者と嫁が多いこと、医療処置と比較して在宅サービスの利用は少なく、介護者に介護負担がかかっていることを明らかにした。

近藤他(2000)は医療職を対象にアンケート調査を行い、訪問診療や訪問看護を受けていた在宅患者のうち自宅死亡群について、利用者の年齢は高く、主介護者は子世代が多いこと、心理的サポートと死亡場所の間には有意な関連が存在することを示した。

杉本他(2003)は訪問看護ステーションへの郵送調査により、1)在宅ターミナルケアに対して医師が積極的であること、2)農山漁村であること、3)入院ベッドの確保、が訪問看護ステーションの利用者の在宅死亡割合に影響を与えていることを示した。

安達他(2001)は在宅訪問診療患者43例を在宅死15例、入院後死亡した22例、救急車で搬送され死亡確認した6例に分けて死因について検討した結果、在宅死は死亡時期が予測可能な末期悪性腫瘍や老衰などが多く、肺炎等の急性疾患は入院治療を選択されることが多いことを報告している。齋藤(2011)は在宅専門診療所を利用し、その後死亡した患者378名を分析対象とした。在宅死比率は全体で19.8%であり、病院死が74.1%を占めていた。死因は感染症が33.1%と最も高率であったが、在宅死比率は4.8%と低かった。老衰死は19.0%であり、在宅死比率は最多の45.8%であった。癌死の65名中50名は在宅医療導入後1年未満で死亡しており、在宅死比率は33.8%にとどまっていた。

三浦他(1998)、出水他(1999)、木下(2000)、小林(2000)、田中他(2000)、吉澤他(2000)、安達他(2001)、鈴木他(2001)、早川他(2002)、二瓶(2007)などによる自施設での経験からの検証は、サービスを提供する人員の充足や提供体制の整備以後に在宅死を選択する利用者・家族の比率が高まることを指摘しつつ、1)本人に在宅で過ごす意思があり、2)介護者に不安が無く、3)症状がコントロールされていること、4)往診医や訪問看護が確保されていること、5)医療・介護・看護の連携、6)緊急時及び24時間の対応、などが影響を及ぼしていることを示している。また、提供体制を維持するためには、変動が大きいケアニーズに対応できるような、量的に余力のある水準での人的資源の確保が重要であることも出水他

(1999)によって指摘されている。

以上の結果から、在宅死亡を希望する場合にそれが実現される可能性が高いのは、次の条件が満たされる時と言えそうである。本人や世帯の属性として、次の 1)~4)があげられる。1)死亡時年齢が高い。2)家族介護力がある。3)介護者の不安が軽減されている。4)農山漁村に居住している。医療・介護の供給体制要因として次の 5)~9)があげられる。5)往診・訪問看護が行われている。6)福祉サービスの利用が行われている。7)栄養補給や痛み、呼吸が管理されている。8)在宅での看取りを推進する医者がある。9)死亡時期が予測可能な末期悪性腫瘍や老衰などである。

3. 在宅死亡に関する定量的研究と本稿の検討課題

アンケート調査や自験例での調査結果から、社会経済要因や医療・介護サービスの利用可能性が在宅死亡割合に影響を与えている可能性が示された。しかしながら、ほとんどの研究が特定の地域が対象となっている研究であり、得られた結果が必ずしも全国的に妥当するとは限らない。また、個別の要因が相対的にどの程度の影響を在宅死亡選択に対して与えているのかという定量的な点も明らかではない。マクロデータによる分析はこの点を明らかにする研究と言える。

日置(1994)は都道府県別データの相関分析および重回帰分析から、1990年時点の在宅死亡割合に対して、病院病床数、老衰死亡率、老年人口割合および持ち家率が有意な影響を与えることを示した。

Sauvaget, et.al(1996)は1990年の都道府県別データを用いて、脳卒中と老衰死の比率の高い県では70歳以上の高齢者の在宅死がより多い傾向があること、離婚率の高い県では在宅死が少ないことを示した。定村・馬場園(2005)は介護保険制度施行後である2001年において、1)人口あたり施設入所サービス利用者数が在宅死亡の割合を引き下げ、2)人口あたり短期入所サービス利用者数が引き上げることを示している。Yang, et.al (2006)は都道府県単位の一時点のクロスセクションデータではなく、1980年から2002年のデータをプールして分析に利用している。彼らは65歳未満を基準として年齢が高いほど、死因についてはがんを基準にして脳血管疾患や心疾患の場合に、在宅で死亡する割合が高いことを示した。宮下他(2007)は2004年時点について、1)人口10万人あたり病院・診療所病床数と在宅死亡割合が有意な負の相関を、2)老衰の死亡率と在宅死亡割合が有意な正の相関を、示すことを指摘した。

これらの研究は都道府県単位の分析であり、各都道府県内の状況は同一であるという前提で分析を行っている。より小地域での分析は日置(1996)によって行われている。彼は岐阜県大野保健所管内の市町村を過疎地域と人口増加の著しい住宅地域に分け、1989-1994年の6年間の在宅死亡割合の推移を検討した結果、過疎山村では、住宅地域と比べて在宅死亡割合が高いこと、その主な原因は、過疎山村での臥床期間の短い心疾患による死亡割合が高いことを指摘している。

泉田(2010)は人口動態統計死亡票の再集計を国勢調査年について行い、国勢調査データと接続することにより全国レベルで二次医療圏単位での分析を行った。彼の分析は介護保険前後の居宅介護サービスの供給量の変化が与える影響を明らかにしているが、事業所数の効果を測定している状況にとどまっている。事業所ごとに居宅介護サービスの従事者数は当然異なると考えられるため、厳密に居宅介護サービス供給量の効果を測定しているわけではない。また、高齢化が進むと人的資源量で測定した居宅介護サービスの確保もしにくくなると考えられる。そこで、本稿では介護サービス施設・事業所統計調査の再集計データを用いて、この点について検討することとする。

推定式は、被説明変数である二次医療圏*i*の在宅死亡割合を y_i を、介護サービス従事者数 x_i およびその他の変数 $z_i = (z_{1i}, \dots, z_{ki})$ に回帰するものである。すなわち、誤差項を $e_i \sim N(0, \sigma^2)$ とすれば、

$$y_i = x_i\alpha + z_i\beta' + e_i \quad i = 1, \dots, n$$

という式からパラメータ α 、 $\beta' = (\beta_1, \dots, \beta_k)$ を推定する。

本稿では、泉田(2010)とは異なり、介護保険制度実施後の平成12年と平成17年のデータを分析の対象とする。これは介護サービス従事者数のデータが利用できるのが平成12年以後であることによる。分析に当たっては、地域ごとの固有の事情により在宅死亡割合に対して影響する可能性がある。例えば、 $\times\times$ 地域においては高齢者を病院に入れることは嫁としての勤めを果たしていないと言われるため在宅で看取られる高齢者が多い、等である。地域ごとに少なからずこのような地域の歴史的・文化的な背景があると考えられる。この点に対して、地域ごとに平成12年と平成17年の変数について差分を計算して分析を行うことによって対応する。もし、地域ごとに固有の長く続く歴史的・文化的な背景があるならば、平成12年と平成17年の間という短期間では変化しないと考えられる。そうであるならば、各変数について両時点間の差分を取れば、これらの背景要因は二時点間で変化しないと考えられるため、その影響が除外されるという考え方である。よって、二時点間の数値の差分をとることを Δ によって示せば、推定式は

$$\Delta y_i = \Delta x_i\alpha + \Delta z_i\beta' + \varepsilon_i \quad i = 1, \dots, n$$

となる。ただし、 $\varepsilon_i \sim N(0, 2\sigma^2)$ は誤差項である。

より重要な点は Δx_i の内生性の問題についての対応である。本稿では介護従事者数の充実が在宅死亡割合の増加につながるか、が検証課題である。しかしながら、在宅死亡割合が高い地域ほど介護従事者数が充実するかも知れない。それゆえ、 Δx_i は Δy_i にとって与えられた変数ではなく、 Δy_i との関係によって(モデルの中で)決まる変数かも知れない。そのような「内生性」を持つ場合には Δx_i が推定式の誤差項と相関を持つことにより推定結果に偏りが生じる可能性がある。例えば、施設介護事業所や病院が充実している地域では、在宅

での看取りの割合が低いかも知れない。居宅介護事業所が施設介護事業所や病院に併設されている場合が多ければ、在宅死亡割合と居宅介護従事者数は負の相関を持ち得る。この時、最小二乗法で推定を行うと在宅死亡割合に対する居宅介護従事者数を充実させることの効果は過少に推定される可能性が有る。それゆえ、 Δx_i が内生性を持つかを確認し、内生性が存在する場合には操作変数法による推定を行う。

4.使用するデータ

本稿で使用するデータのひとつである「介護サービス施設・事業所統計調査」は厚生労働省大臣官房統計情報部が実施する調査であり、介護保険制度における全国の介護予防居宅サービス事業所、地域密着型介護予防サービス事業所、介護予防支援事業所、居宅サービス事業所、地域密着型サービス事業所、居宅介護支援事業所、介護保険施設をの全数を調査客体とするものとされている³。本稿では本データについて、厚生労働省大臣官房統計情報部長に対して個票データの使用申請を行い、統発 1025 第 5 号(平成 22 年 10 月 25 日)による承認を受けて再集計を行ったもののうち、平成 12 年度、平成 17 年度の再集計結果を分析に利用する。

当該調査は各年 10 月 1 日現在の情報を調査対象としているが、分析対象とする平成 12 年度、平成 17 年度の調査時点間で市町村合併が非常に進んだ。また、同期間に二次医療圏の変更が行われた地域もある。そこで、平成 17 年度の二次医療圏—市町村構成によって平成 12 年度の市町村データを集計することにより、二時点間の比較が行えるようにした。本稿で、市区町村単位ではなく二次医療圏単位での分析を採用したのは、観察単位ごとに一定の死亡数を確保するためである。市区町村単位で分析する場合には、一桁の死亡数の場合も出現するため、二次医療圏単位に集計することにより、少数サンプルによる死亡場所選択の偏りの可能性を排除して分析することが可能になる。

本稿では居宅サービスのうち、訪問介護、訪問入浴介護、訪問看護、通所介護、通所リハビリテーション、短期入所生活介護、短期入所療養介護、認知症対応型共同生活介護、福祉用具貸与の各事業に従事する者を分析対象としている⁴。これらのサービスに従事する者はひとつの種類のみではなく、複数種類のサービスの提供を行うことも充分考えられる。それゆえ、単純にサービス提供者の延べ人数をサービスごとに算出し、それらを合計することは従事者数を重複して算出することとなる。そこで、個票データの再集計に当たっては、サービスごとにサービス提供にかかる専従者数、兼務者の常勤換算数、非常勤者の常勤換算数をまず算出した。常勤換算数は従事者が複数箇所で働いていても、その労働時間を踏まえて集計するものである。それゆえ、一人の者が二箇所働いている

³ ただし本稿の分析対象である平成 12 年、平成 17 年においては、予防給付が導入されていないため、予防給付サービスを提供する事業所等は以下の分析には含まれていない。

⁴ 短期入所療養介護については老人保健施設や介護療養型医療施設において提供されるが、これらの施設に対する調査票では短期入所療養介護事業に従事する常勤換算従事者数の情報が得られなかった。それゆえ、以下では短期入所については短期入所生活介護のみを指すことになる。

場合に単純に二人と重複計算されることはない。その上で、サービスごとの従事者数を専従者数、兼務者の常勤換算数、非常勤者の常勤換算数の和として計算した。さらに全てのサービスの従事者数の和である介護従事者数を算出した。

介護従事者数の二次医療圏ごとの集計値を 65 歳以上人口で除すことにより、地域ごとの 65 歳以上人口あたり介護従事者数を算出した。全サービスの 65 歳以上人口あたり従事者数の地域別分布が図 2（平成 12 年）、図 3（平成 17 年）に示される。関東圏ではサービス従事者数が相対的に少ない地域が多いことがわかる。実際のところ介護サービス従事者数は増加しているのかについて図 4 によって確認した。平成 17 年と平成 12 年の 65 歳以上人口あたり従事者数の増加人数が 0 ないしはマイナスの地域が黒く、プラスの地域が白抜きで示されている。全体として人数は増えているものの、北海道や東北の一部地域においてマイナスの地域があることがわかる。もちろん、これは介護サービス従事者数の実人数の減少を必ずしも意味するわけではなく、65 歳以上人口の増加スピードに介護サービス従事者数の伸びが追いついていない場合も含まれる。以下の推定においては全サービスの 65 歳以上人口あたり従事者数についての分析の他、幾つかのサービスについての 65 歳以上人口あたり従事者数変数を用いた分析が行われる。

表 2：変数の定義
(末尾に掲載)

被説明変数は泉田(2010)でも用いられた二次医療圏ごとの 65 歳以上の自宅死亡数である⁵。介護従事者数以外の説明変数は公表されている国勢調査、医療施設調査、介護サービス施設・事業所調査の結果から得ている。変数ごとのデータの出所は表 2 に与えられる。先行研究で在宅死亡に影響があると指摘されたものが利用可能である場合に説明変数として取り入れている。家族介護力の有無が在宅での看取りに影響を与えることが先行研究から示されていた。そこで、単身高齢者世帯比率、夫婦のみ高齢者世帯比率変数を使用してこの点をコントロールする。病院病床数や介護保険 3 施設のベッド数が利用可能であることも在宅での看取りに影響することが示されていた。そこで、これらの変数も分析に投入する。診療所数についても分析に投入される。所得水準の多寡も在宅死亡に影響を与える可能性があるため分析に投入される。死亡疾患の差異が死亡場所に影響することも先行研究から明らかであるため、65 歳以上の死亡者に占める脳血管疾患による死亡者、心疾患による死亡者、悪性腫瘍による死亡者、それぞれの割合を変数として導入した。

操作変数として地域の 15 歳以上の女性失業者数を用いる。地域の 15 歳以上女性失業者

⁵ 厚生労働科学研究費補助金政策科学推進研究事業（政策科学総合研究事業）「医療・介護制度における適切な提供体制の構築と費用適正化に関する実証的研究」（研究代表者泉田信行）において厚生労働省大臣官房統計調査部による「人口動態調査」の目的外使用申請を統計法 32 条に基づいて行い、平成 21 年 6 月 16 日統発第 0616001 号にて承認を受けて再集計結果を報告書に掲載した。本稿ではそこで公表された再集計結果をそのまま利用している。

数は直接的に 65 歳以上の在宅死亡数に影響を与えるとは考えられない。確かに、在宅で看取るためにはインフォーマルケアを提供する家族を必要とする。そのため、就業していた者が離職する可能性が有る。この場合は家族介護をするために就労することができない状態となる。統計上は非労働力人口となる。他方、統計上の完全失業者の定義は (1)「仕事についていない」、(2)「仕事があればすぐつくことができる」、(3)「仕事を探す活動をしている」、を満たす者である。完全失業者と実際に働いている就業者を合わせて労働力人口となる。このように、統計上は家族介護をするために就労することができない者と完全失業者は区別されている。よって、15 歳以上の女性失業者数が多いことは在宅での看取りを行う家族介護者が多いことを必ずしも意味しない。他方、女性失業者はその就業先として居宅介護従事者として就業する可能性がある。結果として、15 歳以上の女性失業者数は在宅死亡割合に影響を与えず、居宅介護従事者数に影響を与えると予想される。それゆえ、操作変数として良い性能を持つと予測される。ベッド数、診療所数、については 65 歳以上人口によって基準化される。なお、自宅死亡数を分析に用いる場合、人口が多い地域、高齢化の進んでいる地域、死亡者の多い地域、ではそもそも自宅死亡数が多い可能性がある。そこで、地域の総人口、65 歳以上人口比率、65 歳以上粗死亡率 (65 歳以上死亡者数を 65 歳以上人口で除したもの) を投入して、これらの点の差異をコントロールすることとした。これらの変数の基本統計量は表 3 にて与えられる。

表 3：記述統計表
(末尾に掲載)

5. 推定結果

15 歳以上女性失業者数を操作変数として推定を行った。この推定に当たって、変数の内生性について検定を行った。介護従事者数が外生変数であるという帰無仮説に対して、Wu-Hausman 検定の F-値は 51.121、Durbin-Wu-Hausman 検定の χ^2 乗値は 46.529 であり、それぞれ帰無仮説を棄却するものであった ($p < 0.0001$)。さらに操作変数の不均一分散について確認を行った。操作変数が均一分散であるという帰無仮説に対する、各検定の統計量は、Pagan-Hall general test : 58.946、Pagan-Hall 検定 : 103.443、White/Koenker 検定 : 136.573、Breusch-Pagan/Godfrey/Cook-Weisberg : 399.673、であり、これらの検定は一致して帰無仮説を棄却する結果であった。そこで、不均一分散に頑健な推定を行うこととした。

介護従事者数を被説明変数とした第 1 段階の推定結果が別表 1 にまとめられている。不均一分散を考慮していない推定、考慮した推定双方で 15 歳以上女性失業者数は正で有意に推定されていた。

第 2 段階の推定結果が表 4 に与えられている。表の左端は操作変数法による推定結果、中央は不均一分散を考慮した操作変数法による推定結果、右端は不均一分散に頑健な標準

誤差による最小二乗法による推定結果である。

別表 1：第 1 段階の推定結果

(末尾に掲載)

表 4：推定結果-1

(末尾に掲載)

不均一分散に頑健な操作変数法の推定結果では、Shea の partial R-square は 0.6192 であり、操作変数が内生変数に対して説明力を持つという帰無仮説を棄却できなかった。操作変数が過少識別であるという帰無仮説については、Kleibergen-Paap rk LM 統計量が 8.477 となり棄却された。また、操作変数が弱相関であるという帰無仮説も、Kleibergen-Paap rk Wald F 統計量が 110.049 となり、棄却されている。よって操作変数の選択に関わる問題の推定結果に対する影響はほとんどないと考えて良いであろう。

次に変数の推定値を確認する。有意水準は 5%とする。65 歳以上人口比率は有意では無かったが正値となっていた。人口、65 歳以上粗死亡率、の各変数は正で有意であり、人口規模が大きい地域、死亡率の高い地域、においては在宅での死亡数も多くなるという直感と一致する結果となっている。これらの影響を除去した上で、他の変数の効果を確認する。

介護従事者数は有意に正の値となっていた。また、65 歳以上人口あたり介護施設定員数は負で有意な結果となっていたが、65 歳以上人口あたり病院病床数と 65 歳以上人口あたり診療所数は有意な結果とならなかった。単身高齢者世帯比率は有意ではなかったが、夫婦のみ高齢者世帯比率は負で有意な値となっていた。65 歳以上死亡者に占める心疾患による死亡者の割合は正で有意な結果となっていた。所得水準は有意ではなかった。

表 4 の右端は最小二乗法による推定結果である。不均一分散に頑健な推定と比較すると、最小二乗法による推定結果は介護従事者数については正であるが有意では無いこと、65 歳人口比率が正で有意である点が異なっている。介護従事者数の推定値は不均一分散に頑健な推定の場合と比較すると、値が約 2 分の 1 以下の値となっており、過少推定になっている。

推定に当たっては、変数の対数変換は行っていない。よって、介護従事者数が自宅死亡数に対してどの程度の大きさの影響を与えるかについては、推定値から弾力性を算出する必要がある。弾力性 η は説明変数の値が 1%変化した場合に被説明変数が何%変化するか、という指標であり、

$$\eta = \frac{\Delta Y / Y}{\Delta X / X}$$

と定義される。これを変形し、 $\Delta Y / \Delta X$ が推定値であることを利用すれば、不均一分散に頑健な推定結果、平成 17 年時点での介護従事者数の平均値 (1,731 人)、65 歳以上自宅死亡者

数の平均値（279人）を用いると、弾力性の絶対値は1.92となった。よって、1%の介護従事者数の増加によって、65歳以上自宅死亡者数は1.92%、約5人増加することとなる。介護従事者数が増加しても65歳以上死亡者数の平均値（2,436人）が変化しないとすれば、自宅死亡割合が11.45%から11.66%に増大する可能性があることを意味する。

同様にして、有意な推定結果の得られた夫婦のみ高齢者世帯比率の平均値（0.200）を用いて、65歳以上自宅死亡者数の弾力性を算出すると、1.027となった。

個別の介護サービス従事者の効果についてもそれぞれ推定を行った。訪問看護、訪問介護、訪問入浴介護、短期入所、通所介護である。第1段階の結果が別表2に、第2段階の結果が表5にまとめられている。訪問介護従事者数については、外生であるという帰無仮説が棄却できなかつたため、最小二乗法で推定を行った。その他の介護サービス従事者は内生変数であり、不均一分散が存在する結果となった。別表2を見ると、訪問入浴介護の従事者数と短期入所の従事者数についての推定において15歳以上女性失業者数は有意な推定値を得ていない。実際、表5においてSheaのpartial R-squareは0.004と0.007であり、過少識別検定および弱相関検定もパスできなかった。

訪問看護、訪問介護、通所介護の推定値を吟味すると、従事者数は訪問看護、訪問介護についての推定において正で有意であったが、通所介護では正ではあるが有意でなかった。その他の変数は介護従事者数についての推定とほぼ同じ結果を得ていた。

訪問看護従事者数と訪問介護従事者数の在宅死亡率に与える効果を弾力性で示す。2005年の平均人員数がそれぞれ72人、505人であること、及び推定値を用いると、それぞれ0.503、0.116となった。訪問看護従事者数の増加の効果は介護従事者数増加の効果の4分の1、訪問介護従事者数の増加の効果の5倍近くであった。

別表2：第1段階の推定結果（介護サービス別の推定）
（末尾に掲載）

表5：推定結果-2（介護サービス別の推定）
（末尾に掲載）

6. ディスカッション

前節で得られた結果は次のとおりまとめられる。居宅介護サービス従事者数は内生変数であり、最小二乗推定では一致推定が得られないため、操作変数法による推定を行った。有効な操作変数を得て行った推定により、居宅介護サービス従事者数の充実は自宅死亡者数に対して正で有意な効果を与えており、その効果は弾力性で測ると1.92であった。最小二乗法で推定した場合は得られる推定値が2分の1以下の大きさとなるため、最小二乗法による推定値は過少推定になっていると考えられた。

上の結果は居宅介護サービス従事者数の充実により自宅死亡割合が高まる可能性がある

ことを示唆するものであり、弾力性で見ると比較的大きな値となっている。しかしながら、この推定値が得られた前提条件などについて慎重に吟味する必要がある。以下、先行研究の結果を踏まえつつ検討していく。

第 1 に、本稿は当事者の選択の結果としての在宅死亡に対して影響を与える要因を実証的に明らかにする試みであるが、データの制約から結果としての在宅死とも言える孤独死を含んだ形で分析が行われている。都市部は高齢者と地域との繋がりが希薄であるとされているが、もし孤独死の発生に地域的な偏りがあるなどすれば、推定された在宅死亡割合に対する介護職の充実の効果はバイアスを含むかも知れない。孤独死と選択としての在宅死を区別して把握することは非常に重要であるが、全国統計として市区町村別に孤独死数を把握することは非常に難しくもある。この点は今後の研究の課題としたい。

第 2 に、あくまでも現状の統計に現れた関係によって推計を行っているため、居宅介護サービス従事者数が増加したとしても、在宅での看取りを希望する者が増えない可能性は充分にあり得る。よって、得られた推定値は居宅介護サービス従事者数の増加によって在宅での看取りを下支えできる可能性がある人数、と考えるべきである。

第 3 に、非常に重要な点であるが、本稿では常勤換算の人員数を用いて推定を行っているが、実労働時間までは考慮されていない点である。現状の労働時間の下での推定となるため、居宅介護サービス従事者数が増加する際に労働時間が、例えば、減少するならば推定値は過大となる。小林(2000)は在宅での看取りにおける訪問看護の頻度について触れているが、担当看護婦の訪問頻度が平均 2 回/月であったが、終末期に入ると 8 回/月に増えるケースがあったことを指摘している。もし現状での自宅での看取りが過密な労働の下に下支えられているのであるならば、居宅介護サービス従事者数の増加は過密な労働の解消に当てられる可能性があり、本稿で得られた在宅での看取りを下支えできる可能性がある人数はやはり過大推定になる可能性がある。この点は実労働時間の含まれたデータによって詳細に検証されるべき課題である。

第 4 に、弾力性で見ると比較的大きな値を得ているが、そもそも現状での自宅死亡割合は非常に低い水準にあるため、自宅死亡割合を大きく引き上げる効果があるとは言えないことである。また、夫婦のみ高齢者世帯比率の平均値は 20%と今後比率が高まる余地が充分にあり、かつ、自宅死亡数に与える弾力性が 1.027 と比較的大きいことを考慮する必要がある。このまま夫婦のみ高齢者世帯比率が増加していけば、病院等の施設での看取りとなる者が増加すると考えられる。

第 5 に、使用している統計は結果としての死亡場所を調べているのみであり、希望について調べているわけではない。例えば、夫婦のみ高齢者世帯においても、自宅での看取りを希望しつつも医療施設等の施設での看取りとなっている可能性はあるかも知れない。この点は本稿の分析からは明らかにできない点である。本人の希望については、例えば、前田他(1997)は、患者自身が在宅療養を希望したのは、自宅死亡群で 77.8%、病院死亡群で 60.7%と報告している。

さらには、本人や家族の意向を医療従事者や介護従事者が知悉しなければ希望は実現されないかも知れない。要介護高齢者本人あるいは家族が持つ意向について、佐々木他(2008)は訪問看護師に対する調査から、要介護高齢者本人あるいは家族の意向を訪問看護師が把握している場合には、要介護高齢者の実際の死亡場所が意向通りになる割合が高いことを示している。例えば、在宅で最期を迎えたいと希望する要介護高齢者本人 14 人中 10 人が、在宅では最期を迎えたくないと希望する要介護高齢者本人 27 人中 24 人が希望を実現している。しかしながら、最期を迎える場所についての意向を、訪問看護師が明確に把握していた割合が 6 割であったことも報告されている。

本人の意向が介護者に必ずしも伝わっていない場合もあり得る。松下他(1999)は患者がどこで最後を迎えたいかという希望を介護者に伝えているケースは、死亡例では 25 例中 7 例(28%)であり、現在介護中の 43 例中 15 例(34.8%)は希望について話をしたことがあると報告している。本郷他(2003)は「利用者本人が最期を迎えたいと願っていた場所を知っていたかどうか」という問に対して、主介護者が希望を「知っていた」のは 180 人(78.6%)、知らなかったのは 49 人と報告している。

他方で、今後到来する「多死社会」においても、在宅で看取られることを意思表示する者は余り増えないのではないかとする指摘もある。近藤他(2000)は本人の意思表示が我が国では低い実情があり、在宅療養患者では意思決定能力や意思表示能力に障害をもつ脳血管障害が最大の基礎疾患であることを踏まえると、今後も意思表示率の著しい増加は見られないと述べている。平川他(2005)は最終的に自宅で看取られた 65 歳以上の高齢者 240 名を対象に前向き研究を行い、患者の死後、担当医師へのアンケート調査によりデータを収集した。主たる原疾患は悪性新生物(91.3%)であったが、癌が死因の患者は 116 名(48.3%)で半数以下であったこと、事前指示書の所持率が低かった(15.4%)ことを報告している。

第 6 に、本稿では医療機関や介護サービス事業所の定量的な側面は分析に含めているが、定性的な面は分析に含めていない。例えば、診療所であっても在宅療養支援診療所とそうではない診療所では、在宅での看取りに対する支援の態度が異なるかも知れない。岸田・谷垣(2011)は都道府県別データを用いて、65 歳以上の死亡者数に占める在宅療養支援診療所による在宅での看取り数が占める割合(在宅看取り割合)は高齢者あたり在支診数が増加するほど増加することを示している⁶。

第 7 に、従事者自身の能力や従事者間の連携やおよび従事者と利用者・家族の関係性、および利用者や家族が保有する情報などのソフト面の情報は用いていない。例えば、伊賀瀬他(2007)は 66 例の末期癌患者に対する訪問診療例を検討した結果、紹介元病院とクリニ

⁶ もっとも、在宅療養支援診療所であれば常に在宅での看取りに対して積極的であるとも言えない。秋山・英・三上(2010)は関東甲信越厚生局東京事務所に「在宅療養支援診療所に係る報告書」の開示請求を行い、同事務所に登録されていた在支診(2009年7月1日現在)1,209件の活動状況に関する情報を取得した。その結果、自宅死亡者総数の 64.3%は年間 11 人以上の患者を自宅で看取っていた 9.4%の在支診によって看取られていた。1 人以上の患者に訪問診療などを行っているが、自宅での看取りを行っていない在支診は 34.7%、自宅での看取り率が 20%以上であった診療所は 10.3%であった。

ックとの間の退院前カンファレンスは 21%でしか行われていなかったことを指摘し、宮田他(2007)は山村過疎地域において、65歳以上高齢者の死亡者 23名の家族への訪問聞き取り調査から 2次病院からの連携が不十分な終末期医療の事例や 2次病院の医療に不満が多く問題が見られることを報告している。他方、藤川他(2011)は在宅死亡率の高い訪問看護ステーションは、在宅療養支援診療所との連携、退院前の合同カンファレンスへの参加、を行っている割合が高いことを示した。

癌の場合などの場合において病状が告知されていないと、患者・介護者-医療従事者の間の信頼関係も構築しにくく、適切なケアを提供しにくくなる可能性がある。沼田・清水・東間(2008)は急性期医師と地域医師に対してアンケート調査を行い、急性期医師による告知について、「病名はするが余命告知はしない」: 25.7%、「病名・余命の告知をする」28.6%、「家族の希望に沿う」42.9%という実態を明らかにしている。更に、余命の告知をしないことで急性期医師と地域医師それぞれの 7割以上が患者への対応に困難を感じていること、退院時に患者・家族は病状理解ができていると回答した急性期医師は 85.7%である一方、地域医師では 58.0%と認識にギャップが見られること、急性期医師よりの病状申し送り内容と患者の病状理解が一致していないと地域医師の 51.2%が回答し、その医師は全員、対応困難を感じていることを報告している。

冒頭でも述べたが、本稿は在宅での看取りを推進することを目的とするものではない。在宅での看取りを希望する者が在宅で看取られるための条件について定量的に分析するものである。数量的な前提条件を整備することと同じかそれ以上に、患者や家族が在宅での看取りを望んでいるか、実際に在宅で看取ったところ満足したのか、という点を考えることは最も重要な点である。そこで、最後にこの点について先行研究を吟味する。

亡くなった本人の事後的な評価を確認する術はない。それゆえ、先行研究では介護者の満足度ないしは介護者が評価する患者の満足度について評価が行われてきた。例えば、前田他(1997)による死亡した末期がん患者 72人の家族にアンケート調査は、死亡の場所についての患者の満足度は、自宅死亡群で満足 81.5%、病院死亡群で満足 35.7%と報告している。その後の研究では満足度に影響を与える要因について検討が行われている。小林(1999)は訪問看護記録および担当看護婦のインタビューから、看取り終えた介護者が「満足している」と判断されたのは 97名中 37名であり、看取り終えた介護者の満足には、「介護者が実子である」と「高齢者が死亡時に食欲不振はあっても苦痛の訴えがない」の二つの因子が関係していることを明らかにした。

樋口他(2004)は、訪問看護を受けて在宅療養をした後に自宅または自宅以外で死亡した 65歳以上の高齢者 1305例を担当した訪問看護師に質問票の記載を依頼し、「介護者の満足度」を構成する要素を検討した。介護者の満足度を構成している主なカテゴリーとして、「在宅療養開始時から死に至るプロセスにおいてどのように介護をし、高齢者本人がどのように過ごすことができたか」、「死をどのように迎えたか」、「介護者自身が「死別」に対してどのような準備をし、意味付けをしたか」が抽出されたとしている。

満足度調査の研究では実際に介護者の評価が患者の評価を正しく示しているか、という疑問がある。また、宮田他(2007)が指摘するように、調査できなかった事例に看取りにおける課題が含まれている可能性が有る。しかしながら、満足度調査の結果から今後のサービス充足のあり方が示唆されるかも知れない。松村・中山・川越(2006)は主介護者の満足度が高かったケア要素として、死亡間近の訪問、療養者へのケア方法の提示、不安への速やかな対応、グリーンケア⁷、であることを明らかにしている。秋山・沼田・三上(2007)は「療養者の安らかな死」「介護者の精神的安定」「医師との信頼関係」「サービス体制の充実」が、在宅療養や看取りにおける満足の構成要素を満たしているとしている。

最も重要であることは、自宅で死亡するように機械的に誘導することは本人や介護者の満足度を下げる可能性があることを忘れないことである。樋口他(2001)は、高齢で介護力があり、訪問看護者が在宅で看取することに積極的である場合、在宅高齢者が終末期前後に入院する最大の理由は医学的理由であること、その場合には自宅で死亡するとむしろ介護者の満足度が低い場合もみられると指摘している。自宅死亡を選択することが病院死亡よりも質が高いとは一概には言えないのである。

参考文献

秋山明子・沼田久美子・三上洋(2007)「在宅医療専門機関における在宅での高齢者の看取りを実現する要因に関する研究 療養者の遺族を対象とした調査による検討」『日本老年医学会雑誌』第44巻第6号,pp.740-746.

秋山明子・英裕雄・三上洋(2010)「東京都在宅療養支援診療所の活動状況と死亡場所に関する検討」『癌と化学療法』第37巻 Suppl.II,pp.186-188.

安達晃一・佐々木英人・角田充子・佐々木美佐子(2001)「在宅での看取りを推進するために」『癌と化学療法』第28巻 Suppl.I,pp.133-135.

伊賀瀬道也・中村俊平・越智雅之・小原克彦・永井康徳・三木哲郎(2007)「末期がん患者の在宅診療の取り組み—退院支援の標準化に関する研究—」『日本老年医学会雑誌』第44巻第6号,pp.734-739.

伊木雅之・福井正康・緒方昭・梶田悦子・高山成子・山崎紀美・大井田隆・矢島鉄也(1990)「都道府県別資料から見た施設内死亡の増大に影響する社会経済的要因」『病院管理』vol.27(2),pp.5-14.

⁷ 庄司他(1999)では、グリーンケアは悲嘆に対するケアであり、看取りの場面のみで行われるのではなく、看取りのときから死後も引き続いて行われるプログラムとして実施される必要があるとされている。具体的な内容として、遺族を訪問して生前の思い出話の中から良い死であったことや家族が最善を尽くしたことを確認することなどがあるとされている。

- 伊木雅之・緒方昭・梶田悦子・藤下ゆり子・矢島鉄也・大井田隆（1991）「高齢者の療養と死亡の場所に影響する要因に関する疫学調査」『日本公衆衛生雑誌』,vol.38(2), pp.87-94.
- 泉田信行（2010）「死亡場所の差異と医療・介護サービス供給の関係の分析」『季刊社会保障研究』第46巻第3号,pp.204-216頁.
- 緒方昭・山本和子(1977)「病院死亡割合に関する統計的検討-病院死亡割合上昇理由の分析-」『病院管理』 vol.14(3),pp.33-40.
- 金子さゆり・濃沼信夫・伊藤道哉・尾形倫明・三澤仁平・千葉宏毅・森谷就慶(2010)「居住系施設における医療のあり方と看取りに関する研究」『厚生の指標』第57巻第15号,pp.26-31.
- 岸田研作・谷垣静子(2011)「在宅療養支援診療所による看取り数に影響する地域特性」『厚生の指標』第58巻第2号,PP.27-30.
- 木下由美子(2000)「在宅療養者の最期の場所を自宅に決定する要因 1 病院の訪問看護活動より」『ターミナルケア』第10巻2号,pp.148-155.
- 倉田正一・明石敏雄(1978)「医療の地域特性に関する研究-医療施設内死亡について」『病院管理』 vol.15(4),pp.5-10.
- 小林奈美(1999)「要介護高齢者を看取り終えた介護者の感想とその満足に関連する要因の検討—都市における訪問看護指導対象者の調査から—」『日本地域看護学会誌』第1巻第1号, pp.30-35.
- 小林奈美(2000)「都市に居住する要介護高齢者の在宅死の特徴とそれに関連する要因の検討 訪問看護指導対象者の調査から」『老年看護学』第5巻第1号,pp.59-70.
- 近藤克則・久世淳子・牧野忠康・宮田和明(2000)「訪問診療・訪問看護対象患者の死亡場所に影響する因子」『在宅医療』 No.26,pp.63-70.
- 齋藤紀(2011)「死亡事例からみた在宅医療の実情」『日本臨床内科医会誌』第25巻第5号,pp.646-649.
- 柵山年和・高村誠二・中村靖幸・忠岡信彦・黒田徹・高橋宣胖・川口夕子(1998)「家で死ぬこと 末期癌患者の在宅療養から在宅死まで」『癌と化学療法』第25巻 Suppl.IV,pp.675-678.
- 佐々木恵・新井明日奈・荒井由美子(2008)「要介護高齢者における死亡場所の希望と実際—訪問看護師による把握—」『日本老年医学会雑誌』 vol.45, No.6, pp.622-62.
- 定村美紀子・馬場園明（2005）「介護保険制度による介護資源の指標と死亡場所との関連—高齢社会にマッチした介護保険制度による資源の充実を求めて—」『厚生の指標』 vol.52(1),pp.8-14.
- 庄司洋子・木下康仁・武川正吾・藤村正之(1999)『福祉社会事典』弘文堂.
- 杉本浩章・近藤克則・樋口京子・久世淳子・牧野忠康・宮田和明（2003）「在宅死亡患者割合に関連する因子の研究—全国訪問看護ステーション調査—」,『老年社会科学』25巻1号, pp.37-47.

杉本浩章・近藤克則・樋口京子(2011)「世帯の経済水準による終末期ケア格差-在宅療養高齢者を対象とした全国調査から-」『社会福祉学』第 52 巻第 1 号,pp.109-122.

鈴木和子・江川幸二・谷亀光則・岩川弘子・大本和子・内海美奈子・佐藤政代・田中千枝子・中谷陽明(2001)「在宅ケアへの移行を実現する要因 ターミナル 10 事例の検討」『在宅医療』第 32 号,pp.39-43.

関谷ユミ子・内藤綾子・前田三重子(1998)「末期癌患者の在宅ケア 患者,家族が望む最後を迎えられるために」『癌と化学療法』第 25 巻 Suppl.IV,pp.684-688.

田中美早子・平谷弘子・高木美津江・坂井千香子・森本よし子・中村誠昌・池端幸彦(2000)「在宅死を困難にする事由の検討 在宅療養患者死亡例 42 例から」『癌と化学療法』第 27 巻 Suppl.III,pp.653-655.

田宮菜奈子・荒記俊一・七田恵子・巻田ふき・大淵律子・大竹登志子・鎌田ケイ子・川上憲人・篠野脩一(1990)「ねたきり老人の在宅死に影響を及ぼす要因-往診医の存在,年齢との関係を中心に-」『日本公衆衛生雑誌』vol.37, No.1, pp.33-38.

出水明・中出千晶・中村美智子・白樫淳子・赤松美穂・豊田幸子・西川美由紀・出水智子(1999)「在宅ホスピスケア 2 年 6 ヶ月 岸和田市の現状と課題」『ホスピスケアと在宅ケア』第 7 巻第 1 号,pp.55-59.

中村健一・柳修平(1990)「施設内死亡割合の地域格差をもたらす要因」『日本公衆衛生雑誌』vol.35, No.4, pp.210-215.

中村陽子・宮原伸二・人見裕江・小河孝則(2000)「都市の在宅死と介護における医療福祉の課題」『川崎医療福祉学会誌』第 10 巻第 2 号,pp.225-230.

二瓶東洋(2007)「介護制度導入前後の在宅死亡患者の比較」『日本臨床内科医学会誌』第 21 巻第 5 号,pp.571-575.

沼田久美子・清水悟・東間紘(2008)「がん終末期患者の在宅医療・療養移行の課題」『厚生学の指標』第 53 巻第 11 号,pp.1-5.

橋本恵美子・正野逸子・大田直実(2003)「在宅療養患者の終末期における家族・看護職・医師による療養評価の一致度と療養状態の検討」『日本在宅ケア学会誌』第 7 巻第 1 号,pp.68-76.

橋本恵美子・正野逸子・大田直実・高野陽子・上村千鶴(2004)「在宅療養患者の終末期における療養状態に対する介護者と訪問看護師の評価の一致度」『公衆衛生』第 68 巻第 2 号,pp.154-158.

服部文子・植村和正・益田雄一郎・茂木七香・内藤通孝・井口昭久(2001)「訪問診療対象高齢患者における在宅死を可能にする因子の検討」『日本老年医学会雑誌』vol.38, No.3, pp.399-404.

早川富博・都筑瑞夫・池戸昌秋・長谷川千尋・坂田稔之・戸澤英樹・金澤太茂・安藤寿代・林美往・河合恵美子・宮治眞(2002)「中山間部における在宅死の現況」『日本農村医学会雑誌』第 50 巻第 5 号,pp.683-689.

日置敦巳(1994)「都道府県間での比較に基づいた在宅死亡決定要因」『医学と生物学』第 129 巻第 4 号,pp.185-188.

日置敦巳(1996)「過疎地域と住宅地域における在宅死亡割合の比較」『医学と生物学』第 132 巻第 1 号,pp.49-52.

樋口京子・近藤克則・牧野忠康・宮田和明・杉本浩章(2001)「在宅療養高齢者の看取り場所の希望と「介護者の満足度」に関連する要因の検討 終末期に向けてのケアマネジメントに関する全国訪問看護ステーション調査から」『厚生指標』第 48 巻第 13 号,pp.8-15.

樋口京子・久世淳子・森扶由彦・島田千穂・篠田道子(2004)「高齢者の終末期ケアにおける「介護者の満足度」の構造 全国訪問看護ステーション調査から」『日本在宅ケア学会誌』第 7 巻第 2 号,pp.91-99.

平川仁尚・増田雄一郎・木股貴哉・植村和正・葛谷政文・井口昭久(2004)「緩和医療の行われていない療養型病床群 2 施設における痴呆性高齢者の終末期医療に関する研究」『日本老年医学会雑誌』第 41 巻第 1 号,pp.99-104.

平川仁尚・益田雄一郎・葛谷雅文・大頭信義・梁勝則・井口昭久・植村和正(2005)「高齢者の在宅終末期ケアに関する前向き研究」『ホスピスケアと在宅ケア』第 13 巻第 3 号,pp.220-224.

福井正康・緒方昭・山本和子・西川美紀・古崎すみえ・梶田悦子・山崎紀美・大井田隆・矢島鉄也・藤下ゆり子・景平圭子(1987)「病院死亡割合の府県間格差に関する研究」『病院管理』vol.24(4),pp.29-38.

藤川あや・小林恵子・平澤則子・飯吉令枝(2011)「在宅での看取りを可能にする訪問看護ステーションの医療連携体制に関する研究」『日本在宅ケア学会誌』第 14 巻第 2 号, pp.76-86.

本郷澄子・近藤克則・牧野忠康・久世淳子・樋口京子・杉本浩章・宮田和明(2003)「在宅高齢者のターミナルケアにおいて介護者が求めている支援 遺族を対象とした調査」『ターミナルケア』第 13 巻第 5 号,pp.404-411.

前田三重子・内藤綾子・関谷ユミ子・渡部ミサヲ・丸山洋一・佐々木寿英(1997)「末期がん患者訪問看護の評価 遺族へのアンケート調査から方向性を探る」『癌と化学療法』第 24 巻 Suppl.IV,pp.533-536.

松下栄子・岩崎京子・大矢実・吉嶺文俊(1999)「訪問看護におけるターミナルケアの検討」『臨床看護』第 25 巻第 9 号,pp.1423-1429.

松村ちづか・中山和弘・川越博美(2006)「主介護者の満足感に影響する在宅ターミナルケア要素に関する研究」『緩和ケア』第 16 巻第 3 号,pp.269-274.

三浦猛・藤浪潔・近藤慶一・松崎純一(1998)「在宅ケアにおけるターミナルケア移行への問題点」『ホスピスケアと在宅ケア』第 6 巻第 3 号,pp.266-269.

宮下光令・白井由紀・三條真紀子・羽佐田知美・佐藤一樹・三澤知代(2007)「2004 年の都道府県別在宅死亡割合と医療・社会的指標の関連」『厚生指標』vol.54(11),pp.44-49.

宮田延子・安江悦子・橋本廣子・下井勝子・上平公子・小池万智子(2007)「山村過疎地域における高齢者の看取りと医療福祉サービス」『岐阜医療科学大学紀要』第1号,pp.131-140.

宮原伸二・人見裕江(1999)「農村における在宅死の多角的検討」『日本農村医学会雑誌』第47巻第6号,pp.879-893.

吉澤明孝・吉澤孝之・行田泰明・石黒俊彦・吉田省造・塩谷明子・福本美子(2000)「末期癌在宅(ホスピスケア)における在宅死と病院死」『癌と化学療法』第27巻Suppl.III,pp.772-774.

Sauvaget C, Tsuji I, LiJing H, Hosokawa T, Fukao A, and S. Hisamichi (1996) “Factors Affecting Death at Home in Japan,” *The Tohoku Journal of Experimental Medicine*, vol.180, no.2, pp.87-98.

Yang L., Sakamoto N. and Marui E., (2006) “A study of home deaths in Japan from 1951 to 2002,” *BMC Palliative Care*, vol.5, pp.1-9.

表 1：自宅死亡割合の推移

年	平均(%)	最大		最小	
		値(%)	都道府県	値(%)	都道府県
昭和40年	65.0	76.6	茨城県	48.4	東京都
昭和45年	56.6	69.2	茨城県	39.1	東京都
昭和50年	47.7	59.6	茨城県	28.9	北海道
昭和55年	38.0	50.6	群馬県	20.5	北海道
昭和60年	28.3	41.3	新潟県	14.6	北海道
平成2年	21.7	34.5	山形県	9.8	北海道
平成7年	18.3	28.9	長野県	8.9	北海道
平成12年	13.9	19.8	長野県	8.3	北海道
平成17年	12.2	16.8	奈良県	8.1	北海道
平成22年	12.6	16.4	奈良県	8.0	佐賀県

出所：『人口動態調査』により筆者作成。

図 1a)年齢階級別自宅死亡割合（男性）

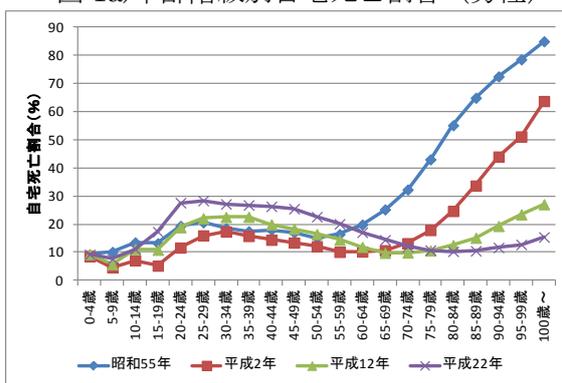
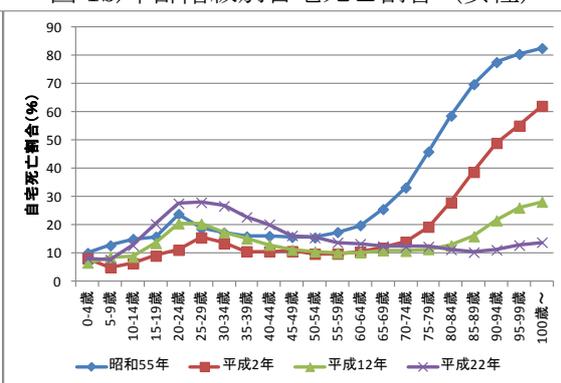


図 1b)年齢階級別自宅死亡割合（女性）



出所：『人口動態調査』により筆者作成。

図 2 : 居宅介護サービス従事者数 (平成 12 年)

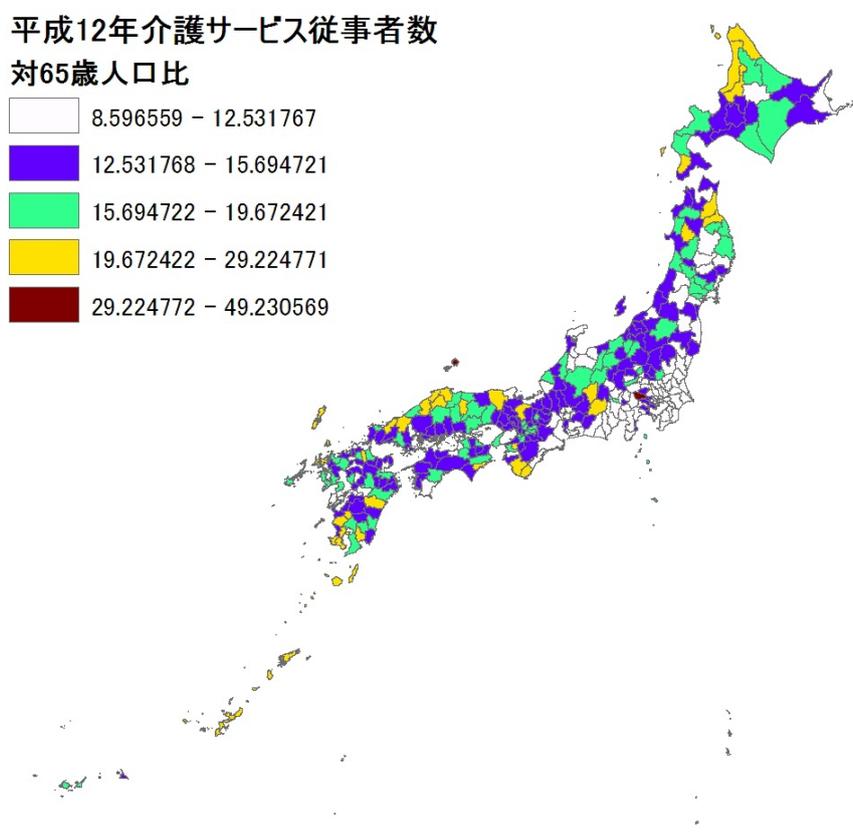


図 3 : 居宅介護サービス従事者数 (平成 17 年)

平成17年介護サービス従事者数
対65歳人口比

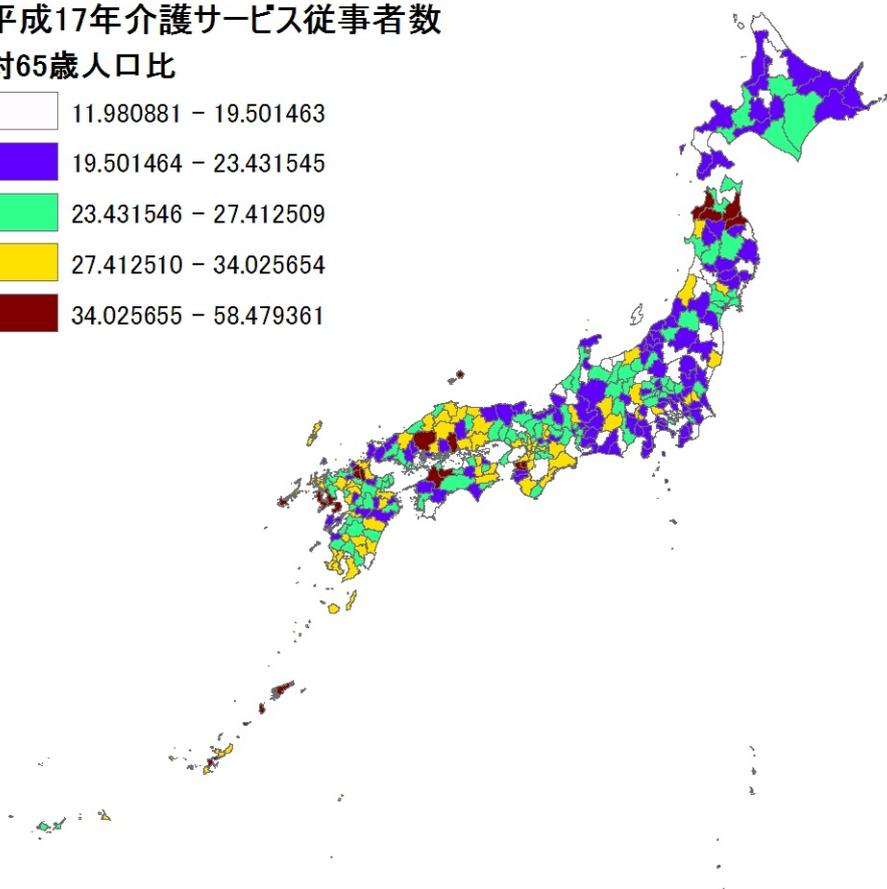
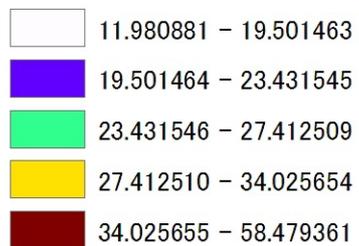


図4：居宅介護サービス者数の増減（65歳以上人口比）



表 2：変数の出所・定義

変数	データの出所
65歳以上高齢者の自宅死亡数	泉田(2010)にて集計したもの(脚注5を参照; 65歳以上粗死亡率は65歳以上死亡者数を65歳以上高齢者数で除して定義した)
65歳以上粗死亡率	
65歳以上脳血管疾患死亡者割合	
65歳以上心疾患死亡者割合	
65歳以上悪性腫瘍死亡者割合	
介護従事者数	今回の再集計結果による
訪問看護従事者数	
訪問介護従事者数	
訪問入浴介護従事者数	
短期入所従事者数	
通所介護従事者数	総務省統計局『国勢調査』各年版より筆者計算
人口	
65歳以上人口比率	
単身高齢者世帯比率	
夫婦のみ高齢者世帯比率	
女性失業者数	総務省自治税務局『市町村税課税状況等の調べ』各年版
ひとり当たり所得	
65歳人口当たり診療所数	厚生労働省大臣官房統計情報部編「医療施設調査」各年版
65歳人口当たり病院病床数	
65歳人口当たり介護施設定員数	厚生労働省大臣官房統計情報部編「介護サービス施設

表 3 : 記述統計表

変数名	観察度数	平均値	標準偏差	最小値	最大値
65歳以上自宅死亡数	366	-8.727	71.143	-171.000	569.000
65歳以上粗死亡率	366	0.001	0.002	-0.005	0.010
65歳以上死亡者脳血管疾患割合	366	-0.021	0.016	-0.080	0.026
65歳以上死亡者心疾患割合	366	0.006	0.019	-0.080	0.064
65歳以上死亡者悪性腫瘍割合	366	-0.004	0.020	-0.078	0.071
人口	366	2300.96	17514.77	-20249.00	152977.00
65歳以上人口比率	366	0.02	0.01	-0.02	0.05
65歳人口当たり病院病床数	366	-9.167	13.815	-237.561	10.981
65歳人口当たり介護施設定員数	366	2.275	4.624	-13.932	19.694
65歳人口当たり診療所数	366	-0.320	0.281	-2.086	0.347
単身高齢世帯比率	366	0.016	0.005	0.000	0.037
夫婦のみ高齢世帯比率	366	0.011	0.007	-0.004	0.033
一人当たり所得水準	366	-3297.61	431.72	-5737.60	-2634.71
65歳人口当たり介護従事者数	366	895.17	1120.88	-106.60	8356.20
65歳人口当たり訪問看護従事者数	366	11.47	25.37	-30.60	229.70
65歳人口当たり訪問介護従事者数	366	294.77	486.32	-16.90	4853.10
65歳人口当たり訪問入浴介護従事者数	366	4.311	16.384	-55.200	114.400
65歳人口当たり短期入所従事者数	366	-48.00	123.30	-639.40	399.80
65歳人口当たり通所介護従事者数	366	269.27	281.08	-14.10	1871.50
女性失業者数	366	603.22	866.91	-123.00	10238.00

表 4：推定結果-1

説明変数	操作変数法			不均一分散に頑健な操作変数法			最小二乗法		
	推定値	t-値	p-値	推定値	t-値	p-値	推定値	t-値	p-値
介護従事者数	0.031	7.140	0.000	0.031	2.010	0.045	0.013	1.230	0.219
65歳人口当たり病院病床数	0.196	0.760	0.447	0.196	0.460	0.643	-0.171	-0.520	0.607
65歳人口当たり介護施設定員数	-2.186	-3.370	0.001	-2.186	-3.380	0.001	-1.661	-2.990	0.003
65歳人口当たり診療所数	0.354	0.030	0.979	0.354	0.020	0.981	-13.404	-1.060	0.291
単身高齢世帯比率	1179.001	1.950	0.051	1179.001	1.450	0.148	1177.898	1.180	0.240
夫婦のみ高齢世帯比率	-1433.853	-3.040	0.002	-1433.853	-3.140	0.002	-1790.696	-4.060	0.000
一人当たり所得水準	-0.011	-1.120	0.263	-0.011	-0.850	0.395	-0.016	-1.250	0.213
65歳以上粗死亡率	5073.183	3.250	0.001	5073.183	4.090	0.000	5059.922	4.160	0.000
人口	0.001	5.110	0.000	0.001	2.980	0.003	0.001	4.130	0.000
65歳以上人口比率	964.671	2.030	0.043	964.671	1.930	0.054	1293.175	2.670	0.008
65歳以上死亡者脳血管疾患割合	169.857	0.970	0.335	169.857	1.280	0.201	183.581	1.400	0.163
65歳以上死亡者心疾患割合	262.123	1.760	0.078	262.123	2.030	0.043	248.227	1.990	0.048
65歳以上死亡者悪性腫瘍割合	180.722	1.250	0.213	180.722	1.750	0.080	161.601	1.730	0.084
定数項	-94.532	-3.080	0.002	-94.532	-2.660	0.008	-108.557	-3.180	0.002
obs	366			366			366		
F(13, 352) =	28.83			25.24			39.11		
Adj R-squared							0.5106		
Centered R2 =	0.4723			0.4723					
Uncentered R2 =	0.4802			0.4802					
Shea Partial R2	0.6192			0.6192					
Underidentification test									
Anderson canon. corr. LM statistic:	226.633			8.477					
p-値	0.000			0.0036					
Weak identification test									
Cragg-Donald Wald F-statistic	572.41			110.049					
Stock-Yogo weak ID test critical values:									
10% maximal IV size	16.380			16.380					
15% maximal IV size	8.960			8.960					
20% maximal IV size	6.660			6.660					
25% maximal IV size	5.530			5.530					

注1: 不均一分散に頑健な推定においては、Underidentification testはKleibergen-Paap rk LM統計量によって行われている。
注2: 不均一分散に頑健な推定においては、Weak identification testはKleibergen-Paap rk Wald F統計量によって行われている。

表 5：推定結果-2

説明変数	訪問看護			訪問介護(最小二乗法)			訪問入浴介護			短期入所			通所介護		
	推定値	t-値	p-値	推定値	t-値	p-値	推定値	t-値	p-値	推定値	t-値	p-値	推定値	t-値	p-値
従事者数	1.950	2.990	0.003	0.064	2.870	0.004	22.404	0.870	0.386	-2.040	-1.140	0.256	0.137	1.860	0.064
65歳人口当たり病院病床数	0.717	1.580	0.115	-0.071	-0.280	0.782	-2.762	-0.850	0.397	-2.474	-1.170	0.242	0.125	0.290	0.774
65歳人口当たり介護施設定員数	-3.073	-4.130	0.000	-2.138	-3.840	0.000	-7.732	-1.040	0.298	12.848	0.950	0.342	-2.037	-2.880	0.004
65歳人口当たり診療所数	-0.172	-0.010	0.992	-1.018	-0.090	0.930	92.509	0.620	0.535	-160.381	-1.200	0.231	-4.144	-0.280	0.781
単身高齢世帯比率	1031.592	1.440	0.150	789.313	1.220	0.222	2389.330	0.590	0.555	-6761.856	-0.880	0.377	1228.453	1.320	0.187
夫婦のみ高齢世帯比率	-1604.980	-3.160	0.002	-1058.462	-2.460	0.014	-6594.879	-1.070	0.284	2766.399	0.640	0.525	-2015.649	-3.870	0.000
一人当たり所得水準	-0.004	-0.310	0.753	-0.006	-0.480	0.631	0.007	0.070	0.945	-0.017	-0.350	0.724	-0.010	-0.700	0.482
65歳以上粗死亡率	4200.795	3.330	0.001	5046.501	4.370	0.000	-10763.280	-0.560	0.578	3774.769	0.630	0.531	5303.423	3.910	0.000
人口	0.001	2.430	0.015	0.001	3.580	0.000	-0.007	-0.680	0.495	0.002	1.140	0.254	0.001	2.260	0.024
65歳以上人口比率	1245.842	2.730	0.006	1094.684	2.450	0.015	-4710.903	-0.650	0.515	1289.414	0.770	0.441	912.890	1.660	0.097
65歳以上死亡者脳血管疾患割合	210.993	1.450	0.147	164.423	1.340	0.182	1811.006	0.880	0.381	211.537	0.310	0.758	187.093	1.230	0.217
65歳以上死亡者心疾患割合	281.871	2.270	0.023	253.281	2.120	0.034	1144.593	0.890	0.371	110.936	0.200	0.838	290.325	2.010	0.044
65歳以上死亡者悪性腫瘍割合	208.402	1.990	0.047	166.877	1.820	0.070	998.093	0.920	0.356	-241.665	-0.400	0.688	211.718	1.790	0.074
定数項	-63.097	-1.440	0.150	-73.520	-2.150	0.032	145.125	0.340	0.735	-224.492	-1.240	0.213	-95.902	-2.510	0.012
obs	366			366			366			366			366		
F(13, 352) =	33.96			37.19			1.35			1			20.48		
p-値	0			0			0.182			0.4509			0		
Centered R2 =	0.4399						-19.7166			-10.2827			0.3367		
Uncentered R2 =	0.4482						-19.4086			-10.115			0.3466		
Shea Partial R2	0.2602						0.004			0.007			0.444		
Underidentification test															
Anderson canon. corr. LM statistic:	3.935						1.254			1.630			11.068		
p-値	0.0473						0.263			0.202			0.001		
Weak identification test															
Cragg-Donald Wald F-statistic	30.511						1.113			2.019			46.230		
Stock-Yogo weak ID test critical values:															
10% maximal IV size	16.380						16.380			16.380			16.380		
15% maximal IV size	8.960						8.960			8.960			8.960		
20% maximal IV size	6.660						6.660			6.660			6.660		
25% maximal IV size	5.530						5.530			5.530			5.530		

注1: 不均一分散に頑健な推定においては、Underidentification testはKleibergen-Paap rk LM統計量によって行われている。
 注2: 不均一分散に頑健な推定においては、Weak identification testはKleibergen-Paap rk Wald F統計量によって行われている。

別表 1：操作変数法による推定の第 1 段階

説明変数	操作変数法			不均一分散に頑健な操作変数法		
	推定値	t-値	p-値	推定値	t-値	p-値
65歳人口当たり病院病床数	-11.749	-4.950	0.000	-11.749	-6.430	0.000
65歳人口当たり介護施設定員数	23.484	3.810	0.000	23.484	4.140	0.000
65歳人口当たり診療所数	-502.654	-3.910	0.000	-502.654	-3.170	0.002
単身高齢世帯比率	-12128.230	-2.070	0.039	-12128.230	-1.590	0.113
夫婦のみ高齢世帯比率	-8812.016	-1.960	0.051	-8812.016	-1.880	0.060
一人当たり所得水準	-0.320	-3.540	0.000	-0.320	-3.160	0.002
65歳以上粗死亡率	-156.659	-0.010	0.992	-156.659	-0.010	0.989
人口	0.002	1.070	0.284	0.002	0.680	0.496
65歳以上人口比率	3561.891	0.780	0.438	3561.891	0.930	0.351
65歳以上死亡者脳血管疾患割合	103.762	0.060	0.951	103.762	0.090	0.928
65歳以上死亡者心疾患割合	-56.999	-0.040	0.968	-56.999	-0.060	0.950
65歳以上死亡者悪性腫瘍割合	-1101.868	-0.790	0.433	-1101.868	-0.990	0.322
15歳以上女性失業者数	0.883	23.930	0.000	0.883	10.490	0.000
定数項	-817.824	-2.770	0.006	-817.824	-2.690	0.008
obs	366			366		
F(13, 352) =	114.11			211.62		
Adj R-squared						
Centered R2 =	0.8082			0.8082		
Uncentered R2 =	0.883			0.883		

別表 2：操作変数法による推定の第 1 段階（個別介護サービスについての推定）

説明変数	訪問看護			訪問介護			訪問入浴介護			短期入所			通所介護		
	推定値	t-値	p-値	推定値	t-値	p-値	推定値	t-値	p-値	推定値	t-値	p-値	推定値	t-値	p-値
65歳人口当たり病院病床数	-0.453	-3.540	0.000	-2.059	-1.800	0.072	0.116	1.380	0.167	-1.131	-2.190	0.029	-2.115	-3.450	0.001
65歳人口当たり介護施設定員数	0.826	3.740	0.000	10.963	3.910	0.000	0.280	2.060	0.040	7.013	4.740	0.000	4.183	2.200	0.029
65歳人口当たり診療所数	-7.678	-1.430	0.154	-238.506	-3.240	0.001	-4.805	-1.560	0.119	-71.178	-2.080	0.038	-80.055	-1.920	0.056
単身高齢世帯比率	-116.170	-0.510	0.611	1003.421	0.270	0.785	-70.713	-0.430	0.670	-3708.386	-2.680	0.008	-3081.421	-1.300	0.195
夫婦のみ高齢世帯比率	-51.572	-0.270	0.784	-10837.300	-5.100	0.000	218.234	1.340	0.183	2191.602	2.020	0.044	2256.968	1.540	0.124
一人当たり所得水準	-0.008	-1.690	0.092	-0.230	-4.800	0.000	-0.001	-0.330	0.745	0.002	0.070	0.945	-0.079	-2.690	0.008
65歳以上粗死亡率	444.912	1.280	0.200	303.675	0.060	0.951	706.639	1.990	0.047	-633.958	-0.220	0.825	-1710.845	-0.490	0.623
人口	0.000	1.070	0.284	0.001	0.590	0.558	0.000	2.740	0.007	0.000	0.240	0.809	0.001	1.270	0.206
65歳以上人口比率	-87.875	-0.690	0.489	639.522	0.410	0.686	258.229	2.390	0.017	105.330	0.130	0.898	1176.127	1.030	0.305
65歳以上死亡者脳血管疾患割合	-19.455	-0.490	0.622	177.607	0.310	0.753	-73.109	-1.920	0.055	18.859	0.060	0.954	-102.160	-0.280	0.778
65歳以上死亡者心疾患割合	-11.029	-0.370	0.709	64.413	0.180	0.856	-39.467	-1.280	0.202	-73.232	-0.270	0.784	-218.050	-0.690	0.492
65歳以上死亡者悪性腫瘍割合	-31.617	-0.960	0.336	-313.931	-0.600	0.546	-37.999	-1.210	0.228	-190.353	-0.780	0.437	-472.844	-1.380	0.168
15歳以上女性失業者数	0.014	5.520	0.000	0.370	8.220	0.000	0.001	1.060	0.292	-0.013	-1.420	0.156	0.198	6.800	0.000
定数項	-29.052	-2.040	0.043	-721.246	-5.230	0.000	-11.822	-1.120	0.265	-51.333	-0.680	0.495	-173.549	-1.870	0.062
obs	366			366			366.000			366.000			366.000		
F(13, 352) =	13.42			51.19			9.530			6.310			120.000		
Adj R-squared															
Centered R2 =	0.7892			0.8082			0.254			0.151			0.687		
Uncentered R2 =	0.8459			0.883			0.302			0.263			0.837		

IPSS Discussion Paper Series 既刊論文（直近分）

No	著者	タイトル	刊行年月
2011-E04	Ryo Nakajima and Ryuichi Tanaka	Estimating the Effects of Pronatal Policies on Residential Choice and Fertility	2012年7月
2011-J04	鎌倉安男 泉田信行 野口晴子	隣接病院の廃止・休止が地域の病院の受入れ患者数に与える影響	2012年4月
2011-E03	Masayoshi Hayashi	Forecasting Welfare Caseloads: The Case of the Japanese Public Assistance Program	2012年4月
2011-E02	Wataru Kureishi and Midori Wakabayashi	Precautionary Wealth and Single Women in Japan	2012年3月
2011-J03	阿部修人	若年層の雇用形態と恒常的所得リスク	2012年2月
2011-J02	酒井 正	雇用保険の受給者割合はなぜ低下してきたのか	2012年1月
2011-E01	Yuka Uzuki	The Effects of Childhood Poverty on Unemployment in Early Working Life: Evidence from British Work History Data	2011年9月
2011-J01	山本克也	最低保障年金の導入の効果とその課題	2011年8月
2010-J04	高久玲音	人工透析患者の医療サービス利用—北海道X市における検証—	2011年7月
2010-J03	阿部 彩	子どもの健康格差は存在するか： 厚労省21世紀出生児パネル調査を使った分析	2011年7月
2010-E01	Tadashi Sakai and Naomi Miyazato	Who values the family-friendly aspects of a job? Evidence from the Japanese labor market	2011年7月
2010-J02	別所俊一郎	医療費助成・通院・健康	2011年4月
2010-J01	柴 香里	生活福祉資金貸付制度の現状と課題—近年の制度改正に着目して—	2011年3月
2009-J03	泉田信行	待機児童の現状とその出生率に与える影響の分析	2010年7月
2009-J02	府川哲夫	成年層の子ども数：労働組合経由の働き方に関する調査をもとに	2010年7月
2009-J01	府川哲夫	総人口及び65歳以上人口の所得状況：国民生活基礎調査を用いて	2010年7月
2009-E01	Kazumasa Oguro, Junichiro Takahata and Manabu Shimasawa	Child Benefit and Fiscal Burden: OLG Model with Endogenous Fertility	2009年7月