公的介護サービス利用率の地域差の動学分析

二村 博司　　広島大学大学院社会科学研究科
杜 赫　　広島大学大学院社会科学研究科

2015 年 1 月

報告要旨

I. はじめに

１．研究目的

２．主要な分析結果

II. 研究の概要

１．公的介護制度の目的と仕組み

２．公的介護制度の地域差、および「2005 年改正法」について。

３．公的介護サービスの理論モデル分析

（１）．介護サービス利用率の動学的性質

（２）．マルコフ遷移行列の計算

（３）．回帰残差を用いたマルコフ遷移行列の計算

III. まとめ

１．主要な分析結果

２．今後の課題

Ⅰ. はじめに

１. 研究目的

公的介護制度の地域差の動学的性質について分析。

＊公的介護制度の地域間格差問題。

（平成 17 年度厚生労働白書：「①地域間の施設サービスの偏在の問題、②地域ごとの要介護認定の公正性・中立性の問題を要因として生じている地域差については、是正を図る必要がある」（55 ページ）、「... また、要介護認定等の事務が適切になされていないことや地域の施設サービスの偏在などに起因する地域差については、介護保険給付費の増加という形で国民全体の負担増という影響を与えるものであり、こうした格差については是正すべきである」（66 ページ）。

＊「利用率」、「給付費」、「保険料」などに関する地域差は、今後拡大していくのか、それとも縮小していくのか。
＊地域差に関する高低順位は固定的なのかどうか。

２．主要な分析結果

2000 年度から 2012 年度にかけての、47 地域（都道府県）における、「公的介護サービス利用者数」と「第 1 号被保険者数（65 歳以上人数）」の比率である「公的介護サービス利用率」（以下「**利用率**」）の地域差が示す動学的性質について分析した結果、以下のような発見を得た。

（データ出所：厚生労働省「介護保険制度 年次報告」）
<http://www.mhlw.go.jp/topics/kaigo/joukyou.html/>

（１）全体的特徴

① 利用率の全地域平均は上昇し続けているが、その伸び率自体は逓減傾向を示している。

② 利用率の変動係数（≡標準偏差÷平均）は特に縮小傾向を示すことはないが、利用率の最大値と最小値の比率は縮小している。

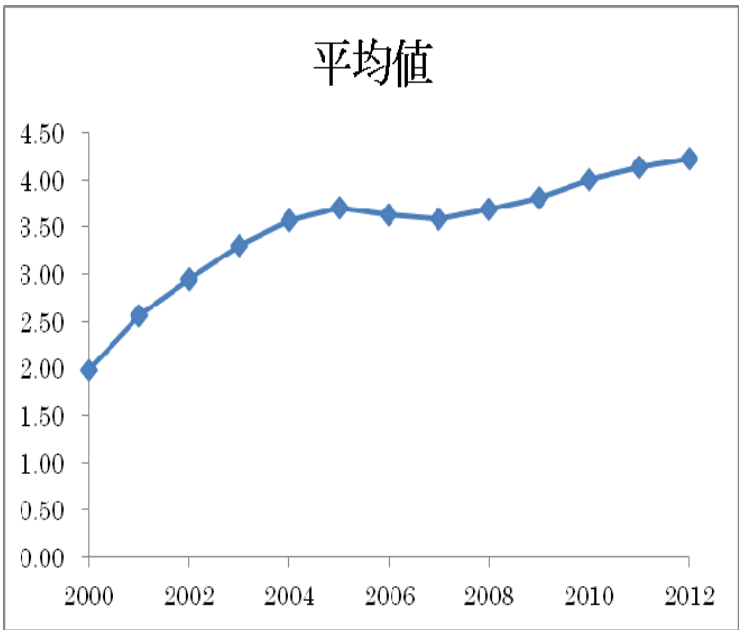
③ 47 都道府県の利用率のジニ係数は縮小傾向を示す。

④ 2005 年度制度改正は「利用率」に対して、構造変化を引き起こしたように見受けられる。即ち前半（2000～2005 年度）の利用率の伸び率は①で述べたような特徴を示すが、2006 年度以降の利用率の伸び率は再度上昇した後逓減している。

（第 I-1 図、および第 I-2 図を参照。）

⑤ 上の④が示す「利用率」の特徴は、介護保険制度の理論モデルを用いて再現できる。

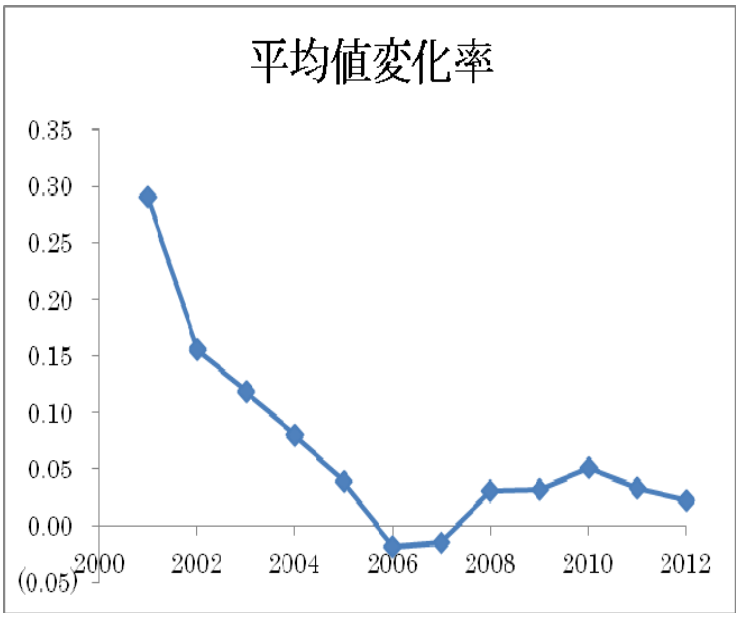
第 I-1 図　利用率平均値 (2000～2012)



（データ出所：厚生労働省「介護保険制度　年次報告」）

<http://www.mhlw.go.jp/topics/kaigo/joukyou.html/>

第 I-2 図　利用率平均値変化率（2000～2012）



（データ出所：厚生労働省「介護保険制度　年次報告」）

<http://www.mhlw.go.jp/topics/kaigo/joukyou.html/>

（２） 地域別特徴

47 都道府県を利用率の高低順に｛7, 10, 10, 10, 10｝の５グループに分けたところ、以下の特徴が観察された。

⑥ 利用率の高い（低い）グループほど、その後の利用率の伸び率が低い（高い）という、「収束」傾向が見られる。

⑦ 全てのグループについて、利用率の伸び率は逓減傾向を示めす。

⑧ 上の④で述べた、2005 年制度改正の影響は、各グループの利用率についても認められる。

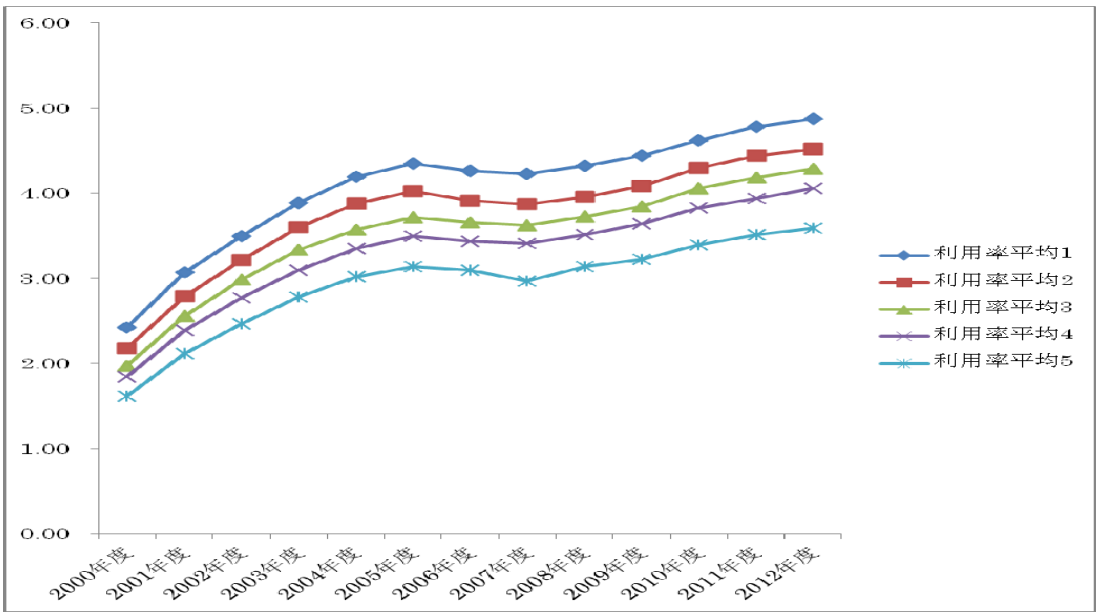
（第 I-3 図と第 I-4 図を参照。）

⑨ マルコフ遷移行列の計算からは、初期において利用率の高い（低い）グループに属していた地域は、その後も長期に渡って利用率の高い（低い）グループに留まり続ける傾向がある。これは上の⑥で述べた「収束」が、グループ別の「条件付き収束」である可能性を示唆する。

⑩ 上の⑨に鑑みて、各地域の利用率を、地域特性を説明すると思われる変数｛認定率、高齢者比率、財政力指数｝に回帰した残差を用いて、マルコフ遷移行列を再計算したところ、各グループの利用率の「一様分布」への収束速度は高まったが、依然として利用率の高い（低い）グループに属していた地域は、その後も長期に渡って利用率の高い（低い）グループに留まり続ける傾向が残った。これは「利用率」の「収束」が、グループごとの「条件付き収束」であること、および「利用率」の地域特性を説明する変数が、他にも存在することを示すものと思われる。

⑪ 2005 年度制度改正は、利用率の地域差の収束を促進しなかったように見受けられる。

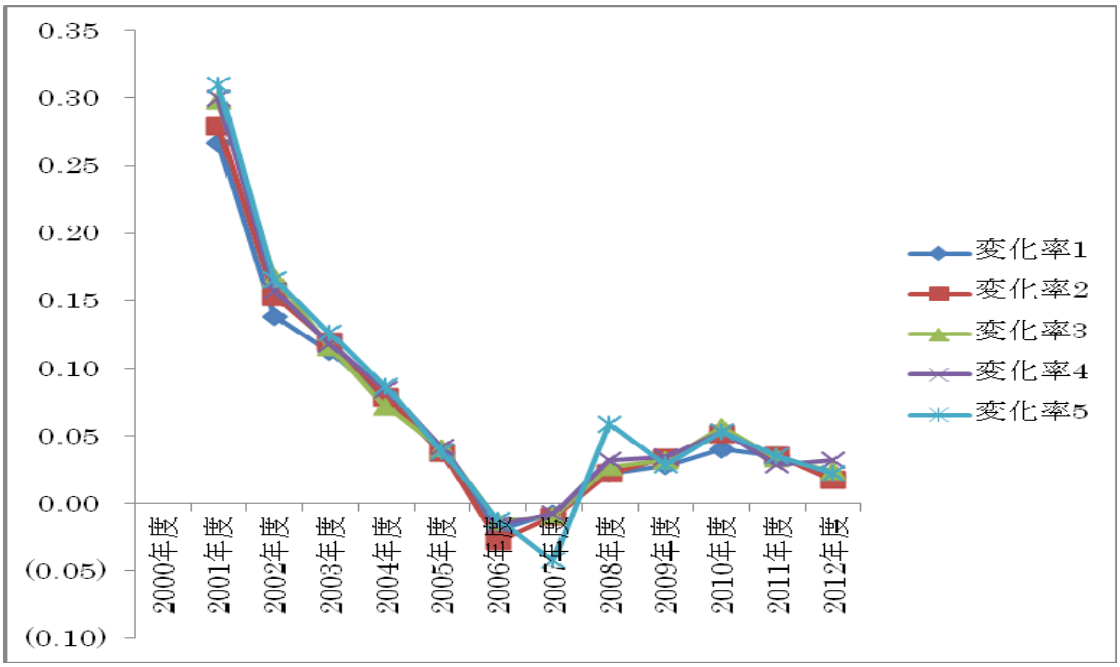
第 I-3 図　グループ別利用率(2000～2012)



(データ出所：厚生労働省「介護保険制度　年次報告」)

<http://www.mhlw.go.jp/topics/kaigo/joukyou.html/>

第 I-4 図　グループ別利用率の変化率（2000～2012）



(データ出所：厚生労働省「介護保険制度　年次報告」)

<http://www.mhlw.go.jp/topics/kaigo/joukyou.html/>

Ⅱ. 研究の概要

１．公的介護制度の目的と仕組み

（１）. 公的介護制度の目的

［目的］：「高齢者介護」を「社会保険制度」を用いて「社会化」。

［背景］：従来の高齢者介護は、主に家族（特に女性）が担ってきた。また医療と介護の区分が明確でなかった。

社会構造の変化 ＊急速な少子・高齢化による「要介護者比率」の上昇。 ＊核家族化、高齢者世帯の増加。

社会構造の変化によって生じた諸問題：

＊家族介護における負担の増加、女性の社会進出を抑制、老・老介護の増加。

＊医療資源の適切な配分を妨げる、「介護」に「医療」が用いられる、「社会的入院」問題。

（２）. 公的介護制度の仕組み

① 公的介護制度の仕組み

＊現物支給。利用者は必要なサービスを選択できる。（従来の高齢者福祉は「公的措置制度」。）

② 公的介護サービス利用手続き

＊介護サービス利用希望者は、保険者（市町村）に「要介護認定」を申請。

③ 公的介護制度の財政

＊市町村が保険者となるために、「地域ごとの要因」を反映して、保険料や公費負担額に地域差が生じる。

＊「地域ごとの要因」:

・高齢者数（65 歳以上）、後期高齢者数（75 歳以上）。

・サービス業者数（特に施設サービス）。

・保険者による、「要介護認定」作業の厳格さ。

・所得水準、高齢者世帯数など。

２．公的介護制度の地域差、および「2005 年改正法」について。

（１）．地域差とその要因

［全体的傾向］

＊公的介護サービス給付費（自己負担分を除く）

2000 年度　3.2 兆円　→　2006 年度　509 兆円（1.8 倍）

（2008 年度予算　6.7 兆円）

＊要支援・要介護認定者数

2000 年度　218 万人　→　2006 年度　411 万人（1.9 倍）

＊公的介護サービス利用者数

2000 年度　149 万人　→　2006 年度　354 万人（2.4 倍）

＊第 1 号保険料月額（全国平均）

2000 年　2911 円　→　2008 年　4090 円

＊第 2 号保険料月額（全国平均）

2000 年　2410 円　→　2008 年　4123 円

＊菊池（2008）による将来推計：

・要介護認定者数

2005≡1.0 → 2025≡1.73 → 2055≡1.85

・介護サービス給付費

2005≡1.0 → 2025≡2.22 → 2055≡3.33

・第 1 号保険料月額（人口推計「中位」ケース）

2008≡4,090 円 → 2025≡6,330 円 → 2055≡11,500 円

［地域差］

＊第 1 号被保険者一人当り給付費（2006 年度）

最大値：徳島県（27 万円）、最小値：埼玉県（16 万円）

（1.7 倍の差）

＊第 1 号被保険者一人当り居宅サービス給付費（2005 年度）

最大値：青森県（151,272 円）、最小値：茨城県（94,560 円）

（1.6 倍の差）

＊第 1 号被保険者一人当り施設サービス給付費（2005 年度）

最大値：徳島県（174,901 円）、最小値：埼玉県（83,826 円）

（2.1 倍の差）

＊第 1 号被保険者中の要介護認定者比率（2005 年 2 月）

最大値：徳島県（20.4％）、最小値：茨城県（12％）

（1.7 倍の差）

＊都道府県別保険料月額（第 2 期）

最大値：沖縄県（4,957 円）、最小値：茨城県（2,613 円）

（1.9 倍の差）

＊市町村レベルでの保険料は最大値 5,942 円、最小値 1,783 円で、3.3 倍の差が存在する。

［地域差の要因］

＊「軽度者」（要支援・要介護１）の伸びが高いほど、また居宅サービス利用者数の伸びが高いほど、要介護認定者数の伸びと介護サービス利用者数の伸びも高い。（平成 17 年度厚生労働白書、平成 19 年度厚生労働白書。）

＊鈴木（2002）：認定率が高い地域ほど、また要介護者数の伸びが高い地域ほど、居宅サービス給付費の伸びが高い。（2000 年 4 月～2001 年 11 月のデータを用いた分析。）

＊田近・菊池（2006）：介護サービス給費の増加要因として、保険者（自治体）の要介護認定作業が厳格になされなかったこと、医療と介護の役割分担が不十分だったこと、介護に期待された、リハビリや機能回復の効果が発現されなかったことなどがある。

＊平成 17 年度厚生労働白書：

・軽度者（要支援・要介護１）の認定率の地域差が大きい。

・施設サービス利用率が高いほど、給付費と保険料が高い。

・要介護認定の「申請率」が高い地域ほど、また高齢・単身世帯率の高い地域ほど、認定率が高い。

＊平成 17 年度厚生労働白書、田近・菊池（2003）、油井（2006）：施設サービス供給量が多い地域ほど、施設サービスの利用率が高く、介護サービス給付費も高くなる（供給者誘発需要）

＊安藤（2008）：低所得者比率が高い地域ほど、また後期高齢者比率が高い地域ほど、給付費も高くなる。

（２）. 2005 年改正法（2005 年 6 月成立）

［内容］

＊保険者（自治体）による認定事務の強化。

＊施設サービスと居宅サービスのバランスの見直し

（「施設から居宅へ」）

・施設サービス供給に対する「総量規制」の導入。

・施設における食費と家賃を保険給付対象から外す。

・中・重度者に対する居宅サービス報酬の引き上げ。

＊要支援・要介護化に対する予防の重点化。

・「地域包括支援センター」の設置

＊公費負担割合の変更

・従来：国 50%、都道府県 25%、市町村 25%

・改正後：国 40%、都道府県 35%、市町村 25%

［目的］

＊国と地方の財政改革のために、社会保障関係支出の伸び率の抑制の一環として組み込まれた。

＊公的介護制度の地域差を是正。

（平成 17 年度厚生労働白書：「①地域間の施設サービスの偏在の問題、②地域ごとの要介護認定の公正性・中立性の問題を要因として生じている地域差については、是正を図る必要がある」（55 ページ）、「... また、要介護認定等の事務が適切になされていないことや地域の施設サービスの偏在などに起因する地域差については、介護保険給付費の増加という形で国民全体の負担増という影響を与えるものであり、こうした格差については是正すべきである」（66 ページ）。

３．公的介護サービスの理論モデル分析

（１）．介護サービス利用率の動学的性質

(1.1) $L_{t+1} = (1 + n - \delta) L_t$, $t = 0, 1, 2, \cdots$.

ある地域の 65 歳以上人口（第 1 号被保険者数）の変化。

n : 粗増加率、δ : 減少率、($n - \delta$: 純増加率)

L_t 人のうち、公的介護が必要になった者が、公的介護サービスの受給に至るまでのプロセスを、次の４ステップに分けて考える。

ステップ１： p を「介護が必要になる確率 (要介護率)」とすると、t = 0 年における第 1 号被保険者 L_0 人のうち、$p \times L_0$ 人が「要介護状態」となり、$(1 - p) \times L_0$ 人は介護が不要な人数である。

ステップ２： q を「要介護状態になった者が、保険者に対して要介護認定を申請する確率（申請率)」とすると、$p \times L_0$ 人のうち $q \times p \times L_0$ 人が公的介護認定の申請をする。$(1 - q) \times p \times L_0$ 人は公的介護認定を申請せず、{私的な介護サービスを購入する ; 医療サービスを購入する ; 介護・医療サービスを受けず、現状で我慢する} などの、代替的選択肢から選択する。

ステップ３： r を「保険者による要介護認定率（認定率)」とすると、$r \times q \times p \times L_0$ 人が「要介護状態である」との認定を受ける。

$(1-r) \times q \times p \times L_0$ 人は、上のステップ２と同じく、代替的な選択肢から選択することになる。

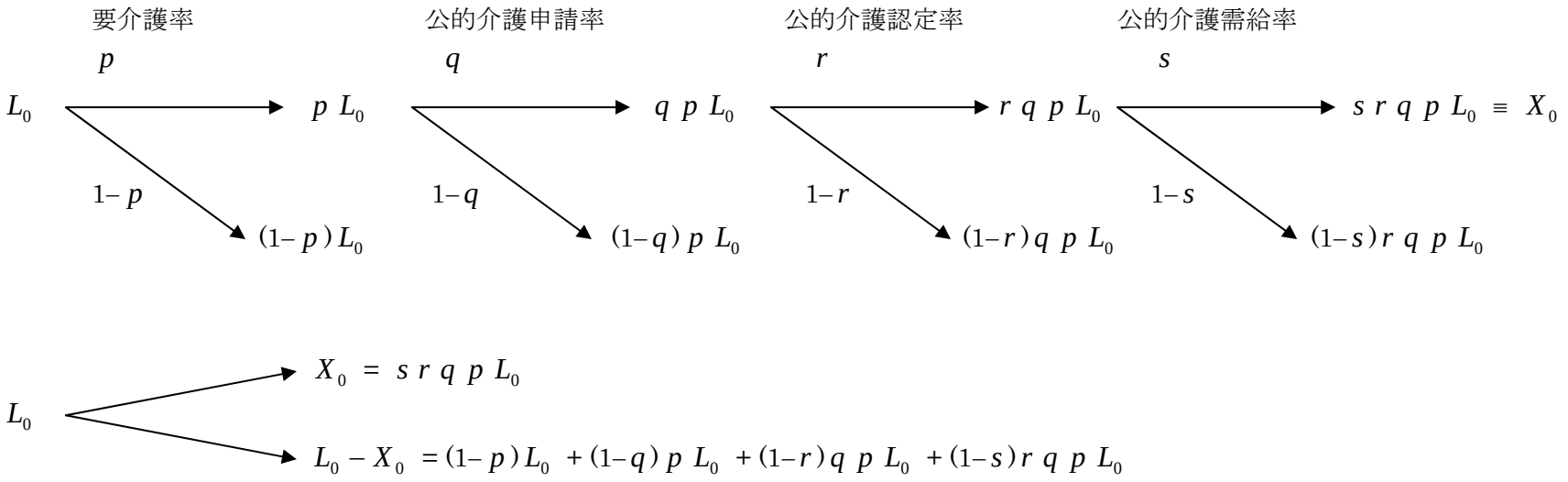
ステップ４： s を「要介護認定を受けた者が、実際に公的介護サービスを受給する確率（受給率)」とすると、$s \times r \times q \times p \times L_0$ 人が公的介護サービスを受給し、$(1-s) \times r \times q \times p \times L_0$ 人は、上のステップ２やステップ３と同じく、代替的な選択肢から選択することになる。
（第 II-1 図を参照。）

ステップ１～ステップ４より、公的介護利用者数（X_0）と、代替的な選択肢からの選択をする者の数（$L_0 - X_0$）は、

(1.2) $X_0 = pqrsL_0$

(1.3) $L_0 - X_0 = (1-p)L_0 + (1-q)pL_0 + (1-r)qpL_0 + (1-s)rqpL_0$

第 II-1 図　公的介護利用者数 X_0 の決定プロセス



任意の t 時点において、公的介護サービス利用者数 X_t の動きは次のように表される。

(1.4) $X_{t+1} = (1-\delta)(1-pqrs)X_t + pqrsL_{t+1}$

第(1.4)式の両辺を L_t で除すことによって、「公的介護サービス利用率」（以下「**利用率**」） $x_t \equiv X_t / L_t$ に関する差分方程式を得る。

(1.5) $$x_{t+1} = \left(\frac{(1-\delta)(1-pqrs)}{1+n-\delta} \right) x_t + pqrs$$

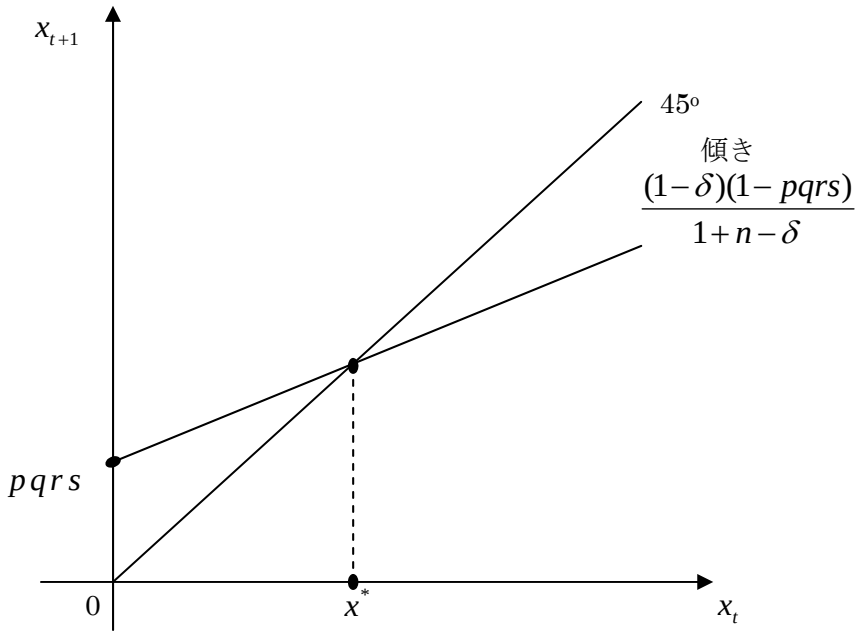
第(1.5)式が意味する「利用率」 x_t の動学的性質：

① $0 < \dfrac{(1-\delta)(1-pqrs)}{1+n-\delta} < 1$ なので、任意の $x_0 \geq 0$ から出発して、$\{ x_t ; t = 0, 1, 2, \ldots \}$ は、大域的に安定な、ユニークな定常状態 x^* に収束する。ここで

(1.6) $$x^*(\overset{+}{p}, \overset{+}{q}, \overset{+}{r}, \overset{+}{s}, \overset{-}{n}, \overset{-}{\delta}) \equiv \frac{pqrs}{1 - \dfrac{(1-\delta)(1-pqrs)}{1+n-\delta}}$$

（第 II-2 図参照。）

第 II-2 図　利用率 x_t の位相図



② ２つの地域 $\{\alpha, \beta\}$ の利用率の初期値について、$x_0^{\alpha} < x_0^{\beta}$ という関係があれば、

$$(1.7) \quad x_0^{\alpha} < x_0^{\beta} \rightarrow \frac{x_1^{\alpha} - x_0^{\alpha}}{x_0^{\alpha}} > \frac{x_1^{\beta} - x_0^{\beta}}{x_0^{\beta}}$$

以上の特徴①と②は「公的介護サービス利用率の地域差は、長期的に解消される」ことを意味する（**収束仮説**）。

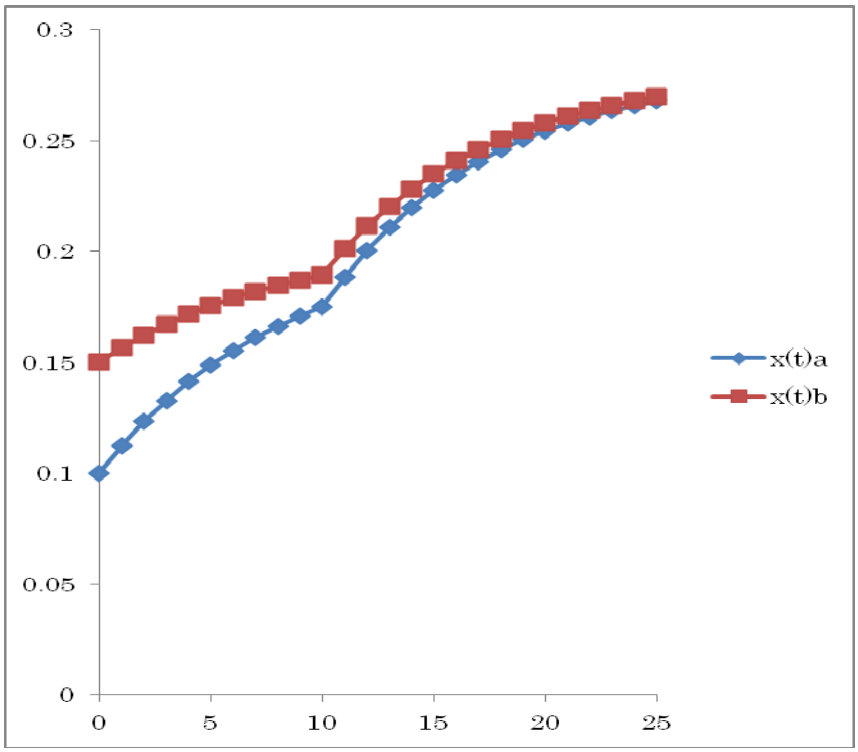
ただしパラメター $\{p, q, r, s, n, \delta\}$ に地域差がある場合は、各地域に固有の定常状態に収束する（**条件付収束仮説**）。

③ 2005 年改正法の効果

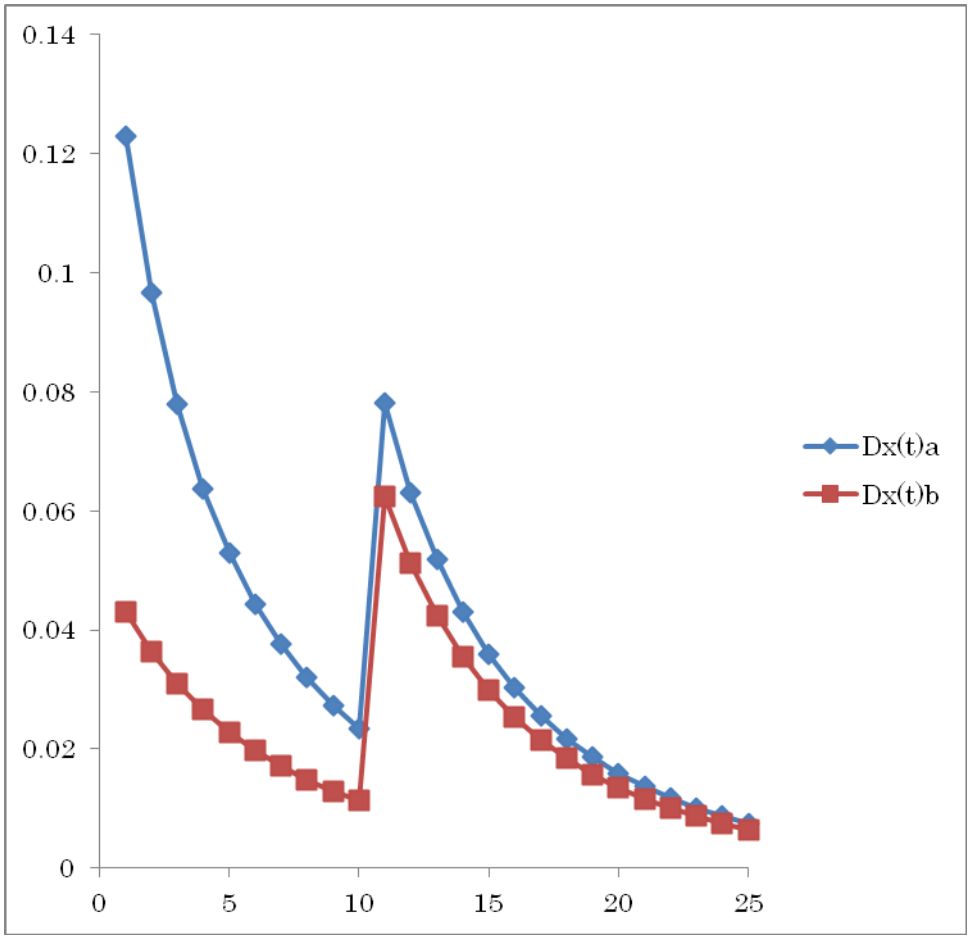
介護予防の強化	$p\downarrow \Rightarrow x^{*}\downarrow$
自己負担率引き上げ	$s\downarrow \Rightarrow x^{*}\downarrow$
保険者機能の強化	$r\downarrow \Rightarrow x^{*}\downarrow$
制度の周知・浸透	$q\uparrow \Rightarrow x^{*}\uparrow$

第 II-3 図と第 II-4 図は、$x_0^{\alpha} < x_0^{\beta}$ という 2 地域 $\{\alpha, \beta\}$ の利用率と、利用率の変化率のグラフである。また「 $t = 10$ において q（申請率）が上昇した」という仮定の下でグラフを描いた。

第 II-3 図　利用率 x_t^{α} と x_t^{β} の動き。



第 II-4 図　利用率 x_t^{α} と x_t^{β} の変化率



t = 0, 1, 2, … , 10
n = 0.1, delta = 0.05, p = 0.25, q = 0.8, r = 0.15, s = 0.8
xss = 0.205212

t = 11, 12, … , 25
n = 0.1, delta = 0.05, p = 0.25, q = 0.9, r = 0.15, s = 0.8
xss = 0.281669

{第 II-3 図、第 II-4 図} を、現実の統計データを用いて描いた {第 I-1 図、第 I-2 図} を比較。

（２）．マルコフ遷移行列による、利用率 X_t の地域差分析

［目的］各地域の利用率の高低順位の固定性、および収束のスピードについて分析。

第 II-1 表　公的介護サービス利用率の上位 5 地域と下位 5 地域

	2000	2001	2002	2003	2004	2005
第 1 位	鹿児島県	鹿児島県	鹿児島県	和歌山県	徳島県	和歌山県
第 2 位	青森県	青森県	京都府	鹿児島県	和歌山県	徳島県
第 3 位	大分県	沖縄県	沖縄県	徳島県	広島県	広島県
第 4 位	沖縄県	広島県	広島県	広島県	大分県	大分県
第 5 位	広島県	京都府	青森県	京都府	京都府	長崎県
第 43 位	山梨県	山梨県	山梨県	北海道	北海道	北海道
第 44 位	栃木県	栃木県	栃木県	栃木県	栃木県	栃木県
第 45 位	茨城県	千葉県	千葉県	千葉県	千葉県	千葉県
第 46 位	千葉県	埼玉県	埼玉県	埼玉県	埼玉県	埼玉県
第 47 位	埼玉県	茨城県	茨城県	茨城県	茨城県	茨城県

	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012
第 1 位	和歌山県	和歌山県	和歌山県	和歌山県	和歌山県	和歌山県	和歌山県
第 2 位	徳島県	徳島県	徳島県	徳島県	徳島県	徳島県	大阪府
第 3 位	広島県	広島県	島根県	長崎県	長崎県	大阪府	徳島県
第 4 位	青森県	青森県	広島県	島根県	広島県	長崎県	島根県
第 5 位	愛媛県	愛媛県	愛媛県	愛媛県	島根県	島根県	長崎県
第 43 位	北海道	栃木県	愛知県	愛知県	愛知県	静岡県	静岡県
第 44 位	栃木県	千葉県	栃木県	栃木県	栃木県	栃木県	栃木県
第 45 位	千葉県	茨城県	千葉県	千葉県	千葉県	千葉県	千葉県
第 46 位	埼玉県	埼玉県	茨城県	茨城県	茨城県	埼玉県	埼玉県
第 47 位	茨城県	新潟県	埼玉県	埼玉県	埼玉県	茨城県	茨城県

＊ 各地域の「利用率」の高低順位は固定的で、順位の変動は小さいように思われる。

＊「利用率」高低順位固定化の解消スピードを、2000～2005（前半）と、2006～2012（後半）のそれぞれについて、マルコフ遷移行列を用いて分析する。

① 公的介護サービス利用率に関するマルコフ遷移行列の計算：

ステップ１．2000～2012 の各年度について、47 地域（都道府県）を利用率の高低順に並べて、利用率の最も高い 7 地域（グループ１）、利用率が次に高い 10 地域（グループ２）、・・・、利用率の最も低い 10 地域（グループ５）のように、47 地域を利用率の高低順に｛7、10、10、10、10｝という５つのグループに分ける。

ステップ２．2005 年制度改正の影響を調べるために、2000～2005 年度（前半）と、2006～2012 年度（後半）のそれぞれについて、5 つのグループ間の平均マルコフ遷移行列を計算する。

$\overline{P}_A$ ：2000～2005（前半）平均マルコフ遷移行列

0.809524	0.190476	0	0	0
0.133333	0.733333	0.133333	0	0
0	0.133333	0.766667	0.1	0
0	0	0.1	0.833333	0.066667
0	0	0	0.066667	0.933333

［解釈］

* 第 1 行：2000～2005 について、ある年に第 1 グループ（7 地域）に属する地域が、**翌年**も第 1 グループに留まり続ける確率は 81%、第 2 グループに移る確率は 19%。第 3 グループ、第 4 グループ、第 5 グループに移る確率はゼロ。

* 第 2 行：2000～2005 について、ある年に第 2 グループ（10 地域）に属する地域が、翌年第 1 グループに移る確率は 13%、第 2 グループに留まり続ける確率は 73%、第 3 グループに移る確率は 13%。第 4 グループ、第 5 グループに移る確率はゼロ。

* 他の行についても同様な解釈ができる。

$\overline{P}_B$ ：2006～2012（後半）平均マルコフ遷移行列

0.97619	0.02381	0	0	0
0.016667	0.933333	0.05	0	0
0	0.033333	0.8	0.15	0.016667
0	0	0.15	0.733333	0.116667
0	0.016667	0	0.1	0.883333

② マルコフ遷移行列を用いた「収束仮説」分析

ステップ1. $\{(\overline{P}_A)^k, (\overline{P}_B)^k; k = 1, 2, 3, \ldots\}$を計算

$(\overline{P}_A)^2$

0.680726	0.293877	0.025397	0	0
0.205714	0.580952	0.2	0.013333	0
0.017778	0.2	0.615556	0.16	0.006667
0	0.013333	0.16	0.708888	0.117778
0	0	0.006667	0.117778	0.875555

[解釈]

* 第 1 行：ある年に第 1 グループに属する地域が、**2 年後**も第 1 グループに留まり続ける確率は 68.1%、第 2 グループに移る確率は 29.4%、第 3 グループに移る確率は 2.5%。第 4 グループと第 5 グループに移る確率はゼロ。

* 他の行も同様に解釈できる。

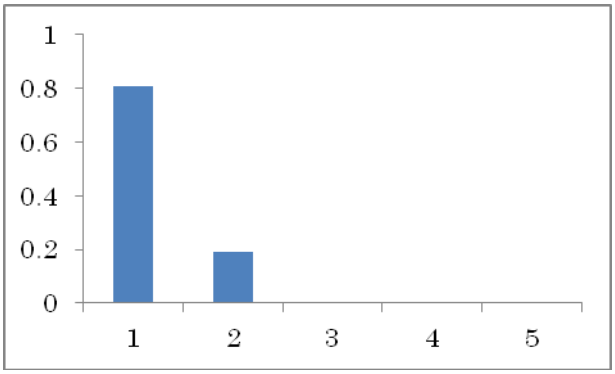
* $\{(\overline{P}_A)^k, (\overline{P}_B)^k; k = 1, 2, 3, \ldots\}$の各行も同様に解釈できる。

マルコフ遷移行列における「収束」： k が大きくなると、$(\overline{P}_A)^k$ の各行は「一様分布」{7/47, 10/47, 10/47, 10/47, 10/47}に収束する。

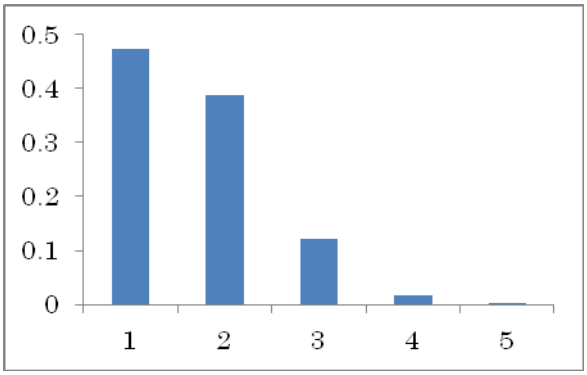
[解釈] 初期にどのグループに属していても、十分長い時間が経過すれば、第 1～第 5 のいずれのグループに移る確率は一様である。

第 II-5 図：$(\overline{P}_A)^k$ 第 1 行、k = 1, 2, 3, 5, 10, 100。

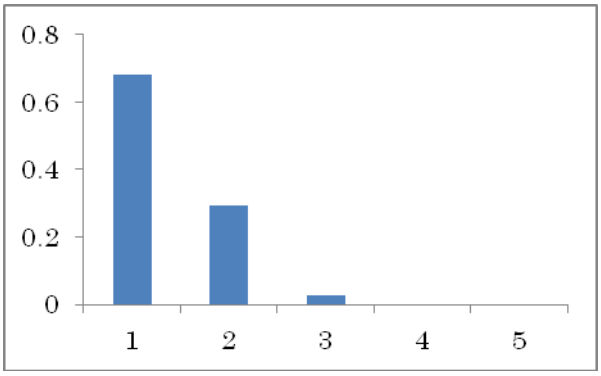
$\overline{P}_A$



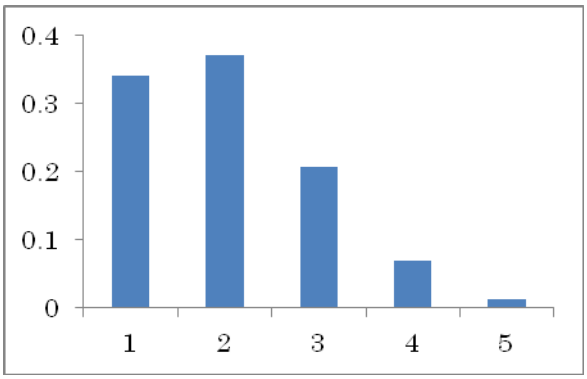
$(\overline{P}_A)^5$



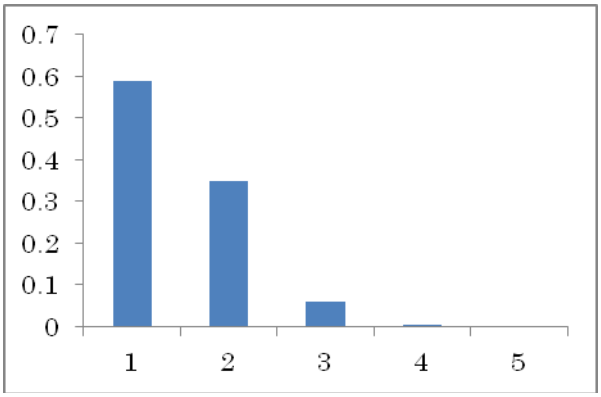
$(\overline{P}_A)^2$



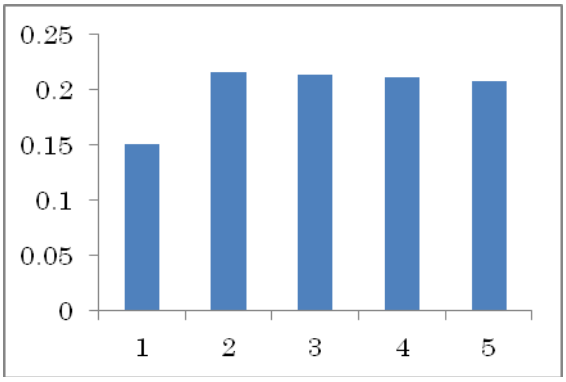
$(\overline{P}_A)^{10}$



$(\overline{P}_A)^3$

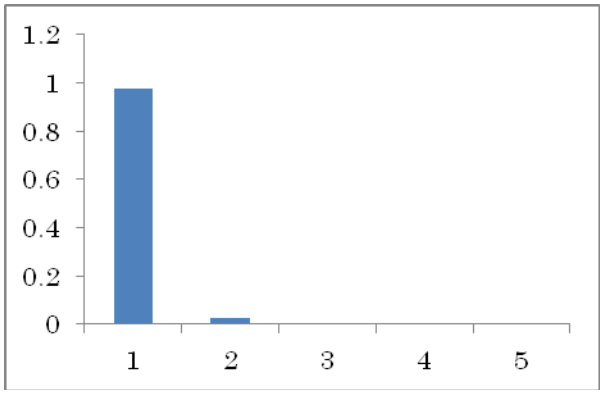


$(\overline{P}_A)^{100}$

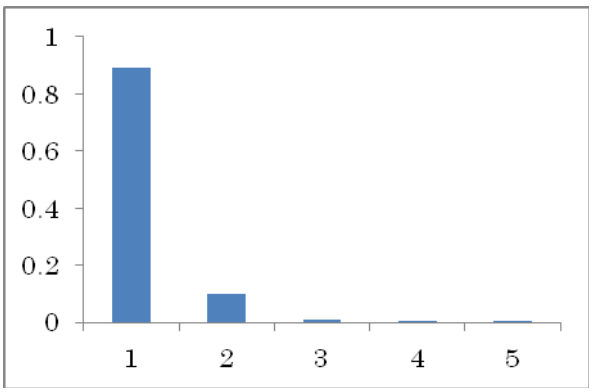


第 II-6 図：$(\overline{P}_B)^k$ 第 1 行、k = 1, 2, 3, 5, 10, 100。

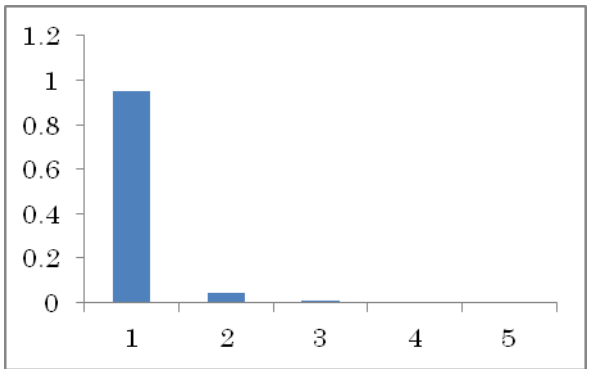
$\overline{P}_B$



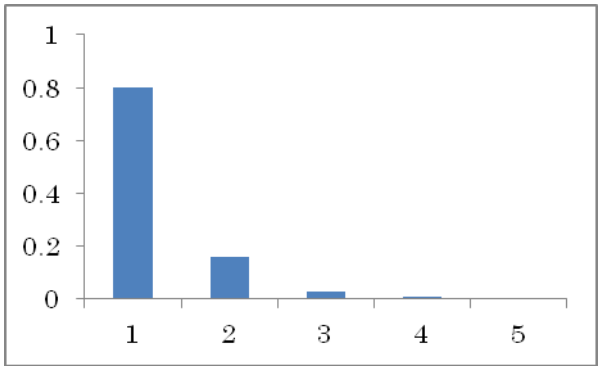
$(\overline{P}_B)^5$



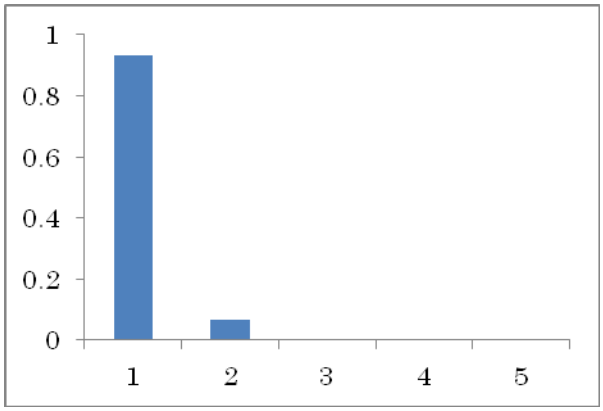
$(\overline{P}_B)^2$



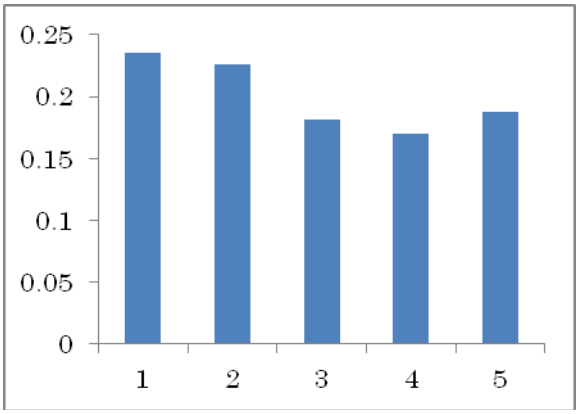
$(\overline{P}_B)^{10}$



$(\overline{P}_B)^3$



$(\overline{P}_B)^{100}$



ステップ２. $\{(\overline{P}_A)^k,\ (\overline{P}_B)^k;\ k = 1, 2, 3, \ldots\}$の各行と、「一様分布」{7/47, 10/47, 10/47, 10/47, 10/47}との乖離程度を計る指標

$\{V_A^k(i),\ V_B^k(i)\ :\ k = 1, 2, 3, \ldots,\ i = 1, 2, 3, 4, 5\}$を計算する。

$V_A^2(1) \equiv [(\overline{P}_A)^2(1, 1) - (7/47)]^2$

$+ [(\overline{P}_A)^2(1, 2) - (10/47)]^2 + [(\overline{P}_A)^2(1, 3) - (10/47)]^2$

$+ [(\overline{P}_A)^2(1, 4) - (10/47)]^2 + [(\overline{P}_A)^2(1, 5) - (10/47)]^2$

[解釈]

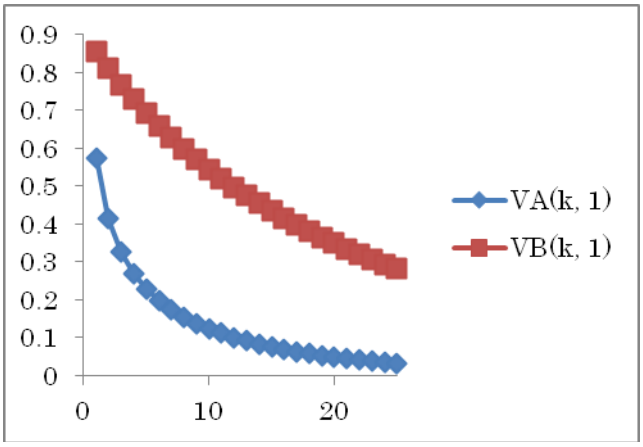
* $(\overline{P}_A)^2(i,\ j)$ は 5×5 行列$(\overline{P}_A)^2$のi行・j列を意味する。

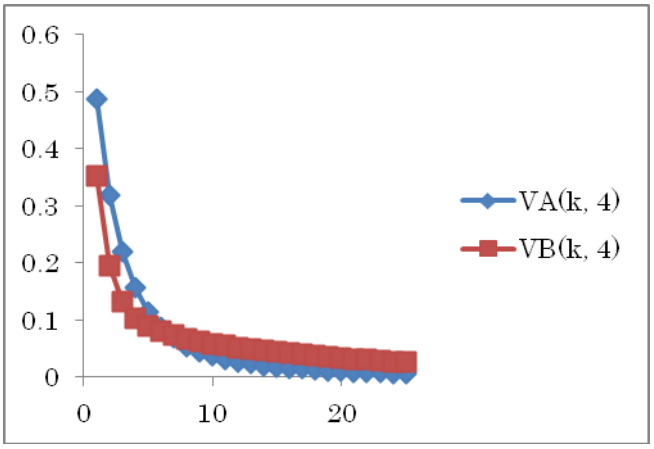
* $V_A^2(1)$は$(\overline{P}_A)^2$の第 1 行と、「一様分布」{7/47, 10/47, 10/47, 10/47, 10/47}との乖離程度を計る

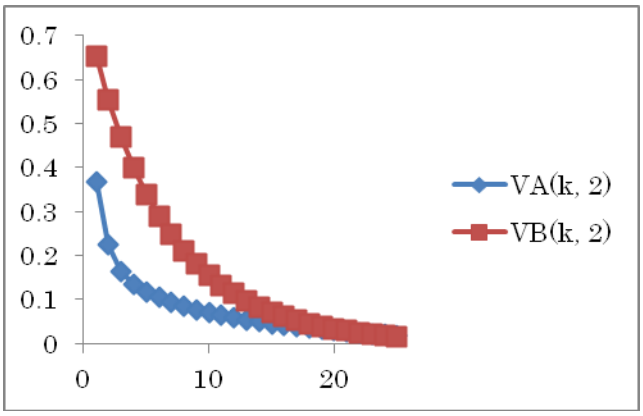
* $\{V_A^k(i),\ V_B^k(i)\ :\ k = 1, 2, 3, \ldots,\ i = 1, 2, 3, 4, 5\}$も同様に解釈できる。

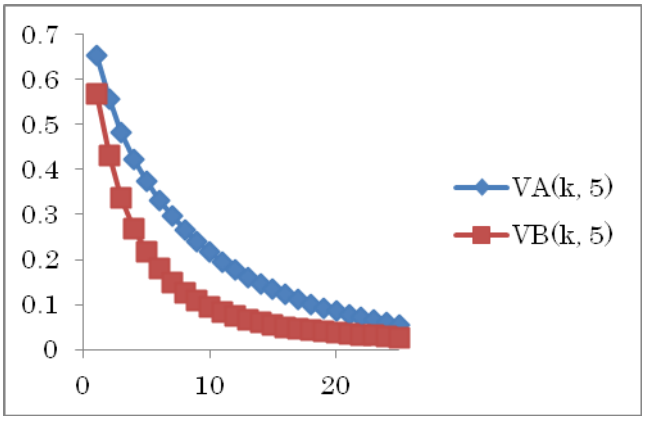
第 II-7 図 $\{V_A^k(i),\ V_B^k(i)\ :\ k$ = 1, 2, 3, … , i = 1, 2, 3, 4, 5 $\}$

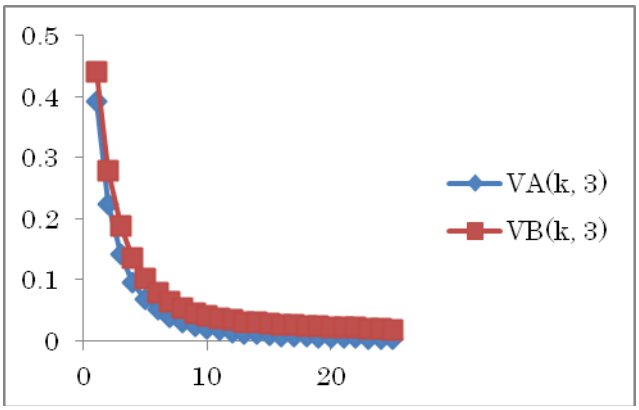
のグラフ(横軸で k = 1, 2, 3, … **を計る。)**











* グループ１の「一様分布」への収束スピードは、前半（$V_A^k(1)$）の方が、後半（$V_B^k(1)$）よりも速い。

* グループ５の「一様分布」への収束スピードは、前半（$V_A^k(1)$）よりも、後半（$V_B^k(5)$）の方が速い。

* 2005 年制度改正は、利用率の高い地域の順位固定化を解消する効果を持たなかったように思われる。（利用率の低い地域に対しては、一定の効果があったかもしれない。）

（３）. 回帰残差を用いたマルコフ遷移行列の計算

［目的］

* 第 I-3 図（グループ別「利用率」、2000～2012）と第 II-7 図（「一様分布への収束スピード）は、「各地域（グループ）は、地域固有の定常状態へ向かって収束している」という「条件付き収束」を示唆する。

* 各地域の「利用率」から、地域差を生む要因を除去した「残差」については、初期の高低順位の解消スピードは速いと予想される。

* 本研究では地域差を説明する変数として、{認定率、高齢者比率、財政力指数} を用いた。

［分析］

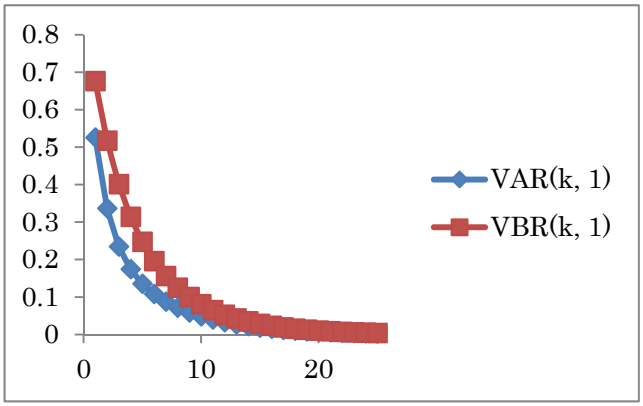
ステップ１. 2000～2012 年の各年について、47 地域の利用率を {認定率、高齢者比率、財政力指数} に回帰した残差を生成する。

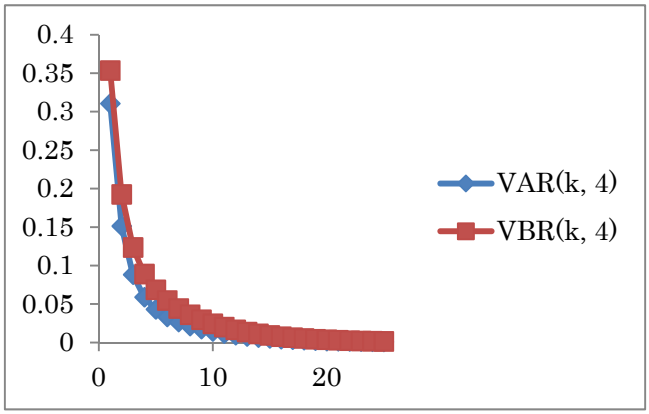
ステップ２. 上のステップ 1 で生成した回帰残差を用いて、前半（2000～2005）と後半の（2006～2012）のそれぞれについて、マルコフ遷移行列{$(\overline{P}_{AR})^k$, $(\overline{P}_{BR})^k$; k = 1, 2, 3, ... }、および「一様分布」{7/47, 10/47, 10/47, 10/47, 10/47}への収束測度{$V_{AR}^k(i)$, $V_{BR}^k(i)$: k = 1, 2, 3, ... , i = 1, 2, 3, 4, 5 }を計算する。

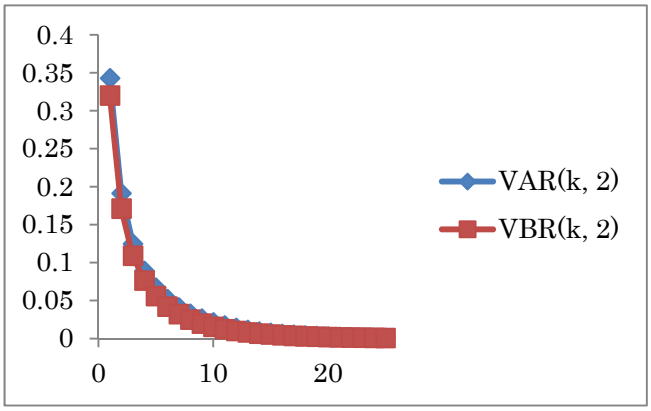
［分析結果］

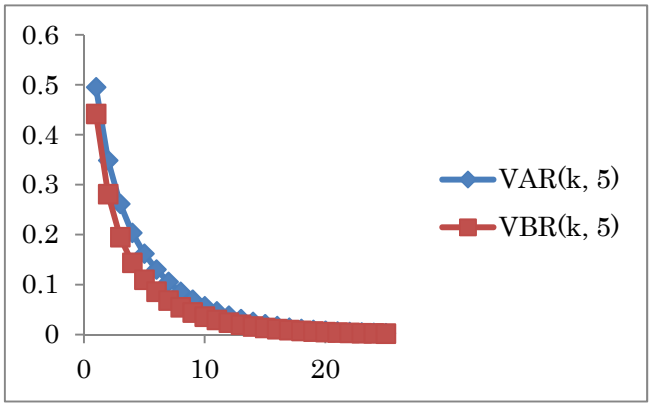
① 回帰残差についても、グループ１の「一様分布」への収束スピードは、前半（$V_{AR}^{k}(1)$）の方が、後半（$V_{BR}^{k}(1)$）よりも速いこと、およびグループ５の「一様分布」への収束スピードは、前半（$V_{AR}^{k}(1)$）よりも、後半（$V_{BR}^{k}(5)$）の方が速いことが観察された。（第 II-8 図を参照。）

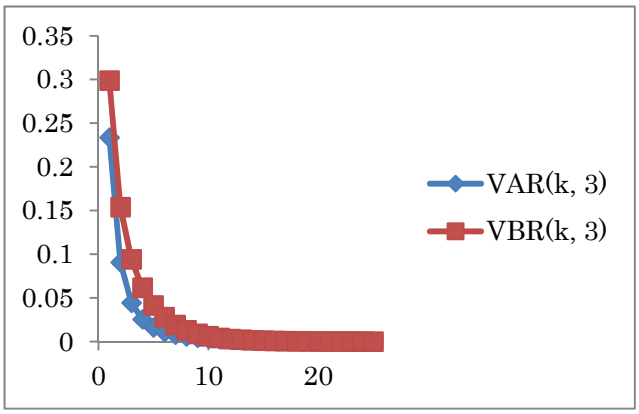
第 II-8 図 $\{V_{AR}^{k}(i),\ V_{BR}^{k}(i)\ :\ k$ = 1, 2, 3, … , i = 1, 2, 3, 4, 5 $\}$ のグラフ(横軸で k = 1, 2, 3, … を計る。)







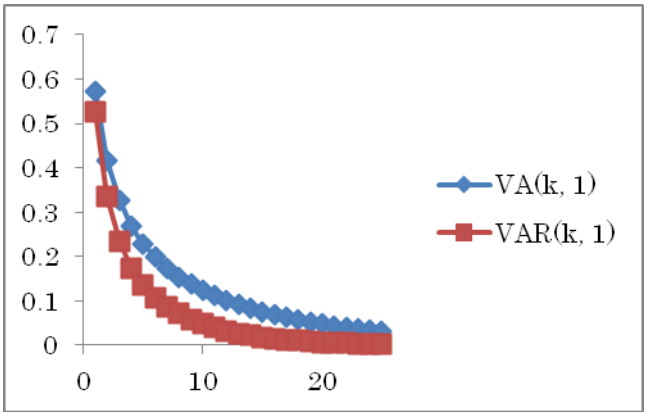


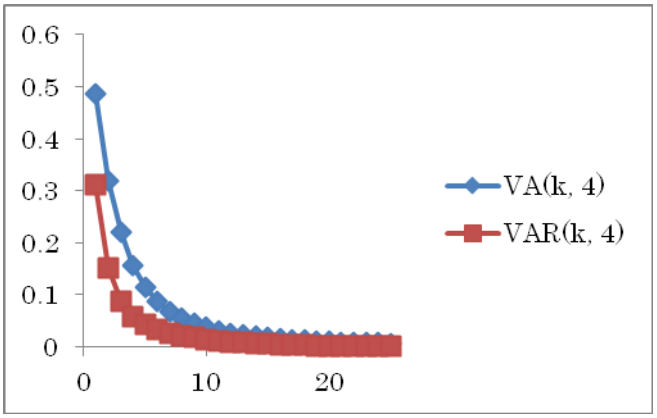


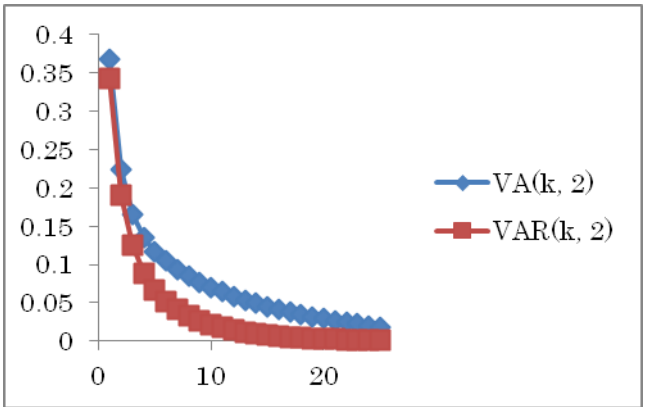
② 「利用率」と「回帰残差」の、「一様分布」への収束スピードを比べると、前半（2000～2005）と後半（2006～2012）の両方について、また全てのグループについて、「利用率」よりも「回帰残差」の方が収束スピードが速いことが観察された。（第 II-9 図と第 II-10 図を参照。）

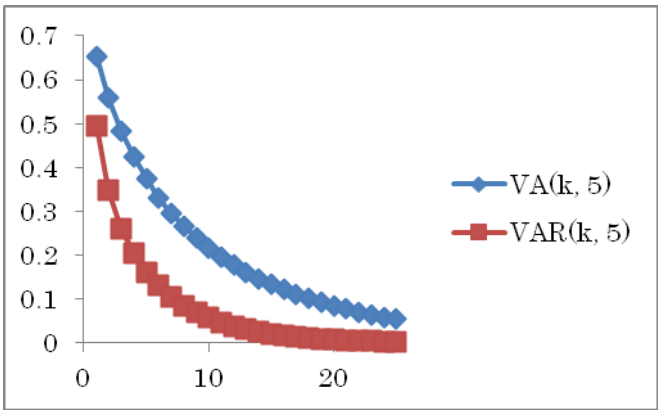
* 「地域別要因を除去した方が、一様分布への収束スピードが速くなる」ということは、「利用率」の定常状態への収束が、地域固有の定常状態への収束という「条件付き収束」であることを示唆しているのかもしれない。

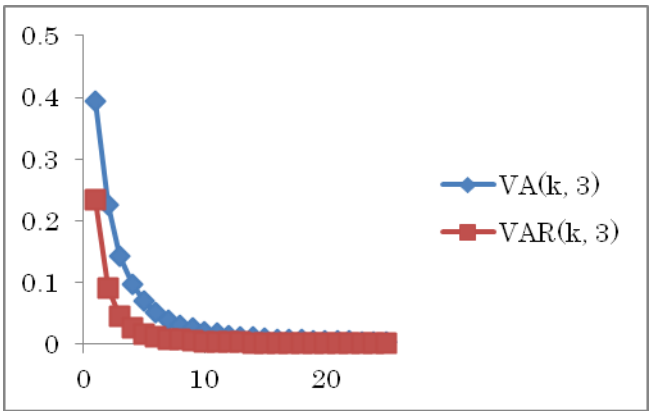
第 II-9 図　$\{V_A^k(i),\ V_{AR}^k(i)\ :\ k$ = 1, 2, 3, … , i = 1, 2, 3, 4, 5 $\}$ のグラフ（横軸で k = 1, 2, 3, … を計る。）



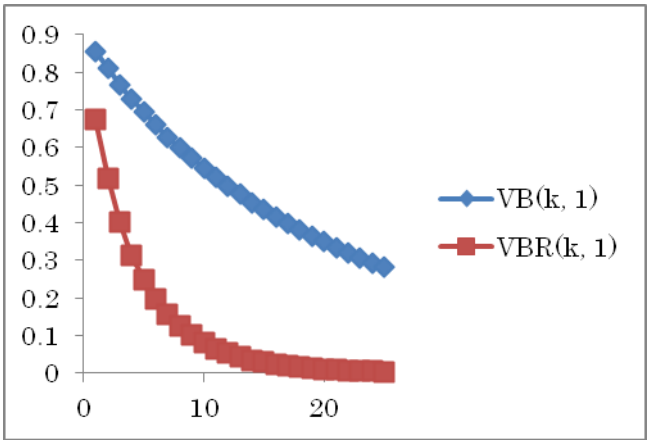


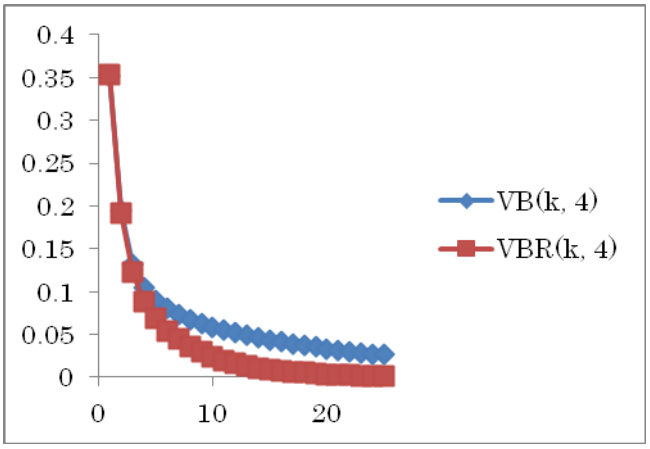


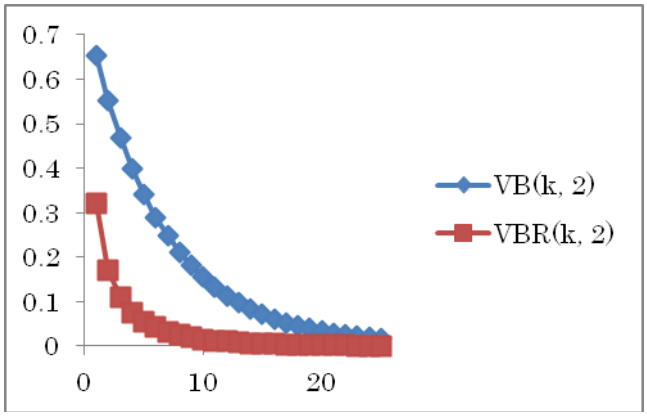


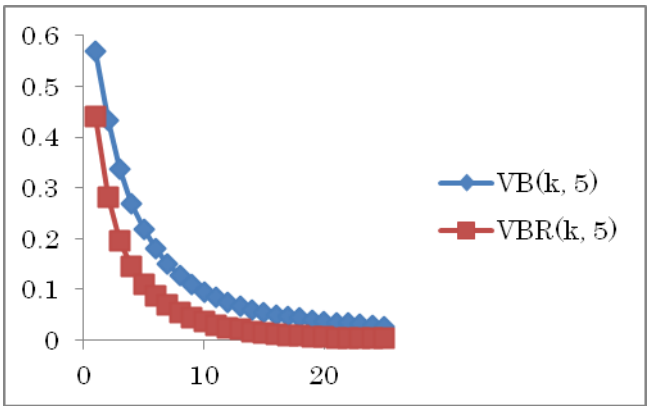


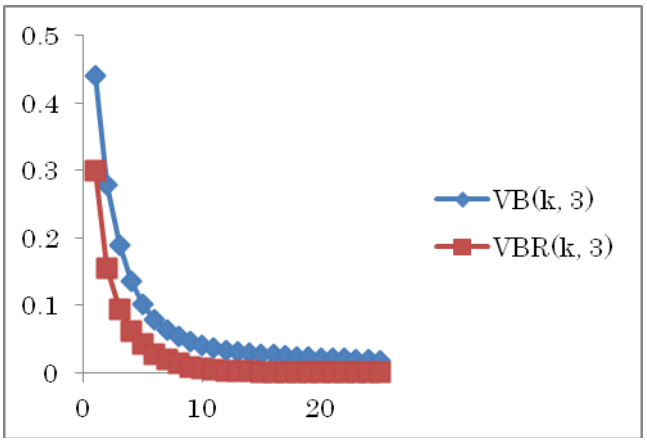
第 II-10 図 $\{V_B^k(i),\ V_{BR}^k(i)\ :\ k$ = 1, 2, 3, … , i = 1, 2, 3, 4, 5 $\}$ のグラフ(横軸で k = 1, 2, 3, … を計る。)











③ 「回帰残差」についても、初期の高低順位が、比較的長期に渡って維持される傾向があることが観察された。これは｛認定率、高齢者比率、財政力指数｝以外にも、「利用率」の地域別特性を説明する変数が存在することを示唆しているのかもしれない。（第 II-2 表参照。）

第 II-2 表　「回帰残差」の上位 5 地域と下位 5 地域

	2000	2001	2002	2003	2004	2005
第 1 位	滋賀県	長野県	長野県	長野県	長野県	長野県
第 2 位	青森県	滋賀県	滋賀県	京都府	和歌山県	和歌山県
第 3 位	長野県	青森県	京都府	滋賀県	京都府	滋賀県
第 4 位	岐阜県	岐阜県	山形県	和歌山県	滋賀県	京都府
第 5 位	神奈川県	山形県	新潟県	新潟県	山形県	新潟県
第 43 位	福岡県	福岡県	大阪府	富山県	三重県	石川県
第 44 位	高知県	山口県	秋田県	山口県	山口県	山口県
第 45 位	山口県	高知県	山口県	大阪府	秋田県	秋田県
第 46 位	秋田県	秋田県	高知県	高知県	高知県	高知県
第 47 位	北海道	北海道	北海道	北海道	北海道	北海道

	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012
第 1 位	和歌山県	長野県	長野県	長野県	長野県	長野県	長野県
第 2 位	長野県	和歌山県	和歌山県	和歌山県	滋賀県	滋賀県	青森県
第 3 位	滋賀県	山形県	滋賀県	滋賀県	青森県	青森県	滋賀県
第 4 位	京都府	滋賀県	青森県	青森県	和歌山県	山梨県	和歌山県
第 5 位	山形県	青森県	京都府	山梨県	山梨県	和歌山県	山梨県
第 43 位	石川県	長崎県	岡山県	鹿児島県	鹿児島県	鹿児島県	鹿児島県
第 44 位	三重県	沖縄県	茨城県	茨城県	茨城県	茨城県	山口県
第 45 位	山口県	北海道	山口県	山口県	山口県	山口県	茨城県
第 46 位	高知県	高知県	高知県	高知県	高知県	高知県	高知県
第 47 位	北海道	新潟県	北海道	北海道	北海道	北海道	北海道

III. まとめ

１．主要な分析結果

① 理論モデルを用いた分析は、長期的には「利用率」が定常状態へ向かって単調収束する可能性を示す。

② 47 都道府県を公的介護サービス利用率の高低順に、{7, 10, 10, 10, 10} の５グループに分けてみると、利用率の高い（低い）グループほど、利用率自体の伸び率が低い（高い）傾向がある。

③ 「利用率」の統計データは、「利用率」が収束傾向にあることを示しているが、それは各地域固有の定常状態への収束という、「条件付き収束」かもしれない。

④ 2000 年度から 2012 年度にかけての、平均マルコフ遷移行列を用いた分析は、初期に利用率の高い（低い）グループに属していた地域は、その後も長期に渡って利用率の高い（低い）グループに留まり続けることを示す。

⑤ 地域固有の特性を除去した「回帰残差」を用いて 2000 年度から 2012 年度にかけての、平均マルコフ遷移行列を再計算すると、「一様分布」への収束スピードが速くなった。これは「利用率」の定常状態への収束が、地域固有の定常状態への収束という「条件付き収束」であることを示唆している。

⑥ 「回帰残差」についても、初期の高低順位が、比較的長期に渡って維持される傾向があることが観察された。これは本研究で用いた｛認定率、高齢者比率、財政力指数｝以外にも、「利用率」の地域別特性を説明する変数が存在することを示唆している。

⑦ 2005 年度制度改正は、公的介護サービス利用率の地域格差に対して影響しなかったように思われる。

２．今後の課題

（１）「条件付き収束」仮説を調べるために、公的介護サービス「利用率」の地域別特性を説明する変数を探す。例えば本研究では｛認定率、高齢者比率、財政力指数｝を用いたが、高齢者（65 歳～）比率に変えて、後期高齢者（75 歳～）以上を用いることによって、更に地域固有の特性を除去できるかもしれない。

（２）本研究の理論モデル分析の「利用率」は、「第１号被保険者が１年間で介護サービスを利用したか否か」でカウントした概念。「被保険者が１年間でサービスを何回利用するか」によって生じる地域差も考える必要がある。

（３）本研究は公的介護サービス利用者側についての分析となっている。供給側の地域差についても考察する必要がある。（施設サービスの充実度など。）

（４）ダイナミック・パネルデータ分析

$$x_{it} = \alpha + \beta x_{it-1} + \Gamma Z_{it} + u_{it}$$

$$u_{it} = v_i + \varepsilon_{it}$$