

(注) LISA 統計量の算出には GeoDa 1.6.7(© Anselin, L.)を用いた。

男女別の 75 歳以上純移動率の LISA 統計量を示したものが図 5 である。男女ともに首都圏郊外地域や北海道札幌市周辺、沖縄県の一部でホット・スポットが確認される。北海道では人口規模の小さい地域でクール・スポットが観察されるほか、和歌山県や高知県などでも広範なクール・スポットが確認された。

分析手法は地理的加重回帰モデル (Geographically Weighted Regression model: GWR) である。地理的加重回帰法は, Brunson および Fotheringham らのグループが中心となって開発されたものであり (Brunson et al. 1996 ; Fotheringham 2000 ; Fotheringham et al. 2002), ノンパラメトリック空間回帰モデルの一手法、すなわち条件付きカーネル回帰法を空間的に拡張したモデルである。通常回帰モデルに位置 (空間座標) 変数を導入し、回帰モデルの係数の推定に空間的加重をかけることで、係数の空間的なばらつきを表現する。

最小二乗法を用いた通常回帰モデル (OLS) は、すべての地点を含んで係数の推定を行うグローバルモデルであり、係数はすべての地点で一定であるとする空間的定常性を仮定している。一方、地理的加重回帰法は定数を除く係数が地点  $i$  ごとに計算されるローカルモデルとなる。そのため、係数が地点  $i$  ごとに異なるとする空間的非定常性を仮定している。

$$\text{通常回帰モデル (OLS):} \quad Y_i = \beta_0 + \beta_1 X_{i1} + \beta_2 X_{i2} + \dots + \beta_n X_{in} + \epsilon_i$$

$$\text{地理的加重回帰モデル(GWR):} \quad Y_i = \beta_0(i) + \beta_1(i) X_{i1} + \beta_2(i) X_{i2} + \dots + \beta_n(i) X_{in} + \epsilon_i$$

以下は係数の推定式を行列形式で示したものである。通常回帰モデルの係数の推定値に、位置  $i$  を中心に空間的に加重された関数  $w(i)$  を組み込んでいる。係数にかけられる空間的加重は距離が遠いほど空間的加重が小さくなる距離減衰関数である。このように、距離減衰関数によって加重された最小二乗法によって個々の推定値が求められる。

$$\text{通常回帰モデルの係数:} \quad \beta' = (X^T X)^{-1} X^T Y$$

$$\text{地理的加重回帰モデルの係数:} \quad \beta'(i) = (X^T W(i) X)^{-1} X^T W(i) Y$$

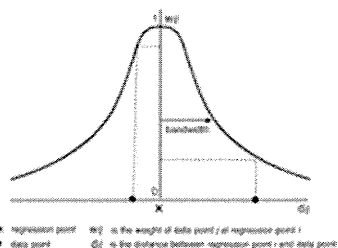
ここで、記号  $i$  の  $\beta'$  の各列、 $w(i)$  は  $n \times n$  空間的加重行列である。この空間的加重行列においては、対角成分は回帰地点  $i$  の空間的加重であり、その他の非対角成分は 0 である。

地理的加重回帰法は空間的加重の分布にカーネル関数を用いていることに特徴がある。カーネル関数は距離が小さいとき空間的加重が大きくなる距離減衰関数であるため、回帰地点から標本地点までの距離に応じて位置  $i$  にかかる空間的加重が変化する。GWR で用いる主要なカーネル関数にはガウス型 (Gauss) とバイスクエア型 (Bi-square) がある。また、カーネル関数のバンド幅の設定方法には固定型 (fixed) と適応型 (adapted) があり、カーネル関数のバンド幅の決定方法がそれぞれ異なる。固定型は回帰地点からのバンド幅をどの地点においても一定にしたものであり、適応型はバンド幅内に含まれる標本地点の数が等しくなるようにバンド幅が地点ごとに決定される方式である (図 6)。固定型のカーネル関数は標本地点が密集していても拡散していても不変であるのに対して、適応型は含まれる標本地点の数に応じてバンド幅を変化させていくことから標本地点の集積性によって加重のかかり方が変化する。バンド幅が大きければ推定する際の標本地点の数が多くなる

ため、推定値の分散は小さくなる分、バイアスが大きくなるが、バンド幅が小さければ、標本地点の数が少なくなるため、推定値の分散は大きくなる分、バイアスは小さくなる (Fotheringham et al. 2002)。このようなトレードオフの問題を適正に処理し最適なバンド幅を選択するために、モデル比較統計量である修正 AIC (AICc: 修正赤池情報量基準) や CV (交差妥当化: Cross Validation) を用いて、これらの統計量が最小となるバンド幅を最適であると判断する。

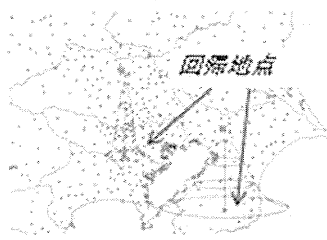
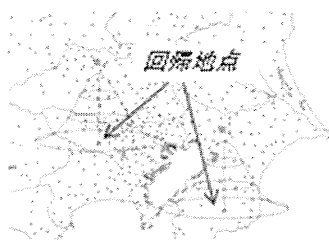
✓ 空間的加重

カーネル関数: 距離減衰関数



固定型(fixed)加重

適応型(adapted)加重



ガウス型(Gauss)

バイスクエア型(Bi-square)

$$w_{ij} = \exp\left[-\frac{1}{2}\left(\frac{d_{ij}}{h}\right)^2\right]$$

$$d_{ij} < h, \text{ then } w_{ij} = \left[1 - \left(\frac{d_{ij}}{h}\right)^2\right]^2$$

$$\text{otherwise } w_{ij} = 0$$

Fotheringham et al. (2002)

図 6 空間的加重の種類

以上で示したように、地理的加重回帰法は、既存の研究で用いられてきた OLS による回帰モデルに 2 つの意味で改善を加え、問題点を解決することができる。OLS による通常回帰モデルにおいては、(1) 誤差項に空間自己相関が存在する場合、i. i. d (Independent and identically distributed) の仮定が破られているという問題と、(2) 推定された係数は全国一律で同じであるという仮定に関する現実妥当性の問題があった。第 1 の問題の解決には、誤差項における空間自己相関の影響を調整した (地理) 空間誤差モデル (spatial error model) 等を用いることができるが、このモデルは第 2 の問題は解決しないグローバルモデル推定である。本稿では第 2 の問題についても対処するために、説明変数の係数の地理的異質性を許容するローカルモデルである地理的加重回帰モデルの推定を行う。

まずグローバル・モデルとしての従来回帰モデル (OLS) による係数の評価を行った後、ローカル・モデルとしての地理的加重回帰モデル (GWR) を推定し、グローバルモデルからの改善度を空間統計学的手法によって検定する。最後にモデルに用いた変数群の影響について解釈を行う。

分析対象は、1,853 市区町村別の 2005-2010 年のセンサス間における 75 歳以上男女の純移動率について分析モデルを構築した。独立変数には、総人口 (対数化)、75 歳以上人口割

合（％）、65歳以上単独世帯割合（％）、介護老人福祉施設定員数（75歳以上人口あたり）、介護老人保健施設定員数（75歳以上人口あたり）、都道府県庁所在地ダミー、核家族世帯割合（％）、15-49歳女性就業率（％）、男性失業率（％）である。使用変数の記述統計を表1に示した。

表1 推定モデルに用いる変数の記述統計

変数	年	資料	方向	Min	25%	Mean	Median	75%	Max
<b>従属変数</b>									
男性75歳以上純移動率（％）	2010	国勢調査		-0.167	-0.016	-0.003	-0.003	0.009	0.224
女性75歳以上純移動率（％）	2010	国勢調査		-0.750	-0.025	-0.005	-0.005	0.015	0.324
<b>独立変数</b>									
総人口（対数化）	2010	国勢調査	+	5.300	9.195	10.236	10.325	11.327	13.680
75歳以上人口割合（％）	2010	国勢調査	-	0.037	0.102	0.146	0.140	0.179	0.370
65歳以上単独世帯割合（％）	2010	国勢調査	-	0.028	0.071	0.099	0.090	0.114	0.667
介護老人福祉施設定員数（75歳以上人口あたり）	2010	国勢調査	+	0.000	0.022	0.035	0.030	0.042	0.329
介護老人保健施設定員数（75歳以上人口あたり）	2010	国勢調査	+	0.000	0.000	0.022	0.020	0.030	0.257
都道府県庁所在地ダミー	2010	国勢調査	+	0.000	0.000	0.110	0.000	0.000	1.000
核家族世帯割合（％）	2010	国勢調査	+	21.438	51.497	55.833	56.085	60.677	77.539
15-49歳女性就業率（％）	2010	国勢調査	+	37.500	58.184	62.536	62.607	66.788	82.941
男性失業率（％）	2010	国勢調査	+	0.000	6.070	7.652	7.362	8.848	28.956

### C. 結果

表2 男女別75歳以上純移動率に対する最小二乗法モデルによる推定結果

最小二乗法 (OLS) モデル	男性75歳以上純移動率（％）			女性75歳以上純移動率（％）		
	$\beta$	Std.Err	t value	$\beta$	Std.Err	t value
切片	-0.04705 ***	0.01418	-3.31700	-0.09682 ***	0.01873	-5.17000
総人口（対数化）	0.00374 ***	0.00056	6.68600	0.00736 ***	0.00077	9.50900
75歳以上人口割合（％）	-0.06667 ***	0.01552	-4.29500	-0.00742	0.02297	-0.32300
65歳以上単独世帯割合（％）	-0.13400 ***	0.01449	-9.24900	-0.22197 ***	0.01325	-16.75300
介護老人福祉施設定員数（75歳以上人口あたり）	0.25910 ***	0.01946	13.31700	0.54584 ***	0.02747	19.87100
介護老人保健施設定員数（75歳以上人口あたり）	0.44050 ***	0.02414	18.24600	0.67363 ***	0.03413	19.73500
都道府県庁所在地ダミー	0.00248	0.00217	1.13900	0.01186 ***	0.00308	3.85400
核家族世帯割合（％）	0.00035 ***	0.00009	3.88800	0.00115 ***	0.00012	9.49800
15-49歳女性就業率（％）	-0.00022	0.00014	-1.61800	-0.00072 ***	0.00019	-3.71900
男性失業率（％）	0.00052 *	0.00022	2.38000	0.00051	0.00031	1.65200
Adjusted R-squared	0.3592			0.5065		
F-statistic	119.3 ***			217.7 ***		
AIC	-8870.813			-7583.3		
Moran I Statistics for OLS model residual	4.1652 ***			2.1878 **		

Significance Level: 0 \*\*\*\* 0.001 \*\*\* 0.01 \*\* 0.05 \*

表2は男女75歳以上純移動率を従属変数とした最小二乗法(Ordinary Least Squares: OLS)による回帰モデルの結果を示している。総人口は男女とも正の方向で統計的に有意であり、総人口が多い市区町村ほど75歳以上人口の純移動率が正であることがわかる。75歳以上割合では男性モデルでのみ負の方向で統計的に有意であった。65歳以上単独世帯割合は男女ともに負の方向で統計的に有意な結果となり、単独世帯が高い市区町村ほど純移動率が負になる結果であり、家庭内の介護資源の減少は高齢者の転出を促す効果がみられる

ことを示している。介護老人福祉施設定員数、介護老人保健施設定員数（ともに75歳人口あたり）は男女ともに正の方向で統計的に有意であり、定員数が高い市区町村ほど75歳以上人口の純移動率が正になる傾向にあることがわかる。各都道府県の中心地である県庁所在地ダミーは女性モデルでのみ統計的に有意な結果であった。その他の共変量については、核家族世帯割合は男女ともに正の方向で統計的に有意、女性の就業率は女性モデルでのみ負の方向で統計的に有意、男性の失業率は統計的有意差が小さいが正の方向で男女ともに統計的に有意であった。モデルの残差の空間的自己相関をみると男女ともに統計的に有意な結果となっており、OLSモデルの仮定の一つである標本の独立性の仮定(i. i. d)が満たされていないことがわかるため、地域毎に分析を行うか地域毎に係数が異なる非定常性を前提としたローカルモデルの適用が求められることを示唆している。

表3 男女別75歳以上純移動率に対する地理的加重回帰モデルによる推定結果

男性75歳以上純移動率(%)

カーネル関数: バイスクエア型

適応型: 0.11784(バンド幅=224)

地理的加重回帰(GWR)モデル	Min.	25%	Median	75%	Max.	Global
切片	-0.2688	-0.0472	0.0004	0.0448	0.2154	-0.0471
総人口(対数化)	-0.0075	-0.0009	0.0008	0.0027	0.0149	0.0037
75歳以上人口割合(%)	-0.3319	-0.1722	-0.1209	-0.0732	0.8979	-0.0667
65歳以上単独世帯割合(%)	-0.4594	-0.2449	-0.1425	-0.0621	0.2964	-0.1340
介護老人福祉施設定員数(75歳以上人口あたり)	-0.1506	0.2124	0.2719	0.3244	0.5533	0.2591
介護老人保健施設定員数(75歳以上人口あたり)	-0.0828	0.3156	0.3979	0.4927	1.1750	0.4405
都道府県庁所在地ダミー	-0.0211	-0.0010	0.0014	0.0064	0.0708	0.0025
核家族世帯割合(%)	-0.0011	-0.0001	0.0002	0.0005	0.0041	0.0003
15-49歳女性就業率(%)	-0.0039	-0.0008	-0.0003	0.0001	0.0014	-0.0002
男性失業率(%)	-0.0033	-0.0008	-0.0001	0.0004	0.0120	0.0005

有効パラメータ数: 255.917, 有効自由度: 1645.083

AIC: -9391.539 (OLS: -8870.813), AICc: -9145.383

Mean of R<sup>2</sup>: 0.558, Residual sum of squares: 0.717

女性75歳以上純移動率(%)

カーネル関数: バイスクエア型

適応型: 0.02407(バンド幅=45)

地理的加重回帰(GWR)モデル	Min.	25%	Median	75%	Max.	Global
切片	-0.3241	-0.0965	0.0157	0.0727	0.4512	-0.0968
総人口(対数化)	-0.0178	0.0005	0.0032	0.0064	0.0218	0.0074
75歳以上人口割合(%)	-0.6547	-0.2313	-0.1246	-0.0498	0.4246	-0.0074
65歳以上単独世帯割合(%)	-0.6477	-0.2592	-0.2043	-0.1467	0.0057	-0.2220
介護老人福祉施設定員数(75歳以上人口あたり)	-0.0698	0.4402	0.5825	0.6701	0.8174	0.5458
介護老人保健施設定員数(75歳以上人口あたり)	0.0694	0.5380	0.6215	0.7111	0.9959	0.6736
都道府県庁所在地ダミー	-0.0107	0.0022	0.0066	0.0152	0.0445	0.0119
核家族世帯割合(%)	-0.0015	0.0003	0.0007	0.0011	0.0042	0.0011
15-49歳女性就業率(%)	-0.0040	-0.0017	-0.0010	-0.0001	0.0020	-0.0007
男性失業率(%)	-0.0048	-0.0012	0.0000	0.0008	0.0033	0.0005

有効パラメータ数: 265.735, 有効自由度: 1635.265

AIC: -8017.778 (OLS: -8870.813), AICc: -7775.954

Mean of R<sup>2</sup>: 0.643, Residual sum of squares: 1.480

表3には非定常性を考慮したローカルモデルである地理的回帰モデルによる推定結果を示している。バンド幅の推定法にはいくつかの選択肢があるが、前述のとおり、本モデルにおいては適応型バイスクエア型のカーネル関数を用い、最適なバンド幅推定にはAICcを

用いた。R2 値の比較では、男性では 0.3592 (OLS) から 0.558 (GWR)、女性では 0.5065 (OLS) から 0.643 (GWR) とモデルの説明力が増加している。カーネル関数のバンド幅を示す指標である Adaptive quantile は全標本数に対する比率を示し、標本数と掛け合わせることによってバンド幅が求められる。男性モデルでは約 224 地点、女性モデルでは約 45 地点が各カーネルに含まれる標本数となる。推定値の要約量は最小値から 25%、中央値、75%、最大値の係数の分布を示しており、グローバルの係数の値は全標本を用いた通常の重回帰分析の結果と一致する。

表 4 男女別 75 歳以上純移動率に対する Leung et al. の F 検定結果

男性75歳以上純移動率 (%)						
Leung et al. (2000)	F	d. f. 1	d. f. 2	SS OLS residuals	SS GWR residuals	SS GWR improvement
F(1) test	0.7969 ***	1715.3	1891.0	1.035	0.717	
F(2) test	2.3583 ***	338.7	1891.0	1.035		0.317
F(3) test	F	Numerator d. f.	Dominator d. f.			
切片	1.8062 ***	476.1	1715.3			
総人口 (対数化)	3.2428 ***	630.8	1715.3			
75歳以上人口割合 (%)	2.0065 ***	540.3	1715.3			
65歳以上単独世帯割合 (%)	1.8830 ***	487.4	1715.3			
介護老人福祉施設定員数 (75歳以上人口あたり)	1.5310 ***	261.7	1715.3			
介護老人保健施設定員数 (75歳以上人口あたり)	2.2682 ***	263.7	1715.3			
都道府県庁所在地ダミー	1.1942	77.1	1715.3			
核家族世帯割合 (%)	3.8868 ***	541.6	1715.3			
15-49歳女性就業率 (%)	1.1221	484.9	1715.3			
男性失業率 (%)	1.8162 ***	341.4	1715.3			
Significance Level: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1						
女性75歳以上純移動率 (%)						
Leung et al. (2000)	F	d. f. 1	d. f. 2	SS OLS residuals	SS GWR residuals	SS GWR improvement
F(1) test	0.8402 ***	1735.4	1891.0	2.037	1.480	
F(2) test	2.0216 ***	405.3	1891.0	2.037		0.557
F(3) test	F	Numerator d. f.	Dominator d. f.			
切片	3.6641 ***	383.4	1735.4			
総人口 (対数化)	4.5168 ***	483.3	1735.4			
75歳以上人口割合 (%)	2.3509 ***	425.1	1735.4			
65歳以上単独世帯割合 (%)	2.1803 ***	478.2	1735.4			
介護老人福祉施設定員数 (75歳以上人口あたり)	2.2681 ***	178.4	1735.4			
介護老人保健施設定員数 (75歳以上人口あたり)	1.4559 ***	189.9	1735.4			
都道府県庁所在地ダミー	1.1096	154.1	1735.4			
核家族世帯割合 (%)	2.7956 ***	368.8	1735.4			
15-49歳女性就業率 (%)	1.6613 ***	343.3	1735.4			
男性失業率 (%)	1.3013 **	257.7	1735.4			
Significance Level: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1						

表 4 は、OLS からの改善度を検定する Leung の F 検定 (Leung et al. 2000) の結果である。Leung の F 検定には 3 つの方法があり、F (1) 検定は OLS の残差平方和と GWR の残差平方和の比を、自由度を調整して検定を行い、F (1) 値が有意に小さければ GWR は OLS よりもモデルフィットがよいことを示す。F (2) 検定は、OLS の残差平方和と OLS から GWR へモデルを変更したときの改善度 ( $DSS = RSS_{OLS} - RSS_{GWR}$ ) の比を、自由度を調整して検定を行い、F (2) 値が有意に小さければ OLS と GWR のモデル間に統計的な有意な差がないことを示す。男女ともに F (1)・F (2) モデルは統計的に有意であり、OLS モデルからの改善が示されている。F (3) 検定は、係数ごとに分散分析を行い、F (3) 値が大きければ、係数の地域格差が統計的に有意であるということを示す。男女モデルともに都道府県庁所在地ダミー

以外は統計的に有意な結果となり、係数の空間的分布は地域的に変化する分布を持っていることが示されている。

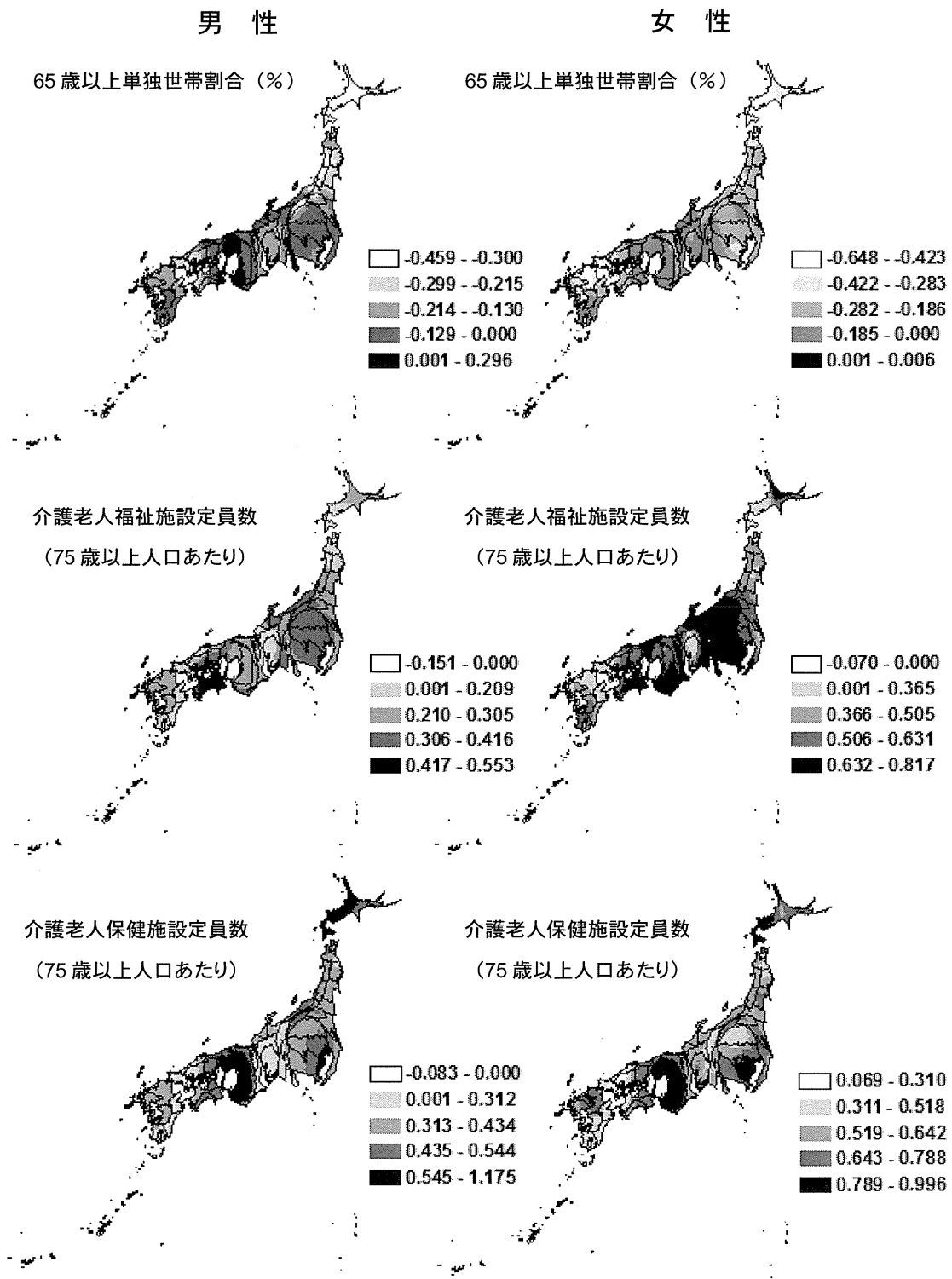


図7 65歳以上単独世帯割合・介護老人福祉（保健）施設定員数の係数の地理的分布  
 (注) 地図は男女別75歳人口の規模に各市区町村の面積が比例するカルトグラムという手法で描いている。カルトグラムはGastner-Newmanの方法を用いた(Gastner and Newman 2004)。

図7には65歳以上単独世帯割合・介護老人福祉（保健）施設定員数の係数の地理的分布を示した。65歳以上単独世帯割合は大都市圏でその割合が高い傾向にあるものの、係数の地理的分布は全国的に負の係数を示している。とくに北海道、東北、中国地方では強い負の傾向を示している。女性の係数分布では都心部でも強い負の係数がみられる。介護老人福祉施設定員数についてみると、全国的に正の係数が示され、首都圏、近畿、四国で強い正の関係性がみられる。介護老人保健施設定員数についても同様に全国的に正の関係がみられ、地理的分布では近畿地方や都心、北海道で強い正の関係がみられる。

#### D. 考察 および E. 結論

市区町村別の高齢者（75歳以上）の純移動率について、高齢者ケア資源に関する地域特性指標との関連を分析した結果、高齢者人口当たりの介護施設定員割合ならびに高齢単独世帯割合いずれについても有意な関連が認められた。この結果は、いわゆる「介護移住」仮説を支持するものであり、単独世帯に居住する高齢者の割合が高く、ケア施設やサービスの供給がひっ迫する大都市圏中心部からの高齢者の転出超過が今後も続くことを示唆するものである。

こうした高齢者の移動状況をめぐる地域間格差について、共変量の係数が地理的に異なることを許容するローカル推定である地理的加重回帰モデルによって推定した結果、地域間の純移動率と上記の人口学的・制度的変数の関係は、いずれも地理的に異なることが示された。ここで観察された関係性の非定常性—すなわち地理的に異なる状況—により、高齢者の移動と介護施設の供給状況の関連が、地理的・制度的条件に依拠するとともに、家庭内におけるケア資源の利用可能性に関連する世帯構造などの人口学的要因の影響を受けることが示唆される。

方法論的インプリケーションとして、非定常性が認められるような関係性の推定を行う際は、OLSで示されるグローバルモデルの結果を各地域に一律に適用することには留意が必要となることが確認された。また、政策的インプリケーションという点からは、高齢者ケア施設の拡充等、地域レベルの施策による効果を高める上で、各地域の特性を考慮した柔軟なプランや組み合わせの提示が必要となることが含意される。加えて、本稿で試みた地理的加重回帰モデルのように、地域によって各要因の関係性が異なるモデルを当てはめることは、今後地域課題を明らかにし、因果関係を導出する方法として有用であると考えられる。

#### 【引用文献】

- Anselin, L., 1995, "Local Indicators of Spatial Association- LISA", *Geographical Analysis*, 27-2, pp.93-115.
- Borjas, G. J., 1999, "Immigration and Welfare Magnets", *Journal of Urban Economics*, 17 pp.607-637.
- Brunsdon, C., Fotheringham, A. S. and Charlton, M., 1996, "Geographically weighted regression: a method for exploring spatial nonstationarity", *Geographical Analysis*, No.28, pp.281-298.
- Brunsdon, C., Fotheringham, A. S. and Charlton, M., 1999, "Some notes on parametric significance tests for geographically weighted regression", *Journal of Regional Science*, 39, pp.497-524.
- Fotheringham, A. S., Brunsdon, C. and Charlton, M., 2000, "*Quantitative Geography: Perspective on Spatial Data Analysis*", Sage Publications.
- Fotheringham, A. S., Brunsdon, C. and Charlton, M., 2002, "*Geographically Weighted Regression: The Analysis of Spatially Varying Relationships*", John Wiley & Sons.
- Gastner, M. T. and M. E. J. Newman. (2004) Diffusion-based method for producing density-equalizing maps. *Proceedings of the National Academy of Sciences* 101: 7499-7504.
- Hugo, G. and Bell, M., 1998, "The hypothesis of welfare-led migration to rural areas: the Australian case", In Boyle, P. and Halfacree, K. (eds.), *Migration into Rural Areas*, Chichester: John Wiley & Sons Ltd.
- Leung, Y., Mei, C.-L. and Zhang, W. X., 2000, "Statistical tests for spatial nonstationarity based on the geographically weighted regression model", *Environment and Planning A*, 32, pp.9-32.

#### F . 健康危険情報

なし

#### G . 研究発表

Nakagawa, M. and K. Kamata (2015) "Spatial Variations in the Association between Institutional Care Supply and Migration of the Elderly Population in Japan: A Local Analysis using Geographically Weighted Regression", Oral presentation on 8th International Conference on Population Geographies, Brisbane, Australia.

#### H . 知的所有権の出願・登録状況

なし



## 地域別にみた子ども人口の動向と保育所入所待機児童

研究分担者 佐々井 司（福井県立大学 教授）

### 【概要】

2015 年 4 月から子ども子育て支援新制度のもとで就学前児童の保育・教育行政が動き始めた。新法の柱は、認定こども園の再構成、地域型保育の充実であり、広範に期待される成果の一つとして待機児童の解消が含まれている。わが国における子育て支援の柱の一つである施設保育において、認可保育所の入所待機児童が重要課題の一つとなってきた。すでに、エンゼルプランから本格化する一連の少子化対策のなかで、待機児童の解消のための取り組みがなされているものの、依然として多くの課題が残されている。近年では、待機児童の課題に専ら焦点を当てた「待機児ゼロ作戦」（2001 年 7 月～）、「新待機児童ゼロ作戦」（2008 年 2 月～）が実施されている。しかしながら、実際の待機児童数は一進一退で推移している。今回の制度改正が長期的に待機児童解消の起爆剤になることが期待されていたにもかかわらず、2015 年 4 月 1 日現在の待機児童数の公表値は前年を上回った。

本研究は、保育所入所待機児童の発生メカニズムを明らかにすることを目的としている。なかでも、保育ニーズとの関連を把握することを研究目標とする。具体的には、子ども人口の動向に加え、親の働き方の近年の変化に関して定量的分析を行い、保育所待機児童との関連について検証を行う。

今日の保育所入所待機児童は、近年の子ども人口の減少基調のもとで発生している。待機児童は大都市およびその周辺自治体に偏在してする傾向がみられる。その背景には、人口の地域分布、引いてはその誘因である人口移動の近年の傾向との関連が示唆される。しかしながら、近年の待機児童の発生要因のうち人口動態では説明できない部分も少なくないことから、親の就業状況等の社会経済的要因、供給側の地域行政の対応などの影響が推察される。

今後、都道府県別、市町村別に詳細な分析を進め、保育ニーズと待機児童との関連を具体的に捉え、待機児童対策の基礎となる資料を引き続き提供していきたい。

### A. 研究目的

2015 年 4 月から子ども・子育て支援新制度のもとで就学前児童の保育・教育行政が動き始める。新法の柱は、認定こども園の再構成、地域型保育の充実であり、広範に期待される成果の一つとして待機児童の解消が含まれている。わが国における子育て支援の柱の一つである保育施策は、保育所入所待機児童が最大の課題となっている。すでに、エンゼルプランから本格化する一連の少子化対策のなかで、待機児童の解消のための取り組みがなされているものの、依然として多くの課題が残されている。近年では、待機児童の課題に専ら焦点を当てた「待機児ゼロ作戦」（2001 年 7 月～）、「新待機児童ゼロ作戦」（2008 年 2 月～）が実施されている。しかしながら、実際の待機児童数は一進一退で推移している。そして、2013 年 4 月には「待機児童解消加速化プラン」が発表され、市区町村の積極的な取り組みに対する支援が行われている。今回の制度改正が長期的に待機児童解消の起爆剤になることが期待されていたにもかかわらず、2015 年 4 月 1 日

現在の待機児童数の公表値は前年を上回った。

本研究は、保育所入所待機児童の発生メカニズムを明らかにすることを目的としている。なかでも、保育ニーズとの関連を把握することを研究目標とする。具体的には、子ども人口の動向に加えて、親の働き方の近年の変化に関して定量的分析を行い、保育所待機児童との関連について検証を行うものである。

地域包括ケア等による高齢者支援が、今後不可避の更なる人口高齢化の下で厚生労働行政に占める比重が大きくなることが予想される一方で、子ども子育て支援は少子化と人口減少の下で厚生労働行政における根源的な位置づけを見直す段階に来ているように思われる。待機児童対策に留まらない包括的な子ども子育て支援の在り方を考えるきっかけとしたい。

## B. 方法

保育所入所待機児童の状況を整理するため、主に厚生労働省の公表する「保育所関連状況取りまとめ」「保育所入所待機児童数」の数値を用い分析を行う。また、保育ニーズの把握のために行う人口分析には、「人口動態統計」や「住民基本台帳」人口を、親の働き方の変化の分析には総務省統計局「就業構造基本調査」や今日様々な地方自治体において子ども子育て新制度施行に向けて行われているニーズ調査の結果等も参照する。

## C. 結果

今日の保育所入所待機児童は、近年の子ども人口の減少基調のもとで発生している。

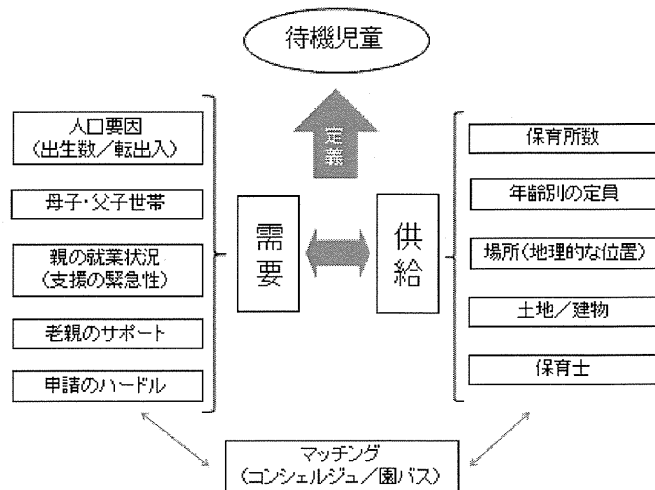
待機児童は大都市およびその周辺自治体に偏在する傾向がみられる。その背景には、人口の地域分布、引いてはその誘因である人口移動の近年の傾向との関連が示唆される。具体的には、待機児童が近年増加している地域では、若年人口の局地的な転入、それに伴う、出生数および子ども人口の増加という保育需要をダイレクトに高める人口動向がみられる。しかしながら、近年の待機児童の発生要因のうち人口動態では説明できない部分も少なくないことから、親の就業状況等の社会経済的要因、供給側の地域行政の対応などの影響が推察される。さらに、子ども子育て新制度のもとで本格始動した認定こども園は、即待には待機児童解消につながらず、むしろ女性活躍推進と並行して、潜在的な保育需要を促した可能性がある。

## D. 考察および E. 結論

今日の保育所入所待機児童の課題は、量・質ともに地域的な差異が大きく、また時系列的な変化も加わることによって、全国一律の議論が難しい。保育ニーズが出生動向のみに規定されていない近年の状況下では、保育ニーズに関する社会経済的要因分析が重要になってくる。とりわけ、地域間人口移動や親の就業状況に関する詳細な分析は、効率的に待機児童対策を展開するために不可欠である。2013年度に話題となった横浜市の待機児童ゼロに続き、従来待機児童が多かった福岡市、名古屋市、といった三大都市圏における政令指定都市で待機児童が解消されつつある一方で、東京都区部の一部、地方の政令指定都市や中核市ならびにそれらの周辺地域で待機児童が増加する現象がみられる。その背景には、概して、若年人口増加の局地化とそれに伴う出生数や子ども数の増加が示唆される。今後

引き続き、都道府県別、市町村別に詳細な分析を進め、保育ニーズと待機児童との関連を具体的に捉え、待機児童対策の基礎となる資料を提供していきたい。その過程で、待機児童の課題を抱える各市町村における保育受け皿の供給体制についても引き続き考察を続けていく。

ただし、全国的に子ども数が減少するなかで公的な保育の規模を拡張し続けているにもかかわらず、待機児童が一向にゼロにならないという怪奇現象の背景には、わが国における子育ての在り方に根本的な問題があるのではないかと疑ってみる必要があるのかもしれない。引き続き冷静に考察を続けていく所存である。



(参考文献)

- 国立社会保障・人口問題研究所：日本の将来推計人口（平成24年1月推計）、2012.
- 「保育所待機児童解消プロジェクト報告書」2010.3
- 「特集 横浜の子育て支援」『調査季報』vol.172、2013.3
- 「横浜市の子育て支援の状況と対策について」、2013.7
- その他、名古屋市、千葉市、世田谷区、江戸川区提供の資料を参照。

F. 健康危険情報

なし

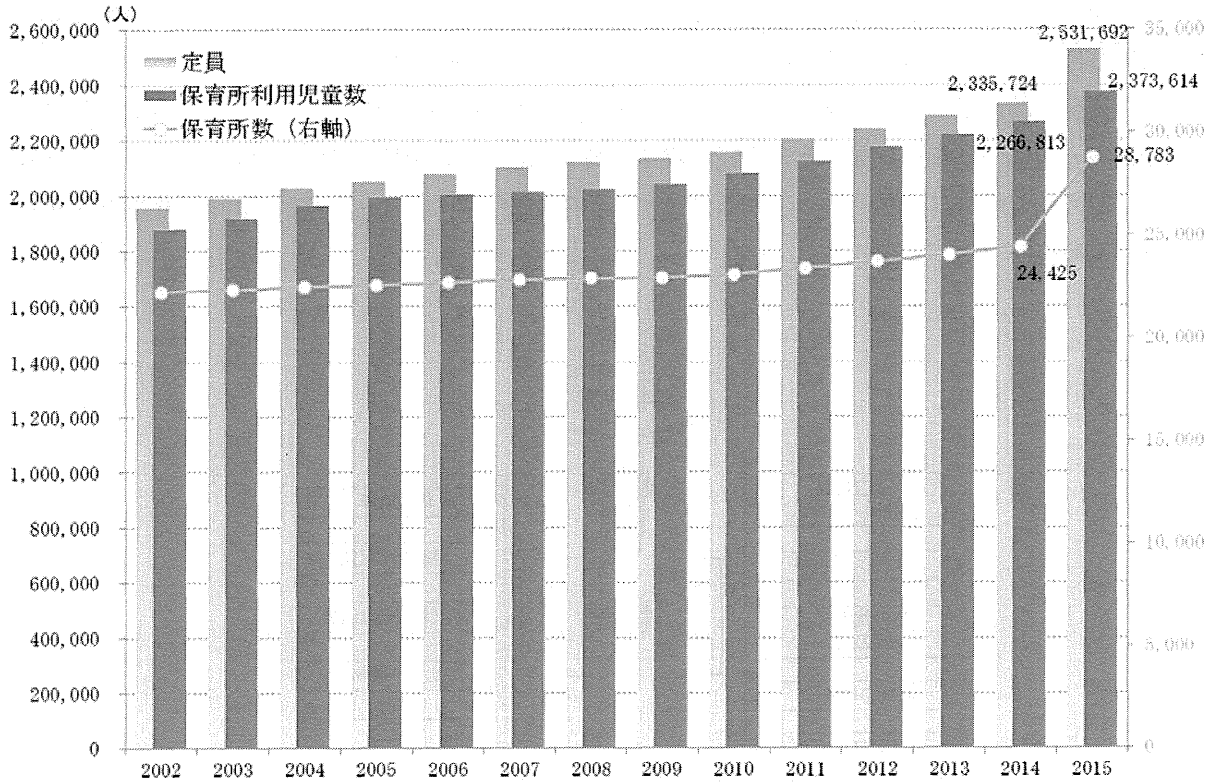
G. 研究発表

なし

H. 知的所有権の出願・登録状況

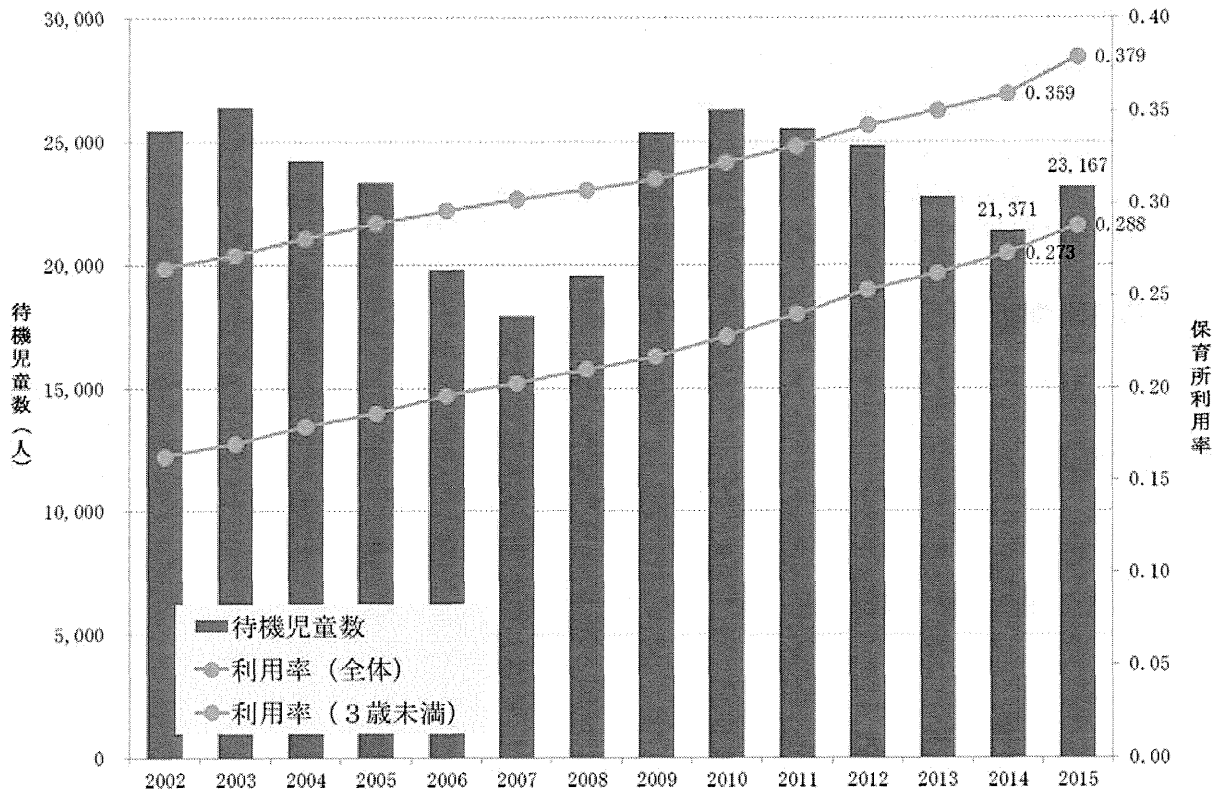
なし

図1 保育所数、保育所定員、保育所利用児童数の推移



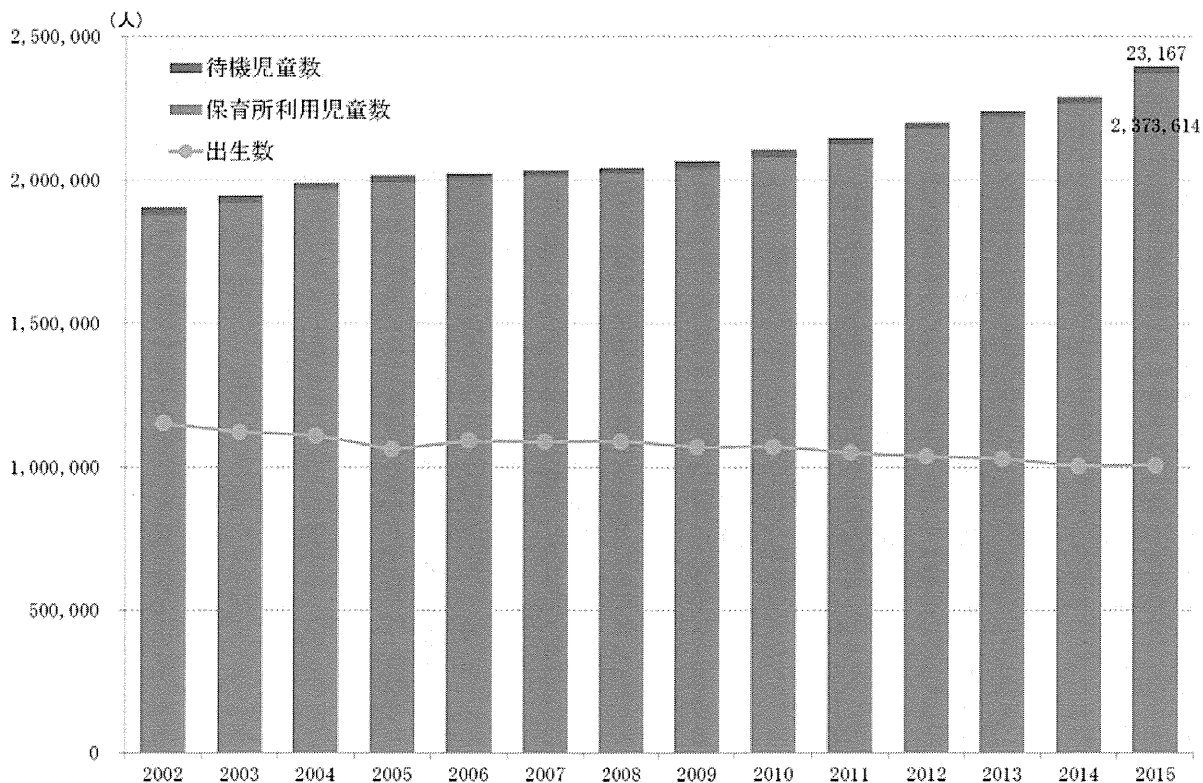
(出所) 厚生労働省 雇用児童家庭局 保育課「保育所関連状況取りまとめ」より作成

図2 保育所利用率、および待機児童数



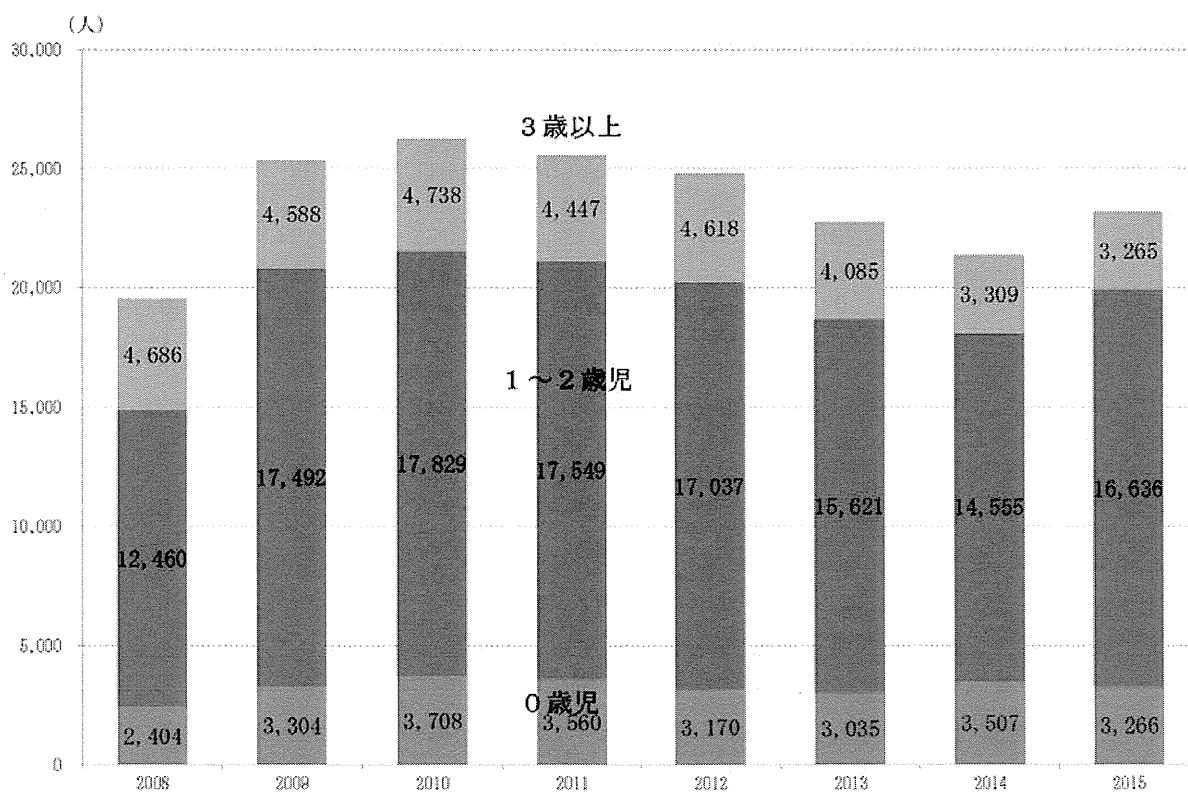
(出所) 厚生労働省 雇用児童家庭局 保育課「保育所関連状況取りまとめ」より作成

図3 近年の出生数、および保育所利用児童数と待機児童数の推移



(出所) 厚生労働省 雇用児童家庭局 保育課「保育所関連状況取りまとめ」、および厚生労働省 統計情報部「人口動態統計」より作成

図4 児童の年齢別にみた保育所待機児童数



(出所) 厚生労働省 雇用児童家庭局 保育課「保育所関連状況取りまとめ」より作成

表1 都道府県別 保育所待機児童数

	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015
北海道	532	682	936	996	1,075	532	473	182
青森県	34	28	5	0	0	0	0	0
岩手県	75	95	53	83	135	168	193	128
宮城県	1,270	1,131	948	841	857	966	978	926
秋田県	181	261	204	4	22	38	53	37
山形県	211	220	204	127	158	77	0	0
福島県	178	192	122	124	55	97	180	401
茨城県	284	396	216	167	320	215	227	373
栃木県	76	76	76	96	25	23	66	250
群馬県	31	28	58	10	8	8	0	0
埼玉県	1,216	1,509	1,310	1,186	1,075	902	905	1,097
千葉県	960	1,293	1,373	1,432	1,352	1,340	1,251	1,646
東京都	5,479	7,939	8,435	7,855	7,257	8,117	8,672	7,814
神奈川県	2,132	3,245	4,117	3,095	2,039	1,462	1,079	625
新潟県	11	4	0	3	0	0	17	0
富山県	0	0	0	0	0	0	0	0
石川県	0	0	0	0	0	0	0	0
福井県	0	0	0	0	0	0	0	0
山梨県	0	0	0	0	0	0	0	0
長野県	0	0	0	0	0	0	0	0
岐阜県	3	3	16	5	0	8	27	7
静岡県	310	364	486	366	514	519	567	780
愛知県	544	778	744	1,422	1,207	452	107	165
三重県	43	73	36	40	41	27	48	98
滋賀県	262	411	350	407	492	415	441	346
京都府	145	278	380	198	152	109	11	6
大阪府	1,601	1,724	1,396	1,710	2,050	1,390	1,124	1,365
兵庫県	770	905	997	1,071	927	802	552	942
奈良県	206	115	198	172	251	205	191	253
和歌山県	7	22	19	9	13	13	10	18
鳥取県	0	0	0	0	0	0	0	0
島根県	73	97	41	13	32	14	3	46
岡山県	65	96	73	65	31	68	51	393
広島県	47	113	245	213	335	372	447	66
山口県	23	23	31	12	75	33	57	71
徳島県	30	30	35	29	47	41	41	57
香川県	0	0	0	0	0	0	0	129
愛媛県	47	45	37	39	25	40	0	119
高知県	55	43	24	22	48	19	28	47
福岡県	379	644	852	1,063	1,174	1,055	315	759
佐賀県	0	0	0	3	5	11	50	11
長崎県	89	94	38	22	43	97	95	42
熊本県	104	93	141	194	396	582	678	659
大分県	1	3	12	24	54	95	42	536
宮崎県	0	0	0	0	0	0	0	0
鹿児島県	268	443	387	143	230	213	232	182
沖縄県	1,808	1,888	1,680	2,295	2,305	2,216	2,160	2,591
計	19,550	25,384	26,275	25,556	24,825	22,741	21,371	23,167

(出所) 厚生労働省 雇用児童家庭局 保育課「保育所関連状況取りまとめ」より作成

表2 市区町村別にみた保育所待機児童数

	2008			2009			2010		
	都道府県	市区町村	(人)	都道府県	市区町村	(人)	都道府県	市区町村	(人)
1	宮城県	仙台市	740	神奈川県	横浜市	1,290	神奈川県	横浜市	1,552
2	神奈川県	横浜市	707	神奈川県	川崎市	713	神奈川県	川崎市	1,076
3	大阪府	大阪市	696	宮城県	仙台市	620	北海道	札幌市	840
4	神奈川県	川崎市	583	東京都	世田谷区	613	東京都	世田谷区	725
5	兵庫県	神戸市	487	大阪府	大阪市	608	愛知県	名古屋市	598
6	愛知県	名古屋市	428	愛知県	名古屋市	595	宮城県	仙台市	594
7	東京都	世田谷区	335	兵庫県	神戸市	483	東京都	練馬区	552
8	千葉県	千葉市	335	東京都	板橋区	481	神奈川県	相模原市	514
9	東京都	八王子市	331	福岡県	福岡市	473	東京都	八王子市	496
10	大阪府	堺市	311	東京都	八王子市	453	福岡県	福岡市	489
	2011			2012			2013		
	都道府県	市区町村	(人)	都道府県	市区町村	(人)	都道府県	市区町村	(人)
1	愛知県	名古屋市	1,275	愛知県	名古屋市	1,032	東京都	世田谷区	884
2	神奈川県	横浜市	971	北海道	札幌市	929	福岡県	福岡市	695
3	北海道	札幌市	865	福岡県	福岡市	893	東京都	練馬区	578
4	神奈川県	川崎市	851	東京都	世田谷区	786	宮城県	仙台市	533
5	福岡県	福岡市	727	大阪府	大阪市	664	沖縄県	那覇市	439
6	東京都	世田谷区	688	神奈川県	川崎市	615	東京都	大田区	438
7	東京都	練馬区	564	兵庫県	神戸市	531	神奈川県	川崎市	438
8	宮城県	仙台市	498	東京都	練馬区	523	東京都	板橋区	417
9	沖縄県	那覇市	493	大阪府	堺市	457	東京都	江東区	416
10	東京都	足立区	485	沖縄県	那覇市	436	北海道	札幌市	398
	2014			2015					
	都道府県	市区町村	(人)	都道府県	市区町村	(人)			
1	東京都	世田谷区	1,109	東京都	世田谷区	1,182			
2	東京都	大田区	613	千葉県	船橋市	625			
3	宮城県	仙台市	570	沖縄県	那覇市	539			
4	東京都	板橋区	515	大分県	大分市	484			
5	東京都	練馬区	487	宮城県	仙台市	419			
6	広島県	広島市	447	静岡県	浜松市	407			
7	沖縄県	那覇市	439	熊本県	熊本市	397			
8	東京都	足立区	330	東京都	板橋区	378			
9	北海道	札幌市	323	千葉県	市川市	373			
10	千葉県	船橋市	323	東京都	府中市	352			

(出所) 厚生労働省 雇用児童家庭局 保育課「保育所関連状況取りまとめ」より作成

図5 平成25年4月1日 全国待機児童マップ（都道府県別）

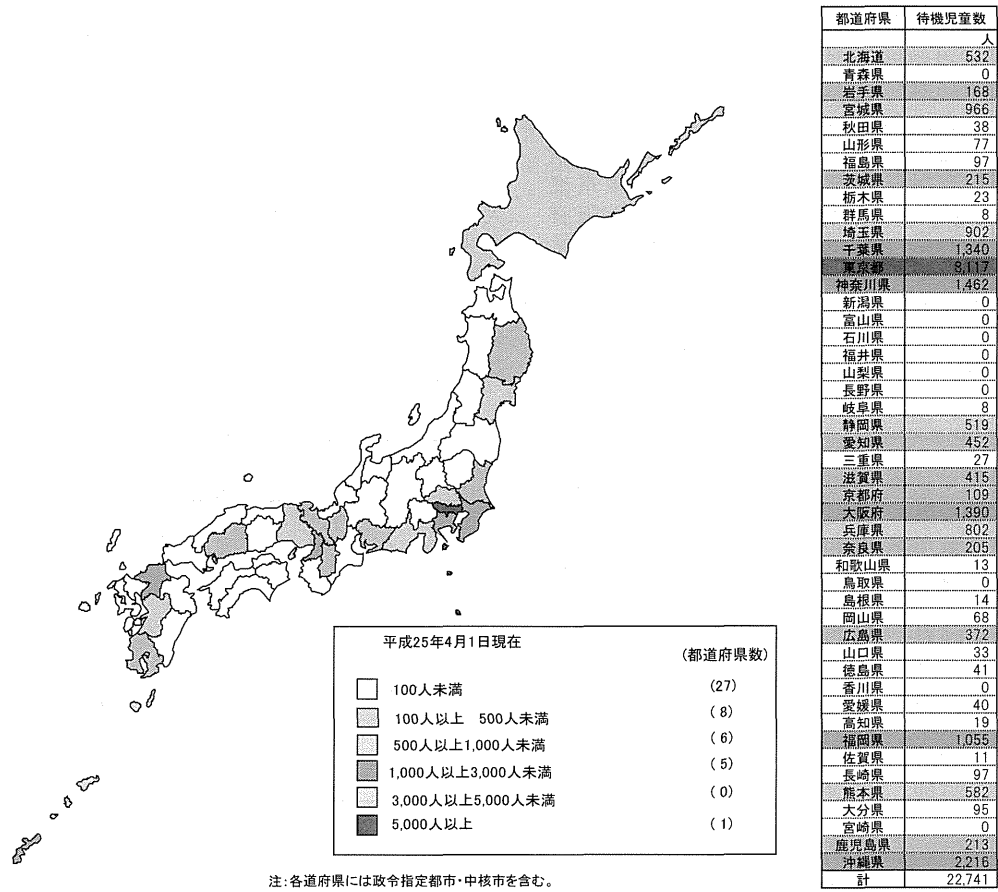


図6 利用児童数の増減別市区町村数と待機児童数（平成26～27年度）都道府県

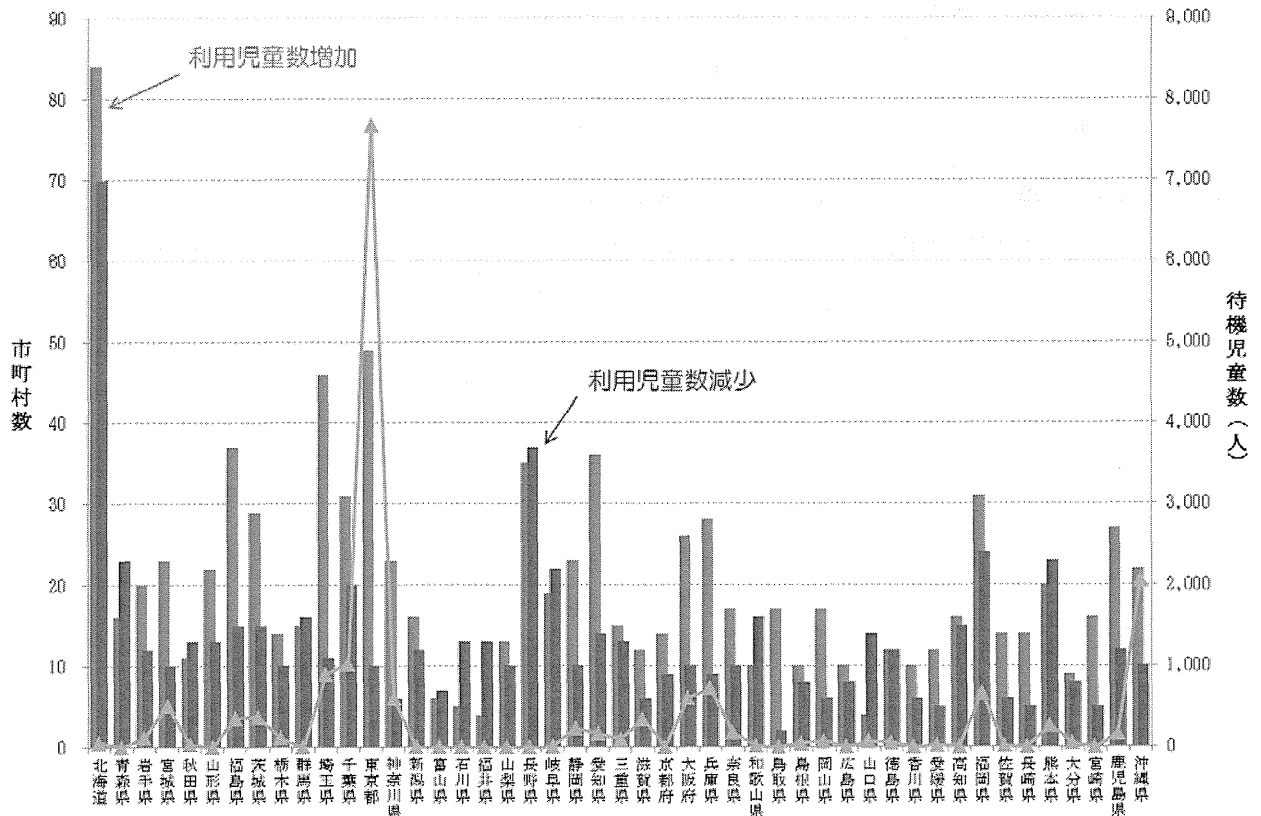
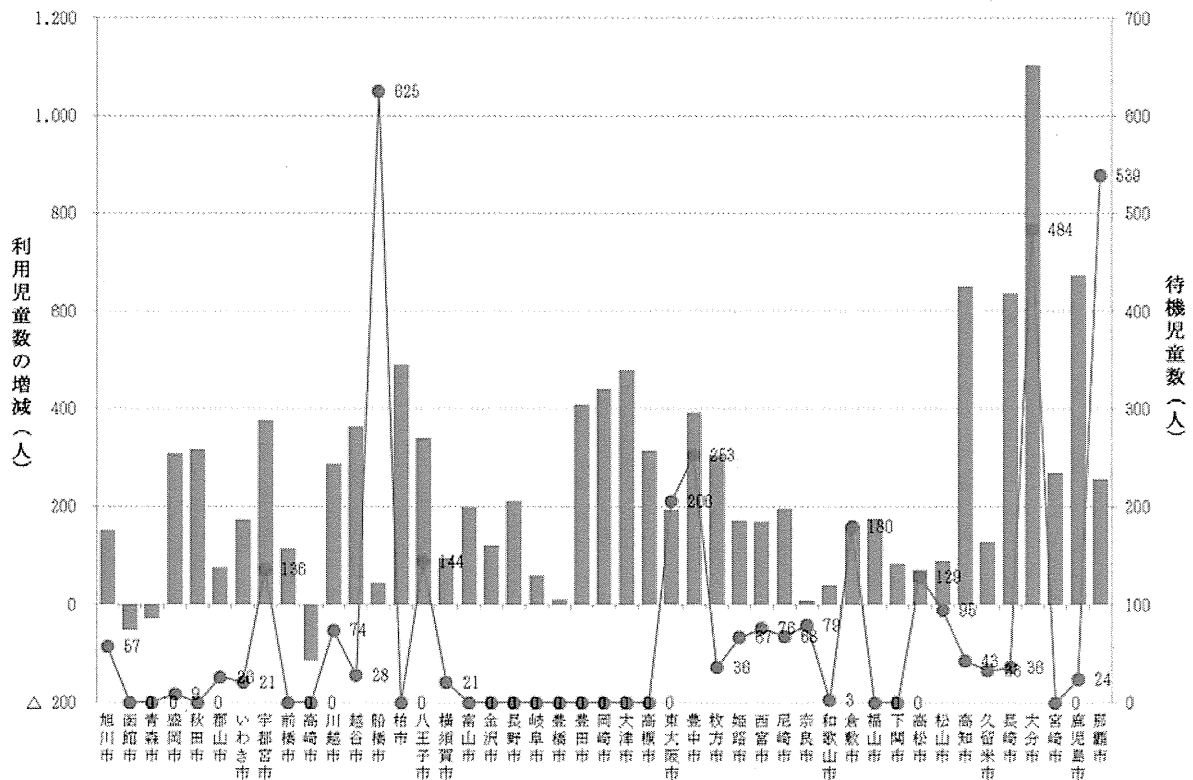
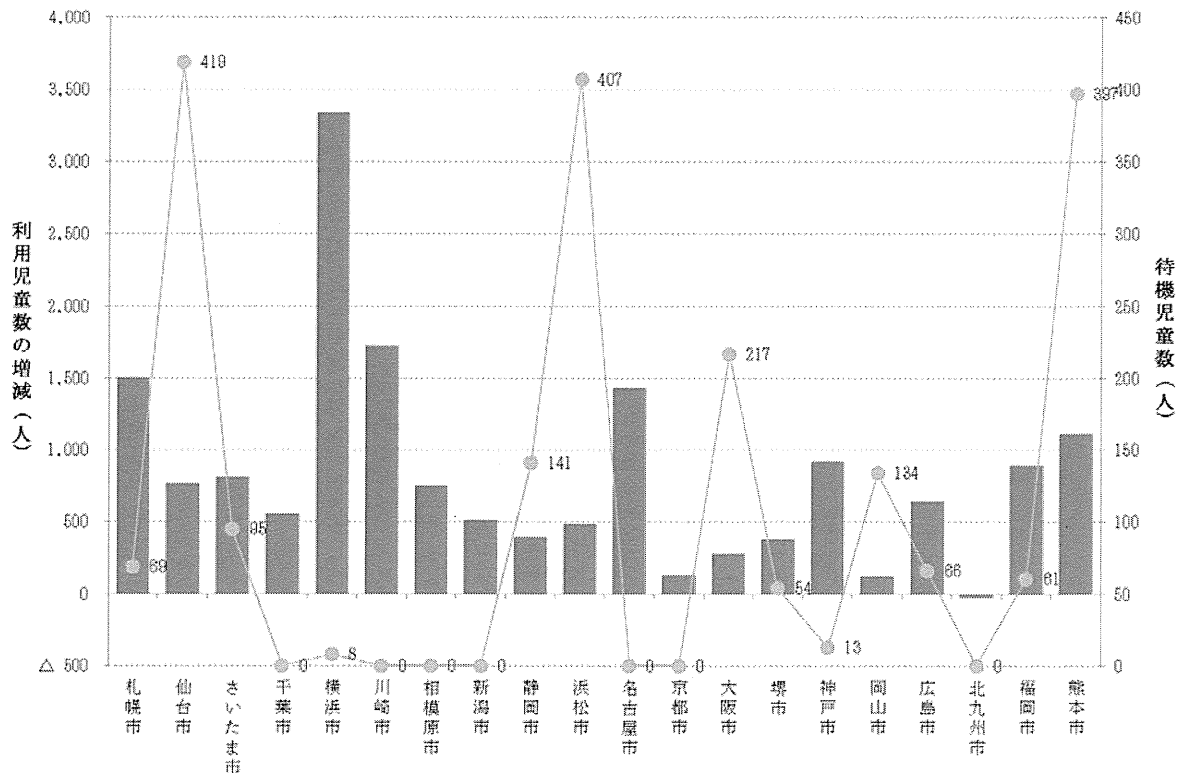




図7 利用児童数の増減数と待機児童数（平成26～27年度）政令指定都市・中核市



(出所) 厚生労働省 雇用児童家庭局 保育課「保育所関連状況取りまとめ」より作成

### 第3章. 医療・介護・生活支援サービス に関する研究

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 27 年度分担研究報告書

退院支援／退院時連携の現状・課題と対応策

研究分担者 川越雅弘（国立社会保障・人口問題研究所 部長）

【概要】

本稿では、先行研究から得られたエビデンスをもとに、退院支援／退院時連携の現状・課題を整理するとともに、退院支援／退院時連携の機能強化を目指した各地の取り組み事例（千葉県柏市、福岡県大牟田市）も参考に、対応策に言及した。

先行研究から見てきた主な課題としては、

①退院前ケアカンファレンス（退院前 CC）が十分には機能していない

（生活課題に応じた関係職種が必ずしも参加していない、開催割合が 6-7 割程度と低い等）

②病院と在宅の看護師同士、リハ職同士の連携が不十分

③看護師とリハ職間の連携が不十分（院内連携が不十分）

などが挙げられたが、その対応策として、

①要介護者の自宅退院の場合、退院前 CC に看護師とリハ職が必ずセットで出席するといった院内のルール作り

②退院後の生活課題（例：誤嚥性肺炎の予防）に応じた関係職種の招集の徹底（退院調整ルールの構築）

③かかりつけ医、リハ職、看護師の退院前 CC への参加の促進（報酬での誘導ほか）

④退院前 CC の場での、多職種による退院後ケアプランの検討の促進

などが必要と考えた。

また、円滑な退院を促すためには、①医療機関と在宅関係者間の連携強化の仕組みづくりの展開（千葉県柏市の多職種連携会議を核とした連携強化、医療・介護の専門職間の連携強化は主テーマ）、②地域住民の相互支援を通じた退院しやすい地域環境づくりの推進（大牟田市白川地区の取り組み、病院の MSW の地域での活動）も重要となる。

特に、大牟田市が導入している、地域住民を巻き込んだ「ワークショップ」の展開は、地域課題を地域住民も含めた関係者間で共有するだけでなく、地域課題を他人事から自分事に変え、能動的な動きを促す効果を鑑みると、非常に有用な手法と言える。

これまでは、退院支援というテーマは、医療・介護職の連携という枠組みで捉えられてきたが、家族機能が低下するなかでの超高齢者の円滑な退院を実現するためには、地域住民を巻き込んだ取り組み（病院関係者も地域関係者と協働する）という視点が重要と考える。

## A. 研究目的

入院医療費の適正化、医療提供体制の効率化の観点から、平均在院日数の短縮化が推進されている。こうしたなか、円滑な退院を支援する「退院支援」の機能強化が求められている。

本稿では、入院を取り巻く状況、退院支援強化に向けた制度改正や報酬改定の動向について概観した後、医療機関の退院支援体制や介護支援専門員との連携上の課題抽出および改善策の提案を行う。

## B. 方法

既存の厚生労働省データ（患者調査、医療施設調査・病院報告など）、小職がこれまで実施してきた各種調査（退院事例調査など）の結果、先行事例の検証結果をもとに、①入院を取り巻く状況、②医療機関の退院支援体制、③退院時における医療機関と介護支援専門員間の連携の現状と課題を整理するとともに、退院支援強化に向けた先行事例も参考に、退院支援の改善策の提案を行う。

## C. 結果

### 1) 入院を取り巻く状況

#### (1) 入院患者の高齢化（表1）

2011年の患者調査によると、調査日の入院患者は134.1万人で、うち75歳以上は66.2万人（49.3%）となっている。75歳以上の入院患者数は、1999年は51.6万人（34.8%）、2005年は63.9万人（43.7%）であり、入院患者数、構成割合ともに年々増加している。

今後、年少人口（0-14歳）、生産年齢人口（15-64歳）は年々減少、65-74歳人口も2015年をピークに減少する一方で、75歳以上人口のみ急増する。同調査によると、入院受療率は、75歳から急激に高くなることが知られている。したがって、今後、75歳以上の入院患者数及び構成割合がますます増加すると考えられる。

#### (2) 家族機能の低下（表2）

国立社会保障・人口問題研究所の推計によると、世帯総数は2010年の5,184万世帯から2019年まで増加した後減少に転じ、2035年には4,956万世帯に減少すると見込まれている。我が国はすでに人口減少局面に入っているが、その中で2019年まで世帯数が増加することは、世帯の規模が縮小していることを意味する。

また、世帯主75歳以上の世帯数が世帯総数に占める割合も、2010年の14.1%から2035年には23.7%に増加、75歳以上の独居者数も、2010年の269万人から2035年には466万人に増加する。退院後の受け皿としての家族機能は、今後ますます低下すると考えられる。

#### (3) 療養病床数の減少（表3）

高齢者の長期療養施設である療養病床数（医療療養と介護療養の合計病床数）は2005年に38.4万床まで増加した後は減少に転じ、2011年現在、34.4万床となっている。

一般病床からの退院患者の受け皿である療養病床数も、2005年をピークに年々減少しているのである。