

### 3. 高齢者の就業率の将来推計

高齢者の就業率に年金給付が及ぼす影響は、厚生年金の老齢年金給付に見られるのに対して、国民年金の老齢年金給付には見られない。このことは、今後の地域の労働力確保において高齢者が着目されているが、各地域における産業構造を反映して厚生年金受給者と国民年金受給者の動向に差があるとしても、従来から指摘されてきた年金制度が高齢者の就業率を低下させる影響があることを踏まえて、地域ごとに高齢者の就業・引退の選択を尊重しながら無理のない高齢者労働力の確保を図る必要があることを示唆している。

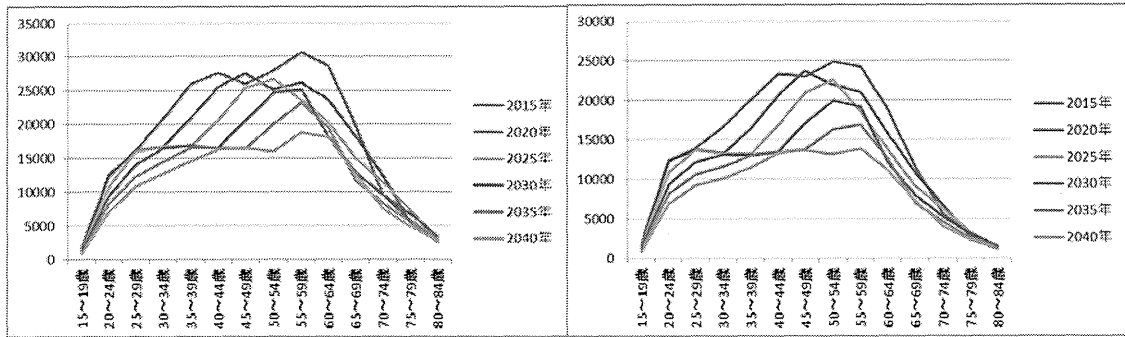
厚生年金の老齢年金給付は、現在、マクロ経済スライドによって調整され、高齢化が進行する状況では、かつてのインフレが続いた時期と異なり、増加し続けることなく安定的にする推移する。従って、厚生年金の老齢年金給付が高齢者の就業率を低下させる影響があるとしても、それが今後目に見えて大きくなる可能性はないと考えられる。このような想定において、以下では、高齢者の就業率を含む、年齢階級別就業率の将来推計を行った。

各県の将来推計人口は、『日本の地域別将来推計人口（平成 25 年 3 月推計）』において、5 年おきかつ 5 歳階級にて、2040 年までの男女別データが公開されている。また『国勢調査』においては、直近の各県別の就業者数と労働力人口のデータが公開されている。

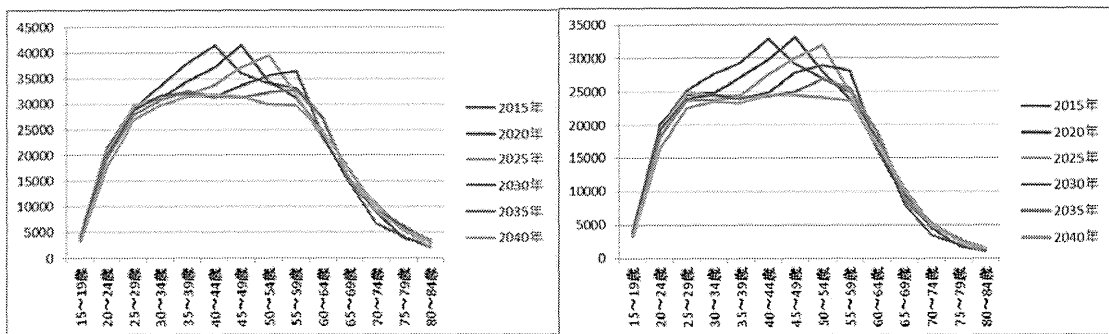
ここでは上記のデータを用いて、各県の年齢階級別就業者数を求めている。具体的には、次のような手順で計算を行っている。まずは『国勢調査』の「就業者数」を「労働力人口」で除算することにより、各県の年齢階級別就業率を計算する。次に、この各県の年齢階級別就業率に各県の年齢階級別人口を乗じることにより、各県における男女別就業者数の見通しを求めている。もちろん本来であれば就業率も年により変動するため、固定されたパラメータを用いることには問題があると思われるが、一次的な近似として、この値は不変であると仮定している。この仮定により、現時点では、各県の就業率の相違はあるものの、基本的には各県の人口構成と同様の動きしか示すことができていないが、今後就業率についての想定を変更することにより、分析に利用可能なデータを提供したい。

この結果は 47 都道府県について計算しているが、ここではいくつかの県についてのみその結果を記すことにしたい。県の選定基準としては、高齢化と過疎化を想定し、それぞれ上位・下位 1 位の県について取り上げることとする。なお、高齢化は 2013 年における高齢化率、過疎化については市町村数に占める過疎市町村数の割合のデータをもとにしている。また、過疎市町村割合について、神奈川県と大阪府は該当する市町村がないため、この 2 つの府県の過疎市町村割合が最も低い府県として結果を示している。

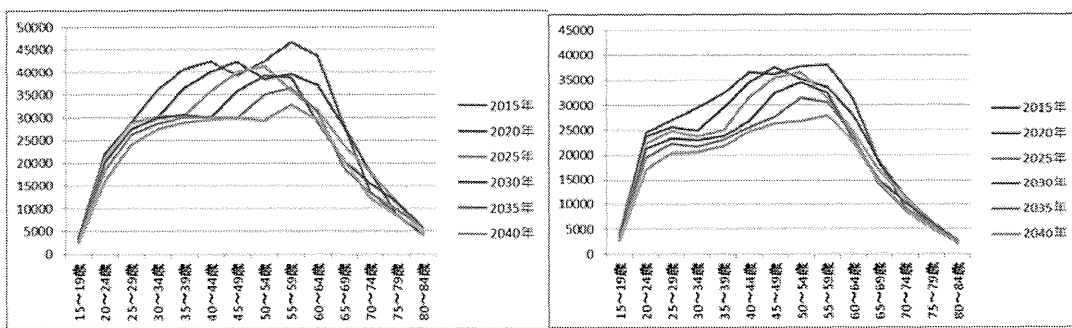
秋田県(高齢化率 43.8%)



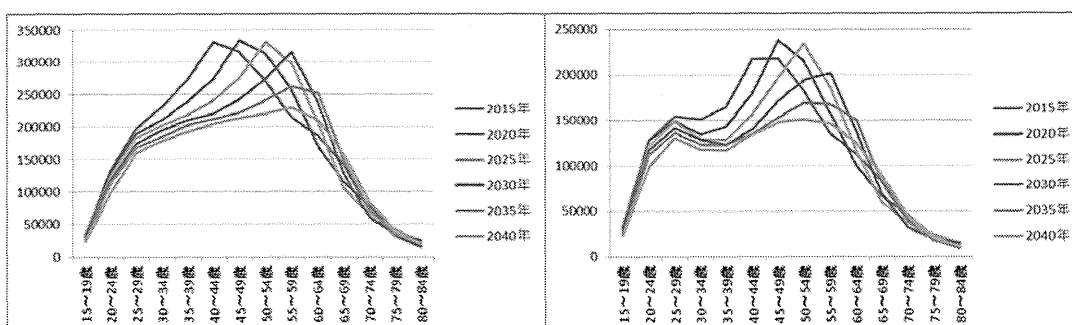
沖縄県(高齢化率 30.3%)



鹿児島県(過疎市町村数割合 93.0%)



神奈川県(過疎市町村数割合 0%)



大阪府(過疎市町村数割合 0%)

資料出所：『日本の地域別将来推計人口（平成 25 年 3 月推計）』と『国勢調査』に基づいて  
 国立社会保障・人口問題研究所の佐藤格が作成。

#### D. 考察およびE. 結論

県民経済計算に基づいて、県の県内総生産の値について、上位・下位それぞれ5県の推移をみると、人口規模に比例して総生産額の順位が決定されていることがわかる。その一方で、1人当たり県内総生産の値は人口規模以外にも生産活動と居住地との関係が影響し地域格差が生じるが、その格差は近年縮小傾向が見られる。県内総生産額の値と国内総生産額の都道府県平均(国内総生産額を47で割った単純平均)の値との差額をみると、東京・大阪・名古屋といった3大都市圏とその周辺地域においては平均を上回る生産額の値となる一方で、それ以外の地域は一部の例外を除けば軒並み全国平均を下回る値であり、3大都市圏の産業に大きく依存している構造がわかる。このように生産活動とその分配(賃金・給与等の雇用者報酬)には、人口規模、産業集中、生産活動と居住地の差などの要因により格差が見られる。

このような地域差のある経済状況の下で、高齢者の就業に年金給付が及ぼす影響についてみると、厚生年金の老齢年金給付は、その額が大きいほど高齢者の就業率が低くなる傾向が見られるが、統計的検定により固定効果モデルが選択されるため、その影響は統計的に有意ではない。また、国民年金の老齢年金給付は、その額が大きいほど就業率が高い傾向が見られるが、その係数は統計的に有意ではない。年金給付が高齢者の就業率に及ぼす影響は、厚生年金と国民年金とで異なる可能性があるが、その影響は必ずしも大きくないことを考えると、回帰分析の結果は、地域ごとに高齢者の就業・引退の選択を尊重しながらも高齢者の労働力の確保を今後進めていくことが可能であることが示唆される。なお、パネル推定による本分析の結果は一定程度頑健であると考えられるが、本稿の分析に用いた変数は極めて限られているため、地域の高齢者就業を規定するその他の要因について更なる検討が必要であり、今後の課題として残されている。

#### 【参考文献】

- Wise,D(1992) Topics in the Economics of Aging(University of Chicago Press)  
清家篤(1993)『高齢化社会の労働市場—就業行動と公的年金』東洋経済新報社  
Wise, D(1994) Studies in the Economics of Aging(University of Chicago Press)  
金子能宏・高橋桂子(1997)「企業年金の普及と高年齢者の就業・引退行動」『季刊社会保障研究』第33巻第2号  
Wise,D.and T,Tachibanaki(2001) Aging Issues in the United States and Japan(University of Chicago Press)  
小塩隆士・大石亜希子(2003)「年金改革の財政的帰結—高齢者の就業・引退選択を考慮したマイクロ・シミュレーション—」『季刊社会保障研究』第39巻第3号  
小塩隆士(2014)「公的年金と高齢者就業に関する国際比較研究」, 西村周三・京極高宣・金子能宏編著『社会保障の国際比較研究』ミネルヴァ書房  
Wise,D. and J,Gruber eds.(2004)Social Security and Retirement around the World: Micro-Estimation( University of Chicago Press)  
清家篤・山田篤裕(2004)『高齢者就業の経済学』日本経済新聞社  
濱秋純哉・野口晴子(2010)「中高年齢者の健康状態と労働参加」『日本労働研究雑誌』No.601

Abe, Y. (2012) “Regional variations in labor force behavior of women in Japan、”  
mimeo

F. 健康危険情報

なし

G. 研究発表

なし

H. 知的所有権の出願・登録状況

なし

厚生労働科学研究費補助金政策科学総合研究事業（政策科学推進研究事業）  
「都市と地方における地域包括ケア提供体制の在り方に関する総合的研究」  
平成 26 年度分担研究報告書

育児期の移動と母親の育児支援ネットワークの欠如の関係について<sup>1</sup>

研究分担者 藤井麻由（北海道教育大学函館校 国際地域学科 講師）

**【概要】**

本稿では、日本学術振興会・特別推進研究「世代間問題研究プロジェクト」において実施されたインターネット調査「くらしと仕事に関する調査」の個票データを用いて、育児期の三大都市圏・非三大都市圏間の移動と母親の育児支援ネットワークの欠如の関係について検証した。移動者のサンプルが非常に少ない（サンプル数 1,184 人中 53 人）ことに留意が必要ではあるが、主な分析結果は以下の通りである。まず、誰からも子どもの世話という手段的支援を得ることができない母親が一定割合存在し、特に育児期に三大都市圏に移動した母親に多い（14%）。次に、子どもが生まれる前の母親・父親・世帯の属性を制御した場合、育児期に非三大都市圏に移動した母親は、移動していない母親に比べて、調査時点で正規職に就いている確率が有意に低く、また、三大都市圏に移動した母親は、移動していない母親に比べて、調査時点で祖父母と同居していない確率が有意に高い。しかし、移動した母親と移動していない母親の間で、手段的支援が欠如している確率に有意な差はない。最後に、育児期に非三大都市圏に移動した母親は、移動していない母親に比べて、配偶者以外の同居家族から相談などの情緒的支援が得られない確率が有意に低く、三大都市圏に移動した母親は、移動していない母親に比べて、近所の人から情緒的支援が得られない確率が有意に低い。

A. 研究目的

厚生労働省は、子育て支援策として、育児期の母親が孤立することを防ぐため、地域子育て支援拠点やファミリー・サポート・センターの整備・拡大を図っている（内閣府、2013）。このような政策の在り方について考えるうえでは、育児支援のネットワークが欠如している母親とはどのような母親なのかを把握することは重要であると考えられる。

母親が持つ育児支援のネットワークを決める要因については、既に松田（2008）と星（2011）が検証している。松田は、主に東京都府中市、国立市、立川市、多摩市、日野市で未就学児がいる世帯の母親を対象としたデータを分析することにより、母親の非親族ネットワーク（公的機関は含まない）の規模と正の相関を持つ要因として、末子年齢、母親が専業主婦であること、母親の学歴、世帯年収、同じ町内に住む6歳未満の子どもがいる世帯数、育児サークルや児童館の利用などがあることを示している。星は、第4回全国家庭動向調査から得たデータを用いて、母親がフルタイムで働いていることと公的機関による子育て支援の利用に正の相関があること、母親・父親の社会経済的地位の高さは、子育て支援に関する規範意識を通じて、公的機関による子育て支援の利用と正の相関を持つことなどを明らかにしている。

本稿では、特に母親の育児期の地域間移動に注目し、母親が持つ育児支援ネットワークの欠如との関係を実証的に分析する。地域間移動が人間関係に及ぼす影響については、高校を卒業後の

<sup>1</sup> 本報告書の基礎となった研究に対して日本学術振興会科学研究費補助金・特別推進研究（「世代間問題の経済分析：その深化と飛躍」課題番号 22000011）から補助金を頂いた。記して謝意を表したい。

東北出身の若者を対象とした研究がある（石黒ほか、2012）。しかし、育児期の地域間移動についても、世帯構造や親族との物理的な距離、或いは母親の就業状態に影響を及ぼす（千年、2006）のであれば、母親が持つ育児支援ネットワークと関連する可能性がある。このことを検証することが、本稿の目的である。

## B. 方法

### 1. 使用データ

本研究で使用するデータは、日本学術振興会・特別推進研究「世代間問題研究プロジェクト」において実施されたインターネット調査「くらしと仕事に関する調査（Longitudinal Survey on Employment and Fertility：以下「LOSEF」と略称する）」の個票データである。LOSEFは、回答者の調査時点での仕事・家族・健康状態などに関する情報だけでなく、公的年金加入者に発行される「ねんきん定期便」或いは「ねんきんネット」の記録を回答者に転記してもらうことで、公的年金の加入履歴や月収（各年4月時点の標準報酬月額）の履歴の正確な情報を収集し、さらに、転記された情報に基づき、年金制度加入後の就業履歴や、居住地（京浜大都市圏、中京大都市圏、京阪神大都市圏、三大都市圏以外）・家族構成などについても尋ねている。同調査は2011年から2013年にかけて4回実施され、各回の調査対象者はそれぞれ、公的年金に加入していてかつインターネット調査会社（株式会社マクロミル）にモニター登録している30代～50代の男女約6,000人、中高年（50代・60代の男女）約2,000人、青年（20代・30代の男女）約3,000人、そして過去に解雇された経験がある男女約1,400人である（表1）<sup>2,3</sup>。今回は、標本数を確保するため、4回の調査全てのデータをプールして使用する。

本研究にとって重要なLOSEFの特徴は3点ある。1点目は、年金制度加入後の居住地の情報から、回答者の過去の三大都市圏・非三大都市圏間の移動歴を把握することができることである。ただし、年金制度加入前の居住地の情報はなく、三大都市圏内・非三大都市圏内の移動は識別できない。また、居住地が変化したときの移動理由に関する情報は含まれていない。2点目の特徴は、子どもを持つ回答者の場合、本人が持つ育児支援のネットワークに関する情報が利用できることである。ただし、調査時点の情報しかないので、移動前後の変化を捉えることはできない。最後に、3点目は、LOSEFのサンプルは、全国を代表していないことである。したがって、本研究の結果は、LOSEFのサンプル以外に一般化できるものではない。

以上のような特徴を踏まえたうえで、今回の分析では、1人以上の子どもを持ち、かつ調査時点で末子が5歳以下であった母親にサンプルを限定する。さらに、末子を妊娠する前の少なくとも2年間は三大都市圏・非三大都市圏間を移動していないサンプルのみを使用する。また、育児期に2回以上、三大都市圏・非三大都市圏間を移動している母親はサンプルから除外する。このような制約を満たすサンプル数は1,230である（表2）。

### 2. 分析手法

<sup>2</sup> LOSEFの詳細は稲垣(2012)と高山・稲垣・小塩(2012)にある。

<sup>3</sup> ここで「解雇された経験がある」者とは、以下の2つのスクリーニングクエスチョンに対して「はい」と答えた個人と定義している。(1) あなたは正社員として会社勤めをした経験はありますか、(2) あなたは、いままで勤めた会社で、2011年3月末までに解雇された経験はありますか。ここでいう解雇とは、「倒産・整理解雇・希望退職への応募」による退職、または「普通解雇」による退職のことをいいます。自己都合による退職や、契約期間の満了さらには定年到達・出向による退職は含みませんので、ご注意ください。

調査時点で5歳以下であった末子に着目し、彼/彼女を妊娠してから調査時点までに三大都市圏・非三大都市圏間を移動した母親と移動していない母親の間で、調査時点における育児支援のネットワークが有意に異なるか否かを検証する。検証は、末子を妊娠する1年前の母親・父親・世帯の属性を制御して行う。具体的には、以下の式を線形確率モデルで推定する。

$$Y_i = 1[\alpha + \beta_0 D_i^{UtoR} + \beta_1 D_i^{RtoU} + \beta_2 X_i + \varepsilon_i > 0] \quad (1)$$

ここで、 $1[\cdot]$ は、括弧内の条件式が真であれば1、それ以外であれば0の値を取る関数である。 $Y_i$ は母親*i*の育児支援ネットワークの欠如を表す変数で、今回は、2種類の指標を用いる。1つ目は、手段的な援助の欠如を示す指標で、「自分が病気などで倒れた時に、主として誰がお子さまの面倒を見ますか。(回答は1つ)」という質問に対して、「配偶者」「自分の祖父母」「配偶者の祖父母」「自分の父母」「配偶者の父母」「親戚」「保育ママ」「ベビーシッター」「友人・知人・近所の人」「ファミリー・サポート・センター」「面倒を見てくれる人はいない」という選択肢のなかから、「面倒をみてくれる人はいない」と答えた場合に1、それ以外の場合に0の値を取るダミー変数として定義する。2つ目は、情緒的な援助の欠如を示す指標である。この指標は、「配偶者」「配偶者以外の同居家族」「別居の家族や親族」「近所の人」「友人」「公的機関」「NPO」のそれぞれについて、「心配ごとや困りごとがあるとき、どのくらい相談に乗ってくれますか。」と尋ねた質問に対して、「かなり」「いくらか」「少し」「全くない」「該当者がいない」という選択肢のなかから、「全くない」或いは「該当者がいない」と答えた場合に1、それ以外の場合に0を取るダミー変数として定義する。

$D_i^{UtoR}$ は育児期の移動を表す変数で、末子が生まれてから調査時点までに非三大都市圏から三大都市圏に移動した場合に1、それ以外の場合に0の値を取るダミー変数とする。 $D_i^{RtoU}$ は、逆に、三大都市圏から非三大都市圏に移動したことを示すダミー変数である。 $X_i$ は(研究者に)観察可能な属性を表す変数のベクトルであり、母親・父親の最終学歴、母親の社交性の代理変数としての中学生の時の交友関係、末子を妊娠する1年前の母親・父親の年齢並びに就業状態、居住地、祖父母との同居と、子どもの数を含む。 $\varepsilon_i$ は観察不可能な変数のベクトルである。分析に使用するサンプルは、上述したサンプル制約を満たす1,230人のうち、(1)式の全ての変数が揃う1,184人である。

(1)式の線形確率モデルでの推定により因果関係を識別するためには、育児期の移動というイベントが、育児支援ネットワークの欠如に対して外生的に決まらなければならない。仮に、育児期に移動する母親としない母親の間で観察不可能な属性の違いがあり、その属性が育児支援ネットワークの欠如にも影響を及ぼす場合には、この条件は満たされない。また、母親の育児支援ネットワークの地理的分散が育児期の移動に影響を与える場合にも、この条件は満たされない。例えば、母親が公的機関による子育て支援が充実している地域を選んで移動する場合には、 $\beta_0$ 並びに $\beta_1$ の推定値は真の値よりも過少になる。

## C. 結果

### 1. 記述的分析

LOSEFのデータにおいては、末子を妊娠してから調査時点までに三大都市圏・非三大都市圏間を移動した母親は、1,184人中わずか53人で、そのうち、三大都市圏に移動したのは22人、非三大都市圏に移動したのは31人であった。したがって、以下の分析は、非常に少ないサンプルに依拠したものであることに留意が必要である。

図1は、「自分が病気などで倒れた時に、主として誰がお子さまの面倒を見ますか。」という質問に対して、それぞれの選択肢を選んだ割合を、「移動なし」「三大都市圏への移動」「非三大都市圏への移動」という3つの移動類型別に示したものである。ただし、元々の選択肢にあった「自分の祖父母」「配偶者の祖父母」「親戚」を「その他の親戚」に、「保育ママ」「ベビーシッター」を「ベビーシッター」にまとめている。この図から、約70%から80%の母親が、手段的支援を受ける相手として配偶者を選んでいることがわかる。次に多いのが自分の父母である。また、面倒を見てくれる人はいないと回答した母親も一定数存在し、3%から14%となっている。移動類型別には、三大都市圏に移動した母親は、移動していない母親に比べて、面倒を見てくれる人はいないと回答した割合が有意に高くなっている。

図2は、「心配ごとや困りごとがあるとき、次の人はどのくらい相談に乗ってくれますか。」という質問に対して、ここに挙げられている潜在的な支援者のそれぞれについて、「全くない」或いは「該当者がいない」と答えた割合を、移動の類型別に示したものである。この図から、配偶者以外の同居家族、近所の人、公的機関やNPOに関しては、情緒的支援を受けていない母親の割合が高いことがわかる。移動類型別には、三大都市圏に移動した母親は、移動していない母親に比べて、近所の人からの情緒的支援を受けていない割合が有意に低くなっている。以上のことから、末子を妊娠してから調査時点までに三大都市圏に移動した母親は、移動していない母親に比べて手段的支援を得にくい一方で、近所の人からの情緒的支援を得やすい傾向にあることがわかる。

表3は、移動の類型によって、末子を妊娠する1年前の観察可能な属性に有意な差がみられることを示している。例えば、三大都市圏に移動した母親は、移動していない母親に比べて年齢が有意に低く、配偶者の最終学歴が大卒以上である割合が高い。また、非三大都市圏に移動した母親は、移動していない母親に比べて正規職に就いていた割合が有意に高く、就業していなかった割合が低い。さらに、配偶者が正規職に就いていた割合が有意に低いことがわかる。このことから、移動類型によって、育児支援ネットワークの欠如に有意に差があるか否かを検証するためには、少なくとも末子を妊娠する1年前の観察可能な属性を制御する必要があることがわかる。

表4は、育児支援ネットワークと関連すると考えられる、祖父母との同居の有無と母親の就業状態（正規職についているか否か）について、末子を妊娠する1年前と調査時点の間の変化を、移動の類型別に示したものである。この表から、非三大都市圏に移動した母親は、移動していない母親に比べて、末子を妊娠する1年前には祖父母と別居していたが、調査時点では同居していた割合が有意に高いことがわかる。また、母親の就業状態については、三大都市圏に移動した母親は、移動していない母親に比べて、両時点で正規職に就いていた割合は有意に低い。さらに、非三大都市圏に移動した母親は、移動していない母親に比べて、両時点で正規職に就いていなかった割合は有意に低く、正規職から非正規職になった割合は高く、両時点で正規職に就いていた割合は低くなっている。したがって、移動によって、母親の正規就業が阻害された可能性が示唆されている。

## 2. 回帰分析

表5列1は、手段的支援が欠如していることを示すダミー変数を従属変数として、(1)式を線形確率モデルで推定した結果を表している。ここから、三大都市圏への移動を表すダミー変数の係数は正、非三大都市圏への移動を表すダミー変数の係数は負となっているが、いずれも統計的に有意ではないことがわかる。調査時点での母親の就業状態と祖父母との同居の有無を制御しても、



この結果は変わらない（結果の表示は省略している）。他の制御変数について見てみると、末子を妊娠する1年前に母親が正規職以外に就いていた場合には、正規職に就いていた場合と比べて、調査時点において誰からも手段的支援を得ることができない確率が有意に高い。また、配偶者の最終学歴が大卒以上である場合には、大卒未満である場合と比べて、誰からも手段的支援を得ることができない確率が有意に高いことが示されている。

列2は、(1)式と同じ制御変数を用いて、調査時点で母親が正規職に就いていることと移動の関係を検証した結果を表している。ここから、非三大都市圏に移動した母親は、移動していない母親に比べて、調査時点で正規職に就いている確率が有意に低いことがわかる。このような、移動が女性の就業状態に負の影響を及ぼすという結果は、千年(2006)とも整合的である。最後に、列3は、(1)式と同じ制御変数を用いて、調査時点で母親が祖父母と同居していないことと移動の関係を検証した結果を示している。ここからは、三大都市圏に移動した母親は、移動していない母親に比べて、調査時点で祖父母と同居していない確率が有意に高いことが読み取れる。

表6は、それぞれの潜在的支援者からの情緒的支援が欠如していることを示すダミー変数を従属変数として、(1)式を線形確率モデルで推定した結果を表している（移動変数にかかる係数以外の結果の表示は省略している）。この表からは、非三大都市圏に移動した母親は、移動していない母親に比べて、配偶者以外の同居家族から情緒的支援が得られない確率が有意に低いことがわかる。一方、三大都市圏に移動した母親は、移動していない母親に比べて、近所の人から情緒的支援が得られない確率が有意に低い。表5列3の結果とも合わせると、三大都市圏に移動した母親は、親族との距離が離れることで彼らから支援を受けにくくなる一方で、近所の人との関係をより密にする可能性が示唆される。

#### D. 考察および E. 結論

本稿では、LOSEFの個票データを用いて、育児期の三大都市圏・非三大都市圏間の移動と母親の育児支援ネットワークの欠如の関係について検証した。移動者のサンプルが非常に少ないことに留意が必要ではあるが、主な分析結果は以下の通りである。まず、誰からも子どもの世話などの手段的支援を得ることができない母親が一定数存在する。次に、子どもが生まれる前の母親・父親・世帯の属性を制御した場合、育児期に非三大都市圏に移動した母親は、移動していない母親に比べて、調査時点で正規職に就いている確率が有意に低く、また、三大都市圏に移動した母親は、移動していない母親に比べて、調査時点で祖父母と同居していない確率が有意に高いが、移動した母親と移動していない母親の間で、手段的支援が欠如している確率に有意な差はない。最後に、育児期に非三大都市圏に移動した母親は、移動していない母親に比べて、配偶者以外の同居家族から相談などの情緒的支援が得られない確率が有意に低く、三大都市圏に移動した母親は、移動していない母親に比べて、近所の人から情緒的支援が得られない確率が有意に低い。

以上のような結果から、少なくとも情緒的支援の欠如については、育児期に移動した母親と移動していない母親の間で異なる傾向があることが示唆されている。しかし、今回の分析では、母親の観察不可能な属性による移動の内生性や、移動とサポートネットワークに関連する親との同居や就業に関する意思決定の同時性などの重要な問題に対処できておらず、今後取り組むべき重要な研究課題として残されている。

(参考文献)

1. 石黒格・李永俊・杉浦裕晃・山口恵子(2012)『「東京」に出る若者たち—仕事・社会関係・地域間格差』ミネルヴァ書房.
2. 稲垣誠一(2012)「1950年代生まれの所得格差と就業行動：年金定期便の加入履歴等に関するインターネット調査の概要と分析」『日本統計学会誌』41, pp. 285-317.
3. 高山憲之・稲垣誠一・小塩隆士(2012)『「くらしと仕事に関する調査：2011年インターネット調査」の概要と調査客体の特徴等について』世代間問題研究プロジェクト・ディスカッションペーパー No. 551.
4. 千年よしみ(2006)「夫婦移動と有配偶女性の就業」『人口問題研究』62, pp. 20-40.
5. 星 敦士(2012)「育児期のサポートネットワークに対する階層的地位の影響」『人口問題研究』67, pp. 38-58.
6. 松田茂樹(2008)『何が育児を支えるのか—中庸なネットワークの強さ』勁草書房.

F. 健康危険情報

なし

G. 研究発表

なし

H. 知的所有権の出願・登録状況

なし

表1：LOSEF 調査のサンプル

名称	サンプル	実施年
くらしと仕事に関する調査：2011年インターネット調査	30-59歳の男女5,953人	2011
くらしと仕事に関する中高年インターネット特別調査	50-69歳の男女2,072人	2012
くらしと仕事に関する青年インターネット特別調査	21-35歳の男女2,914人	2013
くらしと仕事に関する解雇経験者インターネット特別調査	過去に解雇経験のある男女1,436人 <解雇の定義：「倒産・整理解雇・希望退職への応募」または「普通解雇」による失職>	2013

表2：サンプルセレクション

	# of Obs.	女性	調査時点で少なくとも1人子どもがいる	末子が5歳以下	末子を妊娠する前の少なくとも2年間は三大都市圏・非三大都市圏間を移動していない	育児期に2回以上、三大都市圏・非三大都市圏間を移動していない
	A	B	C	D	E	F
	11,962	5,885	3,353	1,304	1,238	1,230
B/A, C/A, D/A, E/A, F/A		0.492	0.280	0.109	0.103	0.103
C/B, D/B, E/B, F/B			0.570	0.222	0.210	0.209
D/C, E/C, F/C				0.389	0.369	0.367
E/D, F/D					0.949	0.943
F/E						0.994

表3：末子を妊娠する1年前の属性（移動類型別）

	移動なし (A)	三大都市 圏への移 動(B)	非三大都 市圏への 移動(C)	差の有意 性 (A)-(B)	差の有意 性 (A)-(C)
<b>本人(母親)属性</b>					
年齢	29.20 (3.90)	27.73 (3.25)	28.16 (3.69)	+	
大卒以上	0.45 (0.50)	0.55 (0.51)	0.55 (0.51)		
<b>就業状態：</b>					
正規就業	0.34 (0.47)	0.23 (0.43)	0.58 (0.50)		**
それ以外の就業	0.24 (0.43)	0.18 (0.39)	0.29 (0.46)		
就業していない	0.43 (0.49)	0.59 (0.50)	0.13 (0.34)		**
中学生のとき友達なし	0.06 (0.24)	0.00 (0.00)	0.06 (0.25)		
<b>配偶者(父親)属性</b>					
年齢	31.32 (5.12)	30.41 (4.88)	29.87 (6.00)		
大卒以上	0.54 (0.50)	0.82 (0.39)	0.61 (0.50)	*	
<b>就業状態：</b>					
正規就業	0.76 (0.43)	0.86 (0.35)	0.58 (0.50)		*
それ以外の就業	0.09 (0.28)	0.00 (0)	0.16 (0.37)		
就業していない	0.13 (0.33)	0.05 (0.21)	0.19 (0.40)		
不明	0.03 (0.18)	0.09 (0.29)	0.06 (0.25)		
<b>世帯属性</b>					
三大都市圏に居住	0.48 (0.50)	0.00 (0)	1.00 (0)	**	**
親(配偶者の親も含む)との同居なし	0.79 (0.41)	0.77 (0.43)	0.81 (0.40)		
子どもの数	0.50 (0.67)	0.55 (0.60)	0.19 (0.40)		*
サンプル数	1131	22	31		

注：カッコ内は標準偏差。+  $p < 0.10$ , \*  $p < 0.05$ , \*\*  $p < 0.01$ 。

表4：末子を妊娠する1年前と調査時点における祖父母との同居の有無と母親の就業状態の変化（移動類型別）

	移動なし (A)	三大都市 圏への移 動(B)	非三大都 市圏への 移動(C)	差の有意 性 (A)-(B)	差の有意 性 (A)-(C)
<b>親(配偶者の親も含む)との同居 状況</b>					
同居、同居	0.080 (0.271)	0.000 (0)	0.000 (0)		
同居、別居	0.134 (0.340)	0.227 (0.429)	0.194 (0.402)		
別居、同居	0.023 (0.150)	0.000 (0)	0.097 (0.301)		**
別居、別居	0.764 (0.425)	0.773 (0.429)	0.710 (0.461)		
<b>本人(母親)の就業状態</b>					
正規雇用以外、正規雇用以外	0.649 (0.477)	0.773 (0.429)	0.387 (0.495)		**
正規雇用以外、正規雇用	0.015 (0.122)	0.000 (0)	0.032 (0.180)		
正規雇用、正規雇用以外	0.204 (0.403)	0.227 (0.429)	0.581 (0.502)		**
正規雇用、正規雇用	0.132 (0.338)	0.000 (0)	0.000 (0)	+	*
サンプル数	1131	22	31		

注：カッコ内は標準偏差。+  $p < 0.10$ , \*  $p < 0.05$ , \*\*  $p < 0.01$ 。

表 5 : 手段的援助と末子の育児期の移動

	子供の面倒を 見てくれる人 なし	正規雇用	親（配偶者の 親も含む）と の同居なし
三大都市圏への移動	0.070 (0.049)	-0.098 (0.066)	0.0978+ (0.058)
非三大都市圏への移動	-0.021 (0.042)	-0.197** (0.056)	-0.035 (0.050)
<b>本人（母親）属性</b>			
年齢：			
30代	-0.022 (0.015)	0.015 (0.021)	-0.010 (0.018)
40代	-0.064 (0.082)	-0.052 (0.110)	0.032 (0.097)
大卒以上	-0.012 (0.015)	0.023 (0.020)	0.016 (0.017)
就業状態：正規雇用以外の就業	0.0339+ (0.018)	-0.340** (0.024)	0.023 (0.021)
就業していない	0.021 (0.017)	-0.391** (0.022)	-0.014 (0.020)
中学生のとき友達なし	0.025 (0.027)	0.051 (0.037)	-0.044 (0.032)
<b>配偶者（父親）属性</b>			
年齢：			
30代	-0.007 (0.016)	0.011 (0.021)	-0.016 (0.018)
40代	-0.014 (0.031)	-0.035 (0.042)	0.001 (0.037)
大卒以上	0.0303* (0.015)	-0.005 (0.020)	0.0368* (0.017)
就業状態：正規雇用以外の就業	0.020 (0.024)	0.008 (0.032)	-0.0816** (0.028)
就業していない	-0.014 (0.020)	-0.0811** (0.027)	-0.017 (0.024)
不明	0.016 (0.037)	0.000 (0.050)	0.057 (0.044)
<b>世帯属性</b>			
三大都市圏に居住	-0.003 (0.014)	0.012 (0.018)	0.0317+ (0.016)
親（配偶者の親も含む）との同居なし	0.008 (0.017)	0.033 (0.023)	0.332** (0.020)
子どもの数	-0.006 (0.011)	0.0524** (0.015)	-0.0311* (0.013)
サンプル数	1184		

注：カッコ内は標準偏差。+  $p < 0.10$ , \*  $p < 0.05$ , \*\*  $p < 0.01$ 。

表 6：情緒的援助と末子の育児期の移動

	心配ごとや困りごとがあるとき、次の人たちはどのくらい相談に乗ってくれますか。 (全くない/該当者なし)						
	配偶者	配偶者以外 の同居家族	別居の家 族や親族	近所の人	友人	公的機関	NPO
三大都市圏への移動	-0.033 (0.042)	0.102 (0.102)	-0.087 (0.063)	-0.223* (0.105)	0.029 (0.057)	-0.035 (0.108)	0.074 (0.072)
非三大都市圏への移動	-0.031 (0.036)	-0.175* (0.087)	-0.030 (0.054)	0.017 (0.090)	-0.009 (0.049)	0.015 (0.092)	-0.001 (0.061)

注：カッコ内は標準偏差。\*  $p < 0.10$ , \*  $p < 0.05$ , \*\*  $p < 0.01$ 。表5と同じ制御変数を用いている。

図 1：手段的援助を受ける相手（移動類型別）

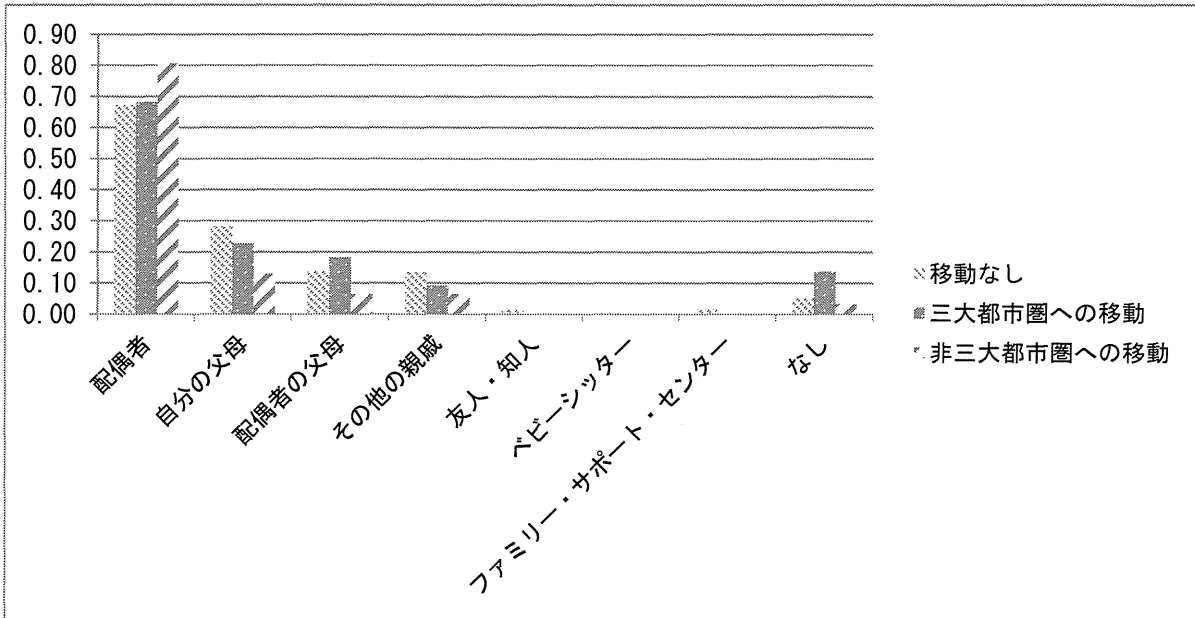
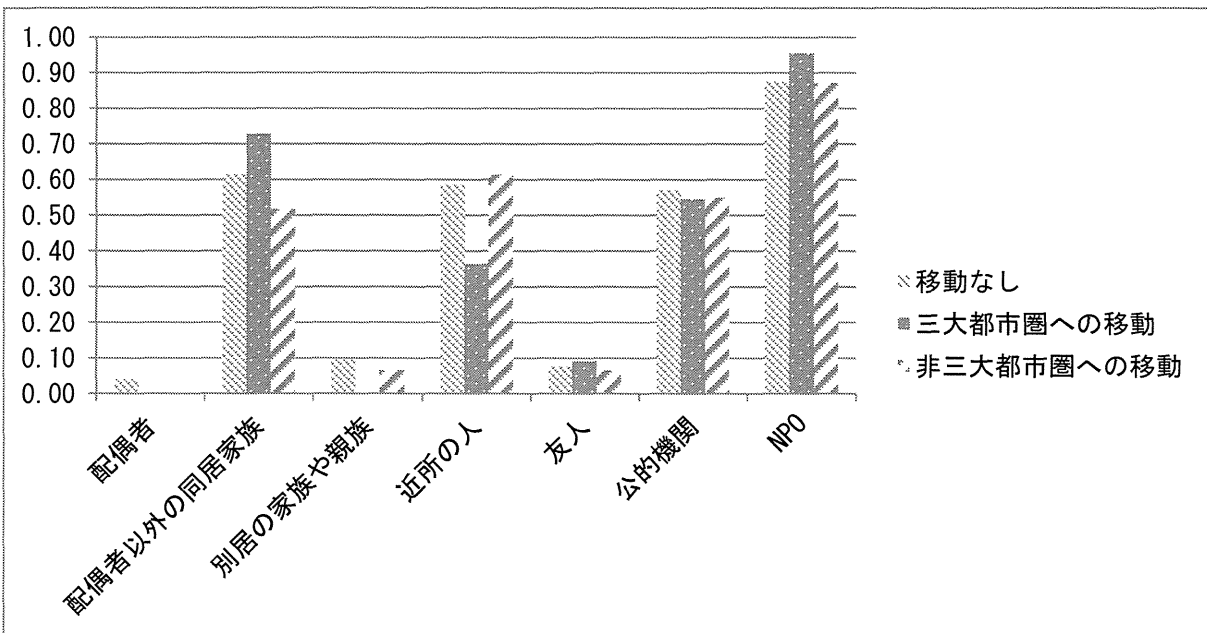


図 2：情緒的援助を受けていない相手（移動類型別）



## 第5章. 地域包括ケア 総合データベース構築に関する研究

【概要】

目的：市町村職員による施策立案（少子化対策）に貢献するようなDB構築・提供すること

方法：今年度、都道府県を主として整備するが、適宜、市町村データも収集した。DBに求められる機能は該当自治体の位置づけ（特徴、強み、弱み）が把握できること（成績表は現状、時系列的变化；過去のトレンド、将来予測；事業計画策定支援の3点セットで表示、レーダーチャート、地図チャート、散布図、折れ線グラフを使用）。隣接自治体との比較が容易にできることである。

A. 研究目的

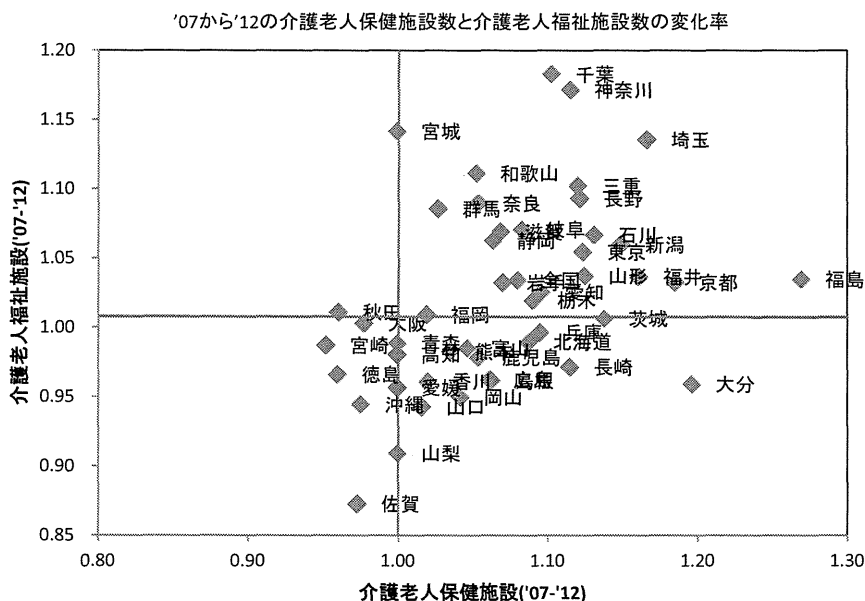
今年度は、地域包括ケア関連諸指標（医療・介護提供体制、背景として医療・介護需要）に関する都道府県版DBを構築した。キーワード検索やデータ視覚化のための散布図などが簡便に利用可能な仕組みも導入した。

B. 方法

介護老人福祉施設定員数の試算

方法 介護度3以上の要介護認定者数を試算（平成13年の比率を固定）し、それに基づいて施設数定員を線形回帰分析を利用して試算する（データは2007～12年を必要）。

近時の傾向 下図には'07から'12の介護老人保健施設数と介護老人福祉施設数の変化率を表している。'07-'12では、どちらの施設も伸びるというのが最も多いケースであるが、二つめの傾向として介護老人保健施設を増加させて介護老人福祉施設を減少させるというのがある。

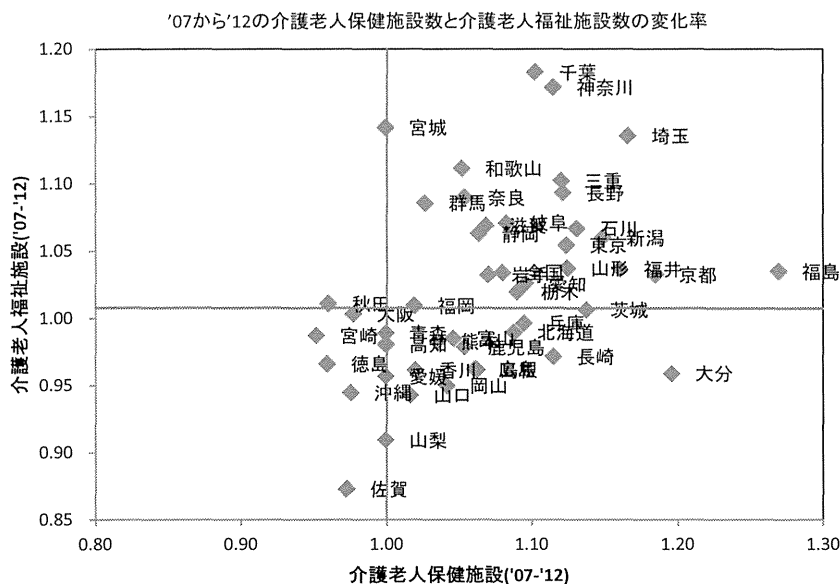


データ出所) 厚生労働省『介護サービス施設・事業所調査』

### 介護老人保険施設定員数の試算

方法 介護度3以上の要介護認定者数を試算（平成13年の比率を固定）し、それに基づいて施設数定員を線形回帰分析を利用して試算する（データは2007～12年を所要）。

近時の傾向 下図には'07から'12の介護老人保健施設数と介護老人福祉施設数の変化率を表している。'07-'12では、どちらの施設も伸びるというのが最も多いケースであるが、二つめの傾向として介護老人保健施設を増加させて介護老人福祉施設を減少させるというのがある。

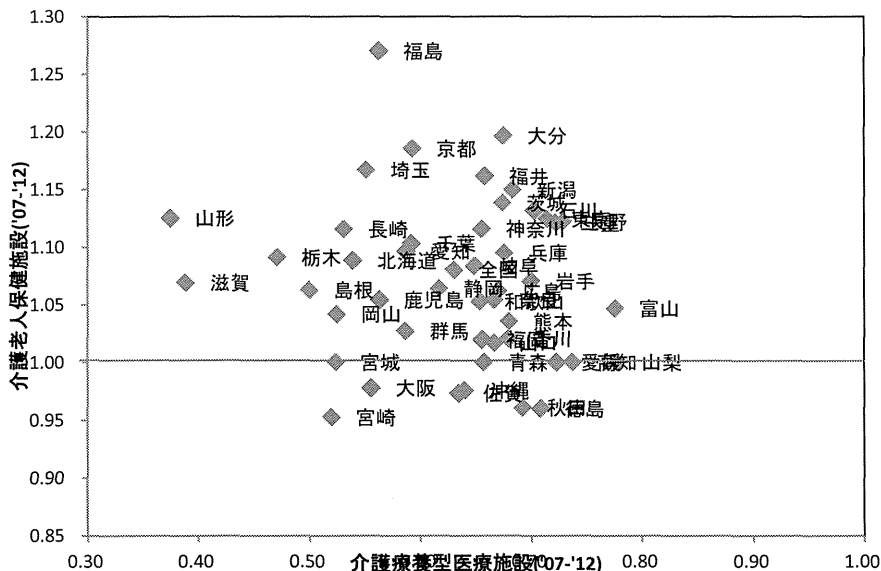


データ出所) 厚生労働省『介護サービス施設・事業所調査』

### 介護療養型施設定員数の試算

方法 介護度3以上の要介護認定者数を試算（平成13年の比率を固定）し、それに基づいて施設数定員を線形回帰分析を利用して試算する（データは2007～12年を所要）。

近時の傾向 下図には'07から'12の介護療養型医療施設数と介護老人保健施設数の変化率を表している。'07-'12では、介護療養型医療施設数はすべての地域で減少している。これは厚労省の方針を具現化したものであるが、減少傾向にあるとはいえ、変化率は小さいことがわかる。



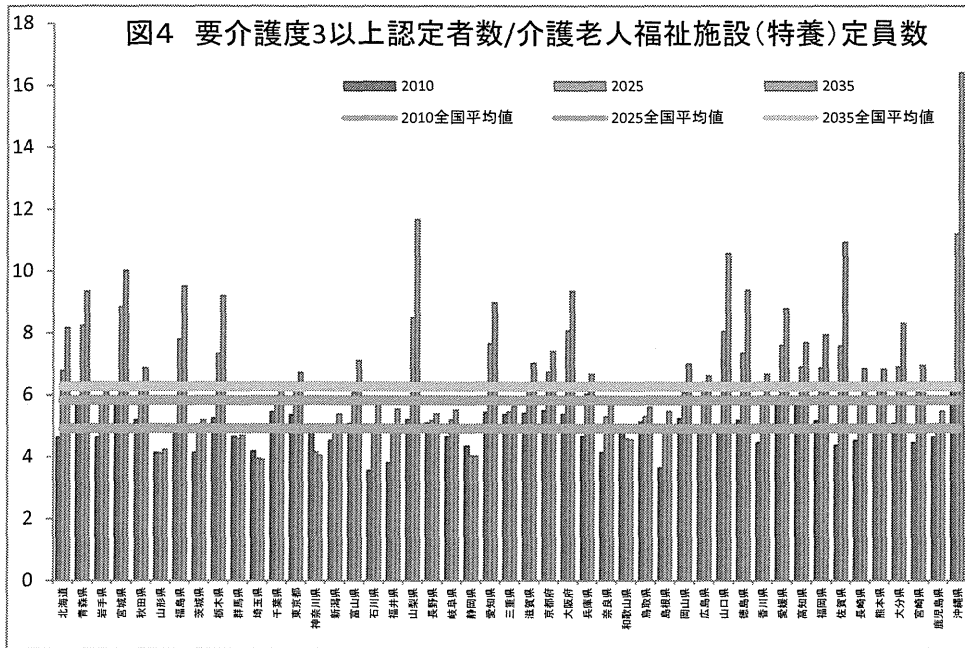
データ出所) 厚生労働省『介護サービス施設・事業所調査』



### C. 結果

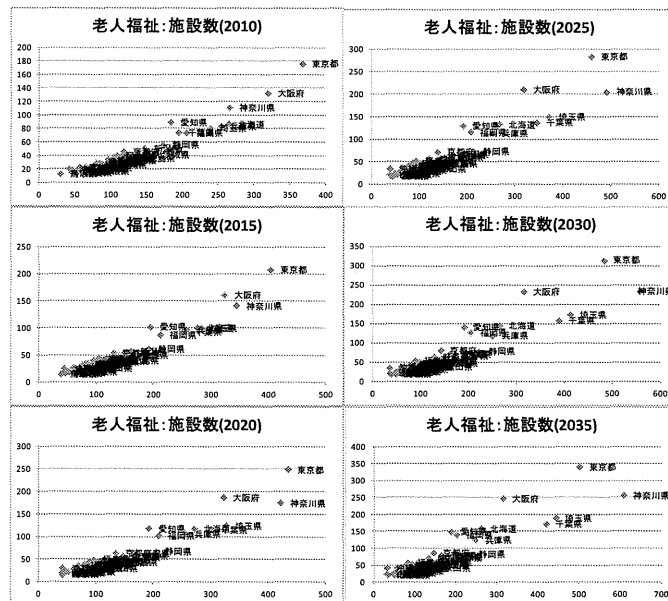
#### 介護老人福祉施設定員数の試算

**結果の概要**（東北太平洋岸は東日本大震災の影響を除去しきれないので参考） 従来から指摘されているように、都市部では介護老人福祉施設の定員数は不足気味である。ただし、その変化の態様は一様ではない。図4 あげた各棒グラフは、千葉や東京のように右上がりになれば、一定員辺りの認定者数が増えることを意味し、埼玉や神奈川のように右下がりになれば、一定員辺りの認定者数が減ることを意味する。また、認定者数はあまり増加しないが、施設定員の減少トレンドが大きい山梨、山口、四国地域、沖縄は全国平均を大きく上回る値をとり、施設定員の深刻な減少に見舞われる可能性がある。今後は図5 の施設数も考慮しながら、試算の精緻化を図る。



データ出所) 厚生労働省『介護サービス施設・事業所調査、介護給付費実態調査』、国立社会保障・人口問題研究所『日本の地域別将来推計人口（平成25年3月推計）』

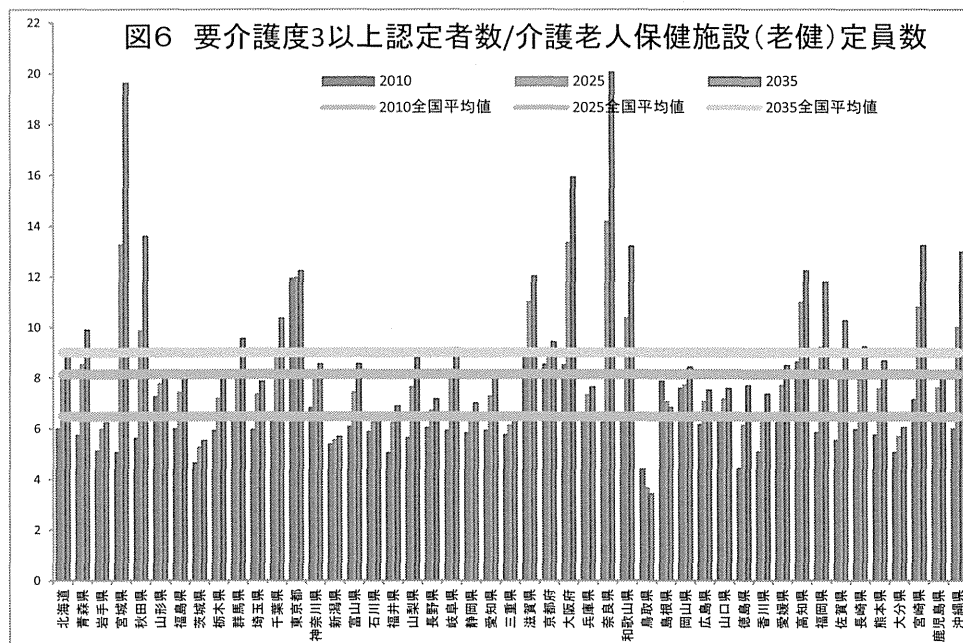
#### 図5 介護老人福祉施設数の推移



データ出所) 厚生労働省『介護サービス施設・事業所調査』

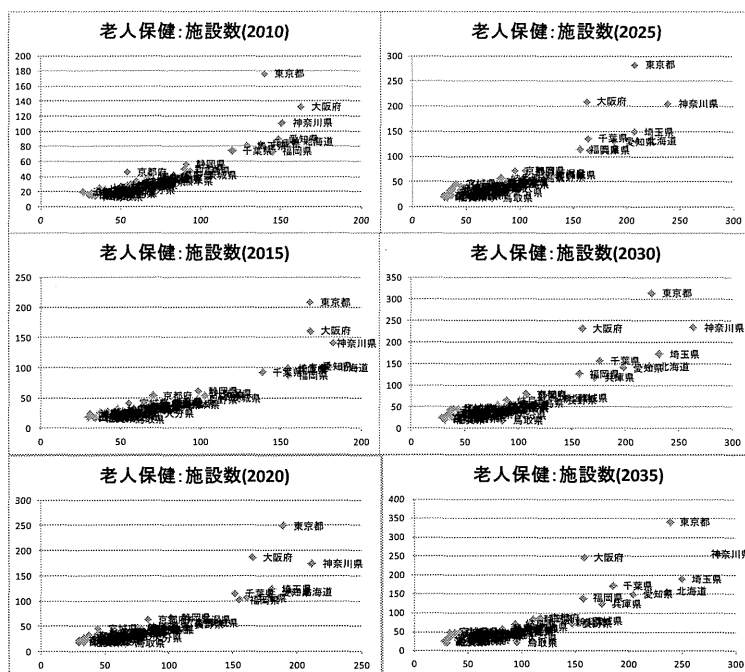
## 介護老人保険施設定員数の試算

結果の概要（東北太平洋岸は東日本大震災の影響を除去しきれないので参考） 介護老人保健施設の定員数は全国的に不足気味である。図6 の各棒グラフは、右上がりになれば一定員辺りの認定者数が増えることを意味し、右下がりになれば、一定員辺りの認定者数が減ることを意味する。また、認定者数はあまり増加しないが、施設定員の減少トレンドが大きい宮城、秋田、奈良、和歌山、宮崎、沖縄は全国平均を大きく上回る値をとり、施設定員数の深刻な減少に見舞われる可能性がある。今後は図7 の施設数も考慮しながら、試算の精緻化を図る。



データ出所) 厚生労働省『介護サービス施設・事業所調査、介護給付費実態調査』、国立社会保障・人口問題研究所『日本の地域別将来推計人口（平成25年3月推計）』

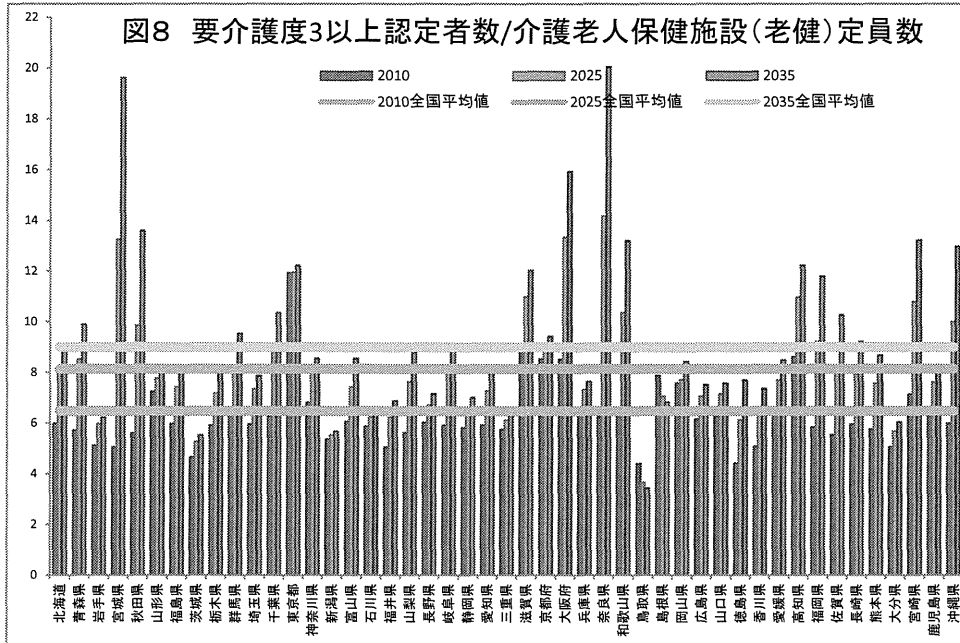
## 図7 介護老人保健施設数の推移



データ出所) 厚生労働省『介護サービス施設・事業所調査』

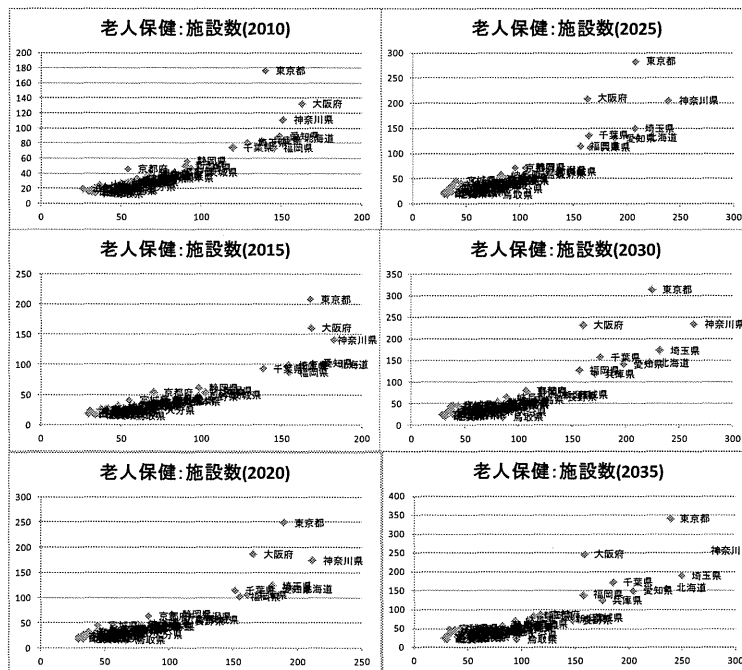
## 介護療養型施設定員数の試算

結果の概要（東北太平洋岸は東日本大震災の影響を除去しきれないので参考） 介護療養型医療施設の定員数は全国的に低下傾向にある。療養病床の転換状況を調査した「療養病床の転換以降等調査」を見ると、平成年月から平成年月までに厚生労働省に報告のあった介護療養病床から転換等が行われた約 21,000 床の内訳は、医療療養病床への転換が約 18,000 床、介護老人保健施設等の介護施設への転換が約 1,000 床、廃止が約 500 床であった。



データ出所) 厚生労働省『介護サービス施設・事業所調査、介護給付費実態調査』、国立社会保障・人口問題研究所『日本の地域別将来推計人口(平成25年3月推計)』

## 図9 介護老人保健施設数の推移



データ出所) 厚生労働省『介護サービス施設・事業所調査』

図8は、こうした傾向および平成26年の田村厚労相（当時）の発言、そして8月7日の第105回社会保障審議会介護給付費分科会での方針転換（平成17年までに介護療養病の廃止を撤回）を考慮して作成した図である。もともと介護療養病床数が不足している地域や、今後、急速に高齢者の数が増加する都市部での要介護度3以上認定者数/介護療養型医療施設定員数の数値が高くなる傾向にある。今後は図9の施設数も考慮しながら、試算の精緻化を図る。

#### D. 考察および E. 結論

##### 介護老人福祉施設定員数の試算

**考察** 本分析における試算は、一定の仮定を置いて推計を行ったものであり、種々の不確実性に鑑み、相当程度の幅を持って理解される必要があるが、基本的に直近のトレンドを重んじた試算の構造を示している。施設定員の整備を越えて認定者数が大幅に増加する可能性があるのは、都市部でも愛知、大阪、福岡などが挙げられる。しかし、都市部の施設整備には限界があるので、代替案（在宅介護）の整備を早急に行う必要がある。

##### 介護老人保険施設定員数の試算

**考察** 本分析における試算は、一定の仮定を置いて推計を行ったものであり、種々の不確実性に鑑み、相当程度の幅を持って理解される必要があるが、基本的に直近のトレンドを重んじた試算の構造を示している。都市部において、大阪、福岡などでは認定者の伸びが大きいにもかかわらず施設定員の減少が見られる。また東京や愛知においては認定者の伸びが大きく、施設定員数の不足がみられる。特養同様施設の整備が求められるが、都市部の施設整備には限界があるため、代替案（在宅介護）の整備を早急に行う必要がある。

##### 介護療養型施設定員数の試算

**考察** 本分析における試算は、一定の仮定を置いて推計を行ったものであり、種々の不確実性に鑑み、相当程度の幅を持って理解される必要がある。とくに、介護療養型医療施設の増減は政策マターであるので、試算は困難である。それでも、基本的には認定者の伸びに対して介護療養型医療施設が減少傾向にあることは否定できず、各地域の動向もこれに準じている。しなわち、年々、各棒グラフは右上がりの傾向を見せて、要介護度3以上認定者数/介護療養型医療施設定員数の値が高くなることを示している。介護療養型医療施設のコストは大きいので、これの削減傾向はやむを得ないものと思われ、老人保健施設等への速やかな転換が必要である。

その他として、「二次医療圏別疾病構造試算ツール」、「二次予防対象者試算ツール」の開発に着手している。「二次医療圏別疾病構造試算ツール」は「患者調査（2010）」と「日本の地域別人口推計（2013年）」を利用。2010年の疾病構造がそのまま推移するもの仮定し、試算。全医療圏（除く福島県）について表示可能である。「二次予防対象者試算ツール」は「平成24年度介護予防事業及び介護予防・日常生活支援総合事業（地域支援事業）の実施状況に関する調査結果の二次予防対象者把握事業の結果」と「日本の地域別人口推計（2013年）」を利用。介護保険の保険者毎に値を設定。二次予防対象者把握事業の結果は2012年なので、2012年の保険者別人口の値とで試算ベンチマークの値を作成し、それを2010年からの「日本の地域別人口推計（2013年）」に当てはめた。全市町村（除く福島県）について表示可能である。