

公的介護サービス利用率の地域差の動学分析

二 村 博 司

1. はじめに

本稿では公的介護制度の地域差の動学的性質について分析する。2000年4月に「介護の社会化」を主要な目的としてスタートした公的介護制度であるが、発足当初こそ需要が予想を大きく下回ったものの、その後高齢化の進行と制度の周知化とともに、公的介護サービスの利用者数と介護給付費はともに急上昇し、国と地方の財政に対して大きなプレッシャーを与えるようになってきた。また制度が社会に浸透するとともに、利用率、給付費、保険料などに大きな地域差が見られるようになってきた。例えば2006年度の都道府県別、第1号被保険者1人当たり給付費は、最大の徳島県（27万円）と最小の埼玉県（16万円）の間に1.7倍の差が存在する。このような地域差が今後も継続していくのかどうかは、公的介護制度の将来計画を策定する上で、保険者である地方自治体にとっても、被保険者である住民にとっても大きな問題である。本稿ではこのような地域差が今後拡大して行くのか、それとも縮小して行くのか、更に地域差に関する高低の順位が固定的なものなのかどうかといった、公的介護制度の動学的性質について分析する。従来の公的介護制度の分析では、動学的見地からの分析としては、制度全体としての介護給付費、利用者数、平均保険料などに影響を及ぼす要因の分析や将来推計が中心であり、また地域差に関する分析としては、パネルデータを用いた地域差の要因分析が行われて来たが、本研究のような、地域差の拡大・縮小傾向や、地域差の高低順位の固定性といった動学的性質に関する分析は少ないように思われる。（公的介護制度に関する将来推計については鈴木（2002）、清水谷・野口（2004）、菊池・田近・油井（2005）、菊池（2008）などを参照されたい。また公的介護制度に関するの地域差の要因分析については平成17年度および平成19年度の厚生労働白書、田近・菊池（2003）、清水谷・稲倉（2006）、安藤（2008）などを参照されたい。本研究のアプローチは、「内

生的経済成長理論」の研究において用いられる、1人当たり所得の収束仮説分析や、1人当たり所得の高低順位の固定性を、マルコフ遷移行列の計算によって分析する方法とアイデアを同じくする。これらの方法についてはBarro and Sala-i-Martin（2004）、Quah（1993）などを参照されたい。）

本稿では2000年度から2004年度にかけての、47都道府県における、公的介護サービス利用者数と第1号被保険者数の比率である「公的介護サービス利用率」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。第1に利用率は全体として上昇を続けているが、伸び率自体は減速傾向を示している。第2に利用率の分散も拡大しつつあるが、標準偏差と平均値の比率である変動係数は減少傾向を示している。また利用率の最大値と最小値の比率も減少傾向を示している。第3に、マルコフ遷移行列の計算のために47都道府県を利用率の高低順に5つのグループに分けたところ、利用率の高い（低い）グループほど、その後の利用率自体の伸び率は低い（高い）傾向を示すことが分かった。以上の発見からは、利用率の地域差は今後減少していく可能性があることが予想される。一方地域別利用率の高低順位は固定的なものなのかどうかを、マルコフ遷移行列を計算することによって分析してみたところ、初期に利用率の高い（低い）グループに属していた地域は、その後かなりの期間に渡って利用率の高い（低い）グループにとどまり続ける可能性が高いことが分かった。しかしながら十分長い期間が過ぎた後には、このような初期状態の影響は軽減していく可能性があることも分かった。

本稿は以下のように構成される。第1節「はじめに」に続く第2節「公的介護制度の現状、および将来展望」では、公的介護制度の現状および将来予測（第2-1節）、公的介護制度の地域差と、その要因について（第2-2節）、そして現在の公的介護制度が抱える問題点と、これまでに実施されてきた改革の意義（第2-3節）について概観する。

第3節「公的介護サービス利用率の理論モデル分析」では現行の公的介護制度を簡略化した理論モデルを分析することによって、利用率の地域差が収束するメカニズムについて考察する。第3節での分析からは、利用率に関する動学システムはユニークで大域的に安定な定常状態を持つことが示される。第4節「公的介護サービス利用率の地域差の収束分析」では、2000年度から2004年度にかけての、47都道府県における公的介護制度の統計データを用いて、利用率の地域差の拡大・縮小傾向や、各地域の利用率の高低順位が固定的なものなのかどうかなどについて分析する。第5節で研究結果のまとめ、残された課題、および将来展望について述べる。

2. 公的介護制度の現状、および将来展望

第2節では公的介護制度の現状、および将来展望について、全体的な傾向（第2-1節）、地域差、およびその要因（第2-2節）、および公的介護制度改革とその意義（第2-3節）について概観する。

2-1. 公的介護制度の全体的傾向

現在の公的介護制度では、介護サービス給付に要する費用の1割は利用者が「自己負担」し、残りの9割は、第1号・第2号被保険者の支払う「保険料」と、国と地方自治体の支払う「公費負担」で折半する。自己負担の1割を除いた公的介護給付費は、制度発足時の2000年度の3.2兆円から、2006年度には5.9兆円へと1.8倍に拡大し、また2008年度予算には6.7兆円が計上されている。一方要支援・要介護認定者数は2000年度の218万人から2006年度の411万人へと1.9倍の拡大、公的介護サービス利用者数は同期間に149万人から354万人へと2.4倍の拡大を示しており、ともに第1号被保険者数の伸びを大きく上回っている。平成17年度と平成19年度の厚生労働白書には、認定者数とサービス利用者数の増加要因について、「要支援」と「要介護1」という「軽度者」の伸びが高かったこと（「軽度者」は認定者全体の半数近くを占めている）、および居宅サービス利用者数の伸びが大きかったことが報告されている。このような公的介護サービス利用者数とサービス給付費の増加によって、被保険者の負担する保険料も上昇し続けている。第1号被保険者の保険料月額

全国平均は2000年の2911円から2008年の4090円へと上昇し、同様に第2号被保険者についても2000年の2410円から2008年の4123円へと上昇している。

このような公的介護制度の現状、および将来予想については、厚生労働省によるものを始め、多くの研究者によって考察されている。公的介護制度が発足して間もない2002年に鈴木（2002）は、2000年4月から2001年11月までのデータ分析から、公的介護サービス給付費の増加要因は居宅介護サービス給付の増加によるものであり（施設介護サービス給付費は、金額としては大きい、伸び率は安定していた）、また居宅介護サービス給付増加の原因は、認定率の上昇と要介護者数の増加に由来することを報告している。また田近・菊池（2006）は公的介護サービス給付費が上昇した原因として、地方自治体による認定率の管理など、保険者としての機能が不十分であったこと、介護と医療の役割分担が不完全なために、社会的入院が解消されなかったこと、公的介護サービスが、介護予防や、要支援・要介護者のリハビリや状態悪化を阻止することが不十分であったことなどを報告している。一方菊池（2008）は公的介護制度の将来について推計しているがそれによると、2005年と比較して、要介護認定者数は2025年には1.73倍、2055年には1.85倍へと拡大、介護サービス給付費は2025年には2.22倍、2055年には3.33倍に拡大すると予想している。また第1号被保険者の保険料月額全国平均値は、将来人口推計が中位ケースの場合、2008年における4090円から、2025年には6330円、2055年には1万1500円に上昇すると予想している。

2-2. 公的介護制度の地域差

平成19年度厚生労働白書によれば、2005年度における1人当たり年間公的介護サービス給付費は、最高値の徳島県（30万9508円）と最小値の埼玉県（18万2515円）との間に1.7倍の差があること、居宅サービスの給付費については最高値の青森県（15万1272円）と最小値の茨城県（9万4560円）との間に1.6倍の差があること、および施設サービス給付費については最高値の徳島県（17万4901円）と最小値の埼玉県（8万3826円）との間に2.1倍の差があることを報告している。また平成17年度厚生労働白書によれば2005年2月時点で

の、第1号被保険者のうち、要支援・要介護の認定を受けた者の割合は、最高値の徳島県（20.4%）と最小値の茨城県（12%）との間に1.7倍の差があること、および要支援・要介護1といった「軽度者」の認定率の地域差が（重度者の認定率と比べて）大きいことを報告している。更に同白書では、施設サービス利用者比率の高い地域ほど介護サービス給付費と保険料が高くなる傾向があること、また自治体に対する認定の申請率が高い地域ほど、高齢単身世帯の比率が高い地域ほど、認定率が高くなる傾向があることを報告している。更に公的介護制度の保険料は、保険者である市町村が、各々の地域の実情を反映して柔軟に設定できることから、現在（第2期）の保険料月額、最大値5942円と最小値1783円の間3.3倍の差が存在する。¹

このような公的介護制度に関する地域差を引き起こす要因として、先の厚生労働白書も含めて多くの研究が、施設サービス供給の大きい地域ほど施設サービス利用率も高く、これが結果として公的介護給付費の上昇に結びついていることを報告している。（田近・菊池（2003）、油井（2006）などを参照。）安藤（2008）では、このような「供給者誘発需要」以外にも、公的介護制度の地域差を説明する要因として、低所得者比率の高い地域ほど、また後期高齢者比率の高い地域ほど、介護サービス給付が大きくなる傾向があることを報告している。（但し後期高齢者比率の高い地域に対しては、公的介護保険財政制度の「補正」機能によって、保険料の高騰を抑制する仕組みがある。）

2-3. 公的介護制度改革

2000年4月の制度発足以来、公的介護制度は3年ごとの保険料および報酬体系の見直しと、5年ごとの制度全体の見直しが行われる仕組みになっており、2005年6月には「介護保険法等の一部を改正する法律」（以下「2005年改正法」）が成立した。この改正法には、保険者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、および要支援・要介護化に対する予防の重点化が主要な目標として盛り込まれた。これらの目標の背後にあるのは、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

して組み込まれたこと、および公的介護制度の地域差を是正することである。実際平成17年度厚生労働白書には「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）、および「...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）と明記されており、このような認識の下で、先に述べた改正法の目標を実施する方法として、保険者である地方自治体における認定事務の強化、および施設サービス供給に対する「総量規制」が導入されることになったものと考えられる。また国と地方における財政改革との関係では、公的介護制度における公費負担の内訳が従来は国が50%、都道府県が25%、市町村が25%であったものが、近年において実施された所謂「3位1体の改革」によって、施設介護サービス給付費の公費負担分については国が40%、都道府県が35%、市町村が25%に改正され、このことが地方自治体における施設供給に対する規制の強化や、要支援・要介護認定の厳格化の一因となったものと考えられる。（地方自治体の財政状況と公的介護制度との関係については清水谷・稲倉（2006）を参照。）また先に述べたように、認定者の中で要支援・要介護1という「軽度者」の増加が目立ったことに関しては、公的介護制度の目的の一つである「介護予防・リハビリ機能」が見られないことが問題視されている。（田近・菊池（2006）参照。）即ちこれまでの介護サービスは軽度者の状態の改善・悪化防止につながっておらず、このことが2005年改正法に介護予防の重点化と、「地域包括支援センター」を介護予防とリハビリによる社会復帰の実施主体として位置付けることが盛り込まれることになった原因と考えられる。また先に見たように、サービス利用形態別では居宅サービスの伸びが大きかったものの、単価としては施設サービス給付費の方が高く、また介護サービス給付費に占める施設サービス給付費の

¹ 「図説 統計でわかる介護保険（2006）」、厚生統計協会より。都道府県レベルでは、現在（第2期）の保険料について、最高値の沖縄県（4957円）と最小値の茨城県（2613円）との間に1.9倍の差が存在する。

割合が高い。実際公的介護制度に関する地域差を説明する要因として、施設サービス利用率（第1号被保険者のうち、施設に入所している者の割合）が高いほど、介護サービス給付費や保険料が高くなる傾向があることが報告されている。（平成17年度厚生労働白書、田近・菊池（2003）、油井（2006）、安藤（2008）などを参照。）これが2005年改正法に、「施設から居宅へ」を目的とした諸施策が盛り込まれることになった原因と考えられる。これらの諸施策とは、施設介護サービスにおける食費と家賃を保険給付の対象から外すこと、施設供給に「総量規制」を課すように国が地方自治体に指示したこと、また施設利用者の中心である中・重度の要介護者が自宅で介護を受けることができるように、介護報酬全体を引き下げの中で、中・重度者に対する居宅サービスの報酬を引き上げたことなどである。

これらの他にも近年における公的介護制度の改革には、介護ビジネスの現場における慢性的な人手不足に対処するために、介護労働に対する報酬の引き上げや、外国人労働者の受け入れなどが盛り込まれることになった。

3. 公的介護サービス利用率の理論モデル分析

第2節で見たように、現在の公的介護制度に関する諸指標には大きな地域差が存在する。第3節ではこのような地域差が長期的に拡大するのか、それとも縮小するのかという、地域差の動学的性質について分析する。最初に「公的介護サービス利用率」に関する簡単なモデルを分析することによって、「公的介護サービス利用率の収束仮説」を導出したい。

実際の公的介護制度の仕組みに鑑みて、要介護状態の発生から、公的介護サービスの利用に至るまでの流れを、次のようにモデル化する。時間（年）を $t=0, 1, 2, \dots$ で示す。ある地域において、 L_t を第 t 年の65歳以上人口（第1号被保険者数）、 n を65歳以上人口の粗増加率（前年に64歳であった者が今年65歳になること、また他地域からの流入などによる）、 δ を65歳以上人口の減少率（死去、他地域への流出などによる）とする。よって

この地域における65歳以上人口の純増加率は $n - \delta$ となる。即ちこの地域における65歳以上人口は次の式に従って変化する。

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

$t=0$ 年に公的介護制度が導入されたものとする。また $t=0$ 年における第1号被保険者 L_0 人のなかで公的介護サービスを利用した人数を X_0 とする。現行の公的介護制度の下では X_0 は次の4つのステップを経て決まるものと考えられる。

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、代替的選択肢からの選択をする。

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。²

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。

以上の考察をまとめると、 $t=0$ 年における第1号被保険者 L_0 人のなかで

$$(2) X_0 = p q r s L_0$$

が公的介護サービスを利用し、

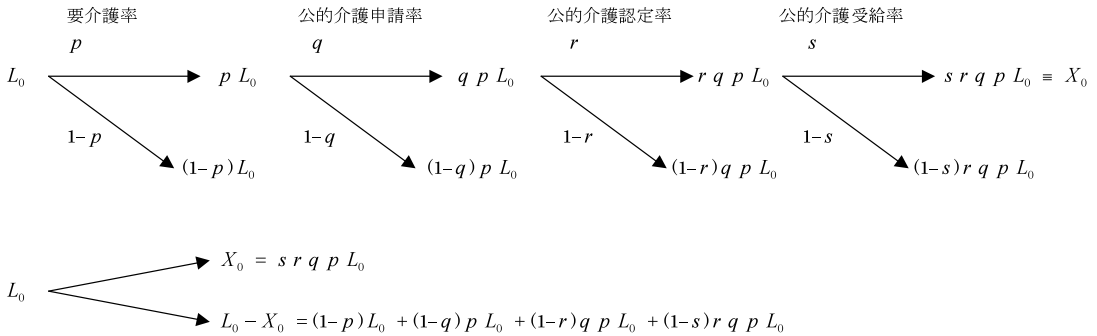
$$(3) L_0 - X_0 = (1-p) L_0 + (1-q) p L_0$$

$$+ (1-r) q p L_0 + (1-s) r q p L_0$$

が代替的な選択肢からの選択をする。第1図で X_0 決定のプロセスを示した。

² 鈴木（2002）は r の長期的な値として $r=0.83$ と推定した。

第1図 X_0 の決定プロセス



$t=1$ 年における公的介護サービスの利用者数 X_1 は次のように決まってくる。 $t=1$ 年における第1号被保険者 L_1 人を次のように分解する。

$$(4) L_1 = (1+n-\delta)L_0$$

$$= nL_0 + (1-\delta)(L_0 - X_0) + (1-\delta)X_0$$

第4式最右辺の第1項 nL_0 は新たに65歳以上になった人数（純増分）である。第2項 $(1-\delta)(L_0 - X_0)$ は $t=0$ 年に公的介護サービスを受給しなかった者の、 $t=1$ 年における人数、第3項 $(1-\delta)X_0$ は $t=0$ 年に公的介護サービスを受給した者の、 $t=1$ 年における人数である。 $t=0$ 年における分析をここでも用いれば、新65歳以上の nL_0 人のうち、 $pqrs \times nL_0$ 人、および $t=0$ 年に公的介護サービスを受給しなかった $(1-\delta)(L_0 - X_0)$ 人のうち、 $pqrs \times (1-\delta)(L_0 - X_0)$ 人が、 $t=1$ 年において公的介護サービスを受給する。このことから $t=1$ 年における公的介護サービス利用者数 X_1 は次のようになる。

$$(5) X_1 = pqrsnL_0 + pqrs(1-\delta)(L_0 - X_0) + (1-\delta)X_0$$

$$= (1-\delta)(1-pqrs)X_0 + pqrsL_1$$

但し第(5)式の導出では「ある年に公的介護サービスを受給すると、翌年以降もその状態が継続する」という仮定が用いられている。これは先にも述べた、田近・菊池(2006)の指摘にある、一旦公的介護サービスを受給すると、なかなかその状態から脱却できないという、公的介護サービスのリハビリ効果の不足を反映したものと解釈する。また第(5)式最右辺の導出には第(1)式を用いた。第(5)式の関係は任意の $t=0, 1, 2, \dots$ について成立するが、両辺を L_t で除して、「公的介護サービス利用率」を $X_t/L_t \equiv x_t$ と定義することによって、 x_t に関する次の差分方程式を得る。

$$(6) x_{t+1} = \left(\frac{(1-\delta)(1-pqrs)}{1+n-\delta} \right) x_t + pqrs$$

第(6)式のパラメーター $\{n, \delta, p, q, r, s\}$ が定数ならば、 $0 < (1-\delta)(1-pqrs)/(1+n-\delta) < 1$ であることから、この動学システムは大域的に安定で、任意の $x_0 \geq 0$ から出発して、 $\{x_t, t=0, 1, 2, \dots\}$ はユニークな定常状態 x^* に単調収束する。ここで
(7) $x^* \equiv pqrs/[1 - \{(1-\delta)(1-pqrs)/(1+n-\delta)\}]$ である。我々はこのような「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」という理論的考察を、「公的介護サービス利用率の収束仮説」として提示し、実際の統計データが収束仮説を満たすかどうかを検討したい。

ところで第2-3節でのべたような近年における公的介護制度の改革は、第(6)式と第(7)式に対して、次のような効果を持つと考えられる。(i) 2005年改正法で、施設介護における食費と家賃を保険給付の対象から外したことは、公的介護サービスに対する需要を抑制し、結果として公的介護サービス受給率 s を下げるだろう。(ii) 同じく2005年改正法で強調されたもう一つの点である、介護状態に陥ることを予防する対策の重点化は、要介護状態になる確率 p を下げるだろう。(iii) 保険者である地方自治体による介護認定が厳格さを欠いていたことが、近年における公的介護給付費の急増を招いた一因ではないかということが指摘されているが(田近・菊池(2006)参照)、保険者機能の強化は認定率 r を下げるかもしれない。(iv) 一方公的介護制度に対する社会的認知の浸透は、保険者に対する要介護認定の申請率 q を上昇させるだろう。我国ではこれまで「高齢者

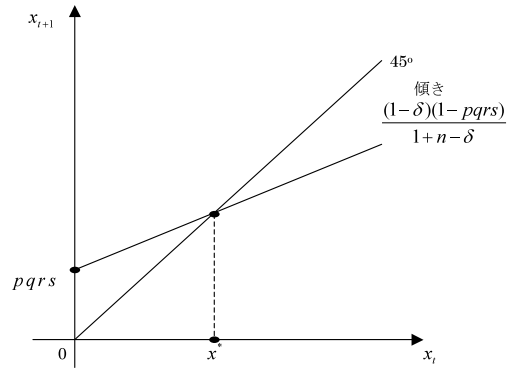
の介護は専ら家族（特に女性）が行うもの」という通念があり、これが少子・高齢化の進行や、家族形態の変化との間に引き起こした齟齬が、「社会的入院」による医療費の高騰や、介護する側と介護される側の双方における、心的・物的な消耗の原因になったものと考えられる。これらのことから、高齢者介護を「社会化」することを目的とした公的介護サービスに対する潜在的需要は非常に大きなものであると思われるが、このような潜在的需要が顕在化するためには、公的介護制度が認知され、社会的通念が変化するまでの学習期間が必要だろう。³ (v) また公的介護政策に関する地域差は、ある地域における第1号被保険者数について、他地域からの流入や、他地域への流出という経路で、当地域の第1号被保険者数の純増加率 $n - \delta$ に影響を及ぼすかもしれない。

第(7)式で表される、定常状態における公的介護サービス利用率 x^* を各パラメータ $\{n, \delta, p, q, r, s\}$ で微分することによって、次の関係を得る。
 (8) $x^*(\overset{+}{p}, \overset{+}{q}, \overset{+}{r}, \overset{+}{s}, \overset{-}{n}, \overset{-}{\delta})$

要介護率 (p) の上昇、申請率 (q) の上昇、認定率 (r) の上昇、受給率 (s) の上昇が x^* を上昇させることは直感的にも明らかだろう。一方第1号被保険者数の純増加率 $+n - \delta$ において、粗増加率 (n) はプラス、減少率 (δ) はマイナスという、非対称な形で現れるのに、 n の増加も、 δ の増加も、ともに x^* を低下させるのは、公的介護制度において n は新65歳以上人口という「フロー」での変化を引き起こすのに対して、 δ は既存の65歳以上全員という「ストック」での変化を引き起こすことに由来する。

第2図は、第(6)式に関する位相図と、第(7)式で表される定常状態 x^* を示している。パラメータ $\{n, \delta, p, q, r, s\}$ が定数ならば、グラフの切片 $pqrs$ が正で、グラフの傾き $(1 - \delta)(1 - pqrs)/(1 + n - \delta)$ がゼロと1の間であることから、定常状態 x^* はユニークで、大域的に安定であることが分かる。即ち任意の $x_0 > 0$ を初期値として、第(6)式の差分方程式から生成される系列 $\{x_t, t=0, 1, 2, \dots\}$ は単調に x^* に収束する。更に2つの地域

第2図 x_t の位相図



$\{\alpha, \beta\}$ について、利用率の初期値が $x_0^< x_0^>$ という関係であれば、その後の公的介護利用率の成長率について

(9) $x_0^< x_0^> \rightarrow (x_1^< - x_0^<)/x_0^< > (x_1^> - x_0^>)/x_0^>$

という関係が成り立つことも分かる。また先に分析した、パラメータ $\{n, \delta, p, q, r, s\}$ の変化が、第2図のグラフの形状と定常状態に与える影響は、 $\{p, q, r, s\}$ の上昇は、グラフの縦軸切片を上げる一方で、グラフの傾きを下げることが、これらを合わせた効果は、グラフと45度線の交点を高めることになる。また $\{n, \delta\}$ の上昇は、グラフの縦軸切片には影響しないが、グラフの傾きを下げることによって、グラフと45度線の交点を下げることが分かる。 $(\partial [(1 - \delta)/(1 + n - \delta)] / \partial \delta = -n/(1 + n - \delta)^2 < 0$ 、但し $n \geq 0$ 。) 第1表は、近年における公的介護保険制度改革が、定常状態における利用率 x^* に与える効果をまとめたものである。これらの結果より、近年における公的介護制度改革は、サービス利用者数や給付費の急増に対して、公的介護保険財政の安定化機能（スタビライザー）を持つことが予想される。

4. 公的介護サービス利用率の地域差の収束分析

この節では公的介護サービス利用率の地域差が拡大傾向にあるのか、それとも縮小傾向にあるの

³ 実際社会全体において公的介護サービスを利用する人数が増えるほど、公的介護申請率も高まるものと考えられる。これは公的介護サービス利用率 x が、申請率 q に大して正の外部効果を持つと解釈することが出来るかもしれない。第(6)式において、申請率 q が定数ではなく、利用率 x の増加関数である場合、第(6)式の生成する $\{x_t\}$ の動学的性質は複雑なものになる可能性がある。この点については二村(2008)を参照されたい。

第1表 公的介護保険制度改革が定常状態における利用率に与える効果

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	$q \uparrow \Rightarrow x^* \uparrow$

注意： $x^*(p, q, r, s, n, \delta)$

p ：要介護化率、 q ：公的介護申請率、 r ：公的介護認定率、 s ：公的介護受給率、 n ：第1号被保険者数の粗増加率、 δ ：第1号被保険者数減少率

かということについて、実際の統計データを用いて分析する。第4-1節では統計データの平均、分散、変動係数、変化率（成長率）などの基本的な性質について概観することによって、公的介護サービス利用率の地域差は縮小傾向を示していることを確認する。続く第4-2節ではマルコフ遷移行列を計算することによって、各地域の利用率の高低順位はかなりの期間に渡って固定的ではあるが、十分長い期間が経過した後は高低順位が柔軟に変化し得ることを確認する。

4-1. 基本統計量

本稿では厚生統計協会（2005）「介護保険関連統計の年次推移 — 制度創設から5年間の主要統計 —」に掲載されているデータを用いて、公的介護サービス利用率の地域差の収束分析を行った。第2表は、47都道府県における、2000年度から2004年度にかけての、公的介護サービス利用率の示す基本的な性質についてまとめたものである。但しここでの「公的介護サービス利用率」は、各地域の各年度における、居宅サービス利用者数と施設サービス利用者数の合計を、第1号被保険者数で除すことによって計算した。この場合各利用者が、各年度において、居宅サービスと施設サービスを複数回利用する可能性があるために、利用率は1を超え得ることに注意されたい。しかしながら第3節の理論モデルで導出したように、利用率が収束傾向を示すならば、その効果はここで定義した利用率についても働くものと思われる。

第2表からは以下の諸点が覗える、第1に利用率の平均値は上昇し続けているが、利用率自体の伸び率は通減傾向を示していること、第2に利用率の分散も拡大傾向を示しているが、分散を平均値で除した変動係数は減少し続けていること、第3に利用率の最大値と最小値の比率も減少し続け

第2表 公的介護サービス利用率の基本統計量（全地域平均）

	2000年度	2001年度	2002年度	2003年度	2004年度
平均値	0.9334	1.1478	1.2909	1.4160	1.5211
平均値の成長率		0.2297	0.1247	0.0969	0.0742
分散	0.0260	0.0295	0.0349	0.0372	0.0381
変動係数	0.1729	0.1498	0.1447	0.1362	0.1283
最大値/最小値	2.104	1.876	1.789	1.771	1.778

出典：厚生統計協会、「介護保険関連統計の年次推移」より作成。

ていることである。基本統計量が示すこれらの性質は、利用率の地域差が縮小傾向にあることを示しているが、続く第4-2節において、マルコフ遷移行列を計算するために、47都道府県を利用率の高低順に5つのグループに分けた場合にも、同様な性質が観察されることが確認される。即ち利用率の低い（高い）グループほど、その後の利用率の伸び率が高い（低い）ことが観察される。

参考として第3表に、各年度における利用率の上位3地域と下位3地域を列挙した。この表からは、上位地域についても下位地域についても、入れ替わりがほとんど無く、たとえ利用率の地域差が縮小傾向にあるとしても、各地域の利用率の高低順位についてはあまり変動が無いのではないかとということが予想される。

第3表 公的介護サービス利用率の上位3地域と下位3地域

	2000年度	2001年度	2002年度	2003年度	2004年度
第1位	鹿児島県	鹿児島県	鹿児島県	徳島県	徳島県
第2位	沖縄県	沖縄県	沖縄県	鹿児島県	大分県
第3位	青森県	青森県	徳島県	青森県	長崎県
第45位	茨城県	千葉県	千葉県	千葉県	千葉県
第46位	千葉県	茨城県	埼玉県	茨城県	茨城県
第47位	埼玉県	埼玉県	茨城県	埼玉県	埼玉県

出典：厚生統計協会、「介護保険関連統計の年次推移」より作成。

4-2. マルコフ遷移行列分析

先の第4-1節では基本統計量の分析により、公的介護サービス利用率の地域差が収束傾向を示すことを見たが、この第4-2節ではマルコフ遷移行列を計算することによって、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考察する。

以下ではマルコフ遷移行列の計算手順について説明する。

ステップ1：2000年度から2004年度の各年度ごとに、47都道府県を利用率の高低順に並べ替えて、{7, 10, 10, 10, 10} の5グループに分ける。(47は素数なので、同じサイズのグループに分けることが出来なかった。)そして以下においては、利用率の最も高い7地域を第1グループ、次に利用率の高い10地域を第2グループ、のように呼ぶことにした。利用率の最も低い10地域は第5グループである。

ステップ2：2000年度から2001年度にかけての、サイズ5×5の遷移確率行列 $P_{0,1}$ を、次のように計算した。 $P_{0,1}$ の第1行・第1列要素を $P_{0,1}(1,1)$ と表記するが、これは2000年度における利用率最上位グループ(7地域)のうち、2001年度にも同じ最上位グループに留まり続けた地域の比率である。一方 $P_{0,1}$ の第1行・第j列(j=2, 3, 4, 5)要素を $P_{0,1}(1,j)$ と表記するが、これは2000年度における上位7地域のうち、2001年度に利用率がj番目の地域グループに移った地域の比率である。一般に $P_{0,1}$ の第i行・第j列要素を $P_{0,1}(i,j)$ と表記するが、これは2000年度の利用率について第iグループに属していた地域のうち、2001年度に第jグループに移った地域(または同じ第iグループに留まり続けた地域)の比率である。

ステップ3：上のステップ2と同じ手順で、全部で4つの遷移行列{ $P_{0,1}, P_{1,2}, P_{2,3}, P_{3,4}$ }を計算する。

ステップ4：2000年度から2004年度にかけての「平均遷移行列」 $\bar{P} \equiv (P_{0,1} + P_{1,2} + P_{2,3} + P_{3,4})/4$ を計算する。この平均遷移行列 \bar{P} は次のような性質を持つ。(i) $P_{t,t+1}$, $t=0, 1, 2, 3$, の計算手順から明らかかなように、 $P_{t,t+1}$ の各行の要素の和は1になる。即ち

$$\sum_{j=1}^5 P_{t,t+1}(i,j) = 1, i=1, 2, 3, 4, 5.$$

である。このことから、平均遷移行列 \bar{P} の各行の要素の和も1となり、よって \bar{P} は確率行列となっていることが分かる。(ii) 平均遷移行列 \bar{P} のべき乗 $(\bar{P})^k$, $k=1, 2, \dots$, もまた確率行列である。

(iii) 2000年度から2004年度にかけての、各地域の利用率の高低順位が完全に不動の場合、 $P_{t,t+1}$, $t=0, 1, 2, 3$, および \bar{P} は単位行列となる。よって $(\bar{P})^k$, $k=1, 2, \dots$, も単位行列のままである。(iv) 2000年度から2004年度にかけて、利用率の高低順位別グループの間で、グループメンバーの入れ替わりがあるならば、 $P_{t,t+1}$, $t=0, 1, 2, 3$, および \bar{P} の非対角要素にゼロでないものがあるために、 k が十分大きいとき、5×5行列 $(\bar{P})^k$ の各行は、{7/47, 10/47, 10/47, 10/47, 10/47} という、同じ1×5の行ベクトルに収束する可能性がある。(マルコフ行列の収束については、Stokey and Lucas (1989)、Ljungqvist and Sargent (2004)などを参照されたい。)この行ベクトルは、2000年度から2004年度にかけての公的介護制度に関する地域差を生み出す構造がk期間継続した場合、初期に利用率高低順位5グループのどのグループに属していても、 k が十分大きくなると、第1から第5のどのグループに属するかという確率の分布は一様になることを示している。⁴

我々は第4-1節の基本統計量の分析を通じて、公的介護サービス利用率の地域差は縮小傾向にあることを見たが、第4-2節ではマルコフ遷移行列の一様分布への収束という観点から、地域差の収束分析を行う。このため $(\bar{P})^k$, $k=1, 2, \dots$, の各行と、{7/47, 10/47, 10/47, 10/47, 10/47}との乖離幅を計るものとして、 V_t^k , $k=1, 2, \dots$, $i=1, 2, 3, 4, 5$, を次のように定義する。

$$(10) V_t^k \equiv \{[(\bar{P})^k(i,1) - (7/47)]^2 + [(\bar{P})^k(i,2) - (10/47)]^2 + \dots + [(\bar{P})^k(i,5) - (10/47)]^2\} / 5$$

ここで $(\bar{P})^k(i,j)$, $i,j=1, 2, 3, 4, 5$, は $(\bar{P})^k$ の第i行・第j列要素のことである。我々は V_t^k がゼロに収束するかどうか、また収束のスピードについても注目する。

第4表は47都道府県を、2000年度から2004年度の各年ごとに、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、各グループの利用率の平均値、各年の利用率の伸び率、2000年度から2004年度までの年平均伸び率を示している。この表からは以下の諸点が覗える。第1に全てのグループについて利用率が増加傾向にあること、第2に利用率の高い(低い)グループは

⁴ 例えば野球場を{7/47, 10/47, 10/47, 10/47, 10/47}の面積に区分して、上空1000メートルからボールを落とすとき、どの区画に入るかという実験を想像されたい。

第4表 公的介護サービス利用率と伸び率のグループ別平均値

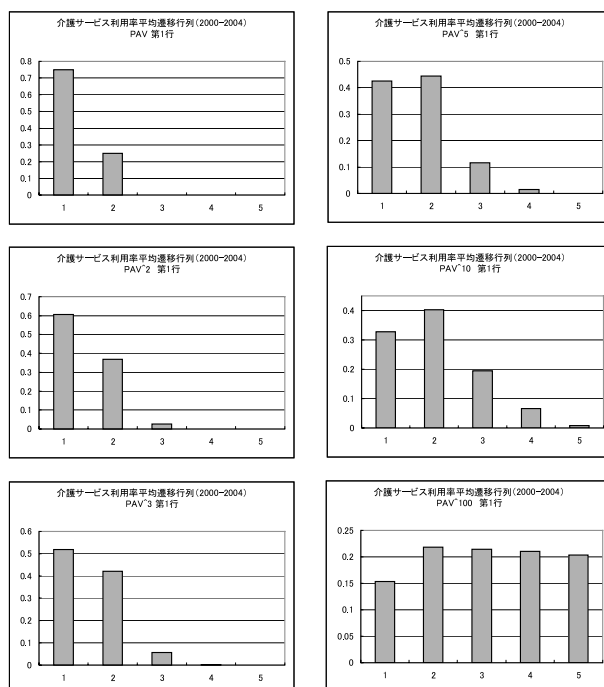
	2000年度	2001年度	2002年度	2003年度	2004年度	2000年度～2004年度 (年平均成長率)
第1グループ	1.1845	1.4043 (0.1856)	1.5777 (0.1235)	1.7055 (0.0810)	1.8188 (0.0664)	(0.1141)
第2グループ	1.0465	1.2715 (0.2151)	1.4285 (0.1234)	1.5628 (0.0940)	1.6599 (0.0621)	(0.1237)
第3グループ	0.9485	1.1653 (0.2286)	1.2946 (0.1109)	1.4224 (0.0987)	1.5310 (0.0764)	(0.1286)
第4グループ	0.8425	1.0643 (0.2632)	1.2027 (0.1301)	1.3232 (0.1002)	1.4320 (0.0822)	(0.1439)
第5グループ	0.7204	0.9104 (0.2639)	1.0370 (0.1390)	1.1530 (0.1119)	1.2533 (0.0869)	(0.1504)

出典：厚生統計協会、「介護保険関連統計の年次推移」より作成。括弧内は成長率。

ど、各年における利用率の伸び率が低い（高い）こと、第3に全てのグループについて、利用率の伸び率自体は逡減傾向にあることが分かる。例えば利用率の最も高い第1グループについて見ると、2000年度から2001年度にかけての利用率の伸び率は18.6%だったものが、2003年度から2004年度にかけての伸び率は6.6%に低下している。また利用率の最も低い第5グループについても、2000年度から2001年度にかけての伸び率26.4%に対して、2003年度から2004年度にかけての伸び率

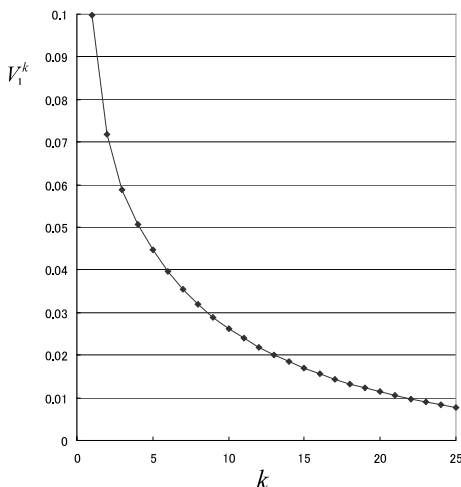
は8.7%に低下している。第4に2000年度から2004年度を通しての、各グループの利用率の年平均伸び率も、利用率の高い（低い）グループほど伸び率が低い（高い）ことである。先の第4-1節の基本統計量の分析では、2000年度から2004年度にかけて、47都道府県の利用率の最高値と最小値の比率が低下傾向にあることを見たが、ここでも利用率の高位グループと低位グループの間に同様な関係が存在することが確認できる。

第3図 公的介護サービス利用率平均遷移行列のべき乗(\bar{P})^kの、第1行のグラフ、k=1, 2, 3, 5, 10, 100



第3図は平均マルコフ遷移行列のべき乗 $(\bar{P})^k$ の第1行を、 $k=1, 2, 3, 5, 10, 100$ についてグラフにしたものである。 $k=1$ の場合のグラフからは、2000年度から2004年度にかけての変化を年平均で見ると、利用率が最も高い第1グループに属した7地域のうち、75%が同じ第1グループに留まり続けたこと、第2グループに移ったものは25%であったこと、そしてその他の第3、第4、第5グループに移った地域は無かったことが分かる。また $k=2, 3, 5, 10$ のグラフからは、初期に第1グループに属していた地域は、その後も長期間に渡って利用率が上位のグループに留まり続ける可能性が高いこと、即ち利用率の地域差は長期間にわたって継続する可能性が高いことが分かる。たとえば $k=10$ のグラフからは、初期に第1グループに属していた地域のうち、10年間に3割強のものが同じ第1グループに留まり続けること、第2グループに移るものは4割、第3グループに移るものが2割、そして第4・第5グループに移るものは合わせても1割に満たないことが分かる。しかしながら十分長い期間が経過した後は、初期状態(第1グループに所属していたこと)は、長期的にどのグループに属するかということに対して、ほとんど影響を持たなくなることも分かる。例えば $k=100$ のグラフからは $(\bar{P})^{100}$ の第1行が、一様分布のベクトル $\{7/47, 10/47, 10/47, 10/47, 10/47\}$ にかなり近づいていることが分かる。

第4図 $(\bar{P})^k$ のべき乗の第1行と、一様分布ベクトル $\{7/47, 10/47, 10/47, 10/47, 10/47\}$ との乖離幅 V_1^k のグラフ



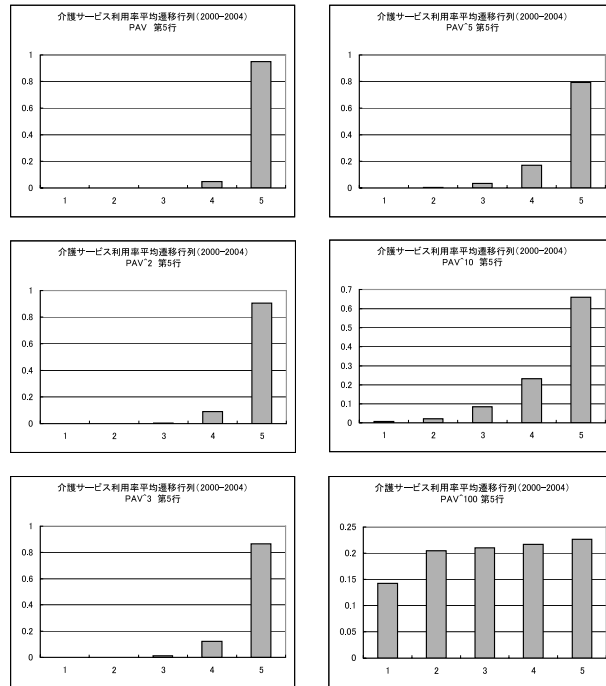
第4図は平均マルコフ遷移行列のべき乗 $(\bar{P})^k$ の第1行と、一様分布のベクトル $\{7/47, 10/47, 10/47, 10/47, 10/47\}$ との乖離幅を図る V_1^k をグラフにしたものである。グラフでは横軸で $k=1, 2, \dots$ を計り、縦軸で V_1^k を計っている、このグラフからは V_1^k が、ゆっくりとはあるが、長期的にはゼロに収束する傾向があることを示している。また $k=1$ における乖離幅 $V_1^1=0.0997$ が半減するためには5年必要であること ($V_1^5=0.0446$) が分かる。

第5図は、先の第3図と同様に、平均マルコフ遷移行列のべき乗 $(\bar{P})^k$ の第5行を、 $k=1, 2, 3, 5, 10, 100$ についてグラフにしたものである。ここでも先の第1行の分析と同じく、 $k=1$ のグラフからは、2000年度から2004年度までの5年間について、年平均で見ると、利用率の最も低い第5グループに属していた地域のほとんどが、同じ第5グループに留まり続ける傾向があることが分かる。また $k=2, 3, 5, 10$ のグラフからは、初期に第5グループに属していた地域は、その後も長期間に渡って利用率が下位のグループに留まり続ける可能性が高いことが分かる。しかしながらここでも、先の第1行の分析と同じく、十分長い期間が経過すれば、初期状態の影響は軽減され、第1から第5のどのグループにも、一様な確率 $\{7/47, 10/47, 10/47, 10/47, 10/47\}$ で移る傾向があることが分かる。

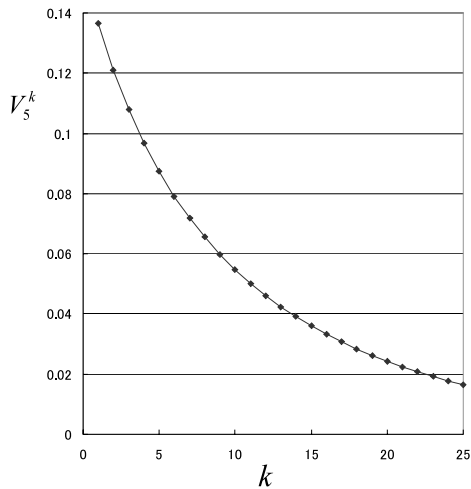
第6図は、先の第4図と同じく、平均マルコフ遷移行列のべき乗 $(\bar{P})^k$ の第5行と、一様分布のベクトル $\{7/47, 10/47, 10/47, 10/47, 10/47\}$ との乖離幅を図る V_5^k をグラフにしたものである。ここでも先の第1行に関する V_1^k の分析と同様に、ゆっくりとはあるが、長期的には V_5^k はゼロに収束していくことが分かる。またまた $k=1$ における乖離幅 $V_5^1=0.1365$ が半減するためには、先ほどの V_1^k の場合よりも長い8年 ($V_5^8=0.0655$) を要することが分かる。

以上の分析結果をまとめれば、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、(i) 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)こと、(ii) 全てのグループについて、利用率の伸び率は低下傾向にあること、(iii) 2000年度から2004年度にかけての、年平均マルコフ遷移行列を用いた分析からは、初期に利

第5図 公的介護サービス利用率平均遷移行列
のべき乗 $(\bar{P})^k$ の、第5行のグラフ、 $k=1, 2, 3, 5, 10, 100$



第6図 $(\bar{P})^k$ のべき乗の第5行と、一様分布ベクトル
 $\{7/47, 10/47, 10/47, 10/47, 10/47\}$
との乖離幅 V_5^k のグラフ



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が、十分に長い時間が経過すれば、ある地域がどのグループに移るかは、一様な確率分布に従うことになり、初期状態の影響は軽減していくことが分かった。

5. まとめ

本稿では公的介護サービス利用率の地域差の動学的性質について分析した。分析の結果は以下の諸点にまとめられる。最初に第2節で公的介護制度の現状と将来予想について概観した後に、第3節では現行の公的介護制度に基づいた簡単な理論モデルを構築して、利用率の動学的性質について分析した。その結果、利用率に関する動学システムはユニークで大域的に安定な定常状態を持つことが分かった。即ち任意の初期利用率から出発して、利用率は長期定常状態に単調収束すること、また初期利用率が低い(高い)ほど、その後の利用率自体の変化率は大きい(小さい)ということが示された。第4節では厚生統計協会(2005)の統計データ、「介護保険関連統計の年次推移—制度創設から5年間の主要統計—」を用いて、2000年度から2004年度にかけての、47都道府県における利用率の地域差について分析した。最初に第4-1節において統計データの持つ基本的性質について分析したところ、利用率の全地域平均は上昇し続けているが、その伸び率自体は遞減傾向を示していること、利用率の分散は増加しつつあるが、変動係数は減少傾向にあること、また各年度

における利用率の最大値と最小値の比率も減少傾向にあることが分かった。これらの特徴から、公的介護サービス利用率の地域差は縮小傾向にあることが予想されるが、続く第4-2節ではマルコフ遷移行列を計算することによって、利用率の高いグループと低いグループの順位が固定的なものかどうか、また地域差縮小のスピードについても分析した。始めに47都道府県を2000年度から2004年度の各年度について、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、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)こと、また全てのグループについて、利用率の伸び率が逓減傾向を示していることが分かった。更にマルコフ遷移行列の分析からは、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ものの、十分長い時間が経過した後には、初期状態の影響は軽減され、長期的にどのグループに移るかは、一様な確率分布に従うことが分かった。

以上の観察から、現在見られるような公的介護サービス利用率の地域差は縮小していくものと予想される。しかしながら第4-2節のマルコフ遷移行列の分析で見たように、地域差縮小のスピードは極めてゆっくりしたものになるかもしれない。更に第3節の理論モデルにおける、第1号被保険者数の純増加率 ($n - \delta$)、要介護状態になる確率 (p)、公的介護申請率 (q)、公的介護認定率 (r)、公的介護サービス受給率 (s) などのパラメータには、当然地域差が存在することが考えられることから、たとえ公的介護サービス利用率の地域差が縮小傾向にあるとしても、それは各地域固有の定常状態に収束するという、所謂「条件付収束」になるかもしれない。今後公的介護制度に関するデータの蓄積が進めば、先述したパラメータの地域差をコントロールしたうえで、公的介護サービス利用率の地域差の動学分析が可能となるだろう。

[参考文献]

Barro, Robert J., and Xavier Sala-i-Martin [2004], *Economic Growth*, 2nd ed., MIT Press.
Ljungqvist, Lars, and Thomas J. Sargent [2004],

Recursive Macroeconomic Theory, 2nd ed., MIT Press.
Stokey, Nancy L., and Robert E. Lucas, Jr., (with Edward C. Prescott), [1989], *Recursive Methods in Economic Dynamics*, Harvard University Press.
Quah, Danny, [1993], "Galton's Fallacy and Tests of the Convergence Hypothesis." *Scandinavian Journal of Economics*, 95, 4, pp.427-43.
油井雄二、[2006]、「保険者データによる介護保険の分析：青森県のケース」、*フィナンシャル・レビュー*、第80号、pp.187-203。
安藤道人、[2008]、「介護給付水準と介護保険料の地域差の実証分析」、*季刊・社会保障研究*、Vol.44、No.1、pp.94-109。
菊池潤、[2008]、「施設系サービスと介護保険制度の持続可能性」、*季刊・社会保障研究*、Vol.43、No.4、pp.365-79。
菊池潤・田近栄治・油井雄二、[2005]、「介護保険の現状と持続可能性」、田近栄治・佐藤主光編、『医療と介護の世代間格差』、東洋経済新報社、第7章。
清水谷論・稲倉典子、[2006]、「介護保険制度の運用と保険者財政：市町村レベルデータによる検証」、*会計監査研究*、No.34、pp.83-95。
清水谷論・野口晴子、[2004]、『介護・保育サービス市場の経済分析』、東洋経済新報社。
鈴木亘、[2002]、「介護サービス需要増加の要因分析」、*日本労働研究雑誌*、No.502、pp.6-17。
田近栄治・菊池潤、[2003]、「介護保険財政の展開 — 居宅介護給付増大の要因 —」、*季刊・社会保障研究*、Vol.39、No.2、pp.174-88。
田近栄治・菊池潤、[2006]、「介護保険の何が問題か — 制度創設過程と要介護状態改善効果の検討 —」、*フィナンシャル・レビュー*、第80号、pp.157-86。
厚生統計協会、[2005]、「介護保険関連統計の年次推移 — 制度創設から5年間の主要統計 —」、特別編集号・厚生指標、臨時増刊・第52巻・第16号、通算第823号。
厚生統計協会、[2006]、「図説 統計で分かる介護保険 2006」。
平成17年度厚生労働白書。
平成19年度厚生労働白書
二村博司、[2008]、「公的介護サービス利用率の

地域差の動学分析 — フィードバック政策と動学的安定性について — 」、ミメオグラフ。