

## 老人医療費分析への確率過程論の適用とその応用

— セミ・マルコフ・モデルによる老人医療費分析フレームの構築 —

伏見 恵文

## 目 次

I はじめに	1
II 方法	3
1. 研究方法（医療費分析への確率過程論の適用）	3
2. 使用データ	4
3. 具体的計算方法	5
4. シミュレーション・モデルによる医療費の生成実験	6
5. モデルの検証	7
III 結果	8
1. マルコフ過程を仮定した遷移確率分布	8
2. 滞在時間分布	10
3. 遷移確率の確定	15
4. 医療費分布	16
5. シミュレーション計算による医療費の生成実験	18
6. モデルの検証	20
7. モデルのパラメトリック化	24
IV 考察	26
V まとめ	32
VI 参考資料	36
1. 統計表	37
2. 老人医療年齢階級別分析事業 A調査の概要	53

## I はじめに

医療費は、言うまでもなく、患者がある症状を訴えて医療施設に来院することから始まり、施設側ではその患者の状態に応じて一定期間の治療を施す。そして、ある者は治癒し、ある者は死にいたる、というプロセスの中で生成される。この受診、治療、治癒ないし死という出来事は、本人の健康状態や医師の診療行動のあり方等の影響を受けながら互いに関連し合い、その関連のメカニズムにしたがって、時間の経過とともに次々と発生を繰り返し、一つの連鎖を形成する。そして、治療→治癒と治療→死の場合で医療費が異なるように、医療費は、その鎖ごとに異なる。

国民医療費は、平成7年度で27兆2千億円と見込まれ、対国民所得費で7%を超えるに至った。政府では、平成8年11月の厚生省医療保険審議会における「今後の医療保険制度のあり方と平成9年改正について（建議書）」を経て、平成9年8月に「医療保険制度の抜本改革案」を提出している。この案では、第1に、質の高い医療の効率的な提供を目指した、診療報酬体系、薬価基準制度、および医療供給体制のあり方、第2に、給付と負担の公平を図るための高齢者医療制度を含めた医療保険制度体系のあり方（複数案）、第3に、医療費の適正化の推進、を謳っている。

こうした改革案が有効に機能するためには、医療費分析の裏付けが不可欠であることは論を待たない。とりわけ、医療費の増加要因、地域格差問題の解明は、政策上も極めて重要な研究課題であり、郡司(1998)にまとめられているように、増加要因に関しては、中村(1980)、池上(1996)、二木(1996)、府川(1997)、地域格差に関しては、前田(1983)、森・三宅(1988)、安西・他(1987)および(1989)、西村・郡司(1993)、伏見(1996)などの研究報告があり、医療費高騰や地域格差の主な要因が医療供給体制にあることが明らかにされつつある。しかしながら、これらの研究は、前述のような基本的な医療費の発生メカニズムを踏まえた分析ではなく、一人当たり医療費や一件当たり医療費のように、すでに各種の要素が複雑に絡み合った線形や簡単な非線型関数では捉えられるとは思えない変数を、被説明変数として用いた分析が大多数であり、例えば、西村(1987)、鈴木(1997)、泉田・他(1998)などの医師誘発需要仮説の検証研究にみられるように、はっきりした結論の得られていない部分も多い。医療費は、現行の医療保険制度と医療供給体制の下で、医師密度、病院数、診療行為内容等の供給側の要因に加え、患者の健康水準や年齢、病院指向、所得等の需要側の要因、さらには、社会・文化的な要因が複雑に絡み合って生成されることから、単に一人当たり医療費や一件当たり医療費を被説明変数とした分析では、その解明は難しく部分的にならざるを得ないのである。

そこで本論文では、この医療費の発生メカニズムを確率過程として捉えることで、医療費構造のなるべく簡便なフレームを描いてみることを第1の目的とした。そして、老人医療年齢階級別分析事業によって、個人の月単位での連続した3年間の診療記録が使用可能であることから、この確率過程モデルに基づく医療費の生成実験を試みた。

疾病分析に確率過程モデルを適用した研究例は、これまでも数多い。Chiang(1984)は疾病状態を考慮した確率モデルとして、疾病段階別モデルを提案している。これは、

生命表を拡張した、疾病段階を不可逆的に遷移し死に至る過程を描くマルコフ・モデルである。また、Wolfson・Confavreaux (1985)、Kaiser・他 (1998)、Schaubel・他 (1998) などの実証研究例もあるが、これらは、特定の疾病にマルコフ過程を適用したものである。しかしながら、医療費全体の分析に確率過程モデルを適用した研究例は、これまでのところ見出せず、本論文が恐らく初めての試みであろう。

また、本論文は、構築したモデルを、マルコフ・モデルを拡張し、通院初診発生率や入院初診発生率といった状態間の遷移確率および通院期間や入院期間といった状態での滞在時間の二つの確率変数をセットで扱う、セミ・マルコフ・モデルとした点にも特徴がある。そして、一定期間の医療費は、遷移確率、滞在時間分布、および滞在時間に応じた医療費分布を与えることによって、シミュレーションによって生成されることから、これらの変数をパラメータとして変動させることにより医療費へ影響度を測定することができる。このことを利用して、社会的入院問題に代表される老人の入院率の高さに着目し、それを低下させた場合の医療費の削減効果を測定してみることとした。

本論文は、II章で、医療費構造は、受診・診療行動の連鎖として状態の遷移確率および滞在時間により定義づけられるセミ・マルコフ過程を基本として捉えられること、および老人医療レセプトデータ分析事業に基づくデータを用いたパラメータの推計方法を示し、III章で、遷移確率、滞在時間および医療費分布の推計結果、および、これらのパラメータを用いた医療費生成のシミュレーションの実施、および、モデルの統計的検証、さらに、滞在時間分布にワイブル分布を当てはめることによってモデルのパラメトリック化を図った結果を示した。そして、IV章で、III章の結果を踏まえた考察を行い、本論文で用いたモデルが国民医療費の約4割を占める老人医療費分析の基本フレームのひとつとなり得ることを示すことを目指した。

## II 方法

### 1. 研究方法（医療費分析への確率過程論の適用）

医療費は、受診・診療行動のプロセスの中で診断および治療の結果として生成される。この診療行動は、傷病の種類および程度はもちろん、入院や通院の別で大きく異なるし、診療場所が診療所か病院かによっても異なるであろう。また、通院から入院へと進む場合と、通院した後そのまま退院してしまう場合とでも異なるだろう。すなわち、医療費は治療結果によっても左右される。また、治療結果そのものが元来、不確実性を伴う性格のものといつてよい。

こうした医療費の性格を考えるならば、例えば年間医療費のように、ある一定期間に発生する医療費は、診療行動を明らかに異なるであろう単位で類型化し、その一つ一つを別の状態として分類した上で、ある診療行動による医療費は、通院→入院のように、ある状態から別のある状態に移るまでの間に個々発生し、この発生が状態の遷移ごとに次々と繰り返されるものとして捉えることが適当であると考えられる。この時、受診・診療行動は、行動の類型別にそれらが相互関連しながら刻々変化していく連鎖としてみなすことができ、また、受診行動は、健康状態（以後、非受診と呼ぶ）から類型化された診療行動に遷移する行動と定義できる。

このような医療費の捉え方を図式化してみると、初期状態が  $i_0$  であったとし、時間の経過とともに、

$$i_0 \rightarrow i_1 \rightarrow i_2 \rightarrow i_3 \rightarrow \dots, \rightarrow i_n \rightarrow \dots$$

と状態が遷移したとする時、  
医療費は、

$$(i_0, i_1), (i_1, i_2), (i_2, i_3), \dots, (i_{n-1}, i_n), \dots$$

と、ある状態から次の状態に遷移する一つの鎖  $(i_{n-1}, i_n)$  の各々で発生するものとして捉えられることとなる。

本論文では、受診・診療行動とそれに伴う医療費の発生状況を、この遷移の連鎖、 $i_0 \rightarrow i_1 \rightarrow i_2 \rightarrow i_3 \rightarrow \dots$  が、ある確率変数  $x_t$  に従う確率過程をなすものとして、モデル化することとした。

このような状況を記述する確率過程の中で最もシンプルな過程は、マルコフ連鎖であり、マルコフ連鎖は、その遷移確率が一つ前の状態にのみ依存する過程として定義される。すなわち、遷移確率  $P$  は、

$$\begin{aligned} P r (x_n = j \mid x_0 = i_0, x_1 = i_1 \dots x_{n-1} = i_{n-1}) \\ = P r (x_n = j \mid x_{n-1} = i_{n-1}) \end{aligned}$$

と表わされる。

マルコフ連鎖における離散時間を連続時間にした確率過程がマルコフ過程であるが、ここで、両者とも状態の変化が発生する頻度はその変化先に拘らず一定であり（マルコフ過程における滞在時間は指数分布となる。）、状態の遷移の連鎖は、遷移確率のみに依存することを仮定していること、に留意しなければならない。

しかしながら、診療行動はその診療結果によって診療時間の分布が異なることが想定される。例えば、入院治療の結果、治癒退院する場合と死に至る場合とでは、入院期間に差があると考えた方が自然であろう。その場合は、遷移確率に加え、状態が変化するまでに要する時間を合わせて考慮した確率過程を設定する必要が生じる。

このことは、 $i_n$ を $n$ 回目に遷移した状態、 $\tau_{i_{n-1}, i_n}$ を状態 $i_{n-1}$ から状態 $i_n$ に移るまでに要した時間として、

$$i_0; (i_1, \tau_{i_0, i_1}); (i_2, \tau_{i_1, i_2}); (i_3, \tau_{i_2, i_3}); \dots$$

なる、状態の遷移および遷移に要する時間（以後、滞在時間と呼ぶ）の、2つの確率変数の系列を同時に考察することを意味する。

本論文では、このような確率過程について、モデルの単純化のためにも、マルコフ過程の自然な拡張として、以下のふたつの仮定を置くこととした。

① 状態の遷移確率 $p_{ij}$ は、マルコフ性を満たすこと、

$$p_{ij} = \text{Pr}(i_n = j \mid i_{n-1} = i)$$

② 滞在時間 $\tau_{ij}$ も同様に、状態 $i$ および遷移先の状態 $j$ にのみ依存する分布関数 $F_{ij}(t)$ に従うものとする。

$$F_{ij}(t) = \text{Pr}(\tau_{ij} \leq t)$$

モデルをこのように設定するならば、受診・診療行動の変化の発生頻度は、

$$p_{ij} * F_{ij}(t)$$

に従うこととなる。このような確率過程は、セミ・マルコフ過程として知られている<sup>1)</sup>。

本論文では、医療費は、このセミ・マルコフ過程に従って生成されるものとして考えることとした。

## 2. 使用データ

老人医療年齢階級別分析事業では、1991年度、1992年度、1993年度の3年間にわたり、12の道府県でA調査およびB調査の二種類の調査を実施しており、本論文で用いたデータは、A調査（参考2参照）によるものである。A調査は、調査客体たる老人医療受給者について、レセプト情報をもとに個人ごとの年間の受療状況を月単位で報告させた調査であり、入院・入院外別に件数、日数、医療費の情報を集録している。

この3年間のA調査のデータは、松田(1996)らによって個人レコードのマイクロ・マッチング処理がなされ、老人医療受給者のレセプト情報によるロンジチュージナル・データベースとして編成された。本論文ではこのうちの福島県分を用いることとし、3年間の中央年度である1992年度に記録のある受給者、91,771人を分析の対象とした。

### 3. 具体的計算方法

II章の第1節で述べたモデルにしたがって、遷移確率、滞在時間分布および医療費分布を以下のようにして求めた。

まず、状態の定義であるが、利用可能な情報の制約のもとになるべく有効な類型化をするという観点から、患者属性としての性および年齢別に、受診・治療行動を以下の3つの属性により分類した。

受診・診療行動： 非受診、1日通院、通院、入院  
性： 男、女  
年齢階級： 65～69歳、70～74歳、75～79歳、80～84歳、85～89歳、90歳以上

受診・診療行動は、

非受診： 記録単位である1ヶ月間に通院および入院記録のない状態

1日通院： 1ヶ月間に通院記録のみが1日ある状態

通院： 1ヶ月間に通院記録のみが2日以上ある状態

入院： 1ヶ月間に入院記録が1日以上ある状態

と定義した。

ただし、1ヶ月間に入院、通院記録の双方がある場合には、入院期間が25日以上ある場合は入院状態にあるとし、通院期間については費用のみを反映させることとした。それ以外の場合には、1日通院ないし通院と入院の2つの状態が発生したとし、遷移の順序については以下のように前月の状態によって判定することとした。

非受診；(通院、入院) → 非受診；通院；入院  
通院；(通院、入院) → 通院；通院；入院  
入院；(通院、入院) → 入院；入院；通院  
通院；(通院、入院)：(通院、入院) → 通院；通院；入院；入院；通院

そして、ターミナルポイントを表わす死亡を状態に加えた。

ここで、通院治療を「1日通院」と「通院」に分けた理由は、慢性疾患の患者で、月に一度だけ薬剤を取りに来院するような者が相当数いるのではないかと、ということを確認したかったためである。

次に、遷移確率の算出は、以下に述べる滞在時間の分布が、1年以下の詳細と1年以上の分布密度を確定できるよう、1992年度中に発生した状態の遷移をカウントすることにより求めた。マルコフ過程を仮定した場合は、このカウントから直接遷移確率が求まる。一方、セミ・マルコフ性を考慮するならば、1年間に状態*i*から状態*j*に遷移する事象が発生する頻度の期待値は、

$$p_{ij} * F_{ij} (t \leq 1 \text{年})$$

になることから、遷移確率  $p_{ij}$  は、カウントされた遷移の発生頻度と滞在時間分布、 $F_{ij} (t \leq 1 \text{年})$  から求まる。

滞在時間分布については、1992年度中に発生した遷移から次の遷移が起こるまでの期間(各受給者の観察期間中で最初に発生した遷移については過去にさかのぼる期間)を、前後1年間を含む3年間の範囲内で観察した。こうすることによって、滞在時間が1年以内の分布については、端点の影響を排除した推計を行うことができた。また、1年以上の分布については一括とし、1992年度中に1度も遷移がない場合のように、遷移先の状態が特定できないケース<sup>2)</sup>については、遷移先の特定できたケースの発生頻度の大きさに比例して按分した。また、遷移元の受診・診療行動が非受診、1日通院、通院の場合は、1ヶ月単位で分布を観察し、同じ状態の連続する月数の頻度を遷移先の状態別に集計することにより滞在時間分布を作成した。遷移元が入院の場合は、医療費が大きいことを考慮して、連続する月数内の入院実日数を用いることとし、週単位の期間別に集計した。

医療費分布は、滞在期間分布の作成のために用いた期間区分ごとに、その滞在期間中に発生した医療費の平均をもって作成した。

#### 4. シミュレーション・モデルによる医療費の生成実験

1節で述べたモデルの有効性を検証するため、3節に述べた方法で求められる遷移確率、滞在時間分布および医療費分布を用いて、年間医療費の生成実験を行った。

モデルの簡略化のため、状態は性および年齢の区別を捨象し、受診・診療行動を表わす非受診、1日通院、通院、入院およびターミナル・ポイントとしての死亡の5状態とした。

シミュレーションは、初期状態*i*を与え、遷移確率にしたがった乱数を発生させることによって次の遷移先*j*をまず決め、次に、その遷移に要する時間を、滞在時間分布  $F_{ij} (t)$  に従った別の乱数を発生させることによって、月単位で決定した。医療費は、要した時間に対応する医療費分布から求まる。そして、次の遷移先に至る医療費を同様な方法で求め、要した時間が1年に達するまで繰り返し遷移させていった。

このシミュレーションを10,000回行い、初期状態が非受診、1日通院、通院および入院の4状態の各々について一人当たりの年間医療費を推計した。

また、このシミュレーションの正確さをみるため、1992年度当初の状態別老人医療受給者数に先に求めた状態別一人当たり年間医療費推計値を乗ずることにより、当該年度の福島県の総医療費を推計し、実績との比較を行った。



次に、医療費対策としての入院治療の削減の効果を見るため、入院治療の決定、すなわち、入院状態への遷移確率を10%減らした場合に、医療費はどのように変化するかを見た。10%削減の具体的な方法は、遷移元が非受診および1日通院の場合は、入院への遷移の削減分は通院に向かうとし、通院の場合は、入院への遷移の削減分はそのまま通院に滞在するとし、その滞在時間分布は入院への遷移の場合の分布と同じとした。

最後に、滞在時間分布にワイブル分布を当てはめることによって、よりパラメータの少ない簡便なモデルの作成も試みた。当てはめには、S-PLUS (Ver 4.0) の非線型回帰モデルを用いた。

## 5. モデルの検証

構築したモデルのデータへの適合性を検証するため、クロス・バリデーション法を用いた。すなわち、データをランダムに2分割し、一方の群を用いて推計した推定値を他方の群に当てはめて、その適合度をみた。ただし、当モデルで使用している「パラメータ」は、いわゆるノンパラメトリックな統計量であるため、本論文では、2つの群から算出された統計量を比較することで確認することとした。

具体的には、遷移確率行列については、遷移先別の遷移発生件数について、一方の群の値を理論値とみて、遷移元ごとに $\chi^2$ 検定を行った。滞在時間分布については、遷移元、遷移先ごとの各々の分布について、ログランク検定および一般化ウィルコクソン検定を施した。医療費分布については、相対絶対誤差による比較を行った。また、各群のパラメータを用いて医療費生成のシミュレーションを行い、その結果を比較してみた。

### III 結果

本章では、まず、II章で述べた実データをもとに遷移確率分布および滞在時間分布、ならびに滞在時間階級別平均医療費を算出し、その特徴を観察した。次に、これらのパラメータで決定されるセミ・マルコフ・モデルを作成し、4つの初期状態別に年間医療費生成の過程をシミュレートしてみた。そして、福島県における1992年度初(1992年3月)の状態別老人医療受給者数を初期値として当該県の年間医療費を推計し、実績値と比較してみた。さらに、入院抑制の政策効果を見るため、モデル中の遷移確率分布を変更し、年間医療費推計値の変化をみた。

次に、このモデルの妥当性を検証するため、クロス・バリデーションによる検証を行った。また、滞在時間分布にワイブル分布を当てはめることにより、モデルのパラメトリック化を図り、それを用いたモデルによる医療費生成のシミュレーションを行ってみた。

#### 1. マルコフ連鎖を仮定した遷移確率分布

福島県の全受給者で観察された1992年度中の状態遷移の発生件数は表1-1のとおりである。

表1-1 状態遷移発生件数

(件)

遷移先 遷移元	非受診	1日通院	通院	入院	死亡	計
非受診	—	23,866	31,969	1,125	414	57,374
1日通院	24,457	—	60,595	1,567	314	86,933
通院	28,483	60,301	—	18,377	1,769	108,930
入院	965	1,587	16,375	—	2,156	21,083
計	53,905	85,754	108,939	21,069	4,653	274,320

ここで、状態遷移の発生は滞在時間分布によらないこと、及び、遷移の定常性を仮定するならば、受診・診療行動の遷移の過程は、定常マルコフ過程とみなせ、状態の遷移確率は遷移の発生数に比例することから、状態変化が起こったという条件の元での遷移確率は表1-2のように算出される。

表 1 - 2 遷移確率行列 (前向き)

(%)

遷移先 \ 遷移元	非受診	1日通院	通院	入院	死亡	計
非受診	—	41.60	55.92	1.76	0.72	100
1日通院	28.13	—	69.88	1.62	0.36	100
通院	26.15	55.36	—	15.18	1.62	100
入院	4.58	7.53	77.67	—	10.23	100

表 1 - 3 遷移確率行列 (後向き)

(%)

遷移先 \ 遷移元	非受診	1日通院	通院	入院	死亡
非受診	—	27.83	29.35	5.34	8.90
1日通院	45.37	—	55.62	7.44	6.75
通院	52.84	70.32	—	87.22	38.02
入院	1.79	1.85	15.03	—	46.34
計	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00

表 1 - 1 から観察されることは、行列がほぼ対称形をなしていることである。すなわち、表 1 - 2 と表 1 - 3 を比較してみると、現在の状態  $i$  にいる者が次の状態に変化するものとしてその変化先が  $j$  である前向きの遷移確率  $P(j | i)$  と、状態  $j$  が起こったとしてその前の状態が  $i$  である確率  $P(i | j)$  つまり後ろ向きの遷移確率が、ターミナル・ポイントとしての死亡状態への遷移の影響を除けば、ほぼ等しいことが分かる。このことは、1日通院と通院を同じ状態として扱うならば、さらに鮮明になる (表 1 - 4 および 5)。

表 1 - 4 遷移確率行列 (前向き) : 1日通院、通院統合

(%)

遷移先 \ 遷移元	非受診	通院	入院	死亡	計
非受診	—	97.32	1.96	0.72	100
通院	70.62	—	26.60	2.78	100
入院	4.58	85.20	—	10.23	100

表 1-5 遷移確率行列（後向き）：1 日通院、通院統合

(%)

遷移先 遷移元	非受診	通院	入院	死亡
非受診	—	75.66	5.34	8.90
通院	98.21	—	94.66	44.77
入院	1.79	24.34	—	46.34
計	100.00	100.00	100.00	100.00

次に、参考統計表 1 に示すように、性および年齢階級別の遷移確率（マルコフ性仮定）を比較すると、男女の比較では、男のほうが通院よりも入院、死亡といったより重篤な状態の発生確率が高い傾向にある。年齢階級別にみても、70～74 歳層から 75～79、80～84 歳層に上がるに連れて同様な傾向が観察される。しかし、85 歳以上の層になると、その傾向は消え、通院状態への遷移確率が低下し非受診と入院ないし死亡への遷移確率が上昇する両端へのシフト傾向という新たなパターンが観察されるようになり、受診／診療パターンは加齢とともに一定の方向に変化するのではないことが示唆される。

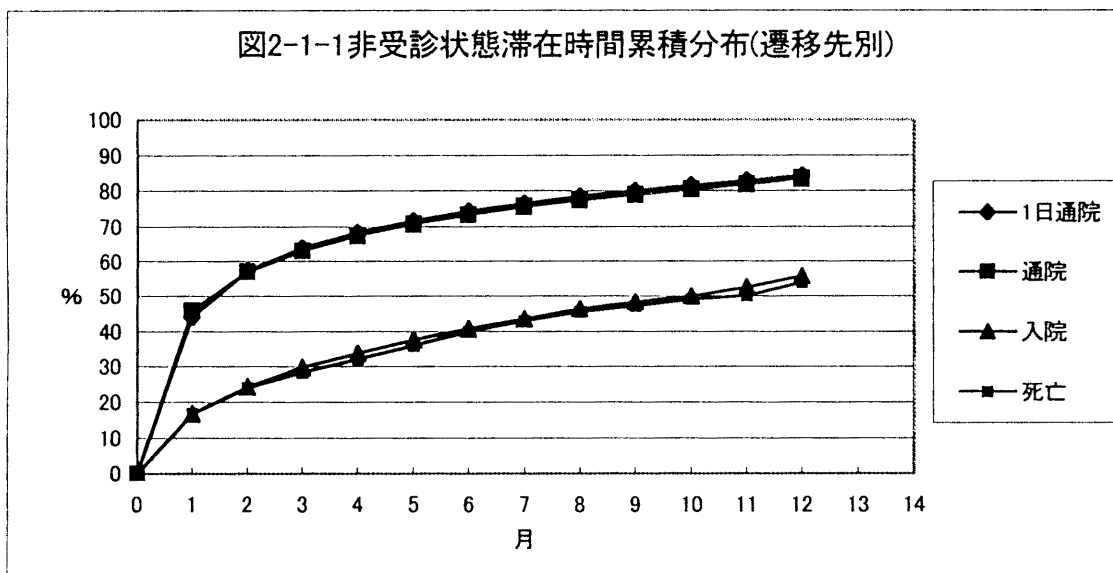
## 2. 滞在時間分布

本論文でセミ・マルコフ過程を採用した理由は、診療期間はその結果の状態に依存し、その違いは無視できないであろうと想定したことによる。この想定を検証、および、それが検証されたとして、具体的にどのように分布が異なっているのか、その特徴を観察することは有益である。そこで、現在の状態ごとに次の状態別にその滞在時間を観察することとした。

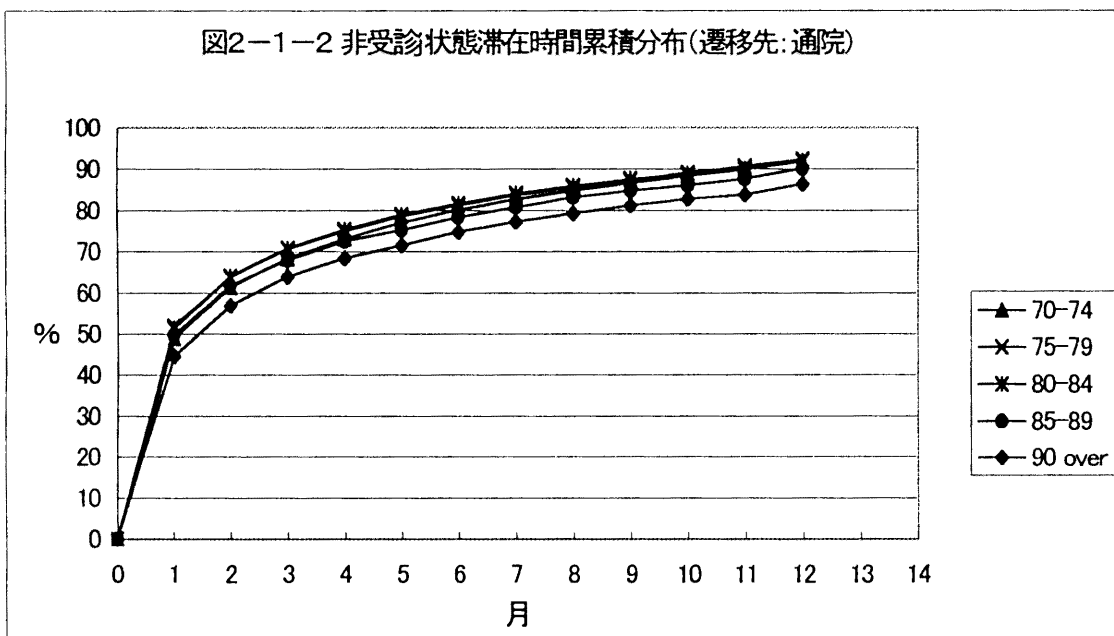
### 1) 非受診状態からの遷移

非受診状態から他の状態に遷移するまでの滞在時間を遷移先別にみると、図 2-1-1 のとおりである。遷移先別では、入院および死亡のグループと 1 日通院および通院のグループとに明瞭に別れる。前者のグループでは、12 ヶ月が経過しても 45% 前後が非受診状態を継続しているのに対し、後者では、最初の 3 ヶ月間で 60% 以上が遷移し、12 ヶ月を経過すると 85% 前後が非受診状態を離脱する。

このことおよび前節の遷移確率の観察から、非受診者が受診行動を起こす場合は、まず通院から始まり、通院を経由しないで入院ないし死亡が観察されるのは極めてまれであり、そうしたケースが起こるのは比較的長期間非受診状態が継続していた場合が多いことが示唆される。



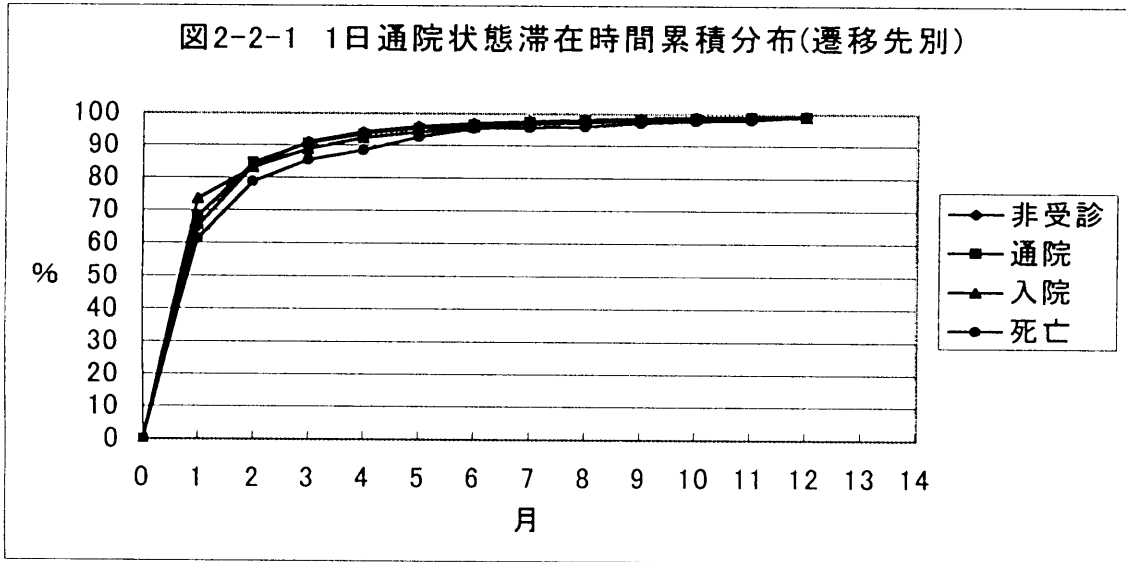
つぎに、遷移の大部分を占める通院への遷移の滞在時間分布を年齢階級別にみてみると、図2-1-2のとおりである。



この図をみると、年齢階級が70～74、75～79、80～84歳ではおおむね同一な分布をしているが、85～89歳、90歳以上と年齢階級が上がるに連れ滞在時間は若干長期化してることが観察される。

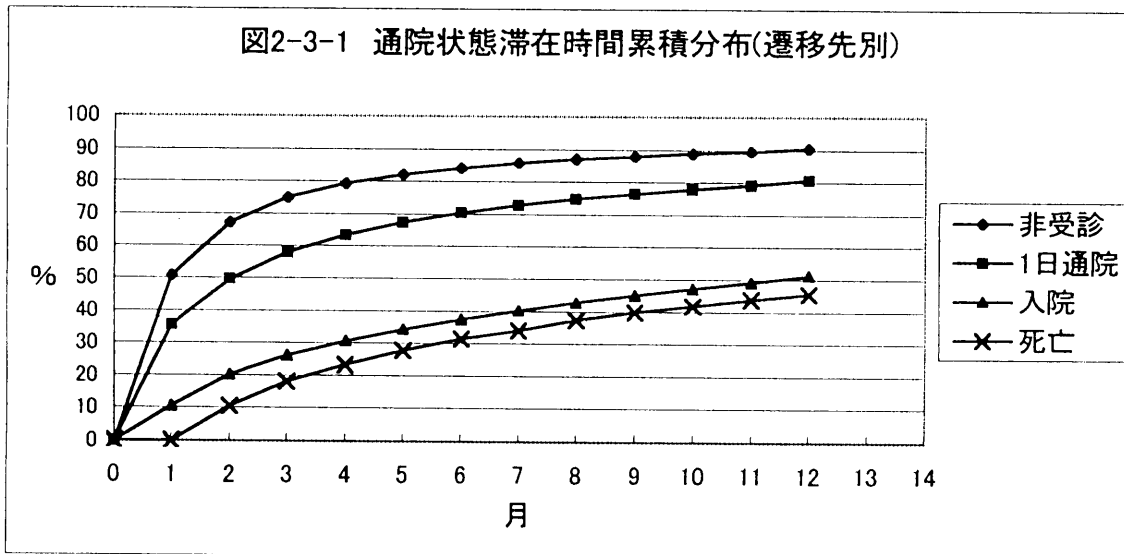
### 2) 1日通院状態からの遷移

1日通院状態から他の状態に遷移するまでの滞在時間を遷移先別にみると、図2-2-1のとおりである。その分布は他の遷移元とは異なり、次の状態に遷移するまでの時間が極めて短く、また、ほとんど同じ分布形をしている。



### 3) 通院状態からの遷移

通院状態から他の状態に遷移するまでの滞在時間を遷移先別にみると、図2-3-1のとおりである。図から、通院から入院ないし死亡状態に遷移するまでの滞在時間



分布は通院から非受診状態までの滞在時間に比べ、極めて長期化することが明瞭に観察される。非受診状態に回復する場合は、通院が始まってから12ヶ月後には90%に達するのに対し、入院への遷移は12ヶ月が経過しても51%、死亡状態へは46%に過ぎない。つまり、通院状態に入った時、非受診に戻る場合は比較的短期間ですみ、入院治療に替わったり、死に至る場合は、長期の通院期間を経て後に起こることを示している。

次に、この長期の滞在時間分布をなす入院への遷移および死亡への遷移を年齢階級別に観察してみた。入院状態への遷移の場合が図2-3-2、死亡状態への遷移の場合が図2-3-3である。

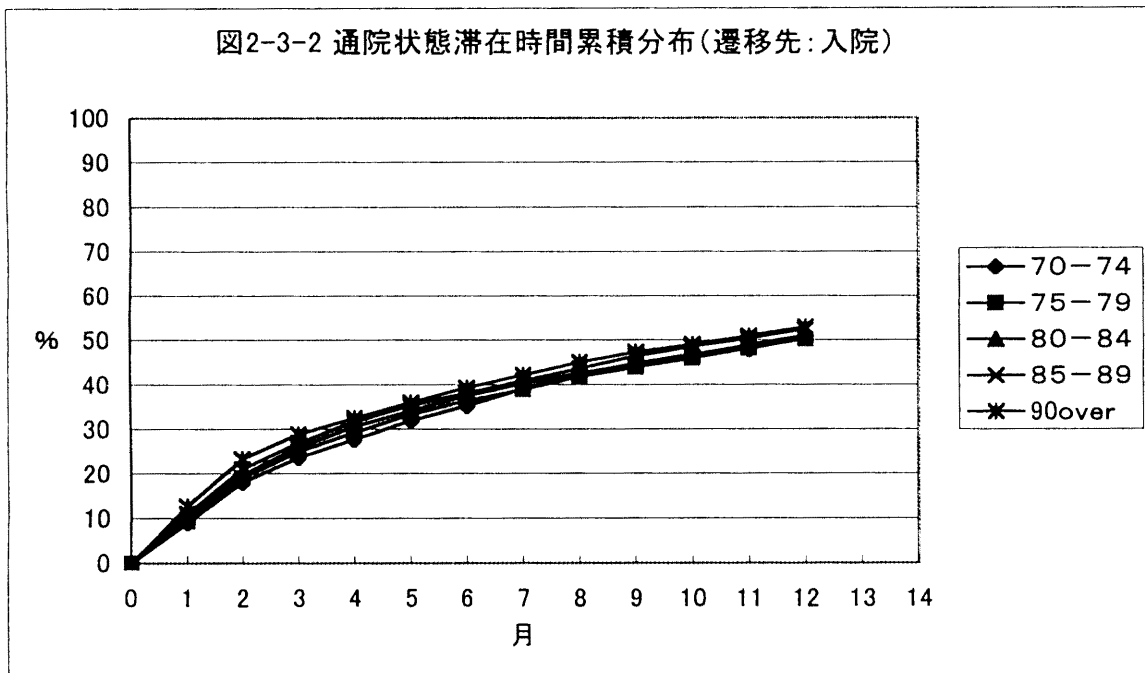
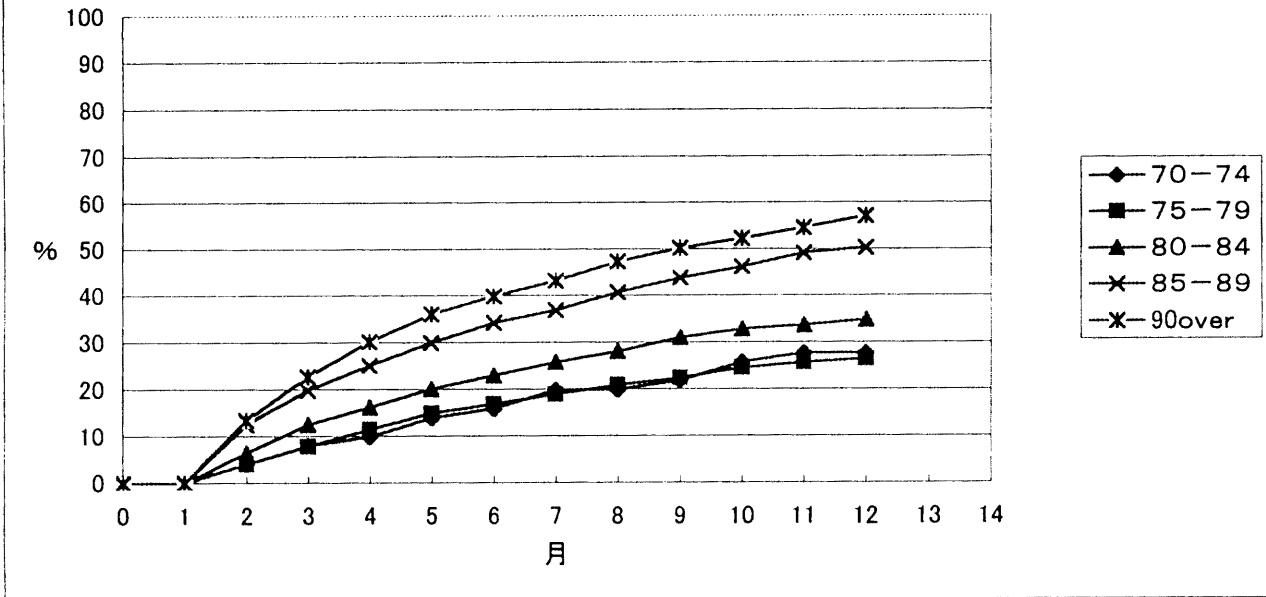


図2-3-3 通院状態滞在時間累積分布(遷移先:死亡)

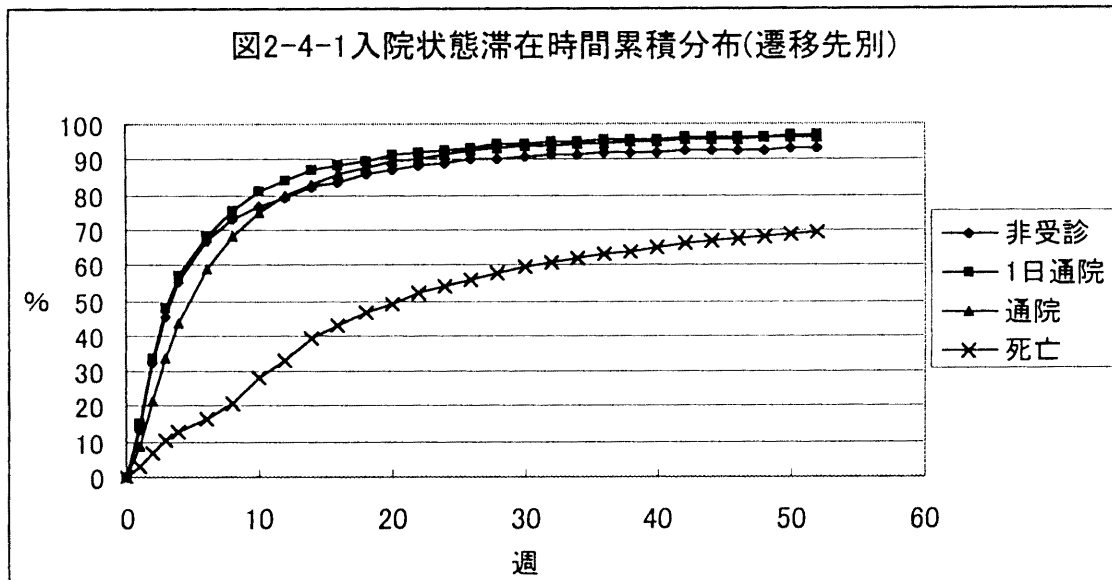


年齢階級別に観察すると、入院への遷移の場合と死亡への遷移の場合では、滞在時間分布の様子は大きく異なることが分かる。入院への遷移の場合の滞在時間分布は、年齢階級が異なってもほとんど差がないのに対し、死亡に至る場合は、高齢化するにしたがい短期化してくることが観察される。

#### 4) 入院状態からの遷移

入院状態から他の状態に遷移するまでの滞在時間を遷移先別にみると、図2-4-1のとおりである。

図2-4-1 入院状態滞在時間累積分布(遷移先別)

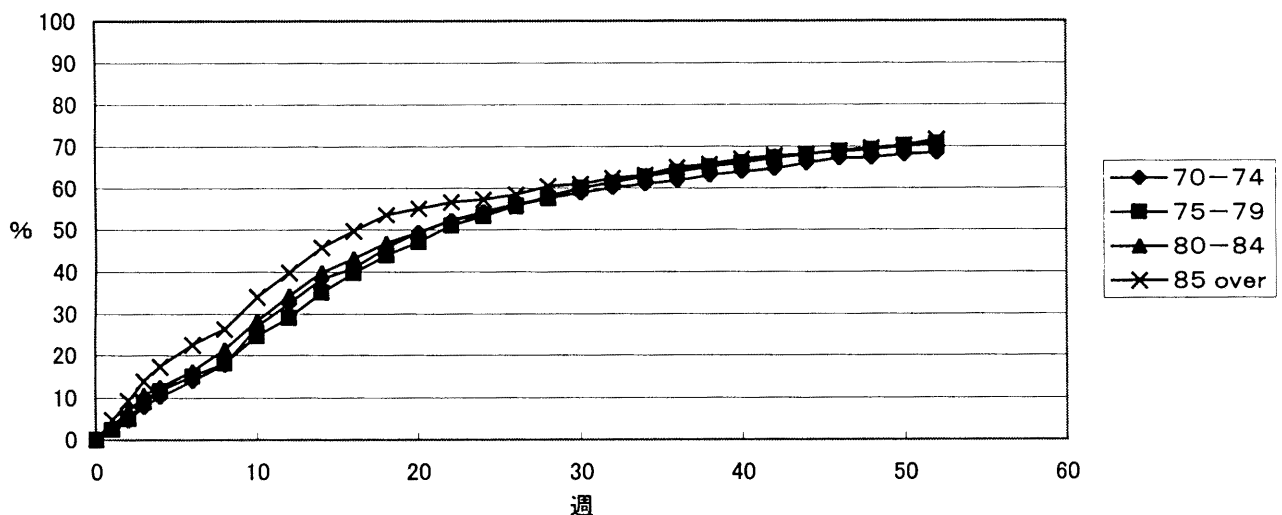




入院状態からの遷移については、大きく死亡状態への遷移とそれ以外に別れる。遷移先が死亡の場合の滞在時間は他への遷移に比べてかなり長い。分布形状をみると、10週目までの上昇カーブは緩く、1年以内に死亡する確率も70%程度であり、他の状態への遷移では20週目でほぼ90%に達しているのと好対照である。また、表1-2からも明らかのように、非受診と通院の間には遷移確率（発生頻度）には大きな差があるが、滞在時間分布の形状に大きな差はないことも観察される。

入院から死亡への遷移の滞在時間分布を年齢別に観察したのが、図2-4-2である。年齢階級別にみても、滞在時間分布に際立った差異は観察されない。ただし、85歳以上の階級では、第4週までを中心とした比較的短期間で遷移の発生頻度が多いことが観察される。

図2-4-2 入院状態滞在時間累積分布・年齢階級別(遷移先:死亡)



### 3. 遷移確率の確定

2節でみたように、滞在時間分布  $F_{ij}$  は、その遷移元  $i$  及び遷移先  $j$  が異なれば大きく異なる。さらに、1年を超える滞在時間分布もほとんど0%のものから50%に達するものまでである。このような場合はII章の第1節で述べたように、1年間で観察される状態遷移の頻度は、 $p_{ij}$  を、状態の変化が起こったという条件の元での遷移確率として、

$$p_{ij} * F_{ij} \quad (t \leq 1 \text{年})$$

に比例するとして遷移確率の推計を行う必要がある。

そこで、1節でみた状態別遷移の発生頻度と2節の滞在時間分布から、セミ・マルコフ性に基づいたより現実に近い遷移確率を算出した。それが表3-1である。

表 3-1 セミ・マルコフ性に基づいた遷移確率行列

(%)

遷移元 \ 遷移先	非受診	1日通院	通院	入院	死亡	計
非受診	—	40.4	54.9	3.4	1.3	100.0
1日通院	28.0	—	69.8	1.8	0.4	100.0
通院	18.6	47.1	—	31.3	3.0	100.0
入院	4.5	7.0	72.6	—	15.9	100.0

この結果を表 1-2 と比較すると、遷移元が非受診および 1 日通院では、非受診から入院への遷移を除き、両者に差はほとんどないが、滞在時間の長期化する通院および入院からの遷移ではかなり異なっており、特に通院からの遷移確率の変化が大きい。遷移元が通院の場合は、セミ・マルコフ性に基づくと、非受診および 1 日通院への遷移確率が減り、入院への遷移確率がほぼ 2 倍の 31.3% になる。また、入院からの遷移については、通院への遷移確率が減った分、死亡への遷移確率が 5% 増えている。

#### 4. 医療費分布

第 2 節および第 3 節において、セミ・マルコフ過程を構成する遷移確率および滞在時間分布を算出した。医療費がこの確率過程にしたがって生成されるとした場合、ある状態から出発してその状態が滞在時間分布にしたがって確率的に持続した後、これも確率的に決定される次の状態に遷移し、また、その遷移先の状態もその次の遷移先に確率的に遷移するという一連のプロセスに応じ、医療費を付与する必要がある。そのため、第 2 節で述べた遷移先別の滞在時間、すなわち、1 日通院、通院および入院の滞在時間、すなわち診療時間の階級別にその階級ごとの平均医療費を算出した。

その計算結果が図 4-1、図 4-2、および図 4-3 である。

図 4-1 は、1 日通院期間中の診療期間別の医療費を遷移先別に観察したものである。死亡状態への遷移については観察例数が少ないこと等から安定性を欠く観察結果になっているが、入院への遷移の場合とそれほど大きな差はないようである。しかし、非受診へ遷移する場合と通院へ遷移する場合に比べるとかなり高目の医療費分布となっており、全体の平均医療費で見ると、非受診、通院、入院、死亡の別に各々、15,800 円、20,700 円、30,900 円、33,700 円となっている。

図 4-2 に示される通院期間中の医療費についても、1 日通院と同様な傾向が観察される。非受診、1 日通院、入院、死亡の別の平均医療費はそれぞれ、65,700 円、101,000 円、514,300 円、389,200 円となっており、入院状態へ遷移する場合の方が死亡に至る場合よりの高い医療費になっていることが注目される。

図4-3は、入院期間中の医療費分布を示している。ここで特徴的なのは、死亡する場合の医療費が他の状態への遷移に比べ極めて高いことである。一方、他の3状態への遷移の場合の入院期間別医療費には大きな差は観察されない。非受診、1日通院、通院、死亡の別の平均医療費はそれぞれ、786,900円、720,100円、851,605円、3,056,000円となっている。

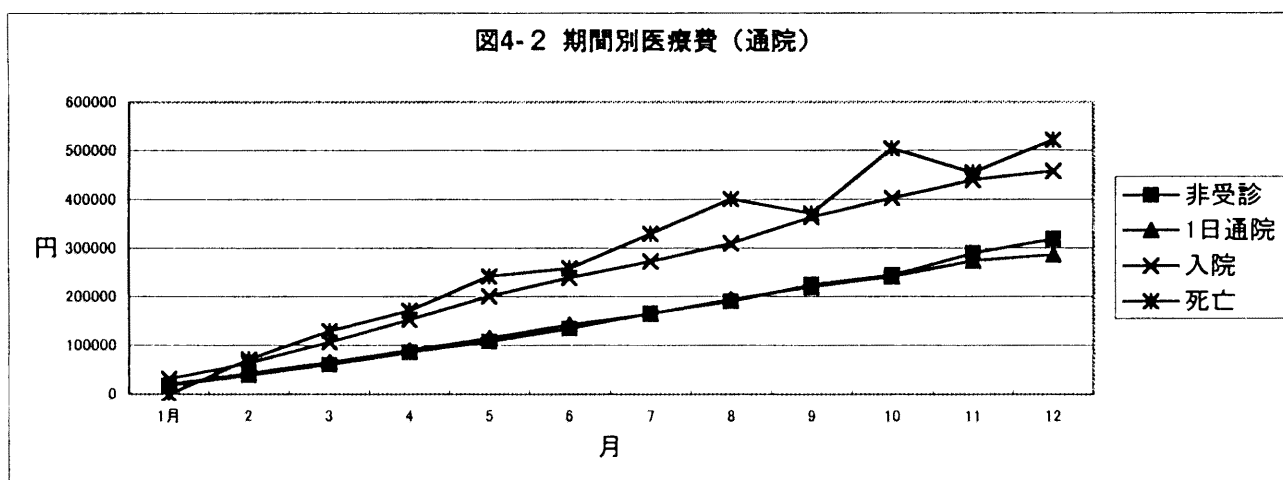
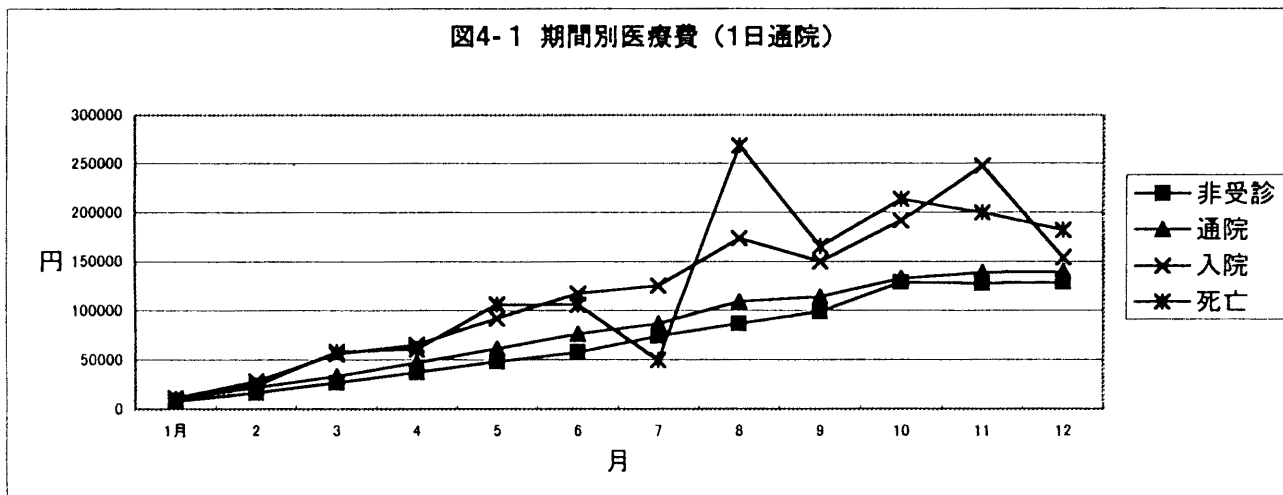
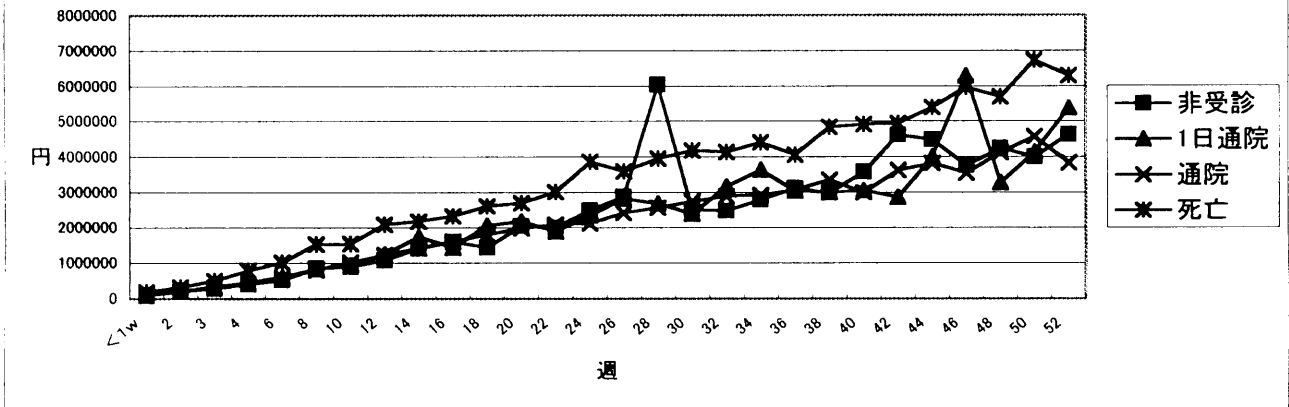


図4-3 期間別医療費（入院）



5. シミュレーション計算による医療費の生成実験

II章4節で述べたセミ・マルコフ性を仮定した場合の方法により医療費生成のシミュレーション計算を行った。シミュレーション・プログラムは、参考統計表4に示すように、各初期状態ごとに、遷移元から次の遷移先別に年間の発生件数、滞在期間（月数）及び医療費が計算され、医療費の発生状況の詳細が把握可能である。そのうち、初期状態別の年間医療費の推計結果をまとめたものが表5-1である。

表5-1 セミ・マルコフ性を仮定した年間医療費推計結果（1人当たり）

(円)

初期状態 \ 治療形態	非受診	1日通院	通院	入院
1日通院	14,879	32,082	14,968	12,101
通院	135,687	178,202	242,695	174,247
入院	125,691	177,864	200,933	1,420,113
合計	276,258	388,148	458,596	1,606,461

表5-1をみると、年間医療費は初期状態に大きく依存し、非受診では一人当たりの年間医療費は28万円、1日通院では39万円、通院では46万円、入院では161万円となっている。医療費を診療形態別にみると、非受診、1日通院、通院では、入院費がほぼ半分であるのに対し、初期状態が入院の場合は、ほぼ9割が入院費で占められている。医療費に占める入院費用のウェイトの高さをあらためて確認させられる結果となっている。

この結果に、福島県における1992年度初（1992年3月）の初期状態別受給者数（非受診：21,183人、1日通院：12,482人、通院：52,259人、入院：5,264人）を乗ずる

ことにより、当該県の 1992 年度年間総老人医療費を推計し、実績値と比較すると表 5-2 となる。

表 5-2 福島県 1992 年度年間総医療費推計値比較表

(百万円)

治療形態	実績値	セミ・マルコフ
入院外	20,340	20,260
入院	22,864	22,859
合計	43,203	43,119

表 5-2 から、推計値は入院、入院外別の内訳を含め、実績値にほとんど一致していることが確認できた。

最後に、入院状態への遷移確率を 10%減らした場合のシミュレーション結果を、表 5-3 で見てみる。シミュレーションはセミ・マルコフ性を仮定した場合の計算過程をベースにして、第二章 4 節で述べた方法で入院への遷移確率を減らすことによって行った。

表 5-3 入院状態への遷移確率を 10%減らした場合の推計結果

(円)

初期状態 \ 治療形態	非受診	1日通院	通院	入院
1日通院	14,907	32,018	14,838	11,949
通院	136,973	179,686	244,675	175,142
入院	114,904	158,435	180,646	1,407,743
合計	266,783	370,139	440,159	1,594,835

推計結果を初期状態別に表 5-1 と比較してみると、非受診では、3.4%医療費が削減され、一人当たり 1 万円の低下、1 日通院では 4.4%の削減で、一人当たり約 2 万円、通院では 4.2%、一人当たり医療費は 2 万円程度低い値となっている。一方、初期状態が入院の場合は、わずか 0.7%の低下であり、一人当たり医療費は約 1 万円の低下に過ぎない。

福島県の年間総医療費を推計してみると、41,669 百万円となり、1,450 百万円削減され、ベース推計 43,119 百万円の 96.6%になっている。つまり、入院治療の決定を 10%下げると医療費は 4%弱削減されることを意味する。次に医療費の内訳を見ると、入院医療費は 21,262 百万円と推計され、1,597 万円低下する一方、入院外医療費は 147 百万円増え、20,407 百万円となり、入院医療費の総額に占める割合は 51.0%に低下する。

## 6. モデルの検証

本論文で構築したモデルが観測データに適合したものであるかどうかを検証するため、クロスバリデーション法による確認を行った。すなわち、元データをランダムに2分割し、一方の群(以後、第1群と呼ぶ。)から求めた統計量推計値がもう一方の群(以後、第2群と呼ぶ。)のデータに適合しているかどうかの確認を行った。

遷移確率行列、滞在時間分布および医療費分布の検証結果は、以下のとおりである。

### 1) 遷移確率行列

ここでは、第2群で得られる遷移元ごとの4個の遷移先別分布を理論値とした時、第1群で得られた分布(件数)が理論値に適合しているかどうかを、 $\chi^2$ 検定を用いて検証した。

結果は表6-1の通りである。

表6-1 遷移確率行列の適合度検定

	遷 移 元			
	非受診	1日通院	通院	入院
$\chi^2$ 値(自由度3)	4.684	5.819	2.702	18.831
P 値	0.196	0.121	0.441	0.00

$\chi^2$ 検定結果をみると、遷移元が入院の場合、有意な差が観察される結果となった。入院状態からの遷移の頻度を第1群と第2群で比較してみると、表6-2のとおりであり、第1群は第2群に比べ、通院への遷移が少ない分、1日通院への遷移件数が増えていることが分かる。そこで、1日通院と通院を統合して入院状態からの遷移先を3事象として適合度検定を試みてみると、結果は、 $\chi^2$ 値(自由度2)が1.469となり、P値は0.480と、有意な差は見出せなくなった。

表6-2 入院状態からの遷移の比較

遷移先 \ 群	非受診	1日通院	通院	死亡
第1群	485	854	8,205	1,110
第2群(理論値)	490.4	748.8	8,346.3	1,068.6

## 2) 滞在時間分布

本論文で仮定した滞在時間のマルコフ性が成立するならば、両群の滞在時間分布に差はないはずである。このことを確認するため、4つの遷移元ごとの遷移先別の滞在時間分布に対し、ログランク検定および一般化ウィルコクソン検定を施した。その結果、5%の有意水準でみるならば、両検定とも、どの滞在時間分布にも有意な差は認められないことが確認できた。

## 3) 医療費分布

医療費分布の適合性については、第2群の値に対する第1群の相対絶対誤差によって観察してみた。表6-3、表6-4、表6-5は、これを遷移元、遷移先、滞在時間別にみたものである。

表6-3 医療費分布の比較(相対絶対誤差)  
(遷移元: 1日通院)

期間	非受診	通院	入院	死亡
1月	0.007	0.007	0.014	0.038
2	0.045	0.010	0.073	0.109
3	0.034	0.021	*0.544	1.625
4	0.024	0.033	0.052	0.830
5	0.049	0.020	0.231	0.267
6	0.005	0.034	0.287	0.484
7	*0.174	0.043	0.013	1.000
8	0.086	0.031	1.451	1.000
9	0.015	*0.190	0.134	0.154
10	0.165	0.001	0.616	0.000
11	0.108	*0.165	2.099	0.010
12	0.164	*0.133	0.036	1.000

注) \*印は、発生件数が100件以上で、相対絶対誤差が0.1を超えるものである。

表 6-4 医療費分布の比較(相対絶対誤差)  
(遷移元:通院)

期間	非受診	1日通院	入院	死亡
1月	0.001	0.002	0.001	-
2	0.009	0.009	0.002	0.035
3	0.004	0.011	0.014	*0.170
4	0.017	0.001	0.020	0.057
5	0.007	0.013	0.023	*0.149
6	0.048	0.015	0.036	0.090
7	0.007	0.021	0.008	0.102
8	0.056	0.015	0.031	*0.191
9	0.062	0.008	0.045	0.318
10	0.028	0.023	0.011	0.093
11	0.010	0.005	0.046	0.064
12	0.035	0.024	0.052	0.225

注) \*印は、発生件数が100件以上で、相対絶対誤差が0.1を超えるものである。

表 6-5 医療費分布の比較(相対絶対誤差)  
(遷移元:入院)

期間	非受診	1日通院	通院	死亡
<1週	0.073	0.065	0.026	0.317
2	0.041	0.016	0.007	0.060
3	0.004	*0.112	0.017	0.036
4	*0.104	0.085	0.010	0.045
6	0.031	0.004	0.002	0.023
8	0.163	*0.208	0.025	0.094
10	0.106	0.087	0.008	0.054
12	0.115	0.277	0.066	0.079
14	0.039	0.181	0.005	0.002
16	0.103	0.034	0.058	0.034
18	0.154	0.202	**0.149	0.027
20	0.385	0.325	0.010	0.257
22	0.088	0.145	0.017	0.111
24	0.433	0.007	0.004	0.033
26	0.016	1.000	0.091	0.072
28	0.002	0.054	*0.130	0.049
30	0.226	0.058	0.125	0.094
32	0.311	0.131	0.132	0.077



34	1.000	0.414	0.084	0.081
36	0.115	0.220	0.043	0.052
38	0.037	1.000	0.052	0.215
40	1.509	0.001	0.442	0.124
42	0.003	0.074	0.062	0.071
44	1.000	1.000	0.111	0.276
46	1.000	1.000	0.056	0.160
48	0.188	0.298	0.172	0.007
50	1.159	0.185	0.278	0.187
52	0.310	1.000	0.052	0.042

注) \*印は、発生件数が100件以上で、相対絶対誤差が0.1を超えるものである。

\*\*印は、発生件数が300件以上のもので、相対絶対誤差が0.1を超えるものである。

この中で、発生件数が300件(全遷移の1,000分の1以上)を超え、しかも誤差が10%を超えるのは、入院→通院の16～18週の医療費のみ(発生件数398件、誤差14.9%)である。また、100件以上の発生件数のある遷移でみると、遷移元が1日通院で5例、通院で3例、入院で5例となっている。

#### 4) 医療費シミュレーション結果の比較

遷移確率行列、滞在時間分布および医療費分布の差が、医療費推計にどのように影響するのかをみるため、各群の値をもとに算出される医療費を、第2群に対する第1群の相対絶対誤差により比較してみた。初期状態ごとに治療形態別にみたものが表6-6である。

表6-6 医療費シミュレーション結果の比較(相対絶対誤差)

初期状態 治療形態	非受診	1日通院	通院	入院	合計
1日通院	0.016	0.028	0.013	0.048	0.026
通院	0.004	0.003	0.006	0.016	0.007
入院	0.017	0.005	0.018	0.012	0.011
合計	0.007	0.001	0.006	0.009	0.007

この結果をみると、1日通院の治療において他の治療形態より誤差が大きく出る傾向にあり、合計で2.6%、初期状態が入院の場合は4.8%となっている。

## 7. モデルのパラメトリック化

求めた滞在時間分布をワイブル分布の分布関数(%表示)で最小二乗近似することによって、モデルのパラメトリック化を試みた。

$$F(t) = 1 - \exp\{- (t/a)^b\}$$

表7-1にその推計結果を示す。

表7-1 ワイブル分布による滞在時間分布の推計

遷移		係数 a		係数 b		残差平方和
元	先	推計値	t値	推計値	t値	
非受診	1日通院	3.02	61.2	0.45	52.9	0.697
	通院	3.06	128.8	0.42	111.1	0.317
	入院	17.94	57.5	0.58	63.6	0.525
	死亡	19.53	42.4	0.58	49.9	0.647
1日通院	非受診	0.89	31.6	0.70	30.1	0.812
	通院	0.76	30.2	0.61	35.3	0.668
	入院	0.57	34.5	0.48	56.0	0.400
	死亡	1.04	31.7	0.61	35.8	0.844
通院	非受診	1.70	18.9	0.47	21.9	1.640
	1日通院	4.22	46.5	0.51	33.0	1.229
	入院	19.33	29.3	0.66	32.7	1.018
	死亡	19.42	12.5	0.89	12.5	2.652
入院	非受診	5.22	24.1	0.81	19.2	3.869
	1日通院	4.63	38.0	0.97	26.1	2.598
	通院	5.88	37.3	1.15	21.6	3.322
	死亡	20.37	40.5	0.98	21.5	3.573

係数推計値の t 値はすべて有意であり、推計式の分散を表す残差平方和もそれほど大きくない結果を得た。

そして、得られたワイブル分布に基づく滞在時間分布を用いて、福島県の1992年度の総医療費を推計してみると、427億30百万円となり、実績値との差は1%であった。

また、初期状態別の医療費について元のシミュレーション結果との相対絶対誤差を求めてみると、表7-2の通りである。この結果をみると、通院治療は誤差が小さいが、入院治療では、合計で3.5%、特に初期状態が入院の場合は、4.3%と比較的大きい値となっている。

表7-2 医療費シミュレーション結果の比較(相対絶対誤差)  
 —ワイブル分布—

初期状態 治療形態	非受診	1日通院	通院	入院	合計
1日通院	0.006	0.014	0.005	0.012	0.006
通院	0.003	0.020	0.000	0.010	0.002
入院	0.007	0.039	0.004	0.043	0.035
合計	0.005	0.018	0.002	0.036	0.024

#### IV 考察

本論文では、老人の受診・診療行動を、非受診状態と通院や入院といった受診状態が、時間の経過とともに確率的に次々に遷移していく過程としてみなし、この過程を記述するパラメータたる状態の遷移確率および滞在期間分布にはセミ・マルコフ性を仮定するという、新たな方法で捉えることを試みた。ここで、医療費の発生は、通院、入院の別にその受診期間の長さに応じて決定される。

そして、このモデルの医療費分析への実証的な適用例として、老人医療年齢階級別事業・A調査の福島県分の1991、1992、1993年度の3年間のロンジチュージナル・データを用い、セミ・マルコフ過程の構成要素である遷移確率行列および滞在時間分布と、医療費生成のために必要となる医療費分布を算出し、その特性を観察した。さらに、上述の構成要素をもとにシミュレーション・モデルを作成し、当該県の年間総医療費推計を行うとともに、入院治療の割合の削減という政策課題に関し、入院への遷移確率を変更した場合の医療費への影響度を測定してみた。

このモデルは、

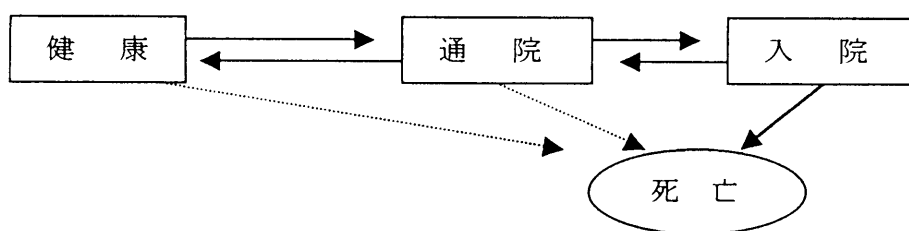
- ① 通院治療、入院治療、非受診といった状態間の関係は、個人の時間経過の過程で確率的に自然に関連付けられる。この中で、診療行為の発生は、マルコフ性の仮定から常に初診として捉えられることになる。
- ② 医療費は、従来の医療業務統計における1ヵ月間のレセプト単位と異なり、治療の開始から終了までのひとまとめの単位で把握される。そして、その医療費は診療期間分布に依存して決定される。
- ③ 一定期間の医療費をシミュレートすることが可能である。

等の特徴を持つ。したがって、モデルで定義された「状態」が医療費生成の受診・診療行動として十分に類型化され、その個々の状態における受診・診療行動は均質的なものとしてある一定の確率分布で表現されているものと仮定するならば、このモデルによる医療費の表現は、ある状態にある間の患者の医療費は、その状態に滞在する時間の経過にしたがって発生する費用、すなわち、診療行為の投入に伴う単位時間当りの費用の累積であるという、極めて一般的な規定に基き、それら状態の連鎖を単純な確率過程モデルで表そうとしたものであるということが出来る。そして、このモデルに基づけば、医療費は、定義された状態間の遷移確率、各々の状態から他の状態に遷移するまでの滞在時間分布、および、滞在時間の関数としての医療費分布という三つのパラメータに分解して捉えることができ、さらに、これらパラメータの変化の医療費全体への影響度も測定できることが可能である。

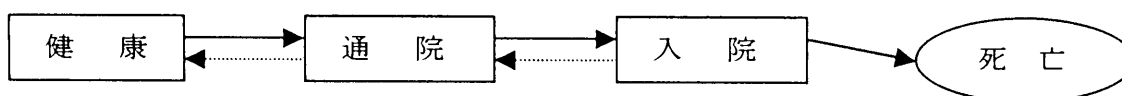
しかしながら、今回用いることのできたデータ・セットは、状態を記述する変数として老人医療受給者の姓、年齢、および入院・入院外の別のみ限定されているという大きな制約がある。したがって、一定の限界はあるといわざるを得ないが、前述のモデルを実際のデータに適用してみることにより、設定したパラメータが医療費の特性をどの程度明らかにできるのか、また、これらのパラメータのみによって医療費の

生成をどの程度シミュレートできるのか、を確認してみることは、このモデルの有効性を検討する上で有意義なものと考えられる。

そこでまず、Ⅲ章で示された受給者全体のパラメータの推定結果をみてみると、遷移確率行列については、定常マルコフ性を仮定し遷移の発生頻度から単純に遷移確率行列を算出してみると、いわゆる前向き遷移確率  $P_r(j|i)$  と後ろ向き遷移確率  $P_r(i|j)$  がほぼ等しいこと、また、非受診状態と通院状態、通院状態と入院状態の間の遷移確率が他の状態間の遷移確率に比べ大きいことが、観察される。すなわち、受診・診療行動は、見かけ上、非受診→通院→入院、またその逆として、入院→通院→非受診が、死亡への遷移を除いて基本的なパスを形成しており、健康状態と治療行為の間に3段階の階層構造が観察されることとなる。これは、医療の現場において病床利用率が安定的であるといったような事実と符合している。



一方、表3-1は、セミ・マルコフ・モデルとして捉えた遷移確率行列である。これによると、前向き確率と後ろ向き確率の一致性はもはや観察されず、非受診者は通院へ、通院者は入院へ、入院者は死亡へ、という健康状態が悪化する方向への不可逆的な進行が観察される。つまり、老化に伴う人生の終局へ向かった過程が表現されているとあって良い。



この非対称性は、滞在時間分布の差によって生じる。実際、1日通院状態からの遷移を除き、同じ状態からの遷移でも、その遷移先により大きな差異が認められる。非受診状態からの遷移については、通院に比べ入院及び死亡への遷移の長期化、通院状態からの遷移については、非受診および1日通院に比べ入院及び死亡への遷移の長期化、入院状態からの遷移については、非受診、通院に比べ、死亡への遷移の長期化というように、状態が悪化する方への遷移に滞在時間の長期化傾向が観察される。しかも、通院状態からの遷移で、非受診への遷移と死亡への遷移の滞在時間分布のように、12ヶ月以上滞在する確率が50%以上も異なっている例も観察される。

このことから、受診・診療行動を表現する確率過程モデルとしては、滞在時間分布が同じ指数分布であることを仮定するマルコフ過程では不十分であり、少なくともセミ・マルコフ・モデルを採用することが必要であるといえる。また、セミ・マルコフ・モデルは、前述のようにマルコフ過程とは異なり、医療の需要と供給を分離して分析観察できるという分析上のメリットも大きい。

遷移確率行列、滞在時間分布および医療費分布といったパラメータ自身の観察からも、医療費の持つ特性が明らかになる。もちろん、本論文の分析対象が福島県のデータのみに限られていることから、その代表性に一定の限界があることは否めないが、今回の観察から得られた主な知見は、以下のとおりである、

- ・ 老人医療の受診・診療行動は、加齢とともに一定の傾向で変化していくのではなく、85歳あたりを境にそれ以下の年齢層とそれ以上の年齢層で、異なったパターンを示す。特に、85歳以上の層では、非受診から通院に遷移するまでの時間の長期化傾向、通院あるいは入院から死亡に至るまでの時間の短期化傾向が観察される。これは府川(1997)の分析結果とも符合するものである。
- ・ 非受診状態からの遷移に要する滞在時間分布をみると、通院への遷移に比べ入院および死亡状態への遷移までの滞在時間はかなり長期化している。このことと両状態への遷移確率が小さいことをあわせ考慮すると、この遷移の発生はまれにしか起きず、入院への遷移は通院を経由することがほとんどであることが確認できた。
- ・ 通院状態からの遷移の滞在時間分布についても、非受診の場合と同様、入院および死亡への遷移に要する時間の長期化が観察される。ただし、入院への遷移の滞在時間は年齢階級別にみても大きな差異は観察されない。
- ・ 入院状態からの遷移の滞在時間は、死亡への遷移の場合、極めて長期化しており、このことが老人医療費の高騰の大きな要因となっていると考察される。一方、非受診への遷移と通院への遷移に要する滞在時間はほぼ同じである。
- ・ 1日通院からの遷移の滞在時間分布は、他の状態からの遷移の場合と異なり、遷移までの時間が短く、遷移先の状態にかかわらず、ほぼ同型の分布をしている。これは、慢性疾患の患者で月に1度だけ薬を受け取りに来院するような者が相当数いるであろう、との当初の想定に否定的な結果を与えている。
- ・ 診療期間別の医療費については、より重篤な状態に遷移する場合の医療費が高いこと、また、元の状態およびその遷移先によってその傾きは異なるものの、診療期間に比例してほぼ直線的に上昇することが確認された。しかしながら、前田(1983)の先駆的研究にみるように、診療日数と1日当たり医療費の関係には、都道府県間で大きな差が認められる。したがって、医療費の診療期間別分布については、さらに、他の都道府県についても観察する必要がある、今後の課題としたい。

次にモデルの構築方法についてであるが、本論文では、遷移確率行列、滞在時間分布、医療費分布のいずれもノンパラメトリックな統計量として観測データから直接推計している。この中で、滞在時間分布の作成方法は、生存時間解析でいうところの生命表法<sup>3)</sup>に拠っている。生存時間解析では、一般的に「打ち切り」問題が実証分析の障害となることが多い。本論文では、3年間のロンジチュージナル・データを用いることにより、1年未満の分布については、この問題を回避している。最後の開放区間である1年以上の分布については、遷移先の特定できなかったケースを特定できたケースの発生頻度によって比例按分したが、これは周辺分布が与えられた時の条件付最尤推定量となっている。

ところで、1年以上の滞在時間となる件数をみてみると、注2)にみるように、その件数は無視できない数であり、しかも1日通院を除いて半数以上が遷移先を特定できていない。これらのケースに対する本論文の扱いは、確かに与えられた情報の元での最尤な方法ではあるが、直感的には滞在時間が長期化すれば、より重篤な状態への遷移へのウェイトが高くなると想定されるかもしれない。本論文で試みたワイブル分布の当てはめによって得られた係数 $b$ の値もそのような傾向を示しているように見える。この部分をより精緻化しようとするならば、

- ・ 観測期間を延長する。
- ・ モデルを年齢階級別にする。
- ・ 本論文で用いた以外の補助情報を利用する。
- ・ パラメトリックなモデルを仮定する。

等の方法が考えられよう。しかしながら、本論文では、医療費分析の基本となる、なるべく簡便なフレームを描いてみることに主眼においたため、これ以上の検討は行わなかった。

滞在時間分布へのワイブル分布の当てはめは、部分的には上述の問題の解決方法ではあるが、本論文では、モデルをパラメトリックなものとし、より少ないパラメータによってもモデルが有効に機能するかどうかを確認することが目的であった。このワイブル分布は集計された滞在時間分布に直接当てはめることによって得られたもの<sup>4)</sup>であり、非受診、1日通院、通院状態のように滞在時間が1月単位の離散値でしか定義されない場合はよいが、入院期間のように実日数が観察されている場合には、たとえ週単位で細かく集計したとしても通常の生存時間分析に比べ情報のロスが発生することは事実である。しかしながら、医療費シミュレーションの結果をみると、十分、応用に絶え得るといえるのではないだろうか。また、係数 $b$ の推定値をみると、水準そのものの検討は残るにせよ、より重篤な状態への遷移の値の方が高くなるというハザード特性が観察される。

次に、クロス・バリデーションの結果であるが、検定結果からは入院状態からの遷移確率にのみ有意な差が観察された。この原因は第1群において通院への遷移の発生頻度が少なく、その分、1日通院に遷移した結果である(表6-2)。本論文では、1日通院を「月に1日の通院」と定義したが、この定義に従うと、同一月に入院と通院が混在した場合には、1日通院は入院日数が25日未満であり通院日数が1日のみの時に発生することになる。そして、その発生ははるかに発生頻度の高い通院の変動に依存している。1日通院は月に1度だけ薬剤を受け取りに来院するような患者という特定の通院形態の存在を確認するために設けたものであり、元々恣意性の高いものであったが、検定結果をみる限り、その定義に安定性を欠くと言わざるを得ないであろう。

モデルとしては、1日通院と通院を統合してみた適合度検定結果からも、また、その簡明さからいっても、1日通院を通院に含めて構築した方が、より良いものと考えられよう。しかしながら、本論文では、1日通院は月に1度だけ薬剤を受け取りに来院するような患者が多数存在するのではないか、という説を確かめるために設けたものであり、結果としてその存在を確認できなかったことを示すためにも、元のままのモデルとした。また、医療費生成のシミュレーションへの影響も、医療費推計につい

ては、他の状態からの遷移の滞在時間分布に1日通院と通院の間でそれほど差のないこと、1日通院における滞在時間が短いこと、遷移確率も両者の間で入院状態への遷移を除き大きな差はなく且つ通院から入院への遷移の滞在時間も長いことから、それほど大きいものではないと考えられるからである。実際、参考表4の(3)をみても、1日通院状態での医療費発生は通院状態での発生に比べ、10分の1程度にしかならない。

最後に、医療費分布の比較であるが、表6-3、表6-4、表6-5に示したように、2群間でかなり差のある場合も観察される。しかしながら、そのほとんどは発生頻度の少ない状態で観察されるものであり、医療費分布がバラツキの大きい特性<sup>5)</sup>を持つことから、予想された結果である。本論文で用いた確率過程による医療費の生成には、平均的にはこうしたバラツキは大きな影響を与えない結果となっている。

以上みてきたように、モデルの検証においては、上述の1日通院の問題点以外その適合性に大きな問題のない結果となっている。また、モデルを用いたシミュレーションによる福島県における1992年度の年間医療費の推計結果も、Ⅲ章5節に示したように、年間医療費の総額および入院・入院外別の構成割合とも極めてよく一致した結果を得ることができた。また、このモデルによってシミュレーションを行えば、参考統計表の4に示したように、初期状態を与えれば、ある一定期間内に観察される、ある状態から次の状態への遷移の発生頻度および期間を推計することが可能であり、それらの大きさによって左右される医療費の変化が詳細に分析可能となる。

また、モデルの応用例として、本論文では、高騰する老人医療費対策の有力な政策方針の一つと考えられている入院治療費の削減について、「入院治療の通院治療化」の効果を、入院状態への遷移確率を10%削減しそれを通院に振り向けるとして、遷移確率行列を変更したシミュレーションを実施してみた。その結果、老人医療費は4%弱の低下を示し、この政策手段の有効性を定量的に確認することができた。このように、あるパラメータを変更した場合の医療費への影響を測定することは、このモデルを使えば容易である。モデルのこのような機能は、とりわけ地域格差分析等、比較分析に効果的なものと考えられる。また、制度の変遷に対する分析のフレームを与えるモデルといえるのではないか。

以上、セミ・マルコフ・モデルを医療費分析に適用した場合の一つの応用をみてみたが、モデルの応用には、まだ色々考えられよう。例えば、70歳の健康状態を与え、その者が死亡に至るまでの間の遷移の状況を追跡することによって、いわゆる老人生涯医療費を推計することも考えられる。このモデル推計によって、生涯の非受診期間と通院、入院等の受診期間および要した医療費が積算される。これらは、非受診期間で測定した生活の質とその維持に要したコストとして、一種の指標足り得るかとも考えられる。このモデルを作成するためには、今回作成した滞在時間分布の1年以上の部分にワイブル分布やゴンバーツ曲線などの当てはめを行う関数近似をしたりなどして長期間化した上で、年齢階級別に作成した遷移確率行列および滞在時間分布ならびに医療費分布を用い、シミュレーションを行うことにより可能となろう。



また、遷移先の状態を、非受診－受診のカテゴリーに限らず、例えば、診療所への通院、病院への通院といったように施設情報を加えることによって、施設の利用パターン分析をも加味することもできよう。

このように、セミ・マルコフ・モデルの医療費分析への応用には多くの拡張性が期待でき、今後更なる実証的分析、政策課題への応用を検討してみる必要がある。

もちろん、このようなモデルが作成できる前提としては、本論文で用いたロングitudinal・データ・セットの存在が不可欠であるが、逆にいえば、このモデルが有効であることを示すことは、そうした方向に沿った医療費統計体系の再編成を要請することでもある。そして、今回用いることのできたデータ・セットが、状態を記述する変数として老人医療受給者の性、年齢、および入院・入院外の別のみ限定されているという制限を解消してゆくこと、例えば、診療機関特性や傷病特性による状態分類の精緻化を試みることによって、モデルの有効性の一層の向上をも視野に入れることができることとなろう。

## V まとめ

本論文は、医療費発生メカニズムを確率過程として捉えることにより、医療費分析のフレームを提供することを第1の目的とした。具体的には、受診・診療行動の連鎖を遷移確率と滞在時間の二つの確率変数からなるセミ・マルコフ過程として、モデル構築してみた。医療費はこの滞在時間中の治療行為の結果発生する。

そして、このモデルを老人医療年齢階級別事業・A調査の福島県分の1991、1992、1993年度の3年間のロンジチュージナル・データに適用してみた。

その結果、遷移確率行列では、健康状態が悪化する方向への不可逆的な進行が観察され、また、滞在時間分布では、より重篤な状態への遷移への待ち時間の長期化が観察されるなど、老人医療の特性に関してのいくつかの知見が得られた。

モデルを用いた年間医療費のシミュレーション結果は、ワイブル分布の当てはめによりパラメトリック化したモデルも含め、実績値とほぼ一致したものとなった。また、クロス・バリデーションによるモデルのデータへの適合性の検証も概ね妥当な結果を得た。このモデルは、医療費発生を記述するモデルとして、大筋において適当であるといつてよいと考えられよう。増加要因分析や地域格差分析に代表される医療費分析は、こうしたモデルの与えるフレームに基づき、そのパラメータ、すなわち、遷移確率、滞在時間分布、医療費分布の変化や格差の説明要因を究明することに向けられるべきである。

さらに、このモデルの応用例として、高騰する老人医療費対策の有力な政策方針の一つと考えられている入院治療費の削減について、「入院治療の通院治療化」の効果をみることにした。そのため、入院状態への遷移確率を10%削減しそれを通院に振り向けるとして、遷移確率行列を変更して、シミュレーションを実施してみた。その結果、老人医療費は4%弱の低下を示し、この政策手段の有効性が一定程度認められた。

### 謝辞

本論文を執筆するにあたり、データの提供とご指導のみならず、終始一貫筆者を励まし続けていただいた松田芳郎先生、煩雑な計算の労をおとりいただいた一橋大学の吉沢、平野両女史、全体的なご指導を頂いた郡司篤晃先生、また、大橋靖雄先生をはじめ、本論文の審査に当たり貴重なコメントを頂いた荒記俊一先生、大江和彦先生、橋本修二先生、村嶋幸代先生に深謝する。

注

- 1) セミ・マルコフ過程の解説については、例えば、北川（1967）参照。
- 2) 遷移先が特定できなかったケースは、以下の表のとおりである。

表 滞在期間が1年以上の件数,状態別

	非受診	1日通院	通院	入院
総数	12,245	715	34,509	1,745
うち特定できない件数	6,582	199	19,757	1,016

- 3) 生命表法の解説については、大橋・浜田（1995）参照。
- 4) 大量データへのワイブル分布の当てはめ例としては、厚生統計協議会第5部会（1991）で行った患者調査結果を用いた入院期間分布の推定がある。
- 5) 医療費分布のバラツキについては、郡司他による『老人医療年齢階級別分析事業（1992年度）報告書』の第三分冊の統計表に示されている。また、小椋（1997）には、外来医療費の分析がある。

## 参考文献

- Chiang CL. *The Life Tables and Its Applications*. Robert E.Krieger Publishing Company 1984.
- Wolfson C, Confavreaux C. "A Markov model of the natural history of multiple sclerosis," *Neuroepidemiol*, 1985;4, pp227-39.
- Kaiser R, Schindler C, Künzli N, et al. "Use of Transition Probabilities to Estimate the Effect of Smoking on the Duration of Episodes of Respiratory Symptoms in Diary Data," *American Journal of Epidemiology*, Vol 148, No. 6, 1998, pp600-608
- Schaubel D, Morrison H, Desmeules M, et al. "End-stage disease Projections for Canada to 2005 using Poisson and Markov Models," *International Journal of Epidemiology*, 1998; 27, pp274-281.
- 安西将也, 他 (1987). 「老人医療費の都道府県格差の要因分析 (その1)」『病院管理』 24(2), pp167-177.
- 安西将也, 他 (1989). 「老人医療費の都道府県格差の要因分析 (その2)」『病院管理』 26(3), pp217-222.
- 池上直己 (1996). 「医療費の自然増の分析」『医療保障と医療費』, 東京大学出版会
- 泉田信行, 中西悟史, 漆博雄 (1998). 「医師誘発需要仮説の実証分析—支出関数アプローチによる老人医療費の分析」『季刊社会保障研究』 33 : pp374-381.
- 大橋靖雄, 浜田知久馬(1995). 『生存時間解析 SASによる生物統計』, 東京大学出版会
- 厚生統計協議会第5部会(1991). 『厚生統計協議会第5部会平成2年度報告』.
- 小椋正立(1997). 「老人の外来受診日数の分析」『平成8年度老人保健健康増進事業 老人レセプトデータ分析事業 1996年度研究報告書』, (財) 公衆衛生振興会.
- 北川敏男(1967). 『マルコフ過程』, 共立出版.
- 郡司篤晃, 他(1993). 『老人医療年齢階級別分析事業(1992年度)報告書』, (財) 公衆衛生振興会.
- 郡司篤晃(1998). 『医療システム研究ノート』, 丸善プラネット株式会社.
- 鈴木玲子(1997). 「外来医療費と医療密度」『平成8年度老人保健健康増進事業 老人レセプトデータ分析事業 1996年度研究報告書』, (財) 公衆衛生振興会.
- 中村文子(1980). 「国民医療費十兆円の分析」『週刊社会保障』 1084 : pp14-19.
- 二木立(1996). 「技術進歩と医療費抑制政策との関係の実証的検討」『医療保障と医療費』, 東京大学出版会.
- 西村周三(1987). 『医療費の経済分析』, 東洋経済新報社.
- 西村やよい, 郡司篤晃(1993). 「老人外来医療費の地域格差の要因分析」『老人医療年齢階級別分析事業(1992年度)報告書Ⅱ(第2分冊)』, (財) 公衆衛生振興会.

- 府川哲夫(1998). 「高齢化と老人医療費」『病院管理』 35(2).
- 伏見恵文(1996). 「老人医療費の分布特性と地域格差問題」『季刊社会保障研究』 31(4) : pp380-387.
- 舟岡史雄, 松浦和幸(1997)「高齢長期入院者の分析」『平成 8 年度老人保健健康増進事業 老人レセプトデータ分析事業 1996 年度研究報告書』, (財) 公衆衛生振興会.
- 前田信雄(1983). 「高齢者の入院医療費の高低に関する研究—地域差の分析」『季刊社会保障研究』 19(1) : pp56-69.
- 松田芳郎, 舟岡史雄, 松浦和幸(1996). 「老人医療レセプト・データによるロンジチュージナル・データベース編成について」『平成 7 年度老人保健健康増進事業 老人レセプトデータ分析事業 1995 年度研究報告書』, (財) 公衆衛生振興会.
- 森満, 三宅浩次(1988). 「老人医療費の都道府県格差と社会的, 経済的および文化的指標との関連性」『日本公衆衛生学会雑誌』 65(1) : pp662-668.

## VI 參考資料

## 参考資料 1. 統計表

表 1. マルコフ過程を仮定した遷移確率表（発生頻度）、性・年齢階級別

(1) 遷移確率表(全体)

遷移先 \ 遷移元	非受診	1日通院	通院	入院	死亡	計
非受診		23,866	31,969	1,125	414	57,374
1日通院	24,457		60,595	1,567	314	86,933
通院	28,483	60,301		18,377	1,769	108,930
入院	965	1,587	16,375		2,156	21,083
計	53,905	85,754	108,939	21,069	4,653	274,320

(2) 遷移確率表(男)

遷移先 \ 遷移元	非受診	1日通院	通院	入院	死亡	計
非受診	0	9,608	13,112	530	187	23,437
1日通院	9,865	0	21,497	738	135	32,235
通院	11,612	21,395	0	7,770	768	41,545
入院	456	718	6,841	0	1,104	9,119
計	21,933	31,721	41,450	9,038	2,194	106,336

(3) 遷移確率表(女)

遷移先 \ 遷移元	非受診	1日通院	通院	入院	死亡	計
非受診	0	14,258	18,857	595	227	33,937
1日通院	14,592	0	39,098	829	179	54,698
通院	16,871	38,906	0	10,607	1,001	67,385
入院	509	869	9,534	0	1,052	11,964
計	31,972	54,033	67,489	12,031	2,459	167,984



(4) 遷移確率表(年齢65—69)

遷移先 \ 遷移元	非受診	1日通院	通院	入院	死亡	計
非受診	0	395	487	16	4	902
1日通院	360	0	1,128	35	0	1,523
通院	427	1,120	0	390	22	1,959
入院	23	29	375	0	39	466
計	810	1,544	1,990	441	65	4,850

(5) 遷移確率表(年齢70—74)

遷移先 \ 遷移元	非受診	1日通院	通院	入院	死亡	計
非受診	0	7,593	10,942	222	21	18,778
1日通院	7,786	0	18,803	363	20	26,972
通院	9,773	18,871	0	4,812	169	33,625
入院	229	362	4,400	0	356	5,347
計	17,788	26,826	34,145	5,397	566	84,722

(6) 遷移確率表(年齢75—79)

遷移先 \ 遷移元	非受診	1日通院	通院	入院	死亡	計
非受診	0	7,389	10,480	351	73	18,293
1日通院	7,606	0	20,139	504	61	28,310
通院	9,434	20,044	0	6,582	319	36,379
入院	286	544	5,999	0	583	7,412
計	17,326	27,977	36,618	7,437	1,036	90,394

(7) 遷移確率表(年齢80—84)

遷移先 \ 遷移元	非受診	1日通院	通院	入院	死亡	計
非受診	0	4,948	6,274	279	98	11,599
1日通院	5,105	0	13,347	417	82	18,951
通院	5,585	13,213	0	4,498	513	23,809
入院	228	424	3,885	0	635	5,172
計	10,918	18,585	23,506	5,194	1,328	59,531

(8) 遷移確率表(年齢85-89)

遷移先 \ 遷移元	非受診	1日通院	通院	入院	死亡	計
非受診	0	2,402	2,685	175	117	5,379
1日通院	2,455	0	5,411	180	90	8,136
通院	2,324	5,340	0	1,601	447	9,712
入院	141	164	1,349	0	379	2,033
計	4,920	7,906	9,445	1,956	1,033	25,260

(9) 遷移確率表(年齢90-)

遷移先 \ 遷移元	非受診	1日通院	通院	入院	死亡	計
非受診	0	1,139	1,101	82	101	2,423
1日通院	1,145	0	1,767	68	61	3,041
通院	940	1,713	0	494	299	3,446
入院	58	64	367	0	164	653
計	2,143	2,916	3,235	644	625	9,563

表 2. 滞在時間度数分布、遷移元別

(1) 非受診状態滞在時間分布

期間	遷移先			
	1日通院	通院	入院	死亡
1月	12,995	18,217	308	111
2	3,890	4,441	139	49
3	1,940	2,460	102	28
4	1,329	1,671	72	25
5	994	1,295	70	25
6	738	1,065	58	26
7	647	890	52	20
8	578	724	49	17
9	449	618	38	11
10	434	596	31	14
11	393	518	46	6
12	440	685	62	25
12over	4,612	6,519	809	305
計	29,439	39,699	1,836	662

(2) 非受診状態滞在時間分布、年齢別  
(遷移先:通院)

期間	65-69	70-74	75-79	80-84	85-89	90 over	計
1月	292	6,091	6,141	3,645	1,496	552	18,217
2	66	1,551	1,413	893	365	153	4,441
3	44	861	803	481	184	87	2,460
4	26	612	513	328	138	54	1,671
5	13	480	425	255	84	38	1,295
6	18	389	328	197	92	41	1,065
7	8	318	289	171	74	30	890
8	5	269	218	130	76	26	724
9	11	220	207	109	47	24	618
10	9	215	217	96	39	20	596
11	2	199	177	83	45	12	518
12	11	232	202	132	75	33	685
12 over	120	2,107	1,957	1,297	688	349	6,519
計	625	13,544	12,890	7,817	3,403	1,419	39,699

(3) 1日通院状態滞在時間分布

期間	遷移先			
	非受診	通院	入院	死亡
1月	16,658	45,456	1,426	206
2	4,847	10,946	187	59
3	1,821	3,961	106	22
4	823	1,998	67	10
5	443	1,185	36	14
6	263	783	31	9
7	183	511	19	1
8	124	408	10	1
9	111	293	17	4
10	80	261	10	2
11	54	207	6	1
12	40	115	3	4
12over	177	515	19	3
計	25,624	66,639	1,937	336

(4) 通院状態滞在時間分布

期間	遷移先			
	非受診	1日通院	入院	死亡
1月	16,545	27,260	3,239	0
2	5,305	10,871	3,003	340
3	2,505	6,335	1,836	244
4	1,411	4,083	1,363	167
5	921	2,997	1,130	143
6	647	2,318	963	118
7	501	1,840	856	87
8	420	1,441	809	102
9	315	1,240	716	82
10	277	1,101	623	67
11	263	1,052	623	62
12	248	1,249	650	55
12over	3,118	14,674	14,967	1,750
計	32,476	76,461	30,778	3,217

## (5) 入院状態滞在時間分布

期間	遷移先			
	非受診	1日通院	通院	死亡
1週	147	265	1,520	102
2	211	323	2,422	101
3	141	248	2,179	120
4	112	157	1,898	78
6	126	198	2,799	124
8	65	128	1,687	124
10	41	89	1,207	226
12	31	57	860	170
14	29	55	598	180
16	19	20	479	112
18	21	25	398	126
20	14	24	295	85
22	13	18	196	91
24	11	12	195	48
26	10	8	149	62
28	3	16	132	59
30	7	7	94	50
32	5	7	71	40
34	2	3	68	39
36	4	9	72	36
38	2	1	55	33
40	3	2	43	34
42	1	5	45	29
44	2	2	43	26
46	2	2	32	23
48	2	2	33	15
50	3	2	32	24
52	3	2	20	20
52over	72	55	661	957
計	1,102	1,742	18,283	3,134

(6) 入院状態滞在時間分布、年齢別  
(遷移先:通院)

期間	65-69	70-74	75-79	80-84	85-89	90 over	計
1週	27	435	560	341	125	32	1,520
2	59	661	880	571	194	57	2,422
3	34	573	783	520	207	62	2,179
4	40	533	679	430	176	40	1,898
6	68	748	1,036	676	205	66	2,799
8	33	458	632	395	131	38	1,687
10	30	338	439	291	90	19	1,207
12	13	215	328	222	62	20	860
14	24	144	231	148	39	12	598
16	13	131	180	107	38	10	479
18	12	107	148	91	35	5	398
20	6	75	101	80	27	6	295
22	4	47	76	46	20	3	196
24	6	43	76	56	11	3	195
26	8	31	57	40	11	2	149
28	6	35	46	35	6	4	132
30	3	21	32	24	11	3	94
32	1	19	29	15	7	0	71
34	5	14	22	24	3	0	68
36	3	19	19	25	5	1	72
38	1	17	19	13	4	1	55
40	2	12	15	11	3	0	43
42	4	6	14	8	12	1	45
44	0	14	16	11	2	0	43
46	0	6	13	11	2	0	32
48	0	11	12	5	5	0	33
50	1	5	16	8	2	0	32
52	0	8	6	3	2	1	20
52over	39	136	201	175	90	21	661
計	442	4,862	6,666	4,382	1,525	407	18,283

(7) 入院状態滞在時間分布、年齢別  
(遷移先:死亡)

期間	65-69	70-74	75-79	80-84	85-89	90 over	計
1週	2	13	21	32	23	11	102
2	2	12	23	30	23	11	101
3	0	17	34	36	20	13	120
4	1	13	23	16	15	10	78
6	2	20	30	34	30	8	124
8	0	21	27	48	21	7	124
10	1	50	57	63	42	13	226
12	4	30	39	55	33	9	170
14	2	31	53	50	28	16	180
16	0	14	40	30	16	12	112
18	2	26	36	34	22	6	126
20	2	20	28	24	9	2	85
22	3	15	35	27	6	5	91
24	1	12	19	11	4	1	48
26	2	10	23	19	5	3	62
28	0	7	15	22	11	4	59
30	0	7	22	17	4	0	50
32	0	7	10	13	6	4	40
34	0	5	13	15	3	3	39
36	0	4	9	10	13	0	36
38	0	7	11	10	4	1	33
40	1	5	8	11	7	2	34
42	0	3	10	11	4	1	29
44	1	8	8	5	2	2	26
46	0	6	7	5	4	1	23
48	1	1	3	5	4	1	15
50	1	4	8	6	3	2	24
52	0	2	4	4	7	3	20
52over	54	170	257	271	145	60	957
計	82	540	873	914	514	211	3134

(8) 通院状態滞在時間分布、年齢別  
(遷移先:入院)

期間	65-69	70-74	75-79	80-84	85-89	90over	計
1月	62	786	1,134	803	333	121	3,239
2	62	808	1,053	733	278	69	3,003
3	39	492	676	436	146	47	1,836
4	28	360	511	341	94	29	1,363
5	29	334	391	257	90	29	1,130
6	22	260	362	208	88	23	963
7	27	216	314	204	77	18	856
8	24	236	256	203	74	16	809
9	16	188	244	201	60	7	716
10	15	170	223	160	45	10	623
11	7	189	238	129	48	12	623
12	17	173	238	155	55	12	650
12over	341	4,155	5,394	3,460	1,227	391	14,967
計	689	8,367	11,034	7,290	2,615	784	30,778

(9) 通院滞在時間分布、年齢別  
(遷移先:死亡)

期間	65-69	70-74	75-79	80-84	85-89	90over	計
1月	0	0	0	0	0	0	0
2	2	20	49	110	85	74	340
3	2	19	46	65	59	53	244
4	1	18	28	46	48	26	167
5	2	17	30	44	37	13	143
6	1	10	22	37	24	24	118
7	2	10	22	23	21	9	87
8	0	10	17	33	26	16	102
9	1	7	23	28	18	5	82
10	2	11	14	21	13	6	67
11	1	6	6	26	15	8	62
12	0	4	9	10	16	16	55
12 over	36	366	497	438	271	142	1,750
計	50	498	763	881	633	392	3,217



表3. 医療費分布

(1) 1日通院費用

(円)

期間	遷移先				
	非受診	1日通院	通院	入院	死亡
1月	7,537	9,709	10,633	11,310	10,714
2	16,725	20,458	21,769	28,833	24,440
3	26,920	32,260	33,358	56,232	58,366
4	37,382	45,294	47,374	65,414	61,022
5	48,307	59,226	61,565	92,083	106,631
6	57,713	72,790	76,367	117,420	106,263
7	74,448	84,448	86,819	125,734	49,910
8	87,086	106,517	109,248	173,790	268,790
9	98,749	111,511	114,074	150,774	165,595
10	129,037	133,647	132,702	191,498	213,525
11	128,219	145,716	139,079	247,690	1,026,450
12	128,912	137,689	140,049	154,510	181,708

(2) 通院費用

(円)

期間	遷移先				
	非受診	1日通院	通院	入院	死亡
1月	17,368	20,847	22,988	31,700	0
2	38,717	42,933	50,986	63,492	71,471
3	60,813	65,509	83,947	107,157	129,818
4	85,770	90,024	118,924	153,051	171,660
5	108,356	116,073	157,476	202,016	241,931
6	134,465	143,430	189,341	238,604	258,719
7	166,499	165,311	221,460	273,442	328,748
8	190,679	194,853	256,518	309,398	401,217
9	224,413	219,954	293,415	363,637	371,097
10	243,904	240,640	329,645	402,911	504,474
11	289,593	274,168	362,585	440,411	454,385
12	318,638	285,799	383,284	458,005	521,610

## (3) 入院費用

(円)

期間	遷移先				
	非受診	1日通院	通院	入院	死亡
1週	82,398	96,490	98,181	119,593	198,166
2	199,853	213,740	205,089	232,833	327,600
3	280,782	341,124	324,215	362,150	516,719
4	349,580	414,110	377,358	427,924	677,281
6	518,381	612,927	579,602	700,241	1,021,745
8	859,690	831,597	815,927	1,031,198	1,534,530
10	898,923	943,182	1,015,942	1,187,478	1,536,791
12	1,084,505	1,241,166	1,232,583	1,543,631	2,085,418
14	1,413,793	1,733,092	1,429,090	1,702,152	2,177,388
16	1,593,113	1,437,988	1,604,238	1,903,817	2,328,470
18	1,437,840	2,059,328	1,802,768	2,132,495	2,604,393
20	2,042,135	2,175,688	1,977,664	2,288,670	2,703,956
22	1,989,322	1,884,504	2,078,140	2,499,130	3,015,755
24	2,481,000	2,344,229	2,116,374	2,964,372	3,866,734
26	2,882,306	2,811,293	2,419,339	3,007,124	3,600,322
28	6,039,970	2,675,001	2,567,209	3,370,965	3,957,547
30	2,503,080	2,376,856	2,747,176	3,462,496	4,172,955
32	2,469,276	3,153,894	2,892,571	3,528,870	4,132,465
34	2,782,700	3,635,673	2,924,699	3,678,627	4,397,948
36	3,108,640	3,046,967	3,064,754	3,581,723	4,054,041
38	2,988,300	2,991,550	3,354,595	4,118,878	4,844,374
40	3,584,383	3,049,785	2,989,309	4,034,122	4,913,456
42	4,619,520	2,866,602	3,629,584	4,389,476	4,944,048
44	4,477,635	4,001,180	3,819,653	4,782,180	5,393,434
46	3,766,790	6,293,345	3,556,171	4,877,162	5,960,338
48	4,241,140	3,274,155	4,115,893	4,998,290	5,691,594
50	4,006,353	4,132,735	4,574,056	5,781,291	6,720,518
52	4,630,167	5,385,475	3,840,675	5,137,114	6,293,002

表 4. 医療費シミュレーション結果

(1) 発生件数、初期状態別

1. 非受診

遷移先 \ 遷移元	非受診	1日通院	通院	入院	死亡	計
非受診	2994	4676	6321	205	83	14279
1日通院	2380	450	5642	135	30	8637
通院	2160	4388	4360	1103	118	12129
入院	52	80	843	252	80	1307
死亡	0	0	0	0	0	0
計	7586	9594	17166	1695	311	36352

2. 1日通院

遷移先 \ 遷移元	非受診	1日通院	通院	入院	死亡	計
非受診	1942	2256	2997	91	33	7319
1日通院	4759	561	11725	310	50	17405
通院	2809	5544	5314	1483	135	15285
入院	60	114	1137	323	124	1758
死亡	0	0	0	0	0	0
計	9570	8475	21173	2207	342	41767

3. 通院

遷移先 \ 遷移元	非受診	1日通院	通院	入院	死亡	計
非受診	1503	1699	2217	58	40	5517
1日通院	2249	475	5568	134	18	8444
通院	3472	7077	5829	2046	192	18616
入院	81	145	1374	315	164	2079
死亡	0	0	0	0	0	0
計	7305	9396	14988	2553	414	34656

#### 4. 入院

遷移先 遷移元	非受診	1日通院	通院	入院	死亡	計
非受診	1330	1415	1844	64	13	4666
1日通院	1916	385	4641	116	19	7077
通院	2538	5303	4806	1519	132	14298
入院	463	782	8281	1024	1014	11564
死亡	0	0	0	0	0	0
計	6247	7885	19572	2723	1178	37605

#### (2) 期間（月数）、初期状態別

##### 1. 非受診

遷移先 遷移元	非受診	1日通院	通院	入院	死亡	計
非受診	27322	11320	16061	842	333	55878
1日通院	3714	1604	8575	212	48	14153
通院	4182	10052	27672	3874	502	46282
入院	43	86	831	974	211	2145
死亡	0	0	0	0	0	0
計	35261	23062	53139	5902	1094	118458

##### 2. 1日通院

遷移先 遷移元	非受診	1日通院	通院	入院	死亡	計
非受診	12913	4803	6420	264	110	24510
1日通院	7807	2563	19228	500	85	30183
通院	5511	13029	36322	5119	562	60543
入院	61	73	1306	1344	298	3082
死亡	0	0	0	0	0	0
計	26292	20468	63276	7227	1055	118318

### 3. 通院

遷移先 \ 遷移元	非受診	1日通院	通院	入院	死亡	計
非受診	9097	3576	4696	209	95	17673
1日通院	3484	1700	8720	209	22	14135
通院	7323	18649	47473	8122	958	82525
入院	84	118	1532	1354	364	3452
死亡	0	0	0	0	0	0
計	19988	24043	62421	9894	1439	117785

### 4. 入院

遷移先 \ 遷移元	非受診	1日通院	通院	入院	死亡	計
非受診	7523	3034	3888	180	40	14665
1日通院	2945	1273	7070	186	28	11502
通院	5074	13084	34547	5747	592	59044
入院	480	767	11148	9204	3277	24876
死亡	0	0	0	0	0	0
計	16022	18158	56653	15317	3937	110087

## (3) 医療費

### 1. 非受診

遷移元	遷移先					
	非受診	1日通院	通院	入院	死亡	計
非受診	0	0	0	0	0	0
1日通院	31,030,876	18,924,504	95,143,432	3,064,761	624,737	148,788,310
通院	84,260,230	224,845,089	880,536,726	145,001,139	22,231,279	1,356,874,463
入院	25,979,962	51,486,988	524,319,028	497,902,530	157,226,200	1,256,914,708
死亡	0	0	0	0	0	0
計	141,271,068	295,256,581	1,499,999,186	645,968,430	180,082,216	2,762,577,482

## 2. 1日通院

遷移元	遷移先					
	非受診	1日通院	通院	入院	死亡	計
非受診	0	0	0	0	0	0
1日通院	66,352,524	29,758,823	215,537,272	7,167,855	2,000,365	320,816,839
通院	111,093,839	292,185,568	1,162,598,485	191,609,992	24,528,816	1,782,016,700
入院	34,869,760	56,448,463	775,754,074	678,486,569	233,084,587	1,778,643,453
死亡	0	0	0	0	0	0
計	212,316,123	378,392,854	2,153,889,832	877,264,416	259,613,768	3,881,476,992

## 3. 通院

遷移元	遷移先					
	非受診	1日通院	通院	入院	死亡	計
非受診	0	0	0	0	0	0
1日通院	29,082,415	20,227,654	97,125,636	2,974,082	267,956	149,677,743
通院	150,976,056	422,074,122	1,504,286,374	306,699,377	42,918,385	2,426,954,314
入院	44,431,302	81,188,224	918,182,176	675,796,713	289,727,824	2,009,326,239
死亡	0	0	0	0	0	0
計	224,489,773	523,490,000	2,519,594,185	985,470,172	332,914,165	4,585,958,296

## 4. 入院

遷移元	遷移先					
	非受診	1日通院	通院	入院	死亡	計
非受診	0	0	0	0	0	0
1日通院	24,649,410	14,804,252	78,468,751	2,734,987	356,430	121,013,830
通院	103,072,065	294,604,895	1,101,423,831	216,777,877	26,588,661	1,742,467,329
入院	276,281,816	492,253,965	6,286,242,463	4,812,157,559	2,334,196,310	14,201,132,112
死亡	0	0	0	0	0	0
計	404,003,291	801,663,112	7,466,135,044	5,031,670,423	2,361,141,401	16,064,613,271

## 2. 老人医療年齢階級別分析事業 A調査の概要

## I 調査の概要

1. 調査の目的  
この調査は、個々の老人医療受給者（無受診者も含む）の受診動向等を調査し、医療費の地域差の要因を把握することにより医療費適正化方策を検討する際の基礎資料を得ることを目的とする。
2. 調査の種類  
調査の種類は次のとおりとする。  
(A) 年間受診動向調査（以下「A調査」という。）  
(B) 傷病別等受診動向調査（以下「B調査」という。）
3. 調査の対象  
調査の対象は以下のとおりとする。  
(A) 年間受診動向調査（A調査）  
平成4年3月に老人医療受給者であった者。  
(B) 傷病別等受診動向調査（B調査）  
平成4年5月に老人医療受給者であった者。
4. 調査の客体  
調査の客体は以下のとおりとする。  
(A) 年間受診動向調査  
年間受診動向調査の対象となる都道府県の老人医療受給者のうち、調査開始時（平成4年3月）に老人医療受給者であり、かつ、次の①から③のいずれかの条件を満たす者。  
① 国民健康保険団体連合会（以下「国保連」という）の共同電算処理により老人保健の資格マスターを管理している者。  
② 国保連の共同電算処理により国保としての資格マスターを管理しており、かつ、資格マスターから老人保健の受給者であることが判定でき、かつ、診療報酬明細書（以下「レセプト」という）と被保険者の対応がつけられる者。  
③ 調査の対象となる市の老人医療受給者のうち市独自の電算処理により老人保健の資格マスターを管理している者。  
(B) 傷病別等受診動向調査（B調査）  
調査の対象となる都道府県または市の老人医療受給者のうち、レセプトについて傷病コード、診療開始日と医療機関コードのデータを有し、かつ、(A)の①から③のいずれかの条件を満たす者。
5. 調査の内容  
国保連の共同電算処理により管理する調査客体の医科分のレセプトデータまたは調査の対象となる市で管理する調査客体の医科分のレセプトデータ（平成4年3月～平成5年2月診療分または、平成4年4月～平成5年3月審査分。以下「Aデータ」という。）、傷病別等受診動向調査（B調査）にあっては平成4年5月診療分（または、平成4年6月審査分）の医科分のレセプトデータ（以下「Bデータ」という。）を用いる。  
なお、Aデータ、Bデータともに過誤修正後のものであることが望ましいが、集計時点で修正されていないものがあったとしても差し支えない。
6. 調査の方法  
調査を実施する都道府県及び市は編集結果をマグネット・テープ（以下「MT」という。）で作成する。
7. MTの提出期限及び提出先  
都道府県及び市はMTを平成5年11月末までに国立公衆衛生院行政学部に提出する。  
なお、別紙1の「調査状況調べ（1993年）」に誤りがある場合はシステムを始める前に国立公衆衛生院行政学部に報告する。



