

長寿医療研究委託事業
総括研究報告書

高齢者の医療費の地域格差に関する研究

研究代表者 荒井由美子 国立長寿医療センター研究所
長寿政策・在宅医療研究部長

研究要旨 本研究事業の目的は、高齢者の医療費の地域格差を、包括的に分析することである。平成18年度より貸与が可能となった、診療報酬明細書（レセプト）を用いて、高齢者の医療費の地域格差の研究、および高齢者の医療費の地域格差に資すると期待される研究として、1. 老人保健制度、2. 公費負担医療、3. 終末期医療費の地域格差、4. 医薬品品目の使用格差、5. 老人保健制度、6. 医療費シミュレーション、7. 内生変数（2値）をもつ医療受診日数分析の開発、8. 健康診断と高齢者医療費の地域格差の分析、9. 介護保険の地域格差の研究を行った。

主要な結論は以下のとおりである。1の老人保健制度について、老人保健に適用されることで、外来受診回数が13.6%増加することが認められた。さらに70歳を迎えても自己負担率が3割と変化しない、上位所得者を分析対象から除くと、自己負担率が3割から1割に変化することで、外来受診回数は16.1%増加することが認められた。2の公費負担医療について、本研究事業の分析より以下の点が明らかとなった。人工透析患者全体では、住民税非課税世帯、住民税課税世帯、上位所得世帯と所得階層が上がるほど、人工透析以外での外来受診の確率は高く、受診回数も多かった。65歳未満で上位所得世帯に属する人工透析患者について、人工透析以外での外来受診確率および受診回数は大きく、65歳未満の他の患者よりも50.5%ポイント高く、受診回数も1.572回多いことが確認された。3の終末期医療費の地域格差について、加齢に伴い、医療費は安定的で格差が小さかった。 Kaplan-Meier法による推定では、同時に介護保険利用者、すなわち要介護認定を受ける患者ほど生存率が下がる傾向があることがわかった。患者の世帯所得や年齢による影響を推定したところ、年齢が1歳増すにつれて医療費は1.32%減少し、介護保険を利用している場合には医療費として3.2%減少することがわかった。4の医薬品使用については、新薬発売時では各国に価格のばらつきがあり、必ずしも日本が大きいとはいえないが、その後の価格動向については、日本の価格ばらつきは縮小し、市場動向を十分に考慮しているとはい

えない結果となった。このことは、高齢者医療費に占める医薬品の費用に一定の影響があることを示唆するものである。5の老人保健制度について、受診の有無は、処理群であっても70歳の誕生日前後で有意な増加は認められなかったが、受診後の医療費については、16%有意に増加することが認められた。サンプルから上位所得者を除いた場合には、受診後の医療費が17%有意に増加することが確認された。6の医療費シミュレーションについて、25-64歳の累積医療費の平均値は、男性のパラメトリックモデルで6,389,319円、セミ・ノンパラメトリックモデルで7,429,179円、女性のパラメトリックモデルで5,957,127円、セミ・ノンパラメトリックモデルで6,959,706円となった。そして、高齢者(65-85歳)については、累積医療費の平均値は、男性のパラメトリックモデルで9,250,497円、セミ・ノンパラメトリックモデルで10,500,000円、女性のパラメトリックモデルで8,886,489円、セミ・ノンパラメトリックモデルで9,624,139円となった。7の内生変数(2値)をもつ医療受診日数分析の開発について、セミ・ノンパラメトリックモデルは、尤度比検定の観点から他のモデルを凌駕した。セミ・ノンパラメトリックモデルの2値内生変数の絶対値は、パラメトリックモデルよりも小さかったことが確認された。8の健康診断と高齢者医療費の地域格差の分析について、健康保険組合では、情報提供群の人数が最も多く、医療費割合も高いことがわかった。1人あたり医療費は、リスクの多い積極的支援群の医療費が一番高額であり、以下リスク数の順に医療費は減少した。一方、国民健康保険組合ではリスク数と医療費に関連性はみられなかった。重回帰分析の結果、医療費には年齢と保険者ダミー、生活習慣病リスクではBMI、血圧、血糖ダミーが有意であった。リスク数と医療費には関連がなく、年齢が高い加入者を持つ保険者は既に何らかの疾病を発症している群が多いのではないかと推察された。よって、健康保険組合においては、これ以上リスクを増やさないための一次あるいは二次予防が必要であり、国民健康保険においては既に発症している群がこれ以上重傷化しないための三次予防が効果的であることが示唆される結果となった。9の介護保険の地域格差について、制度発足以降、認定率は上昇の一途をたどってきたが、2006年4月の制度改正を転機として、わずかに下落に転じていた。認定率の変動に対しては、要介護1の認定率が一貫して大きく寄与しているが、要支援の寄与度は2006年度以降大きく低下していた。これらの認定率を被説明変数とする回帰分析を行い、保険財政の視点から認定率の地域差要因について検討したところ、保険者間の財政調整に由来する財政規律の低下が、認定率の上昇へつながり、介護給付費の拡大へとつながっていることを示唆する結果が得られた。

研究分担者

今野	広紀	国際医療福祉大学医療福祉学部専任講師
増原	宏明	国立長寿医療センター研究所 長寿政策・在宅医療研究部 長寿医療経済研究室 室員
満武	巨裕	財団法人 医療経済研究・社会保険福祉協会 医療経済研究機構 研究部 副部長／主席研究員
菊池	潤	国立社会保障・人口問題研究所 企画部第3室研究員

A. 研究目的

本研究事業の目的は、高齢者の医療費の地域格差を、公衆衛生学的知見から、包括的に分析することである。これを実行するためには、医療費を日記的に遡及可能なデータベースを構築する必要がある。そこで、当研究では、正確に医療費を遡及できる診療報酬明細書（レセプト）に着目して、データベースを構築した。そして、研究最終年度は高齢者の医療費の地域格差の研究、高齢者の医療費の地域格差に資すると期待される研究として、1. 老人保健制度、2. 公費負担医療を分析した。

まず1の老人保健制度について、わが国では、3歳から70歳未満の自己負担率は3割で固定されているが、70歳の誕生日を迎えると、2008年3月までは老人保健制度に適用され、高所得者以外は原則1割となった。本研究では、自己負担率が3割から1割に変更する70歳の高齢者に着目し、誕生日前後で受診行動がどのようなに変化するかを、需要の代理変数の1つである受診日数に着目して検証した。

第2の公費負担医療について、医療費適正化の観点から、2006年10月よ

り、慢性腎不全で人工透析を受けている患者のうち、70歳未満で所得の多い者の自己負担限度額は1万円から2万円に引き上げられた。人工透析を受けている患者は人工透析だけではなく、当然ながら人工透析以外の医療サービスも受診し、これについては患者の意思で、医療機関への受診が決定されている余地が大きいと考えられる。そこで本研究では、人工透析の自己負担限度額が所得に関係なく1万円だった時期の人工透析患者を対象として、所得による差異が発生しているかを分析した。

B. 研究方法

1. 老人保健制度

A県にあるB市の国民健康保険被保険者の診療報酬明細書（レセプト）と、被保険者・老人保健適用者の加入状況をまとめたマスタデータを用いた（表1参照）。B市は人口が10万人弱、被保険者は5万人以下の規模である。

本研究では、2004年4月から2007年3月までの間に、70歳の誕生日を迎える高齢者を抽出し、これを処理群とした。また対象群は、誕生日前後で自己負担率は変化しないが、同時発生集

団の健康水準の平均値が同程度と考えられる、68歳から69歳になる高齢者(対照群A)と、70歳から71歳になる高齢者(対照群B)に設定した。さらに、誕生日を挟む6ヶ月のデータは、自己負担率の影響があるため分析から除去し、その前後6ヶ月を分析対象とした。

また当然のことながら、ある月に一度も医療機関に行かないとレセプトは発生しないので、そのような個人に対しては受診日数0を割り振った。

2. 公費負担医療

1で述べた、レセプトデータより、慢性腎不全で人工透析を受けている患者のレセプトを特定化した。また、人工透析以外の月単位での外来受診部分のレセプトについても特定した。マスタデータを利用して、上記の手順で得られた人工透析以外で医療機関へ受診した患者のレセプトと、その患者の世帯所得とを一致させた。

人口透析外の受診の有無を決定する段階においては、患者の意思が大きく影響しているといえるが、その後の受診回数については、患者自身の意思以外の要因も強く働いているといえる。したがって、受診の有無の意思決定と何日受診するかという意思決定は独立した行動として捉える必要がある。そこで本研究では、hurdle negative binomial (HNB) モデルを推定モデルとして採用した。HNB モデルとは、観測されるデータにおいて0の頻度が Negative Binominal (NB) モデ

ルと比較して非常に高い点に注目したモデルであり、0の頻度が高くなるのは、0-1の部分と1以上の部分では異なったデータ発生過程に対応しているためと考える。そのため、上記の独立した意思決定の問題に対応できる分析手法である。

C. 研究結果

1. 老人保健制度

サンプル数は、処理群は978人、対象群Aは520人、対象群Bは638人であった。次に、平均外来受診回数は、12.55日、6.07日、14.39日であり、年齢が高くなるほど、外来受診日数が増加していることが認められた。

図1は、前後6ヶ月の外来受診日数の変化を年齢ごとに示したものである。図より、69歳から70歳の処理群では、誕生日前後で外来受診回数の増加が認められた。

性別や所得などで補正した効果を分析すべく、外来受診回数を被説明変数として、カウントデータのパネルデータ分析で推定を試みた。推定結果は以下のとおりである。69歳から70歳になり、自己負担率が3割から1割に変化することで、外来受診回数が13.6%増加することが認められた。さらに70歳を迎えても自己負担率が3割と変化しない、上位所得者を分析対象から除くと、自己負担率が3割から1割に変化することで、外来受診回数は16.1%増加することが認められた。

2. 公費負担医療

表2はHNB1、HNB2による推定結果である。本研究事業の推定において、所得については「住民税非課税世帯」、自己負担率は「1割」、性別は「女性」、年齢は「60歳未満」を基準としている。

1段階目の意思決定を示す hurdle 部分について、全患者を対象としたモデルでは、住民税課税世帯ダミー、上位所得世帯ダミーともに正で有意であった。したがって、住民税非課税世帯に属する人工透析患者よりも、住民税課税世帯や上位所得世帯に属する人工透析患者のほうが、人工透析以外で医療機関へ受診する確率が高い。

次に、2段階目の意思決定を示すNB部分について、モデルIでは、住民税課税世帯ダミー、上位所得世帯ダミーで正かつ有意であった。したがって、住民税非課税世帯に属する人工透析患者よりも、住民税課税世帯や上位所得世帯に属する人工透析患者のほうが、人工透析以外で医療機関へ受診する日数が多いことが示された。

モデルII、IIIのNB部分については、モデルIIでは、住民税課税世帯ダミーが負で、住民税課税世帯に属する人工透析患者のほうが、住民税非課税世帯に属する人工透析患者よりも受診回数が少ないが、その効果は限定で気であった。上位所得世帯ダミーについては、正かつ有意であった。

一方、モデルIIIについては、住民税課税世帯では正かつ統計的に有意な数値が得られているのに対して、上位所得世帯ダミーについては負になっ

たが、その効果は限定的であった。

モデルI、II、IIIにおける所得の違いが受診回数に与える影響を比較するため、各モデルの住民税課税世帯ダミー、上位所得世帯ダミーの限界効果を計算した。各モデルの計算結果は表3に示している。

モデルIの限界効果については、住民税非課税世帯に属する人工透析患者と比較して、住民税課税世帯に属する人工透析患者、上位所得世帯に属する人工透析患者が外来受診する確率は、それぞれ18.5%ポイント、19.8%ポイント高く、受診回数も0.486回、1.564回多くなった。

モデルIIIについては、住民税課税世帯ダミーの受診確率は25.6%ポイント高く、受診回数は0.564回多かった。上位所得世帯ダミーについては、受診確率は1.8%ポイント高いが、受診回数については0.33回の減少であった。

D. 考察

1. 老人保健制度

本研究事業では、70歳の誕生日を迎え、自己負担率が3割から1割に低下する効果を、パネル負の2項モデルを用い、また、マクロショックと老人保健適用の効果を峻別するために、処理群かつ適用後という老人保健固有の効果も推定することが可能な、difference-in-difference法を用いて、推定を行った。その結果、老人保健に適用されることで、外来受診回数が13.6%増加することが認められた。さらに70歳を迎えても自己負担率が

3割と変化しない、上位所得者を分析対象から除くと、自己負担率が3割から1割に変化することで、外来受診回数は16.1%増加することが認められた。

2. 公費負担医療

本研究事業では、人工透析患者における所得と人工透析以外での外来受診の関係について、レセプトデータを用いて分析を行った。本稿の分析より以下の点が明らかとなった。人工透析患者全体では、住民税非課税世帯に属する人工透析患者と比較して、住民税課税世帯に属する人工透析患者、上位所得世帯に属する人工透析患者の外来受診の確率は、それぞれ18.5%ポイント、19.8%ポイント高く、受診回数も0.486回、1.564回多かった。65歳未満で上位所得世帯に属する人工透析患者が、人工透析以外での外来受診確率および受診回数は大きく、65歳未満の他の患者よりも50.5%ポイント高く、受診回数も1.572回多かった。

自己負担率が同じ人工透析患者を対象としてグループ化を行った、モデルⅡ、Ⅲの一部においては、上記を支持する結果は得られておらず、上記の関係が全ての年齢階層において当てはまるとはいえないが、人工透析患者においては、所得の高い人工透析患者ほど、人工透析以外で外来受診する確率は大きくなり、受診後の受診回数も多くなる傾向にあると、おおむね観察された。

謝辞

本研究を実施するあたり、国民健康保険の保険者および審査支払い機関にご協力いただきました。関係各位に深謝申し上げます。

研究協力者

花岡 智恵 (国立長寿医療センター研究所 長寿政策・在宅医療研究部)

研究分担者 今野 広紀担当分の研究についての目的、結果、考察を以下に記す。

A. 研究目的

高齢者の医療費の地域格差を解析するには、何よりも医療費を正確に遡及できるデータベースを構築する必要がある。本研究では、医療費を正確に遡及できる診療報酬明細書(レセプト)に着目して、データベースを構築することとした。各地域に拠点を有する企業保険者と一部の国民健康保険連合会の協力を仰ぎ、社会保険、および国民健康保険に加入する個人の診療報酬明細書を、了承を得て、借り受けることとした。その上で、高齢者の医療費の地域格差に関する研究を、供給面から行った。そのさいに、レセプトを個人単位に集計し、そして長期的な視点を新たな視点として解析に加え、3. 終末期医療費の地域格差を検証した。

これらの解析を進める中でその周辺に関連するテーマを予備的分析として、4. 医薬品品目の使用格差を1点加えることとした。高齢者医療費の地域格差の背景には、国民医療費の約25%を占める薬剤費の存在があるとされている。品目レベルにまで薬剤費の使用実態が明らかにできることが望ましいが、本分析では、薬剤費、すなわち薬価そのものの設定のあり方を問う段階から検討を開始し、最終的な医薬品品目レベルでの使用格差を明らかにすることとした。

B. 研究方法

3. 終末期医療費の地域格差

本年は研究3年目であり、直接的な高齢者医療費の分析については、研究目的にある高齢者医療費の地域格差を供給者側から第一次接近的に解析した。また、介護保険を受給しているかについてのみ、情報をマッチングできたデータについては、その利用の有無による生存率分析を追加的に試行した。

4. 医薬品品目の使用格差

医薬品使用に関する分析では、IMSより取り寄せたLife CycleデータよりTrade name、Launch date、Ingredient、Composition（包装単位）、Price（包装単位当たり価格）の項目について、日本は保険薬辞典、フランスはViDAL（公定価格）、ドイツはRote Liste（償還価格）、イギリスはMIMS（医薬品価格規制制度における償還価

格）、米国はRed Book（平均卸価格）を用いて比較検討を行った。

C. 研究結果

3. 終末期医療費の地域格差

高齢者医療費の地域格差を検証するための予備的分析として、高齢者個人のデータを診療エピソードごとに層化分類したところ、従来の単月、あるいは年次で一括してみる医療費の発生傾向よりも、頻回受診者の受診傾向が統計的に顕著となった。低医療費の集団と高医療費の集団を診療エピソードごとにみたところ、高医療費の集団に含まれる多くの患者は、1時点では低医療費でありながら頻回に受診を行うことによって高医療費を発生させており、それは特に、眼性疾患、筋・骨格系疾患の患者に顕著であった。

高医療費を発生させている年齢階層としては、特に、60-70歳階層であり、1人あたり医療費としては、加齢に伴い、医療費がむしろ減少傾向であることがわかった。

また、死亡患者の死亡前医療費を第一次的に観察したところ、少なくとも医療保険上で請求される当該患者の医療費は安定的でその格差が小さく、カプラン・マイヤー法による推定では、死亡患者のうち、介護保険利用者であるほど生存率が低下していることがわかった。

患者の世帯所得や年齢による医療費への影響を推定した結果では、年齢が1歳増すにつれて医療費は1.32%減少し、介護保険を利用している場合

には医療費としては3.2%減少することがわかった。また、日数については入院日数が1日長期化するにつれて6.6%増加するが、介護保険を利用している場合には、1.4%の増加に留まることがわかった。これらの成果をベースに、今後はより詳細な分析を行う必要性が示唆された。

4. 医薬品品目の使用格差

医薬品使用に関する分析では、降圧剤群：アンジオテンシン変換酵素阻害薬(C9A)、カルシウムチャネル阻害薬(C8A)、アンジオテンシンII受容体拮抗薬(C9C)、バスタチン系高脂血症治療薬(C10A)、プロトンポンプ阻害薬(A2B)、選択的セロトニン再取り込み阻害薬・セロトニン・ノルアドレナリン再取り込み阻害薬(N6A)について、①同一薬効内での価格差の国別比較：発売時、②後発品発売による先発品の価格変化の国別比較を行ったところ、新薬発売時でみると、価格のばらつきは各国にあり、必ずしも日本が大きいとはいえないが、その後の価格動向については、市場動向を反映する欧米と、事後的に外国価格調整と医療保険財政の予算規模に準じて決定される薬価とは異なる傾向が顕著であった。検討した製品では、日本の後発品発売後の薬価は約2%下がるに留まったが、製品数を増やし、より長期で検討する必要があることがわかった。ただし、直近(2005年)においては、先発品の販売が中止されているものが多く、一部は比較が困難であった。

後発品の種類も多いことから、発売後の価格比較の枠組みを今後も検討する必要があることがわかった。

D. 考察

3. 終末期医療費の地域格差

直接的な高齢者医療費の分析については、頻回受診者の受診傾向が統計的に顕著となったことは、頻回に受診する者とほとんど受診しない者との「医療サービス利用の格差」が生じていることが明らかとなった。高医療費の集団に含まれる多くの患者は、1時点では低医療費でありながら、頻回に受診を行うことによって高医療費を発生させていることから裏付けられた。

高医療費を発生させている年齢階層としては、特に、60-70歳階層であり、1人あたり医療費としては、加齢に伴い、むしろ減少傾向であることから、75歳以上の後期高齢者と称される階層の患者は、1人あたりとしては、必ずしも「高医療費発生群」であるとはいえず、社会的な制度負担のあり方には十分留意する必要があるといえる。

死亡患者の死亡前医療費の第一次的観察では、当該患者の医療費は地域差が小さく、高齢であるほど実際に受ける医療処置は(少なくとも費用面で)限定的であることが明らかとなった。また、終末期を迎えた患者は、加齢に伴い、医療費は減少する一方で、日数は長期化するにつれて増加することがわかった。

死亡患者のうち、介護保険利用者であるほど生存率が低下している結果については、医療保険、介護保険の双方を利用する患者は、予後不良の疾患であることが推測される。もし、同一年齢階層において、介護保険のみの利用者の生存率の方が相対的に高いことが統計的に明らかにできれば、この推測は確かな裏付けを持って証明できることになったであろう。

4. 医薬品品目の使用格差

医薬品使用に関する分析では、1日標準用量としてWHO ATC/DDDを使うことの妥当性評価、具体的には、各国の標準的使用量の調査や診療ガイドライン、公衆衛生サーベイ（社会医療診療行為別調査など）が必要であるといえる。価格ばらつきの要因・理由については、価格設定プロセスとの関係、海外価格の反映方法、参照価格の影響を検討する必要があるものと考えられる。後発品を含めた価格のばらつきとその要因についてもより詳細な検討が必要であるといえる。

謝辞

本研究の実施にあたり、データ提供にご協力頂きました保険者関係各位に深謝申し上げます。

研究分担者 増原 宏明担当分の研究についての目的、結果、考察を以下に記す。

A. 研究目的

本研究事業の目的は、高齢者の医療費の地域格差を、需要面から包括的に分析することである。これを実行するためには、医療費を日記的に遡及可能なデータベースを構築する必要がある。そこで、当研究では、正確に医療費を遡及できる診療報酬明細書（レセプト）に着目して、データベースを構築した。そして、次年度は高齢者の医療費の地域格差についての予備的解析を、研究最終年度は高齢者の医療費の地域格差の研究、高齢者の医療費の地域格差に資すると期待される研究として、以下の3つの分析を行った。5. 老人保健制度、6. 医療費シミュレーション、7. 内生変数（2値）をもつ医療受診日数分析の開発である。

まず5の老人保健制度について、2008年3月まで70歳の誕生日を迎えると、老人保健制度に適用され、高所得者以外は原則1割となった。この老人保健制度について、わが国では、定性的な評価は確立しているが、定量的な評価は先行研究によって異なるという実態がある。そこで本研究では、自己負担率が3割から1割に変更する70歳の高齢者に着目し、誕生日前後で受診行動がどのように変化するかを、需要の代理変数の1つである医療費に着目して検証した。

次に、6の医療費シミュレーションについて、医療保険制度の長期的な受益と負担の関係は必ずしも明らかになっていない。個々の医療費を長期的な視点でみて、それを人口規模で積み

上げる作業が欠かせないが、現在わが国には個人の誕生から死亡までの医療費を遡及した、(利用可能な範囲内の) データが存在せず、また医療費の分布に由来する推定とシミュレーション上の問題があり、その実態は必ずしも明らかでない。そこで、本研究事業では、タイプ2トービットモデルでの誤差項の形状に注意を払い、誤差項の一般化を行いながら、生涯医療費のシミュレーションを行った。具体的には、誤差項の正規分布をエルミートの多項式近似で一般化した推定モデルを用い、なおかつ推定された誤差項の従う分布からの乱数生成方法を開発し、シミュレーションを行った。

最後に、7の内生変数(2値)をもつ医療受診日数分析の開発について、高齢者の受診日数を分析するさいに、2値内生変数が含まれる場合がある。正規分布に従う誤差項と、プロビットモデルを組み合わせた完全情報最尤法で、比較的簡便に推定を行うことが出来るが、分布の特定化という問題が付きまとう。診療報酬明細書などのデータには、しばしば外れ値ともみなされるデータが存在しており、このようなデータにより、正規性の仮定を満たさないことが多い。そこで本研究事業では、2変量正規分布をもとにして、この密度関数をエルミートの多項式で拡張した汎用的な密度関数を考え、そのもとでのカウントデータモデルを構築した。そして、2変量正規分布に従う誤差項と、一般化された誤差項の間での、平均処置効果の比較を行っ

た。

B. 研究方法

5. 老人保健制度

A県にあるB市の国民健康保険被保険者の診療報酬明細書(レセプト)と、被保険者・老人保健適用者の加入状況をまとめたマスタデータを用いた。B市は人口が10万人弱、被保険者は5万人以下の規模である。

本研究では、2004年4月から2007年3月までの間に、70歳の誕生日を迎える高齢者を抽出し、これを処理群とした。また対象群は、誕生日前後で自己負担率は変化しないが、同時発生集団の健康水準の平均値が同程度と考えられうる、68歳から69歳になる高齢者(対照群A)と、70歳から71歳になる高齢者(対照群B)に設定した。

老人保健制度を評価するにあたり、データについて、留意する点が2つある。まず、被説明変数が非負の医療費であることである。負の値が定義上存在しえず、また0も含むため、対数変換を利用した線形推定も適用できない。そのためタイプ2のトービットモデルによる分析が必要となる。次に、データがパネルデータ(縦断+横断データ)の構造をとっている点である。そこで、本研究ではパネルタイプ2トービットモデルを適用した。また、マクロショックと老人保健適用の効果を識別するために、difference-in-difference法を用いて、推定を行った。

6. 医療費シミュレーション

データは、1と同様であるので詳細については省略をする。本研究事業では、2004年度、2005年度、2006年度、2007年度の4年間加入していた被保険者を抽出し、2004年度、2005年度、2006年度の医療費を個人ごとに集計した。なお、終末期医療費は特殊なものになることがしばしば指摘されている。そこで本研究事業では、2007年度の医療費は用いず、単に生存したという状況のみを確認するために用いた。

医療費の分布は、1~2年程度という短期では0から始まる右裾の長い分布を形成する。さらに、医療費0以外のサンプルに対して対数をとると、正規分布で近似されることも経験的に知られている。しかしながら、医療費0のサンプルに対数をとることができないため、医療費の分析をするにあたって、対数線形モデルを適用できない。このような分布に対しては、一般的にタイプ2トービットモデルを用いることが推奨されている。

しかしながら、タイプ2トービットモデルを適用するさい、医療費が極めて右裾の長い分布となっていると、対数正規分布の仮定を満たさないことである。これは、高医療費を発生させる疾病によってもたらされるものである。推定結果に基づきシミュレーションを行う場合に、2変量正規分布からの乱数に限定してしまうと、この高医療費を発生させる患者の頻度を低く見積もってしまい、シミュレーシ

ョンにバイアスを発生させかねない。

そこで本研究事業では、誤差項の従う分布の一般化を試みた。具体的にはパラメトリックな2変量正規分布を、エルミート(Hermite)多項式を用いて一般化した、セミ・ノンパラメトリック(セミパラメトリック)タイプ2トービットモデルを用いた。

7. 内生変数(2値)をもつ医療受診日数分析の開発

今、 $y_i, i=1, \dots, N$ を、非負整数値をとるカウント変数、 x_i と z_i を説明変数(共変量)とし、それぞれ $k_1 \times 1$ 、 $k_2 \times 1$ である。変数 y_i の周辺尤度は、以下のようになる。

$$f(y_i | d_i, \varepsilon_{1i}) = \frac{\exp(-\lambda_i)(\lambda_i)^{y_i}}{y_i!},$$

$$\lambda_i = \exp(\beta_d d_i + x_i' \beta_1 + \varepsilon_{1i})$$

ここで、 β_1 と β_d は未知のパラメーターベクトル、 ε_{1i} は観察不可能な異質性(誤差項)である。さらに、 d_i は2値内生変数を表し、 $d_i^* = z_i' \beta_2 + \varepsilon_{2i} \geq 0$ ならば $d_i = 1$ 、そうでないならば $d_i = 0$ をとる。ここで、 d_i^* は潜在変数、 ε_{2i} は観察不可能な異質性、 β_2 は未知のパラメーターベクトルである。

多くの先行研究では、 $(\varepsilon_{1i}, \varepsilon_{2i})$ は、平均値0、分散共分散行列 $(\sigma^2, \rho\sigma, 1)$ を持つ2変量の正規分布に従うと仮定される。この仮定のもとでは、結合密度関数はガウス・エルミート型の積分公式を用いれば、容易に評価することが可能である。しかし、2変量正規分布と特定化するのは、特定化の誤りをもたらす可能性がある。

そこで本研究では、2変量の誤差項が従う分布を、エルミート多項式を用いて一般化し、分布に頑健な推定方法を提案した。

C. 研究結果

5. 老人保健制度

サンプル数は、処理群は978人、対象群Aは520人、対象群Bは638人であった。図2は、誕生日前(pre)後(post)での、処理群と対照群の外来医療費の分布を示している。対照群の誕生日前後の医療費の平均値(中央値)は64,011.41円と63,587.66円(27,221円と28,501円)、処理群の誕生日前後の医療費の平均値(中央値)は、78,887.87円と92,957.84円(49,961円と59,741円)となった。医療費は定義上0を含むため、分布が右にゆがんでいることも確認された。

性別や所得で補正した医療費の増加を分析すべく、タイプ2トービットモデル(医療費は対数変換)をパネルデータ分析に拡張したモデルで推定を試みた。推定結果は以下のとおりである。受診の有無は、処理群であっても70歳の誕生日前後で有意な増加は認められなかったが、受診後の医療費については、16%有意に増加することが認められた。サンプルから上位所得者を除いた場合には、受診後の医療費が17%有意に増加することが確認された。

6. 医療費シミュレーション

Bで述べたように、セミ・ノンパラ

メトリックモデルの長所は、誤差項の従う分布を一般化できることであるが、シミュレーションをするさいには、この分布から、乱数を発生させなければならない。本研究事業ではメトロポリス・ヘスティングスアルゴリズムを用いて、セミ・ノンパラメトリック2変量正規分布からの乱数を発生させた。

表4は高齢期前(25-64歳)のパラメトリックモデル、セミ・ノンパラメトリックモデルの推定結果である。表の上側が受診後の医療費を表す推定結果で、下側が受診の有無を表す推定結果である。尤度比検定の統計量は、男性が160.715、女性が243.152であり、誤差項が正規分布に従うというパラメトリックモデルは、1%有意水準で棄却された。

図3は、高齢期前(25-64歳)の累積医療費である。男女とも実線はパラメトリックモデルを、破線はセミ・ノンパラメトリックモデルを示しており、男女共に前者は後者よりも左にあることが確認された。男性のパラメトリックモデルの医療費の平均値(中央値)は6,389,319(5,365,236)円、セミ・ノンパラメトリックモデルは7,429,179(5,574,353)円であった。女性のパラメトリックモデルは5,957,127(5,507,504)円、セミ・ノンパラメトリックモデルは6,959,706(5,882,424)円であった。

表5は高齢者(65-85歳)のパラメトリックモデル、セミ・ノンパラメトリックモデルの推定結果である。尤度

比検定の統計量は、男性が 13.527、女性が 12.563 であり、誤差項が正規分布に従うというパラメトリックモデルは、1%有意水準で棄却された。

図 4 は、高齢者 (65-85 歳) の累積医療費である。男女とも実線はパラメトリックモデルを、破線はセミ・ノンパラメトリックモデルを示しており、男女共に前者は後者よりも左にあることが確認された。男性のパラメトリックモデルの医療費の平均値 (中央値) は 9,250,497 (8,688,663) 円、セミ・ノンパラメトリックモデルは 10,500,000 (9,683,218) 円であった。女性のパラメトリックモデルは 8,886,489 (8,640,139) 円、セミ・ノンパラメトリックモデルは 9,624,139 (9,125,451) 円であった。

7. 内生変数 (2 値) をもつ医療受診日数分析の開発

本研究事業で提案した 2 値内生変数をもつ医療受診日数分析を現実のデータに応用するため、1990 年の National Health Interview Survey (NHIS) のサブサンプルを用いた。このサブサンプルは、男性、かつ高血圧を有するアルコール常習者からなる。被説明変数は、過去 2 週間のアルコール飲酒回数 (D) であり、687 人が飲酒回数を減らすべく、内科医に受診していた (ADVICE)。

表 6 には、2 値内生変数の推定結果が、表 7 には飲酒回数を表す、パラメトリック、セミ・ノンパラメトリックモデル ($K=1,2$) の推定結果である。

尤度比検定の結果、セミ・ノンパラメトリックモデル ($K=2$) が、3 つの中で最良のモデルとなった。

表 6 と 7 における特徴として、以下のことが観察された。2 値内生変数 (ADVICE) の値は、1%有意水準で有意であった。しかしながら、パラメトリックモデルでは -2.291、セミ・ノンパラメトリックモデル ($K=1$) では -1.979、セミ・ノンパラメトリックモデル ($K=2$) では -1.566 となり、大きな差異が存在した。

図 5 は、10%有意水準で棄却された係数の値を用いて、3 つのモデルの誤差項の密度関数を描いたものである。セミ・ノンパラメトリックモデル ($K=1$) は正規分布よりも裾の厚い分布となっていることが確認され、さらにセミ・ノンパラメトリックモデル ($K=2$) は双峰分布となっていることも確認された。

D. 考察

5. 老人保健制度

本研究事業では、70 歳の誕生日を迎え、自己負担率が 3 割から 1 割に低下する効果を、パネルタイプ 2 トービットモデルを用い、また、マクロショックと老人保健適用の効果を峻別するために、処理群かつ適用後という老人保健固有の効果を推定可能な、difference-in-difference 法を用いて、推定を行った。その結果、受診の有無は、処理群であっても 70 歳の誕生日前後で有意な増加は認められなかったが、受診後の医療費については、

16%有意に増加することが認められた。サンプルから上位所得者を除いた場合には、受診後の医療費が17%有意に増加することが確認された。

6. 医療費シミュレーション

本研究事業では、タイプ2トービットモデルでの誤差項の形状に注意を払い、誤差項の一般化を行いながら、生涯医療費のシミュレーションを行った。その結果、以下の点が明らかとなった。

25-64歳の累積医療費の平均値(中央値)について、男性のパラメトリックモデルは6,389,319(5,365,236)円、セミ・ノンパラメトリックモデルは7,429,179(5,574,353)円、女性のパラメトリックモデルは5,957,127(5,507,504)円、セミ・ノンパラメトリックモデルは6,959,706(5,882,424)円となった。第2に、高齢者(65-85歳)の累積医療費の平均値(中央値)について、男性のパラメトリックモデルは9,250,497(8,688,663)円、セミ・ノンパラメトリックモデルは10,500,000(9,683,218)円、女性のパラメトリックモデルは8,886,489(8,640,139)円、セミ・ノンパラメトリックモデルは9,624,139(9,125,451)円となった。

7. 内生変数(2値)をもつ医療受診日数分析の開発

本研究事業では、2値内生変数をもつ新しい医療受診日数分析方法を開発した。この方法では、エルミート

の多項式を用いて、相関のある2変量の誤差項を一般化した。

1990年のNHISデータを用いた例では、セミ・ノンパラメトリックモデル($K=2$)は、尤度比検定の観点から他のモデルを凌駕した。セミ・ノンパラメトリックモデルの2値内生変数の絶対値は、パラメトリックモデルよりも小さく、中でもセミ・ノンパラメトリックモデル($K=2$)の2値内生変数の絶対値は、一番小さかった。さらに、セミ・ノンパラメトリックモデルの推定密度は、パラメトリックモデルのものよりも、裾が厚かった。推定結果より、エルミートの多項式を用いて、誤差項を一般化するのは有用であると判断できた。

謝辞

本研究を実施するあたり、国民健康保険の保険者および審査支払い機関にご協力いただきました。関係各位に深謝申し上げます。

研究分担者 満武 巨裕担当分の研究についての目的、結果、考察を以下に記す。

A. 研究目的

本研究は、特定健診・特定保健指導で実施が求められる健康診断データと医療費(レセプト)データの突合分析を行い、生活習慣病リスクと医療費

の関係の把握を試みた。具体的には、「標準的な健診・保健指導プログラム（確定版）」の階層化基準を適用し、各階層が消費する医療費を分析し、生活習慣病予防に対する医療費適正化の効果、およびその地域差を検討した。

B. 研究方法

分析対象は、本研究に協力が得られた A 健康保険組合と 3 つの市町村の国民健康保険組合（福島県猪苗代町、静岡県小山町、静岡県伊豆の国市）である。

レセプトデータは、A 健康保険組合では被保険者・本人の医科、調剤および歯科レセプトであり、国民健康保険では世帯主および世帯員の両方を含む。被保険者 ID をもとに個人ごと年間医療費を算出し、疾病傾向の分析には、レセプトの主病名を用いた。

階層化は、標準的な健診・保健指導プログラム確定版で示された階層化の基準を参考とした。ただし、腹位データは存在しないために BMI を利用し、 $BMI \geq 25.0$ で、下記の健康診断値を用いた階層化をおこなった。

- 1) トリグリセライド $\geq 150\text{mg/dl}$ または低 HDL コレステロール血症 $< 40\text{mg/dl}$
- 2) 収縮期血圧 $\geq 130\text{mmHg}$ または拡張期血圧 $40\text{mg/dl} \geq 85\text{mmHg}$
- 3) 空腹時血糖 $\geq 100\text{mg/dl}$ または $HbA1c \geq 5.2\%$
- 4) 喫煙の有無

階層は、積極的支援群、動機付け支援群、情報提供群の 3 群とした。積極

的支援群は、BMI が 25 以上、および上記リスクが 3~4 つとした。動機付け支援群は、BMI が 25 以上、および上記リスクが 1~2 つとした。情報提供群は、それ以外である。

これら 3 群とレセプト情報を突合することで、各群の医療費消費状況を比較した。最後に、被説明変数を（対数変換した）医療費として、説明変数に基本的属性（年齢、性別ダミー）、保険者属性（ダミー変数）、生活習慣病リスクの有無（ダミー変数）、生活習慣病の有無（ダミー変数）等としてステップワイズ法による重回帰分析を行った。

C. 研究結果

A 健康保険組合：対象期間中に医療費を消費した者は 6,760 人であった。疾病分析では、高血圧疾患の全体医療費に占める割合が最も高かった（7.1%）。第 2 位が悪性新生物（4.6%）、第 3 位が消化器系の疾患（4.2%）、第 4 位が糖尿病（4.0%）であった（表 8）。階層化別での個人ごと平均医療費は、全積極的支援群が 18,725.0 点、動機付け支援群が 12,364.4 点、情報提供群が 10,221.1 点であった（図 6）。

国民健康保険（福島県猪苗代町）：疾病分析では、高血圧疾患の全体医療費に占める割合が最も高かった。第 2 位が関節症、第 3 位が虚血性心疾患、第 4 位がその他の悪性新生物であった（表 9）。階層化別での個人ごと平均医療費は、全積極的支援群が 27,509.8 点、動機付け支援群が 29,153.4 点、

情報提供群が 27,803.4 点であった(図 7)。

国民健康保険(静岡県伊豆の国市): 疾病分析では、高血圧疾患の全体医療費に占める割合が最も高かった。第 2 位が腎不全、第 3 位が脳梗塞、第 4 位が糖尿病であった(表 10)。階層化別での個人ごと平均医療費は、全積極的支援群が 28,107.4 点、動機付け支援群が 27,019.5 点、情報提供群が 24,475.4 点であった(図 8)。

国民健康保険(静岡県小山町): 疾病分析では、高血圧疾患の合計点数の全体医療費に占める割合が最も高かった。第 2 位が腎不全、第 3 位が糖尿病、第 4 位が虚血性心疾患であった(表 11)。階層化別での個人ごと平均医療費は、全積極的支援群が 28,087.5 点、動機付け支援群が 26,949.1 点、情報提供群が 32,283.8 点であった(図 9)。

重回帰分析からは、年齢、保険者ダミー、BMI ダミー、血圧ダミー、血糖ダミーが有意であった。一方で脂質のダミーは有意ではなかった。

D. 考察

本研究では健康保険組合と三つの国民健康保険の保険者の分析を行った。疾病分析から、全保険者で高血圧性疾患に対する医療費消費割合が最も高いことが共通していた。さらに腎不全、糖尿病も上位に入っていた。

突合分析から、健康保険組合では 1 人あたり医療費はリスクの多い積極的支援群の医療費が一番高額であり、以下リスク数の減少に伴って医療費

は減少した。一方、国民健康保険組合ではリスク数と医療費に関連性はみられなかった。同時に、国民健康保険の全群の平均医療費は 25,000 点以上であり、健康保険組合よりも高額であった。

研究分担者 菊池 潤担当分の研究についての目的、結果、考察を以下に記す。

A. 研究目的

2000 年 4 月の制度発足以降、介護保険の利用は年々増加の一途をたどっており、主として保険財政の観点から制度の持続可能性に大きな疑問が投げかけられている。介護保険制度の持続可能性を高めるためには、これまでの介護給付費の増加要因を明らかにした上で、適切な対策を講ずることが求められている。特に、これまでの介護給付費の増加が現行制度に起因する非効率的なサービス利用によるものである場合には、より効率的なサービス利用を促す制度設計が求められる。

本研究では保険者単位の介護保険パネルデータを用いて、9. 介護保険の地域格差を明らかにし、その要因について保険財政の視点から検討し、今後の介護保険制度のあり方について考察することを目的とした。

B. 研究方法

9. 介護保険の地域格差の研究

本研究事業は、平成 20 年度において以下の手順で行われた。

- (1) 介護保険パネルデータの作成
- (2) 認定率の地域差に関する実態把握
- (3) 認定率の地域差要因に関する分析

以上、(1)～(3)とともに、先行研究・分析手法等に関する文献研究を行った。(1)～(3)の研究手法の詳細は以下のとおりである。

(1) 介護保険パネルデータの拡張

保険者単位のパネルデータ (2003 年度～2005 年度) を拡張した。総サンプル数は 6,572 保険者 (2003 年度 1,614、2004 年度 1,627、2005 年度 1,662、2006 年度 1,669) である。

(2) 認定率の地域差に関する実態把握

(1) で作成した介護保険パネルデータを利用して、認定率の地域差に関する実態把握を行った。初めに記述統計を用いた全体的な傾向の把握を試みたのち、要介護度別の認定率と全体の認定率の関係について検討した。さらに、保険規模 (第 1 号被保険者数) と要介護認定率との関係について検討を行った。

(3) 認定率の地域差要因に関する分析

(1) で作成した介護保険パネルデータを利用して、認定率の地域差要因について、統計学的に検討を行った。具体的には、認定率を被説明変数とする固定効果モデルによる推計を行った。

C. 研究結果

9. 介護保険の地域格差の研究

(2) 認定率の地域差に関する実態把握

全体の認定率と要介護度別認定率との相関関係に着目すると、要介護 1 との相関が最も大きく、直近の 2006 年度では 0.80 と極めて高い相関を示している。一方で、要支援の認定率との相関は年々相関が低下しており、2003 年度の 0.72 から 2006 年度の 0.60 まで低下している。以上の点から、認定率の地域差の主因は要介護 1 の認定率と考えることができる (表 12)。

(3) 認定率の地域差要因に関する分析

認定率を被説明変数とした固定効果モデルによる推計結果を表 13、表 14 にまとめた。

① 第 1 号被保険者の認定率

第 1 号被保険者を対象に、全体の認定率、あるいは、要介護 1 の認定率を被説明変数として、それぞれ推計を行った。いずれの推計においても、所得段階別・第 1 号被保険者比率としては、所得段階 2 以下の比率を採用した場合が最も適合度が高い結果となった (推計式 1-2、2-2)。

いずれの推計式においても、後期高齢者比率、所得段階 2 比率、施設定員比率 (老健)、年次ダミーがプラスで有意となった (有意水準 5%、以下同じ)。一方で、施設定員比率 (特養) については、全体の認定率を被説明変数としたモデルではプラスで有意となったが、要介護 1 の認定率を被説明変数としたケースでは有意な結果とならな

かった。

②後期高齢者の認定率

75歳以上の後期高齢者を対象に、全体の認定率、あるいは、要介護1の認定率を被説明変数として、それぞれ推計を行った。いずれの推計においても、所得段階別・第1号被保険者比率としては、所得段階2以下の比率を採用した場合が最も適合度が高い結果となった(推計式3-2、4-2)。

いずれの推計においても、後期高齢者比率はマイナスで有意、所得段階2比率、施設定員比率(老健)、年次ダミーがプラスで有意となった。一方で、施設定員比率(特養)については、全体の認定率を被説明変数としたモデルではプラスで有意となったが、要介護1の認定率を被説明変数としたケースでは有意な結果とならなかった。

D. 考察

9. 介護保険の地域格差の研究

第1号被保険者1人当たり介護給付費を認定率、受給率、受給者1人当たり給付費の3つの要因に分解した場合、第1号被保険者1人当たり介護給付費に見られる変動の7割から9割については、認定率の変動によって説明可能であった。また、認定率の地域差を要介護度別にみると、要介護1の相関係数が最も大きく、その主因であると考えられる。

認定率と保険規模(第1号被保険者数)との関係を見ると、保険規模の拡大とともに、認定率の分散は小さくなっており、要介護高齢者の発生という

リスクにおいても、大数の法則が働いていることが確認された。

次に、2003年度から2006年度の4年を対象とした保険者単位のパネルデータを用いて、認定率の変動要因について統計的に検証した。後期高齢者比率については、第1号被保険者を対象とした場合と、後期高齢者を対象とした場合とで異なる結果となった。

一方で、所得段階2以下の第1号被保険者の比率が高い保険者では、認定率が高くなるのが、いずれのモデルでも示された。このことは、財政規律の低下が認定率を押し上げている可能性を示唆する結果となっている。保険者の財政規律が保険運営に与える影響について更なる検討が求められると同時に、保険者間の財政調整の在り方について再検討がもとめられる。

E. 結論

本研究事業では、平成18年度より貸与が可能となった、診療報酬明細書(レセプト)を用いて、高齢者の医療費の地域格差を解明すべく、地域格差の研究、および高齢者の医療費の地域格差に資すると期待される研究を行ってきた。具体的には、1. 老人保健制度、2. 公費負担医療、3. 終末期医療費の地域格差、4. 医薬品品目の使用格差、5. 老人保健制度、6. 医療費シミュレーション、7. 内生変数(2値)をもつ医療受診日数分析の開発、8. 健康診断と高齢者医療費の地域格差の分析、9. 介護保険の地域格差の研究を行った。主要な結論は以下のと

おりである。

1の老人保健制度について、外来受診日数の増加が認められたので、患者の自己負担の軽減が、受診日数の増加に寄与していることが明らかとなった。しかしながら、本研究事業で用いたデータからは、受診日数の大小のみしか論じることはできず、治療など医学的な見地からこれを論じることはできない。これは本研究事業の短所であるが、本研究事業では、医療機関で受診を行わない健康な被保険者も含めた分析を目的としたので、当初の目的はある程度果たされたといえる。

2の公費負担医療については、住民税非課税世帯に属する患者と住民税課税世帯・上位所得世帯に属する患者との間に、外来受診をする確率、その後の受診回数に違いがあることは明らかにできた。しかしながら、データの制約上、患者の健康状態等を把握できないため、高所得者の受診回数が適切で、低所得者は人工透析部分での自己負担分が生活を圧迫し、適切な受診を受けられない状況にあるのか、という問題については、本研究事業では明らかにできなかった。しかし少なくとも、本研究事業の結果から、人工透析患者の適切な受診を確保できるよう、所得や年齢に応じた自己負担限度額を設定する必要性が示唆された。

3の終末期医療費の地域格差については、当該患者の医療費においては地域差が小さく、高齢であるほど実際に受ける医療処置は限定的であることが明らかとなったため、慎重な議論を

踏まえての包括払い制度導入の可能性が示唆された。ただし、死亡患者のうち、介護保険利用者であるほど生存率が低下し、医療費が減少してはいるが、その結果については、費用として介護保険に費用が発生していることから、より詳細な分析が必要であるといえる。

4の医薬品品目の使用格差については、日本の薬価設定の妥当性を問うまでの結果は得られなかったが、より詳細な検討を行うことで現在の高齢者に関わる医薬品使用の格差の必要性が示唆された。

5の老人保健制度について、受診の有無については老人保健適用後であっても、有意に増加しないが、一度受診した後の医療費の増加が認められた。よって、3割から1割に自己負担率が下がることで、患者の自己負担は確かに軽減されるので、医療費の増加に寄与していることは明らかとなった。本研究事業で用いたデータからは、医療費の大小のみしか論じることはできず、治療など医学的な見地からこれを論じることはできないが、医療機関で受診を行わない健康な被保険者も含めた分析を目的としたので、当初の目的はある程度果たされたといえる。

6の医療費シミュレーションについて、本研究事業では、タイプ2トーンモデルでの誤差項の形状に考慮して、誤差項の一般化を行いながら、医療費のシミュレーションを行った。その結果、25-64歳という高齢期前、

65-85 歳の高齢期においても、パラメトリックとセミ・パラメトリックモデルのシミュレーションには大きな差異が発生することが明らかとなった。高齢期前（25-64 歳）の累積医療費では、平均値で男女共に、約 100 万円の差が発生した。高齢期（65-85 歳）の平均値で、男では約 120 万円、女では約 70 万円の差が発生した。今後、同様の方法による検証を待ちたい。

7 の内生変数（2 値）をもつ医療受診日数分析の開発について、本研究事業では、2 値の内生変数が含まれるという社会科学でしばしば遭遇される状況を考察し、かつ観測不可能な異質性を、分布に依存しない形で定式化した受診日数分析のための方法を開発し、そのパフォーマンスを調べた。その結果、本研究事業で提示したモデルのパフォーマンスはよく、したがって、2 値の内生変数が含まれる受診日数を考察する場合には、本研究事業で提示したモデルが重要な意味を持ち、今後は、このモデルでの解析例が待たれる。

8 の健康診断と高齢者医療費の地域格差の分析について、本年度から 40 歳以上 75 歳以下の国民に対して全国一律の特定健診、特定保健指導が定められたが、今後は保険者の性格にあわせたプログラム実施についての検討の余地があると考えられた。このことは、重回帰分析結果の、医療費には年齢、保険者ダミーが有意であることから伺える。ただし、今回、我々が対象とした保険者数が少ないために、日本全国の保険者に本結果と同様の傾

向があるとは言えない。今後、職種や年齢といった属性が異なる保険者を増やし、普遍性・妥当性を検証していくことが必要だと考えられる。

9 の介護保険の地域格差について、本研究事業では、介護保険給付費の地域差要因として最も重要と考えられる認定率の地域差に着目し、認定率の地域差の実態、及び、その要因について、保険者単位のパネルデータを用いた検討を行った。今後、安定的な保険運営を行っていく上で、以下の点が重要と考える。本研究の推計結果からは、財政規律の低下が認定率の拡大へとつながっていることを示唆する結果が得られた。高齢期の介護というリスクに対して、社会全体で対応するためには、社会保険という枠組みが必要であり、そのために財政調整制度が必要であると考え、財政調整制度が引き起こす財政規律の緩和を最大限抑制し、保険者に保険者としての機能を発揮させる誘因を与える環境を整備していく必要がある。このことが安易な利用拡大へとつながっている可能性もあり、保険者と行政主体との関係についても再検討が求められる。しかしながら、本研究には、分析データの拡充や推計手法の改善等、依然として改善すべき多くの点が残されている。これらの点については、今後の課題としたい。

F. 健康危険情報

特記すべきことなし

G. 研究発表

1. 論文発表

Arai Y, Arai A, Zarit SH. What do we know about dementia?: A survey on knowledge about dementia in the general public of Japan. *Int J Geriatr Psychiatry* 2008; 23(4): 433-438.

Sasaki M, Arai A, Arai Y. Factors related to institutionalization among disabled older people; a two-year longitudinal study. *Int J Geriatr Psychiatry* 2008; 23(1): 113-115.

Takata S, Washio M, Moriwaki A, Tsuda T, Nakayama H, Iwanaga T, Aizawa H, Arai Y, Nakanishi Y, Inoue H. Burden among caregivers of patients with chronic obstructive pulmonary disease with long-term oxygen therapy. *Int Med J* 2008; 15(1): 53-57.

Mizuno Y, Arai A, Arai Y. Determination of driving cessation for older adults with dementia in Japan. *Int J Geriatr Psychiatry* 2008; 23(9): 987-989.

Masuhara H. Semi-nonparametric count data estimation with an endogenous binary variable. *Econ Bull* 2008; 3(42): 1-13.

西川浩平, 増原宏明, 荒井由美子. 人工透析患者における外来受診行動についての分析. 季刊社会保障研究 2008; 44(4): (印刷中).

満武巨裕, 奥真也, 古井祐司, 藤井良. 生活習慣病リスクと医療費の関連要因分析. *臨床栄養* 2008; 112(4): 362-363.

満武巨裕. 健康診断とレセプトデータの突合分析を(国保評論). 国保新聞 2008年10月1日; 4面.

2. 著書

荒井由美子, 熊本圭吾. 高齢者リハビリテーションと介護. 武田雅俊, 編. 改訂老年精神医学講座; 総論. 東京: ワールドプランニング, 2008: (印刷中).

荒井由美子. 精神障害の現状と動向. 鈴木庄亮・久道 茂, 監修. 小山 洋・辻 一郎, 編. シンプル衛生公衆衛生学 2009. 東京: 南江堂, 2009: (印刷中).

今野広紀. 保険者の管理的競争に関する国際比較研究. 医療経済研究機構, 編. 「医療費の構造分析と適正化に向けた政策的課題に関する研究」報告書. 東京: 医療経済研究機構, 2009: (印刷中).

今野広紀. 地域高齢者の医療費分析. 栃木県国民健康保険連合会. 「平成20

年度 国保財政診断事業結果報告書」。
栃木：栃木県国民健康保険連合会，
2009：(印刷中)。

増原宏明. リスク回避と期待効用 (分
担執筆・翻訳). Kreps, 著. MBAのた
めのミクロ経済学入門II ゲームと
経営戦略. 東京：東洋経済新報社，
2009：3-34.

3. 学会発表

増原宏明，西川浩平，荒井由美子. 高
齢者医療における自己負担率低下が
外来医療費に与える影響. 第50回日本
老年社会学会大会，2008年6月27-29
日(発表28日)，大阪府堺市.

西川浩平，増原宏明，荒井由美子. 高
齢者医療における自己負担率低下が
外来受診日数に与える影響. 第50回日
本老年社会学会大会，2008年6月
27-29日(発表28日)，大阪府堺市.

安部幸志，増原宏明，荒井由美子. 平
成18年における都道府県別在宅死亡
割合と医療・社会的指標との関連. 第
50回日本老年社会学会大会，2008年
6月27-29日(発表29日)，大阪府堺市

荒井由美子，新井明日奈. 介護に関す
る事前の意思決定と意思表示：認知症
に対する意識との関連. 第67回日本公
衆衛生学会総会，2008年11月5-7日 (
発表7日)，福岡市.

今野広紀. 地域高齢者の医療費分析.
医療経済研究機構研究会，2008年10月
17日，千代田区.

安部幸志，増原宏明，荒井由美子. 平
成18年における都道府県別在宅死亡
割合と医療・社会的指標との関連. 第
50回日本老年社会学会大会，2008年
6月27-29日(発表29日)，大阪府堺市

増原宏明，西川浩平，荒井由美子. 高
齢者医療における自己負担率低下が
外来医療費に与える影響. 第50回日本
老年社会学会大会，2008年6月27-29
日(発表28日)，大阪府堺市.

西川浩平，増原宏明，荒井由美子. 高
齢者医療における自己負担率低下が
外来受診日数に与える影響. 第50回日
本老年社会学会大会，2008年6月
27-29日(発表28日)，大阪府堺市.

満武巨裕，古井祐司，奥 真也，星本
弘之. 生活習慣病リスクと医療費の関
連要因分析. 第46回日本医療・病院
管理学会，2008年11月15-16日(発
表15日)，静岡県静岡市.

満武巨裕，福田 敬，佐野洋史，古井
祐司. 生活習慣病リスクと医療費の関
連要因分析. 第3回医療経済学会，
2008年7月19日，京都府京都市.

菊池潤. 高齢期の医療・サービス利用
行動に関する考察. 第65回日本財政学

会，2008年10月25日-26日（発表25日），京都府京都市。

H. 知的財産権の出願・登録状況

1. 特許取得、2. 実用新案登録、3. その他、特記すべきことなし

ID	受診年月	県コード	医療機関コード	診療区分	診療日数	請求点数	自己負担	公費負担	高額療養費	附加給付費	疾病コード	一般老人
001	2080	1	x	外来	4	1,000	2,000	0	0	0	高血圧	一般
001	2080	1	x	調剤	2	500	1,000	0	0	0	調剤	一般
001	2080	2	x	入院	5	15,000	30,000	0	0	10,000	肺炎	一般
002	2080	1	x	歯科	3	400	800	0	0	0	う蝕	一般
004	2080	5	x	外来	1	200	400	0	0	0	急性鼻咽頭炎	老人

表1(a) レセプトデータ例

ID	家族続柄	性別	生年月日	標準報酬	資格取得	資格喪失
001	1000	本人	男	20400305	y	xxxx
002	1000	妻	女	20451006	0	xxxx
003	1000	子	男	20701203	0	xxxx
004	1000	母	女	20050721	0	xxxx
005	1001	本人	男	20490622	y	xxxx
006	1001	妻	女	20531106	0	xxxx

表1(b) マスターデータ例

注) プライバシー保護の観点から、数値は全て架空のもの。

図1 受診日数分布

老人保健適用前後の受診日数分布

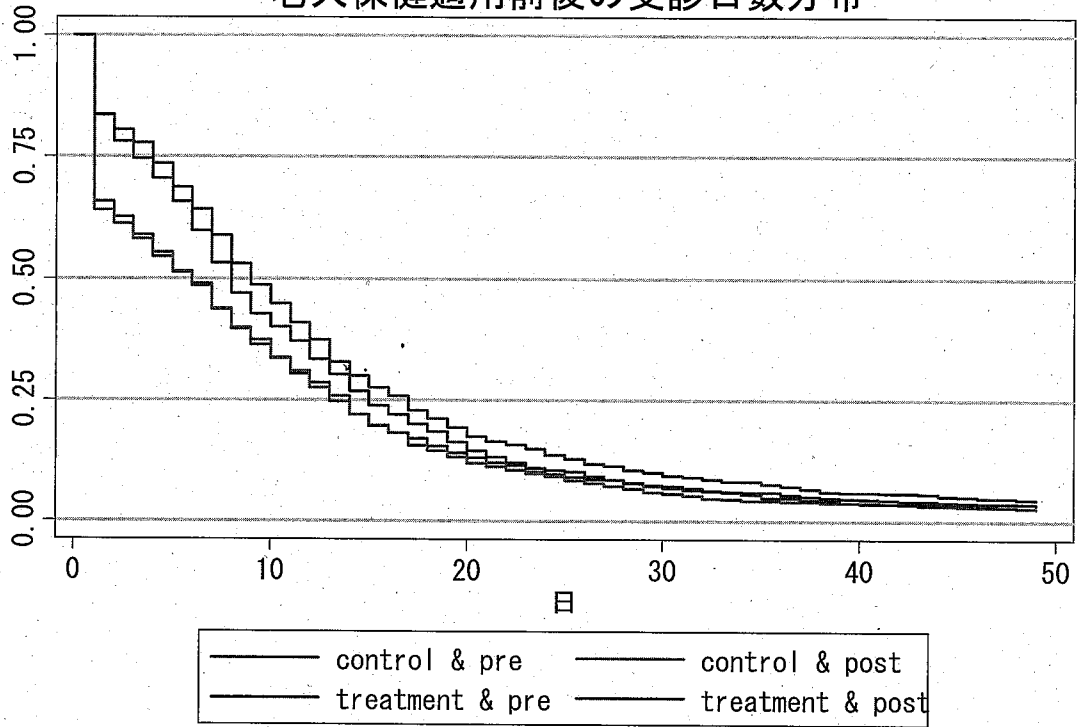


表2 推定結果

定数項	モデルⅠ (全サンプル)			モデルⅡ (65歳未満)			モデルⅢ (65歳以上)		
	hurdle	HNB1	HNB2	hurdle	HNB1	HNB2	hurdle	HNB1	HNB2
		NB	NB		NB	NB		NB	
	-1.910 *** (0.670)	1.630 *** (0.321)	1.306 *** (0.272)	-0.198 (0.239)	1.433 *** (0.158)	1.044 *** (0.181)	-0.510 ** (0.243)	-0.131 (0.361)	0.110 (0.186)
住民税課税世帯ダミー	0.807 *** (0.114)	0.268 *** (0.099)	0.335 *** (0.084)	0.448 *** (0.161)	-0.251 ** (0.128)	-0.002 (0.107)	1.139 *** (0.170)	1.178 *** (0.303)	0.797 *** (0.130)
上位所得世帯ダミー	0.861 *** (0.583)	0.602 *** (0.145)	1.077 *** (0.162)	2.276 *** (0.497)	0.794 *** (0.137)	1.265 *** (0.202)	0.080 (0.324)	-9.501 (58.217)	-0.464 (0.289)
自己負担率ダミー (2割)	1.122 * (0.583)	-0.243 (0.347)	0.526 (0.278)						
自己負担率ダミー (3割)	1.602 ** (0.651)	-0.417 (0.294)	-0.494 (0.241)						
男性ダミー	0.187 (0.125)	0.180 ** (0.098)	0.456 * (0.093)	0.202 (0.174)	-0.053 (0.109)	0.365 *** (0.123)	0.310 * (0.193)	0.568 *** (0.214)	0.582 *** (0.142)
60歳以上65歳未満ダミー	0.634 *** (0.175)	-0.086 (0.120)	0.174 (0.104)	0.748 *** (0.179)	0.132 (0.120)	0.234 ** (0.102)			
65歳以上70歳未満ダミー	1.631 ** (0.656)	-0.822 *** (0.300)	-0.834 *** (0.246)						
70歳以上75歳未満ダミー	1.441 ** (0.675)	-0.777 ** (0.329)	-0.669 ** (0.268)				-0.339 * (0.182)	-0.074 (0.129)	0.126 (0.109)
75歳以上ダミー	1.462 ** (0.679)	-0.634 (0.324)	-0.638 ** (0.270)				-0.358 * (0.194)	0.071 (0.123)	0.107 (0.111)
α		2.934 *** (0.090)	0.708 *** (0.102)		2.604 *** (0.132)	0.537 *** (0.141)		2.321 *** (0.126)	0.574 *** (0.148)
対数尤度		-3425.084	-3408.604		-1604.811	-1597.189		-1650.480	-1649.451
サンプル数		1622			744			878	

- 注1) ***は1%有意水準, **は5%有意水準, *は10%有意水準で係数が0という帰無仮説が棄却されることを示している。
 2) 上段は係数, 下段括弧内は標準誤差を示している。
 3) HNBモデルのhurdle部分はHNB1とHNB2で共通のため, 一括して記載している。
 4) αはNBモデルの係数を示している。
 5) 上記の説明変数以外に, 季節を示すダミー変数も加えて推定を行った。
 6) モデルⅢの年齢ダミーのベースは65~70歳ダミーとなっている。
 出所) 筆者作成。

表3 限界効果

	モデルⅠ (全体)		モデルⅡ (65歳未満)		モデルⅢ (65歳以上)	
	hurdle	NB2	hurdle	NB2	hurdle	NB2
住民税課税世帯ダミー	0.185	0.486	0.099	-0.003	0.256	0.564
上位所得世帯ダミー	0.198	1.564	0.505	1.572	0.018	-0.328
上位所得世帯ダミー+ 住民税課税世帯ダミー	-	-	0.137	-0.106	0.237	0.728

出所) 筆者作成。

図2 老人保健適用前後の医療費分布

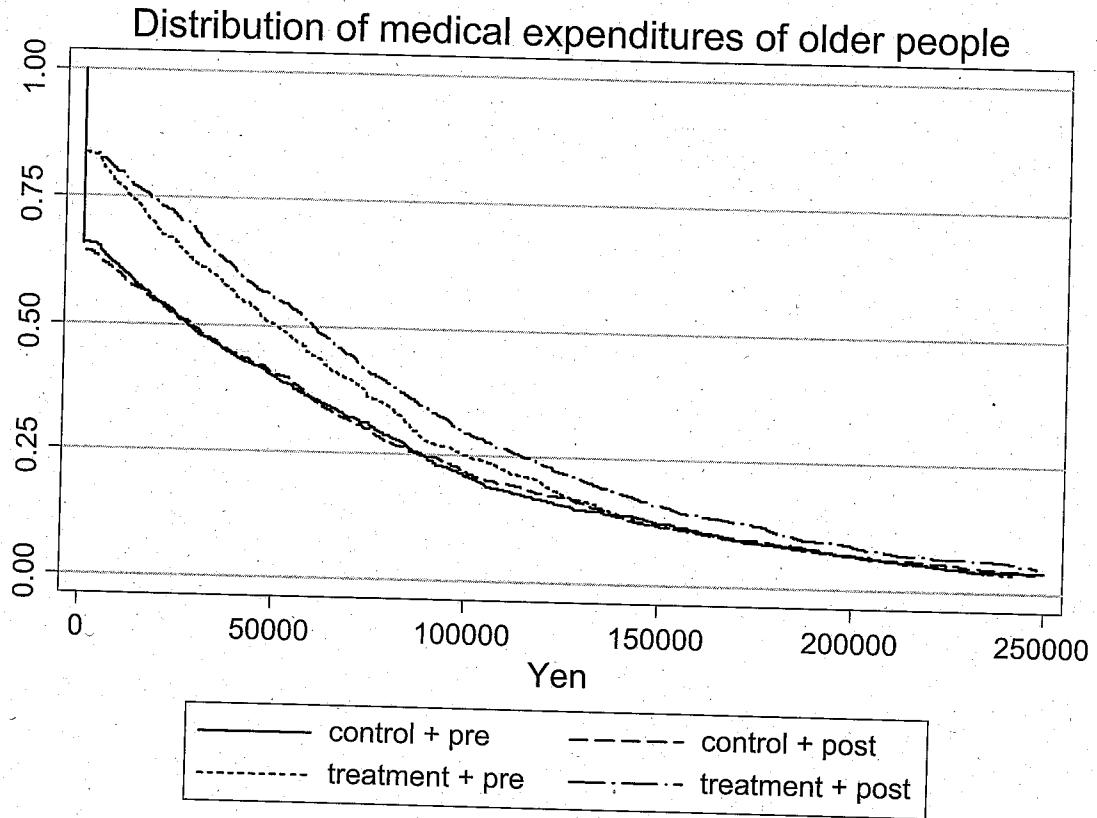


表4 推定結果

	男		女	
	パラメトリック	セミ・ノンパラメトリック (K=2)	パラメトリック	セミ・ノンパラメトリック (K=2)
医療費>0				
AGE06	0.028 *** (0.002)	0.027 *** (0.002)		
AGESQ			0.023 *** (0.002)	0.024 *** (0.002)
ln(MED05+1)	0.155 *** (0.007)	0.162 *** (0.007)	0.153 *** (0.008)	0.184 *** (0.009)
ln(MED04+1)	0.103 *** (0.007)	0.100 *** (0.007)	0.098 *** (0.007)	0.091 *** (0.008)
CONSTANT	6.968 *** (0.123)	6.968 -	7.949 *** (0.093)	7.949 -
σ_1	1.440 *** (0.020)	1.225 *** (0.013)	1.215 *** (0.016)	0.981 *** (0.007)
ρ	0.770 *** (0.021)	0.720 *** (0.013)	0.590 *** (0.037)	0.162 *** (0.017)
受診の有無				
AGE06	0.006 ** (0.002)	0.006 *** (0.002)		
AGESQ			0.006 ** (0.003)	0.011 *** (0.004)
ln(MED05+1)	0.128 *** (0.006)	0.127 *** (0.006)	0.122 *** (0.008)	0.191 *** (0.013)
ln(MED04+1)	0.080 *** (0.006)	0.076 *** (0.006)	0.088 *** (0.007)	0.109 *** (0.011)
CONSTANT	-1.104 *** (0.114)	-1.104 -	-0.821 *** (0.099)	-0.821 -
α_{01}		-0.172 *** (0.016)		-0.466 *** (0.059)
α_{02}		0.056 *** (0.014)		1.322 *** (0.040)
α_{10}		0.007 (0.011)		-0.307 *** (0.034)
α_{11}		-0.290 *** (0.014)		0.750 *** (0.066)
α_{12}		0.374 *** (0.005)		0.081 *** (0.026)
α_{20}		0.001 (0.009)		0.560 *** (0.028)
α_{21}		-0.258 *** (0.005)		0.014 (0.035)
α_{22}		0.026 *** (0.002)		-0.708 *** (0.017)
対数尤度	-5,037.401	-4,957.044	-5,362.510	-5,240.934

注1) ***は1%有意水準で、係数が0という帰無仮説が棄却されることを示している。

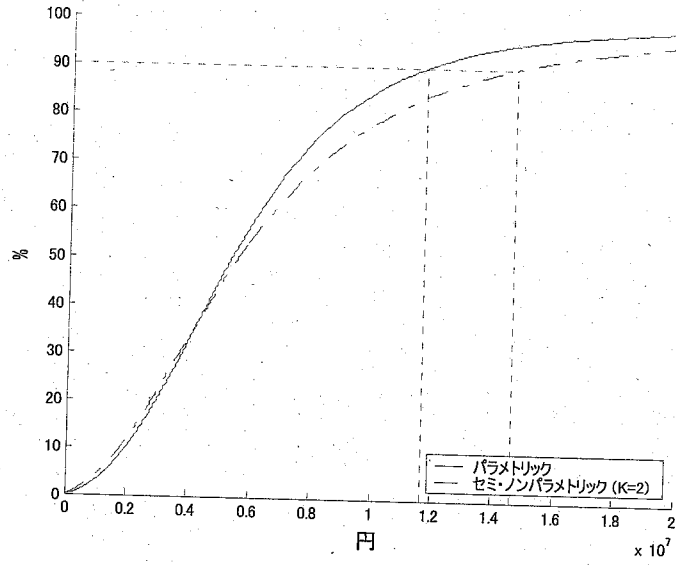
2) 上段は係数、下段括弧内は標準誤差を示している。

3) σ_1 は正規分布の標準偏差、 ρ は相関係数、 α は多項式部分のパラメータを示している。

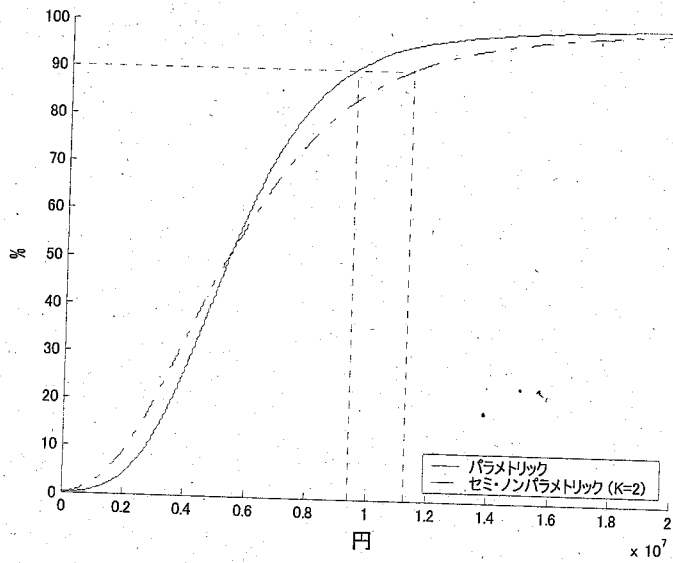
出所) 筆者作成。

図3 25-64歳累積医療費の分布

男



女



出所) 筆者作成。

表5 推定結果 (65-85歳)

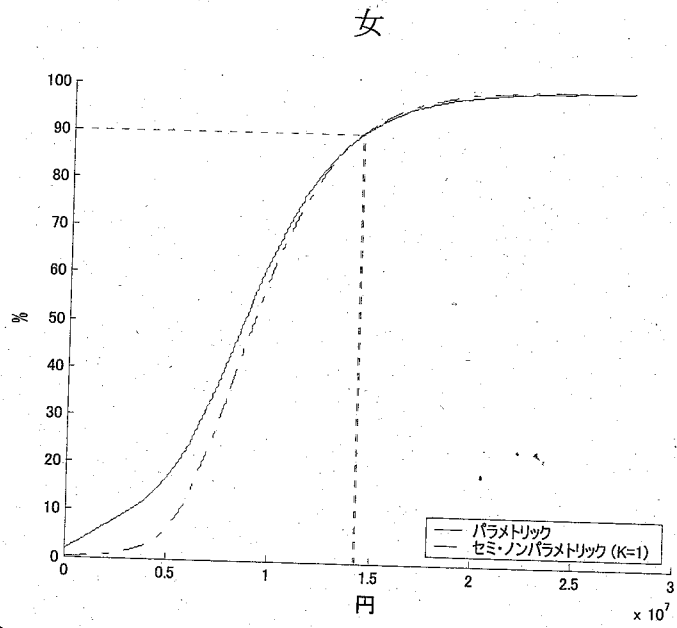
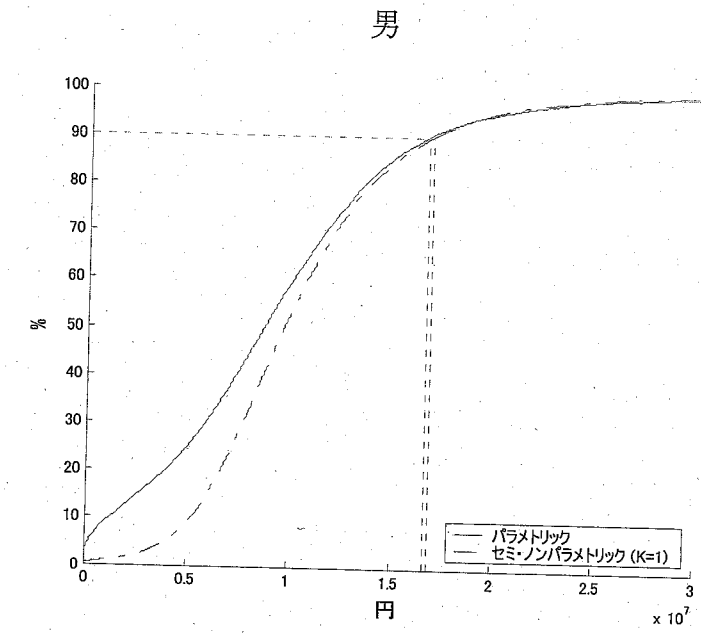
	男		女	
	パラメトリック	セミ・ノンパラメトリック (K=1)	パラメトリック	セミ・ノンパラメトリック (K=1)
医療費>0				
AGESQ	0.022 *** (0.002)	0.017 *** (0.002)	0.021 *** (0.002)	0.018 *** (0.002)
ln(MED05+1)	0.212 *** (0.008)	0.206 *** (0.008)	0.236 *** (0.008)	0.231 *** (0.008)
ln(MED04+1)	0.121 *** (0.007)	0.117 *** (0.007)	0.095 *** (0.008)	0.091 *** (0.008)
定数項	7.176 *** (0.134)	7.176 *** (0.134)	7.256 *** (0.120)	7.256 *** (0.120)
σ_1	1.064 *** (0.012)	1.129 *** (0.013)	0.921 *** (0.010)	0.969 *** (0.011)
ρ	0.442 *** (0.044)	0.503 *** (0.019)	0.392 *** (0.045)	0.458 *** (0.019)
受診の有無				
AGESQ	0.006 (0.006)	-0.002 (0.004)	0.004 (0.006)	-0.004 (0.004)
ln(MED05+1)	0.146 *** (0.010)	0.122 *** (0.009)	0.150 *** (0.011)	0.124 *** (0.010)
ln(MED04+1)	0.109 *** (0.010)	0.089 *** (0.008)	0.116 *** (0.011)	0.095 *** (0.010)
定数項	-1.244 *** (0.291)	-1.244 *** (0.228)	-1.186 (0.311)	-1.186 *** (0.241)
α_{01}		0.353 *** (0.016)		0.350 *** (0.016)
α_{10}		0.032 *** (0.008)		0.025 *** (0.010)
α_{11}		-0.058 *** (0.009)		-0.065 *** (0.011)
対数尤度	-6,354.883	-6,348.119	-5,674.409	-5,668.128

注1) ***は1%有意水準で係数が0という帰無仮説が棄却されることを示している。

2) 上段は係数, 下段括弧内は標準誤差を示している。

3) σ_1 は正規分布の標準偏差, ρ は相関係数, α は多項式部分のパラメータを示している。
出所) 筆者作成。

図4 65-85歳累積医療費の分布



出所) 筆者作成。

表 6 推定結果 (2 値内生変数部分)

	パラメトリック	セミ・ノンパラメトリック	
		K=1	K=2
EDITINC	-0.001 (0.005)	0.000 (0.005)	0.001 (0.007)
AGE30	0.206 (0.107) *	0.141 (0.124)	0.237 (0.121) **
AGE40	0.104 (0.109)	0.050 (0.118)	0.087 (0.119)
AGE50	0.061 (0.112)	0.003 (0.119)	0.044 (0.122)
AGE60	0.051 (0.123)	-0.068 (0.133)	0.015 (0.135)
AGEGT70	0.115 (0.151)	-0.088 (0.164)	0.019 (0.168)
EDUC	-0.028 (0.010) ***	-0.065 (0.026) **	-0.032 (0.012) ***
BLACK	0.299 (0.080) ***	0.253 (0.126) **	0.350 (0.106) ***
OTHER	0.262 (0.215)	0.174 (0.235)	0.327 (0.230)
MARRIED	0.147 (0.089) *	0.028 (0.096)	0.122 (0.097)
WIDOW	0.244 (0.142) *	0.155 (0.163)	0.286 (0.161) *
DIVSEP	0.294 (0.105) ***	0.166 (0.128)	0.249 (0.119) **
EMPLOYED	-0.005 (0.082)	-0.146 (0.103)	-0.049 (0.089)
UNEMPLOY	0.220 (0.176)	0.017 (0.187)	0.124 (0.194)
NORTHE	0.062 (0.083)	-0.033 (0.089)	0.102 (0.093)
MIDWEST	-0.052 (0.079)	-0.155 (0.100)	-0.041 (0.086)
SOUTH	-0.046 (0.079)	-0.155 (0.100)	-0.038 (0.086)
MEDICARE	-0.023 (0.081)	-0.053 (0.091)	0.001 (0.094)
MEDICAID	0.039 (0.113)	0.000 (0.125)	0.013 (0.129)
CHAMPUS	0.017 (0.082)	0.024 (0.090)	-0.034 (0.092)
HLTHINS	-0.142 (0.060) **	-0.166 (0.094) *	-0.179 (0.076) **
REGMED	0.126 (0.090)	0.115 (0.103)	0.258 (0.107) **
DRI	0.032 (0.081)	0.038 (0.088)	-0.051 (0.088)
MAJORLIM	0.148 (0.083) *	0.126 (0.107)	0.072 (0.102)
SOMELIM	0.033 (0.081)	0.023 (0.087)	0.031 (0.093)
HVDIAB	0.302 (0.087) ***	0.337 (0.162) **	0.344 (0.121) ***
HHRCOND	0.183 (0.063) ***	0.204 (0.102) **	0.181 (0.079) **
HADSTROK	0.085 (0.128)	0.091 (0.145)	0.206 (0.158)
CONSTANT	-0.583 (0.182) ***	-0.583 --	-0.583 --

注1) ***は1%有意水準、**は5%有意水準、*は10%有意水準で係数が0という帰無仮説が棄却されることを示している。

2) 括弧内は標準誤差を示している。

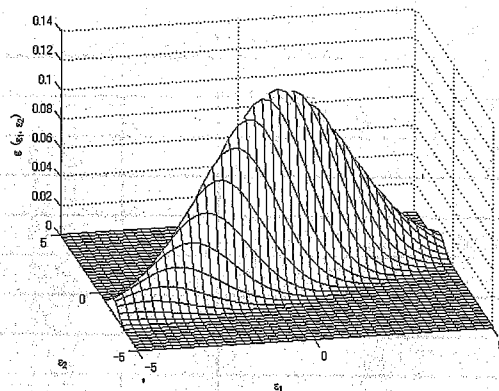
表7 推定結果 (回数)

	パラメトリック	セミ・ノンパラメトリック	
		K=1	K=2
ADVICE	-2.291 (0.248) ***	-1.979 (0.341) ***	-1.566 (0.213) ***
EDITINC	0.010 (0.011)	0.013 (0.013)	0.005 (0.012)
AGE30	0.153 (0.193)	0.010 (0.189)	0.142 (0.157)
AGE40	-0.075 (0.194)	-0.173 (0.188)	-0.005 (0.156)
AGE50	-0.243 (0.194)	-0.330 (0.188) *	-0.101 (0.157)
AGE60	-0.201 (0.204)	-0.420 (0.197) **	-0.066 (0.164)
AGEGT70	-0.285 (0.238)	-0.661 (0.227) ***	-0.280 (0.188)
EDUC	-0.027 (0.017)	-0.084 (0.019) ***	-0.041 (0.014) ***
BLACK	0.048 (0.146)	-0.102 (0.139)	-0.097 (0.118)
OTHER	-0.233 (0.400)	-0.441 (0.365)	-0.379 (0.296)
MARRIED	0.012 (0.154)	-0.207 (0.151)	-0.071 (0.125)
WIDOW	0.329 (0.245)	0.141 (0.238)	0.172 (0.200)
DIVSEP	0.403 (0.187) **	0.135 (0.181)	0.335 (0.150) **
EMPLOYED	0.084 (0.131)	-0.126 (0.128)	-0.035 (0.105)
UNEMPLOY	0.729 (0.304) **	0.353 (0.288)	0.424 (0.241) *
NORTHE	-0.063 (0.148)	-0.231 (0.142)	-0.077 (0.120)
MIDWEST	-0.272 (0.140) *	-0.429 (0.137) ***	-0.212 (0.114) *
SOUTH	-0.238 (0.139) *	-0.403 (0.135) ***	-0.170 (0.113)
CONSTANT	2.584 (0.318) ***	2.584 -	2.584 -
σ_1	2.199 (0.094) ***	1.843 (0.237) ***	1.730 (0.398) ***
ρ	0.835 (0.039) ***	0.755 (0.101) ***	0.784 (0.097) ***
α_{01}		0.326 (2.125)	-1.206 (1.205)
α_{02}			-0.643 (0.437)
α_{10}		0.051 (0.956)	0.717 (0.735)
α_{11}		0.156 (0.090) *	0.805 (0.166) ***
α_{12}			0.183 (0.238)
α_{20}			-0.220 (0.115) *
α_{21}			-0.061 (0.130)
α_{22}			-0.018 (0.011)
log-likelihood	-10,202.043	-10,197.339	-10,088.598

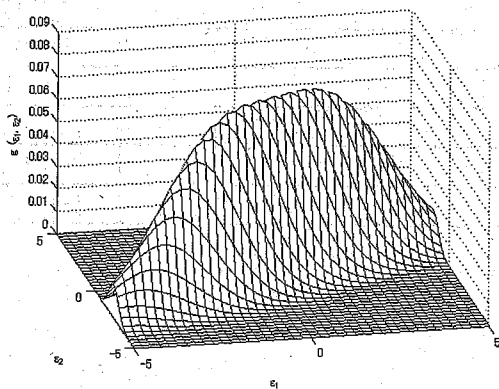
注1) ***は1%有意水準、**は5%有意水準、*は10%有意水準で係数が0という帰無仮説が棄却されることを示している。

2) 括弧内は標準誤差を示している。

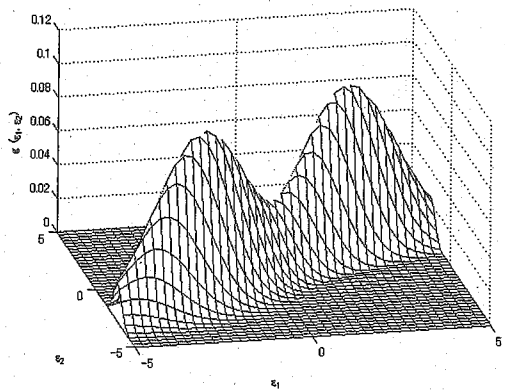
図5 誤差項の形状



(a) パラメトリック



(b) セミ・ノンパラメトリック ($K=1$)



(c) セミ・ノンパラメトリック ($K=2$)

表8 疾患別の人数および医療費 (A 健康保険組合)

病名	人数	平均点数	合計点数	割合
1 高血圧性疾患	6760	11917.6	80563177	100
2 良性新生物及びその他の新生物	306	18774.4	5744956	7.1
3 その他の消化器系の疾患	183	20368.9	3727511	4.6
4 糖尿病	119	28367.0	3375674	4.2
5 気分[感情]障害(躁うつ病を含む)	125	25458.0	3182250	4.0
6 その他の損傷及びその他の外因の影響	136	22313.5	3034633	3.8
7 その他の内分泌, 栄養及び代謝疾患	292	9379.0	2738674	3.4
8 その他の神経系の疾患	147	15211.4	2236078	2.8
9 虚血性心疾患	91	24189.5	2201249	2.7
10 その他の悪性新生物	40	53392.2	2135688	2.7
11 その他の悪性新生物	22	87132.0	1916905	2.4
12 症状, 徴候及び異常臨床所見・異常	173	10186.7	1762302	2.2
13 骨折	88	19988.8	1759011	2.2
14 胃潰瘍及び十二指腸潰瘍	147	10804.5	1588266	2.0
15 屈折及び調節の障害	337	4585.1	1545162	1.9
16 くも膜下出血	6	256977.0	1541862	1.9
17 歯肉炎及び歯周疾患	350	4239.9	1483973	1.8
腎不全	5	286744.6	1433723	1.8

図6 各群の1人あたり平均医療費（A健康保険組合）

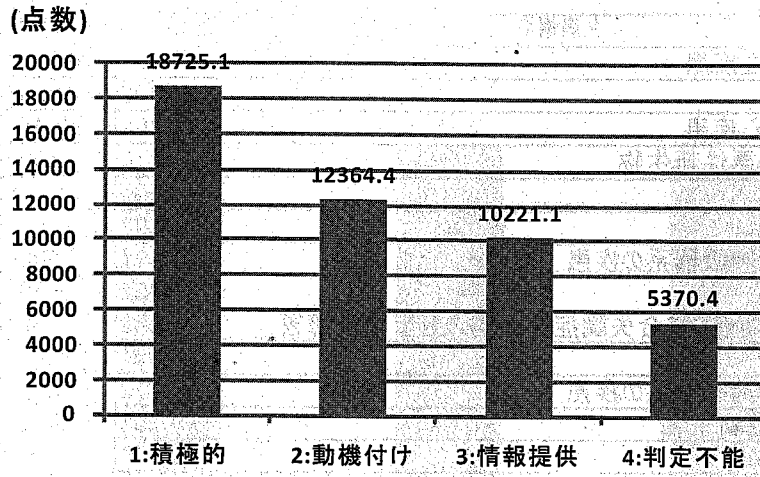


表9 疾患別の人数および医療費
(国民健康保険、福島県猪苗代町)

順位	主病傷名	主傷病コード	合計点数	人数	平均点数
1	高血圧性疾患	901	1962907	1172	1675
2	関節症	1302	1078362	95	11351
3	虚血性心疾患	902	908454	85	10688
4	その他の悪性新生物	210	826969	56	14767
5	脳梗塞	906	805628	104	7746
6	糖尿病	402	772552	257	3006
7	その他の呼吸器系の疾患	1011	735028	20	36751
8	腎不全	1402	716869	17	42169
9	統合失調症、統合失調症型障害及び妄想性障害	503	557460	47	11861
10	骨折	1901	523674	28	18703
11	その他の消化器系の疾患	1112	506678	47	10780
12	胃の悪性新生物	201	484035	28	17287
13	脳内出血	905	418125	17	24596
14	その他の脳血管疾患	908	378238	13	29095
15	その他の心疾患	903	361053	76	4751
16	脊椎障害(脊椎症を含む)	1303	354719	50	7094
17	歯肉炎及び歯周疾患	1102	336730	156	2159
18	その他の歯及び歯の支持組織の障害	1103	328565	125	2629
19	気管、気管支及び肺の悪性新生物	205	320308	9	35590
20	その他の内分泌、栄養及び代謝疾患	403	299496	244	1227
21	その他の損傷及びその他の外因の影響	1905	298398	104	2869
22	直腸S状結腸移行部及び直腸の悪性新生物	203	269682	9	29965
23	症状、徴候及び異常臨床所見・異常検査所見で他	1800	263033	41	6415
24	肺炎	1004	256752	10	25675
25	その他の眼及び付属器の疾患	704	247323	103	2401
26	喘息	1010	231946	78	2974
27	慢性閉塞性肺疾患	1009	230545	26	8867
28	白内障	702	226036	42	5382
29	その他のウイルス疾患	106	224803	4	56201
30	血管性及び詳細不明の認知症	501	221800	18	12322

図7 各群の1人あたり平均医療費
(国民健康保険、福島県猪苗代町)

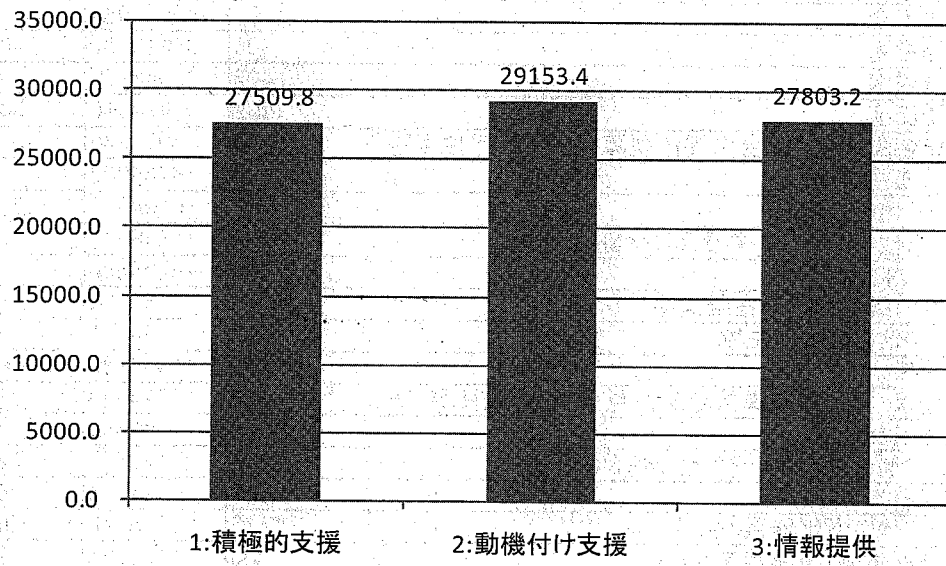


表 10 疾患別の人数および医療費
(国民健康保険、静岡県伊豆の国市)

	病名	病名	合計点数	人数	平均点数
1	高血圧性疾患	901	108594087	2739	39647
2	腎不全	1402	45543944	95	479410
3	脳梗塞	906	35810732	403	88860
4	糖尿病	402	33048126	558	59226
5	関節症	1302	21454610	346	62008
6	統合失調症, 統合失調症型障害及び妄想性障害	503	17070745	151	113051
7	虚血性心疾患	902	16464932	214	76939
8	その他の心疾患	903	16104743	244	66003
9	その他の内分泌, 栄養及び代謝疾患	403	15878411	415	38261
10	前立腺肥大(症)	1405	15296594	207	73897
11	胃潰瘍及び十二指腸潰瘍	1104	13165739	265	49682
12	その他の悪性新生物	210	11784704	99	119037
13	骨折	1901	11456780	104	110161
14	症状, 徴候及び異常臨床所見・異常検査所見で他	1800	11324474	231	49024
15	脳内出血	905	11302651	56	201833
16	その他の損傷及びその他の外因の影響	1905	11123252	226	49218
17	皮膚炎及び湿疹	1202	11121196	368	30221
18	その他の消化器系の疾患	1112	10758518	200	53793
19	脊椎障害(脊椎症を含む)	1303	10186215	120	84885
20	炎症性多発性関節障害	1301	8457559	150	56384
21	胃炎及び十二指腸炎	1105	8313600	209	39778
22	その他の眼及び付属器の疾患	704	8209898	232	35387
23	慢性閉塞性肺疾患	1009	8021993	82	97829
24	白内障	702	7871291	140	56224
25	その他の神経系の疾患	606	7732268	48	161089
26	喘息	1010	7611121	244	31193
27	骨の密度及び構造の障害	1309	6251792	138	45303
28	椎間板障害	1304	5860662	103	56900
29	その他の筋骨格系及び結合組織の疾患	1310	5563585	103	54015
30	気分[感情]障害(躁うつ病を含む)	504	5374177	110	48856

図8 各群の1人あたり平均医療費
(国民健康保険、静岡県伊豆の国市)

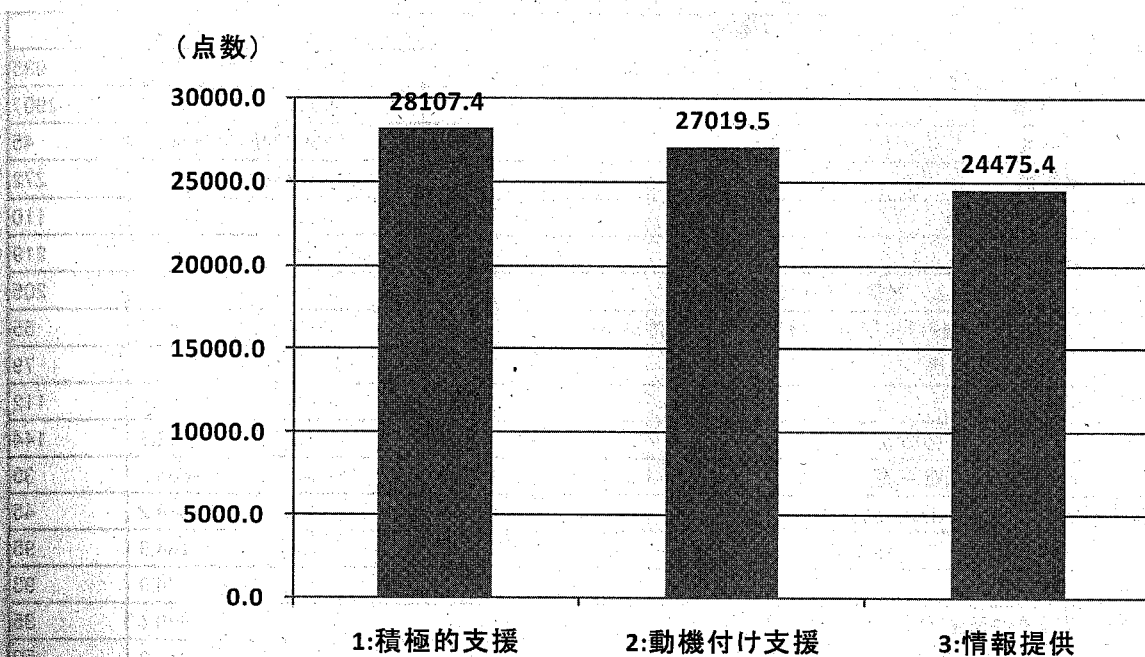


表 11 疾患別の人数および医療費
(国民健康保険、静岡県小山町)

順位	主病傷名	合計 / 点数	平均 / 点数	人数
1	'高血圧性疾患'	50544124	48834.9	1035
2	(病名無し)	48900659	16821.7	2907
3	'腎不全'	22260692	494682.0	45
4	'糖尿病'	17609768	64741.8	272
5	'虚血性心疾患'	11525740	104779.5	110
6	'脳梗塞'	11345758	51807.1	219
7	'その他の内分泌、栄養及び代謝疾患'	8256458	40275.4	205
8	'統合失調症、統合失調症型障害及び妄想性障害'	7803875	141888.6	55
9	'その他の心疾患'	6883913	87138.1	79
10	'関節症'	6685033	59687.8	112
11	'胃炎及び十二指腸炎'	5460813	37922.3	144
12	'その他の悪性新生物'	5444604	139605.2	39
13	'その他の神経系の疾患'	4684014	104089.2	45
14	'胃潰瘍及び十二指腸潰瘍'	4349531	45784.5	95
15	'喘息'	4192340	45078.9	93
16	'胃の悪性新生物'	3768770	107679.1	35
17	'脊椎障害(脊椎症を含む)'	3190594	63811.9	50
18	'結腸の悪性新生物'	2863429	114537.2	25
19	'その他の損傷及びその他の外因の影響'	2738729	68468.2	40
20	'その他の男性生殖器の疾患'	2672639	65186.3	41
21	'炎症性多発性関節障害'	2271998	64914.2	35
22	'気管、気管支及び肺の悪性新生物'	2152418	239157.6	9
23	'白内障'	2069604	66761.4	31
24	'その他の消化器系の疾患'	1751287	64862.5	27
25	'その他の腎尿路系の疾患'	1740321	116021.4	15
26	'慢性閉塞性肺疾患'	1698910	80900.5	21
27	'パーキンソン病'	1688170	153470.0	11
28	'肺炎'	1644920	182768.9	9
29	'良性新生物及びその他の新生物'	1582574	98910.9	16
30	'屈折及び調節の障害'	1380862	27075.7	51

図9 各群の1人あたり平均医療費
(国民健康保険、静岡県小山町)

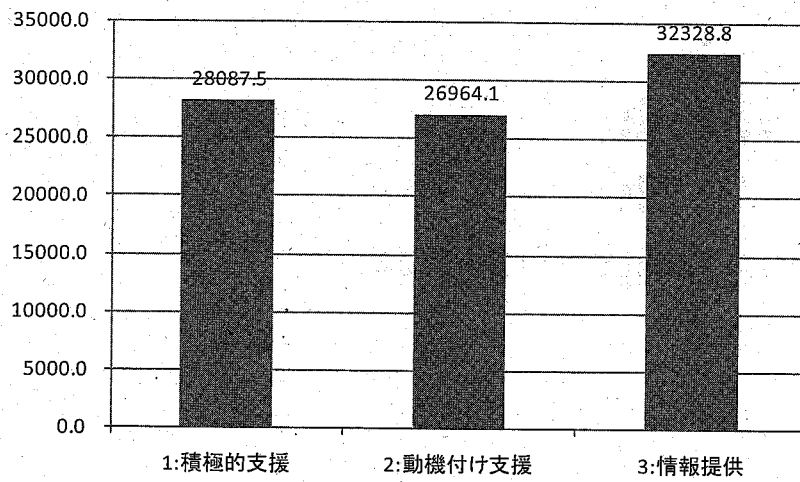


表 12 要介護認定率の地域差 (相関係数)

年度	総数					前期高齢者					後期高齢者											
	要支援	要介護1	要介護2	要介護3	要介護4	要介護5	総数	要支援	要介護1	要介護2	要介護3	要介護4	要介護5	総数	要支援	要介護1	要介護2	要介護3	要介護4	要介護5	総数	
2003年	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000
2003年 要介護1	0.499	1.000	0.481	1.000	0.413	0.289	1.000	0.413	1.000	0.289	1.000	0.413	0.289	1.000	0.445	1.000	0.445	1.000	0.445	1.000	0.445	1.000
2003年 要介護2	0.128	0.481	1.000	0.411	0.142	0.289	1.000	0.142	0.289	1.000	0.142	0.289	1.000	0.060	0.454	1.000	0.060	0.454	1.000	0.060	0.454	1.000
2003年 要介護3	0.081	0.289	0.411	1.000	0.048	0.186	0.204	1.000	0.048	0.186	0.204	1.000	0.048	0.186	-0.004	0.265	0.438	1.000	0.048	0.186	0.204	1.000
2003年 要介護4	0.077	0.228	0.268	0.402	0.031	0.131	0.180	1.000	0.031	0.131	0.180	1.000	0.031	0.131	0.018	0.188	0.277	0.387	1.000	0.018	0.188	0.277
2003年 要介護5	0.082	0.254	0.265	0.237	0.023	0.118	0.146	1.000	0.023	0.118	0.146	1.000	0.023	0.118	0.033	0.203	0.217	0.160	0.203	0.033	0.203	0.217
2003年 総数	0.723	0.858	0.584	0.475	0.429	0.441	1.000	0.653	0.793	0.553	0.416	0.374	0.347	1.000	0.678	0.847	0.573	0.443	0.391	0.678	0.847	0.573
2004年	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000
2004年 要介護1	0.391	1.000	0.506	1.000	0.376	1.000	1.000	0.376	1.000	0.506	1.000	0.376	1.000	0.334	1.000	0.334	1.000	0.334	1.000	0.334	1.000	0.334
2004年 要介護2	0.125	0.506	1.000	0.431	0.089	0.289	1.000	0.089	0.289	1.000	0.089	0.289	1.000	0.067	0.506	1.000	0.067	0.506	1.000	0.067	0.506	1.000
2004年 要介護3	0.103	0.273	0.431	1.000	0.057	0.175	0.206	1.000	0.057	0.175	0.206	1.000	0.057	0.175	0.019	0.269	0.448	1.000	0.019	0.269	0.448	1.000
2004年 要介護4	-0.006	0.229	0.335	0.360	0.034	0.175	0.187	1.000	0.034	0.175	0.187	1.000	0.034	0.175	-0.073	0.198	0.302	0.336	1.000	-0.073	0.198	0.302
2004年 要介護5	0.041	0.212	0.289	0.241	0.394	1.000	1.000	1.000	0.394	1.000	0.207	0.174	1.000	0.207	0.151	0.205	0.161	0.29	1.000	0.207	0.151	0.205
2004年 総数	0.692	0.821	0.616	0.482	0.416	0.429	1.000	0.620	0.793	0.551	0.430	0.395	0.376	1.000	0.643	0.820	0.610	0.456	0.361	0.643	0.820	0.610
2005年	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000
2005年 要介護1	0.295	1.000	0.509	1.000	0.282	1.000	1.000	0.282	1.000	0.509	1.000	0.282	1.000	0.235	1.000	0.235	1.000	0.235	1.000	0.235	1.000	0.235
2005年 要介護2	0.094	0.509	1.000	0.448	0.041	0.419	1.000	0.041	0.419	1.000	0.041	0.419	1.000	0.036	0.489	1.000	0.036	0.489	1.000	0.036	0.489	1.000
2005年 要介護3	0.086	0.261	0.448	1.000	-0.001	0.338	0.577	1.000	-0.001	0.338	0.577	1.000	0.048	0.305	0.451	1.000	0.048	0.305	0.451	0.048	0.305	0.451
2005年 要介護4	-0.057	0.229	0.347	0.323	0.000	1.000	1.000	1.000	0.000	1.000	0.140	0.048	1.000	-0.108	0.236	0.338	0.359	1.000	-0.108	0.236	0.338	0.359
2005年 要介護5	0.088	0.215	0.310	0.233	0.359	1.000	1.000	1.000	0.359	1.000	0.451	0.482	1.000	0.010	0.144	0.217	0.131	0.231	1.000	0.010	0.144	0.217
2005年 総数	0.645	0.797	0.633	0.486	0.400	0.456	1.000	0.495	0.783	0.572	0.416	0.374	0.347	1.000	0.601	0.800	0.618	0.488	0.381	0.601	0.800	0.618
2006年	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000
2006年 要介護1	0.360	1.000	0.468	1.000	0.284	1.000	1.000	0.284	1.000	0.468	1.000	0.284	1.000	0.239	1.000	0.239	1.000	0.239	1.000	0.239	1.000	0.239
2006年 要介護2	0.068	0.468	1.000	0.496	0.124	0.257	1.000	0.124	0.257	1.000	0.124	0.257	1.000	0.009	0.450	1.000	0.009	0.450	1.000	0.009	0.450	1.000
2006年 要介護3	0.057	0.264	0.496	1.000	0.042	0.138	0.254	1.000	0.042	0.138	0.254	1.000	0.042	0.138	-0.016	0.250	0.469	1.000	-0.016	0.250	0.469	1.000
2006年 要介護4	-0.013	0.208	0.416	0.546	-0.023	0.166	0.196	1.000	-0.023	0.166	0.196	1.000	0.188	0.160	0.365	0.471	1.000	0.188	0.160	0.365	0.471	1.000
2006年 要介護5	0.114	0.158	0.283	0.337	0.019	0.091	0.169	1.000	0.019	0.091	0.169	1.000	0.093	0.055	0.157	0.181	0.29	1.000	0.093	0.055	0.157	0.181
2006年 総数	0.599	0.802	0.653	0.562	0.502	0.487	1.000	0.528	0.769	0.586	0.450	0.415	0.361	1.000	0.566	0.802	0.630	0.517	0.42	0.566	0.802	0.630

表 13 推定結果 (第 1 号被保險者)

	推計式1-1		推計式1-2		推計式1-3		推計式1-4		推計式1-5	
	回歸係數	標準誤差	回歸係數	標準誤差	回歸係數	標準誤差	回歸係數	標準誤差	回歸係數	標準誤差
第1号被保險者數	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
後期高齡者比率	0.0958	0.0121 ***	0.1078	0.0122 ***	0.0969	0.0121 ***	0.0912	0.0129 ***	0.0957	0.0121 ***
所得段階1比率	0.0407	0.0406								
所得段階2比率			0.0250	0.0036 ***	-0.0075	0.0023 **				
所得段階3比率										
所得段階4比率							0.0043	0.0041		
所得段階5比率									324.0363	3879.4080
特養定員率	0.1080	0.0368 **	0.0962	0.0367 **	0.0976	0.0369 **	0.1083	0.0368 **	0.1078	0.0368 **
老健定員率	0.1041	0.0319 **	0.0988	0.0317 **	0.1007	0.0319 **	0.1043	0.0319 **	0.1041	0.0319 **
療養定員率	0.1194	0.0643	0.0871	0.0642	0.1068	0.0644	0.1185	0.0643	0.1205	0.0643
2004年々	0.0045	0.0003 ***	0.0041	0.0003 ***	0.0045	0.0003 ***	0.0045	0.0003 ***	0.0045	0.0003 ***
2005年々	0.0079	0.0004 ***	0.0072	0.0004 ***	0.0079	0.0004 ***	0.0080	0.0004 ***	0.0079	0.0004 ***
2006年々	0.0062	0.0005 ***	0.0104	0.0008 ***	0.0024	0.0012 *	0.0074	0.0012 ***	0.0074	0.0004 ***
定数項	0.0980	0.0060 ***	0.0844	0.0063 ***	0.1038	0.0061 ***	0.0968	0.0062 ***	-323.9377	3879.4080
sigma_u	0.0256		0.0248		0.0257		0.0258		0.0258	
sigma_e	0.0077		0.0077		0.0077		0.0077		0.0077	
rho	0.9173		0.9130		0.9181		0.9182		0.9184	
R-squared	0.1312		0.1852		0.1274		0.1182		0.1157	
F-test (zero-slope)	F(9,4893) = 194.93		F(9,4893) = 202.22		F(9,4893) = 196.44		F(9,4893) = 194.94		F(9,4893) = 194.78	
Number of obs = 6571										
Number of groups = 1669										
	推計式2-1		推計式2-2		推計式2-3		推計式2-4		推計式2-5	
	回歸係數	標準誤差	回歸係數	標準誤差	回歸係數	標準誤差	回歸係數	標準誤差	回歸係數	標準誤差
第1号被保險者數	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
後期高齡者比率	0.0218	0.0079 **	0.0254	0.0079 **	0.0214	0.0079 **	0.0213	0.0083 *	0.0219	0.0079 **
所得段階1比率	-0.0627	0.0263 *								
所得段階2比率			0.0072	0.0023 **						
所得段階3比率					0.0035	0.0015 *				
所得段階4比率							0.0006	0.0026		
所得段階5比率									-182.7394	2517.0410
特養定員率	0.0280	0.0239	0.0250	0.0239	0.0331	0.0240	0.0284	0.0239	0.0283	0.0239
老健定員率	0.0578	0.0207 **	0.0562	0.0207 **	0.0594	0.0207 **	0.0578	0.0207 **	0.0578	0.0207 **
療養定員率	-0.0245	0.0417	-0.0356	0.0418	-0.0196	0.0418	-0.0263	0.0417	-0.0261	0.0417
2004年々	0.0017	0.0002 ***	0.0015	0.0002 ***	0.0017	0.0002 ***	0.0017	0.0002 ***	0.0017	0.0002 ***
2005年々	0.0030	0.0003 ***	0.0028	0.0003 ***	0.0030	0.0003 ***	0.0030	0.0003 ***	0.0030	0.0003 ***
2006年々	0.0010	0.0003 **	0.0022	0.0005 ***	0.0028	0.0008 ***	0.0012	0.0008 ***	0.0010	0.0003 **
定数項	0.0350	0.0039 ***	0.0299	0.0041 ***	0.0316	0.0040 ***	0.0338	0.0040 ***	182.7734	2517.0410
sigma_u	0.0115		0.0110		0.0112		0.0113		0.0113	
sigma_e	0.0050		0.0050		0.0050		0.0050		0.0050	
rho	0.8426		0.8296		0.8348		0.8358		0.8357	
R-squared	0.0207		0.1037		0.0688		0.0576		0.0579	
F-test (zero-slope)	F(9,4893) = 49.06		F(9,4893) = 49.53		F(9,4893) = 49.07		F(9,4893) = 48.38		F(9,4893) = 48.37	
Number of obs = 6571										
Number of groups = 1669										

表 14 推定結果 (後期高齢者)

	推計式3-1		推計式3-2		推計式3-3		推計式3-4		推計式3-5	
	回歸係數	標準誤差	回歸係數	標準誤差	回歸係數	標準誤差	回歸係數	標準誤差	回歸係數	標準誤差
第1号被保險者數	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
後期高齢者比率	-0.2820	0.0219 ***	-0.2596	0.0220 ***	-0.2793	0.0219 ***	-0.2955	0.0232 ***	-0.2822	0.0219 ***
所得段階1比率	0.0683	0.0733	0.0467	0.0064 ***	-0.0186	0.0041 ***	0.0126	0.0074	0.0000	0.0000
所得段階2比率										
所得段階3比率										
所得段階4比率										
所得段階5比率										
特養定員率	0.1949	0.0665 **	0.1730	0.0662 **	0.1695	0.0666 *	0.1962	0.0665 **	-553.6165	7003.1200
老健定員率	0.2175	0.0575 ***	0.2076	0.0573 ***	0.2091	0.0575 ***	0.2182	0.0575 ***	0.1945	0.0665 **
療養定員率	0.2157	0.1161	0.1551	0.1158	0.1838	0.1161	0.2118	0.1161	0.2175	0.0576 ***
2004年分	0.0093	0.0006 ***	0.0086	0.0006 ***	0.0094	0.0006 ***	0.0094	0.0006 ***	0.2172	0.1161
2005年分	0.0168	0.0007 ***	0.0154	0.0007 ***	0.0167	0.0007 ***	0.0170	0.0007 ***	0.0093	0.0006 ***
2006年分	0.0158	0.0008 ***	0.0236	0.0014 ***	0.0065	0.0022 **	0.0192	0.0021 ***	0.0168	0.0007 ***
定數項	0.3889	0.0108 ***	0.3634	0.0113 ***	0.4028	0.0111 ***	0.3845	0.0112 ***	0.0158	0.0008 ***
sigma_u	0.0449		0.0433		0.0451		0.0452		554.0065	7003.1200
sigma_e	0.0139		0.0138		0.0139		0.0139		0.0452	
rho	0.9128		0.9076		0.9137		0.9136		0.9137	
R-squared	0.0295		0.0670		0.0296		0.0252		0.0234	
F-test (zero-slope)	F(9,4893) = 81.59		F(9,4893) = 88.22		F(9,4893) = 84.12		F(9,4893) = 81.85		F(9,4893) = 81.48	
Number of obs = 6571										
Number of groups = 1669										
	推計式4-1		推計式4-2		推計式4-3		推計式4-4		推計式4-5	
	回歸係數	標準誤差	回歸係數	標準誤差	回歸係數	標準誤差	回歸係數	標準誤差	回歸係數	標準誤差
第1号被保險者數	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
後期高齢者比率	-0.1044	0.0137 ***	-0.0985	0.0138 ***	-0.1043	0.0137 ***	-0.1062	0.0145 ***	-0.1042	0.0137 ***
所得段階1比率	-0.0807	0.0458	0.0117	0.0040 **	0.0011	0.0026	0.0020	0.0046	0.0000	0.0000
所得段階2比率										
所得段階3比率										
所得段階4比率										
所得段階5比率										
特養定員率	0.0417	0.0416	0.0367	0.0416	0.0436	0.0418	0.0423	0.0416	233.0737	4381.1900
老健定員率	0.1171	0.0360 **	0.1145	0.0360 **	0.1175	0.0360 **	0.1171	0.0360 **	0.0421	0.0416
療養定員率	-0.0442	0.0726	-0.0618	0.0728	-0.0442	0.0728	-0.0471	0.0727	0.1170	0.0360 **
2004年分	0.0033	0.0003 ***	0.0031	0.0004 ***	0.0033	0.0003 ***	0.0033	0.0003 ***	-0.0462	0.0726
2005年分	0.0061	0.0004 ***	0.0058	0.0005 ***	0.0061	0.0004 ***	0.0062	0.0004 ***	0.0033	0.0003 ***
2006年分	0.0034	0.0005 ***	0.0034	0.0009 ***	0.0039	0.0014 **	0.0039	0.0013 **	0.0061	0.0004 ***
定數項	0.1292	0.0068 ***	0.1213	0.0071 ***	0.1272	0.0070 ***	0.1271	0.0070 ***	0.0034	0.0005 ***
sigma_u	0.0200		0.0193		0.0197		0.0197		-232.9457	4381.1900
sigma_e	0.0087		0.0087		0.0087		0.0087		0.0197	
rho	0.8417		0.8315		0.8370		0.8375		0.0087	
R-squared	0.0384		0.0777		0.0548		0.0547		0.8374	
F-test (zero-slope)	F(9,4893) = 33.25		F(9,4893) = 33.87		F(9,4893) = 32.91		F(9,4893) = 32.90		0.0547	
Number of obs = 6571										
Number of groups = 1669										