

国立社会  
保障・  
人口問  
題研究  
所

# Working Paper Series (J)

No. 3

医療費の地域差による厚生損失の推計

泉 田 信 行

2000年10月

国立社会保障・人口問題研究所



1 2 5 5 4 3

国立社会保障・人口問題研究所

National Institute of Population and  
Social Security Research

〒100-0011 東京都千代田区内幸町 2-2-3 日比谷国際ビル 6F



No. 3

医療費の地域差による厚生損失の推計

泉 田 信 行

2000年10月



# 医療費の地域差による厚生損失の推計\*

平成12年10月20日

国立社会保障・人口問題研究所  
研究員 泉田信行

---

\* 本研究は財団法人 医療経済研究・社会保険協会医療経済研究機構における1999年度「地域差に関する研究会」において筆者が報告した研究成果の一部をとりまとめたものである。研究会参加者各位、特に中西悟志委員（日本福祉大学経済学部助教授）のコメントに感謝する。もちろん本稿に残る誤りは筆者のみの責に帰するものである



## 1. はじめに

医療費の地域差の問題が問題とされる理由はそれが厚生損失を生み出すからである。この点を初めて指摘したのが Phelps and Parente (1990) である。地域差が存在している際には複数の地域において一人当たりの医療費（もしくは医療費の地域差指数）が異なっている。地域差を生み出す要因としては、消費者の所得、死亡率、年齢構造などの需要側の社会経済的な要因、利用される医療技術、看護体制、などの供給側の要因、そして疾病構造などの公衆衛生的な要因がある。これらの要因をコントロールした上でなお医療費に説明されない地域差が残るのであれば、それは消費者に対して損失を与えると考えるのである。

消費者は自己の健康状態を考え、医療サービスを需要することによって健康を回復する。このとき、消費者は所得を行動の制約条件として自分の満足度を最大化するように医療サービスを需要すると考えることは自然な仮定である。すると、社会経済的な要因、供給側の要因、疾病構造をコントロールしたという意味で同質な消費者の医療サービスの需要量が異なることは、何らかのコントロールされていない要因によって医療サービスの需要関数がシフトしている結果であると考えられる。

医療需要関数をシフトさせる最も重要な要因としては医療サービスの内容に関する情報をどのくらい需要者である消費者が持っているかという点であろう。医療サービスに関する完全な情報を持っている場合の医療需要関数（例えば医師自身が医療サービスを需要する場合）を基準にした場合、医療サービスに関する不完備な情報のもとでの需要関数は過剰もしくは過小な医療サービス需要をもたらす。過剰もしくは過小な医療サービス需要は消費者の満足度を最大化しない。この意味で地域差は社会厚生を低下させると言える。

このような厚生損失を計算することの意味は、地域差の問題が現実の経済、特に医療費の問題に対してどの程度の潜在的な影響を与えるかを示すことである。Phelps and Parente の研究は厚生損失をニューヨーク州のデータを用いて推定した。彼らの結果によれば、地域間格差によってもっとも大きな厚生損失をもたらしている診療行為は冠状動脈バイパス術であって、その額は（それを全州に拡張した際に）62億ドルにも達するとしている。

もっともこの研究は各医療サービスごとに厚生損失を計算することによって、地域差の要因の研究においてどの医療サービスから研究を始めるべきであるかという”priority setting”<sup>1</sup>を行うための基礎資料となると Phelps and Parente は主張している。

日本においては医療費の地域差の問題を論じる際には地域差指数を利用してきた。地域差指数の利点はそれが都道府県間の医療費の格差を示すときには明快な指標となることである。欠点としては都道府県間の医療費の格差を全国で集計した際にどの程度の金額になるかを全く示さない点である。それゆえ、医療費の地域格差による厚生損失を推計することは地域差による損失を金銭尺度で明示するという点で有意義であると言える。しかしな

から日本においてはこれまで医療費の地域格差による厚生損失を推計する試みはなされてこなかった。

そこで、本研究においては平成7年度の国民健康保険のレセプトデータを用いて入院医療費の厚生損失について推計を試みる。厚生損失の推計額が大きい場合には、医療費の地域差を縮小することにより効率性が改善されるだけでなく、過剰に支払われている国庫負担金が削減することが可能になるかも知れない。それゆえ、政策的な意義が高いものと考えられる。

本論文においては国民健康保険のレセプトデータによって医療費の地域差による厚生損失がどの程度発生しているかを推計した。本稿での推計結果では支出額の0.1%の厚生損失が発生していた。これを平成7年の国民健康保険制度全体に拡張すれば、この年の国民健康保険全体の支出額が5兆2968億円であったので、国保全体で52億968億円にも達する厚生損失が発生していたと推計される。これは完全情報下における医療需要関数が平均的な需要関数と一致している場合の値である。

本稿の主要な結果は次のようなものである。最も医療費が小さい都道府県の医療需要が完全情報下の医療需要と一致するという前提においても厚生損失の推計を行うと、厚生損失の推計値は100億6392万円となる。さらに、このケースに限定して医療費の地域差による保険者の超過負担額の推計額も行うと、保険者の超過負担の推計額は42億76百万円と推定された。これは最小医療費の都道府県の水準まで医療費が低下した場合には同額の医療費が節約されることを意味している。これはサンプルの支出総額の5.33%にあたった。これを国保制度全体に拡張すると、2823億円ほどが医療費の地域差によって国保保険者が超過負担していることになる。

本稿は以下において次のように構成される。第二節においては地域差研究に関する先行研究が紹介される。第三節厚生損失の帰結の理論的な背景が説明される。第四節においては推計方法と使用されるデータが説明され、第五節においては日本における厚生損失の推計結果が与えられる。最終節では若干の政策的含意が考察される。

## 2. 医療費の地域差に関する先行研究

医療費の地域差問題の中心課題はもちろん、医療費の地域差が存在するか否かを統計的に示すことである。それゆえ、地域における医療資源消費の指標やこれに基づく地域差の指標の選択は結論に重大な影響を与える。このような地域差の測定方法に関しては数多くの研究の蓄積が存在する。

Diehr (1984) は簡潔ながらも鋭く地域差の測定方法にかかる問題点を指摘している。手術件数の地域差を検討する際には人口あたりの手術回数を地域における医療資源消費の指



標にとる。しかしながら、彼女は、分析対象となる手術が、単独個人が何度も行えるような性質のもの（彼女自身は surgery for varicose veins：静脈瘤の手術、を例に挙げている）の場合にはこのような指標は問題があるとしている。指標の分母が地域の人口であるにもかかわらず、分子の手術数は同一個人に対する複数回のものを含んでいる可能性があるためである。

もっとも、彼女は同一の個人に対して一回だけしか行われぬ手術に対しても問題があるとしている。例えば、子宮摘除術は同一個人に対して一回しか行われ得ない手術である。子宮摘除術に関する地域における医療資源消費の指標を作成する場合にはこの手術の適用可能者（地域の女性）の数からすでに同じ手術を受けた女性の数を差し引かなければならない。しかしながらこれはデータの制約から非常に難しい問題であると考えられる。

このような問題を回避し得たとしても医療資源の投入指標から地域差の指標を作成する段階での問題が発生し得る。例えば、医療資源の投入指標の最大値と最小値の差を地域差の指標とすることは多い。しかしながら、Diehr は医療資源の消費水準が正規分布に従い、かつ潜在的には消費水準の平均値が同じである地域が5つ存在する場合を考え、この場合には確率的要因のみによって、最大値と最小値の比率が標準偏差の2.3倍の値になると指摘している。地域数が20の場合には確率要因だけでこの比率が標準偏差の3.7倍の値になる可能性がある。

確率的に発生する地域差の問題と構造的な地域差の問題を峻別して分析を行うための方法を提案したのが、McPherson, Wennberg, Hovind and Clifford (1981) である。そもそも彼らは分散と標準偏差がともに測定単位に影響を受けることに注目していた。この場合変動係数を利用することも可能である。しかし、観測誤差が地域差の主要な要因である場合、例えば母集団が小さい場合など、には問題が発生する。このような場合には標本分散は小さくとも、計算される変動係数は大きくなる傾向がある。彼らは、構造的変動要素 (systematic component of variation) を用いて分析を行っている。

彼らの研究ではアメリカ、イギリス、ノルウェーの Hernia repair, Appendectomy, Cholecystectomy, Prostatectomy, Hysterectomy, Hemorrhoidectomy, Tonsillectomy の状況を分析の俎上に載せている。その結果として、ほぼ同じ施行率を各術式はもっていたが、Hysterectomy だけはアメリカにおいてその他の2国と比較して非常に高い確率で行われていることがわかった。

McPherson らの結果は手術の地域差は国際的には同様のパターンをとり、それらは術式ごとに異なるものの単一の術式の中では国際的な差はそれほど大きくないことを示したのである。これらの結果は Wennberg らが提起した2つの結論とは異なる結果を提出した。Wennberg らの結果の一つは医師の診断スタイルもしくは特定の治療法の効果性に関する信念の違いが観察される手術の地域差に大きく貢献しているというものである。また、もう一つの結果は特定の治療法が、診断や治療などの点に関する専門家の視点からの不確実性 (professional uncertainty)、に依存して特徴的な変動のパターンをとるという結果であ

る。

McPherson, Strong, Epstein, Jones and Clifford (1981)は初めて構造的変動要素 (systematic component of variation) の概念を導入し、地域差の国際比較を行った。構造的変動要素の考え方は地域差が確率的要素と構造的変動要素によって発生すると考えるものである。そこでは地域差の確率的要素は地域差の問題では主たる問題ではない。構造的変動要素の存在こそ地域差が問題になる理由である。そこで、地域差を確率的変動要素と構造的変動要素に分解し、構造的要素の部分を比例的ハザードモデルによって推定する。

地域差の存在を確認された場合には地域差がどのような要因によって決定されているかを分析しなければならない。医療費の地域差の原因のひとつとして社会経済要因が考えられる。社会経済要因として個人所得を考える。ある地域の住民の所得が他地域の住民の所得よりも高いとする。このとき所得の高い地域の住民の方が医療サービスの需要量が多い可能性がある。これは所得が高いほど病気に罹患しやすいためではない。所得が高いほどより多くの医療サービスを利用してより高い健康水準を保とうとすると考えられるためである。例えば、風邪を引いた場合を考える。その他の条件を同一とすれば、所得の高い個人の方が医療サービスを利用する費用を気にせず医療機関を受診するはずである。その結果として所得の高い地域ほど医療サービスの利用が増大し、医療費も増大することになる。

このような論点で医療費の地域差を分析した研究の代表例は、Bunker (1970), Roos, Roos and Henteleff (1977), Roos and Roos (1982) である。Roos and Roos (1982)は高齢患者について健康水準などの個人特性と手術施行率との関係を分析している。彼らはカナダのマニトバ州 (Winnipeg を除く) に居住する 65 歳以上の個人に対するインタビュー調査とマニトバ州医療サービス委員会の病院退院簿のデータを利用した。この調査のサンプル数は 2626 であり、自宅に居住する高齢者と施設に入所している高齢者の双方がサンプルに含まれている。インタビュー項目は 517 であるが、その内容を大別すると、健康指標、身体の不自由度の指標、生活満足度、医療へのアクセス度、社会経済指標、人種である。マニトバ州医療サービス委員会の病院退院簿からは手術施行率のデータを得ている。

彼らの研究では手術の施行率の指標とインタビュー対象者の所得の間には相関関係が見いだせなかった。手術の施行率との間に関係が見られた変数は義務教育以上の教育を受けた人の割合と、出身国がカナダ・アメリカ・イギリスである人々の割合であった。所得変数は相関をもたなかったものの、社会経済変数は手術の施行率との間に関係があることが発見されたわけである。所得指標が手術の施行率と相関をもたなかった理由としては、カナダの皆保険制度は自己負担分がないためであると考えられる。費用負担が無い場合には所得の多寡が医療サービスの利用に影響を与えないわけである。

医療費の地域差の帰結は社会厚生に対して影響を与えることである。これを本稿で取り扱う。しかしながら、地域差の帰結を異なる観点で測定している研究も存在する。この問題点を扱った論文としては、Wennberg, Bunker and Barnes (1980), Roos and Roos (1981),

Roemer and Schwartz (1979) などがある。

Roos and Roos (1981) はカナダのマニトバ州（但し州都である Winnipeg は除いている）の高齢者の医療データを利用して分析を行っている。彼らは 56 の小地域について手術施行率を計算した。その結果に従って、地域を高手術地域・準高手術地域・準低手術地域・低手術地域の 4 群に分けた。そのうえで、高齢者の中でも手術のリスクが高いと思われる後期高齢者（85 歳以上）に対する手術の施行の状況を観察した。それによると、高手術地域ほど後期高齢者に対する手術の施行が多かったとしている。この分析は手術を総体的に扱った分析である。異なる術式をまとめて取り扱うことは問題である。そこで彼らは cholecystectomy, prostatectomy, inguinal herniorrhaphy に限って同様の分析を行った。その結果は手術を総体的に扱った場合と同様に、高手術地域の方がハイリスクグループに対する 3 手術の施行数が多かった。

おそらく、ハイリスクの患者は、手術適応を検討する際に不適とされる可能性が高い。しかしながら、この研究では、高手術地域ほどハイリスクの患者に対する手術の適応が多かったことが指摘された。それゆえ、高手術地域においては手術適応の可否を決定する基準がそのほかの地域よりも緩やかであることが予想される。

この他にも同種の研究は多数存在する。その代表例が以下のものである。Wennberg, Bunker and Barnes (1980) はイギリスの低手術地域の手術施行率が全米において達成されていたとしたならば、約 16000 の手術関連死亡が避けられたであろうと論じている。Roos (1984) は集計データを用いることにより、手術施行率と（地域の）死亡率との間の相関関係が男性と女性では異なることを指摘し、手術の施行率のみが死亡率に影響を与える訳ではないことに注意を喚起した。Lembcke (1952) はニューヨークにおいて、盲腸切除術の施行率が高いほど盲腸による死亡数が多いことを指摘した。Vayda (1973) はカナダとイングランドについて手術の施行率と死亡率の関係を検討した。その結果、カナダの死亡率はイングランドとウェールズのほぼ 2 倍にもなった。

日本では、前田(1983)が医療費の地域差の先駆的な研究を行った。彼は国保高齢者の入院医療費を分析対象とし、一人当たり医療費を一日当たり診療費と一人当たり診療日数に分解して分析を行った。この方法によれば、入院医療費が高い理由として、一日当たり診療費が高いためか、一人当たり診療日数が高いためか、それともその双方が高いためかという点が明らかにできる。彼が利用した昭和 55 年当時の国保データによれば、一人当たり入院診療費が高い上位 5 県は北海道、大阪府、高知県、福岡県、熊本県であった。他方、下位 5 県は茨城県、山形県、千葉県、静岡県、沖縄県であった。

これらの道府県について一日当たり診療費と一人当たり診療日数を観察すると次のようなことがわかった。北海道と高知は一日当たり診療費が低いものの一人当たり入院日数が長い傾向が見られた。高医療費県でも大阪府は一日当たり診療費が高く、一人当たり診療日数が平均に近かった。低医療費県の茨城県、千葉県、静岡県は一日当たり診療費が平均程度であるが、一人当たり入院日数が短い。

北海道と高知県では一人当たり入院日数が長い。では一人当たり入院日数がなぜ長くなるのか。この点について彼は人口10万人対病床数が高くなるほど一人当たり入院日数が長くなることを示している。

彼の分析においてもっとも特筆すべきことは一日当たりの診療点数について都道府県別のばらつきを示している点である。彼は診療行為を『入院料』、『処置・検査など』、『薬剤ほか』に分類している。全疾病をまとめて観察すると、佐賀県・大分県・高知県などは入院料の比率が相対的に高く、京都府・大阪府は薬剤料の比率が高いことがわかる。この分析によって、高医療費県であっても高医療費である理由が異なることがわかる。高知県は入院料が高いが、京都府・大阪府は薬剤料の比率が高い。更に北海道は高医療費ではあるものの、診療行為に関して偏りが無く、かえって全国平均値に近い状況であった。彼がその分析において使用した、一人当たり医療費を恒等式の形で一日当たり診療費、一人当たり診療日数に分解して分析する方法が、その後盛んに行われるようになった。この『寄与分解』とも呼ばれる方法は最近では完全に定着した感がある。例えば、厚生省保険局監修の統計書である『地域医療費総覧』においては毎年の国保医療費について寄与分解による分析が行われている。また、松浦(1998)によっても入院・入院外診療費に関して分析が行われている。

この方法は一人当たり医療費を対数変換したものが受診率・一件当たり日数・一日当たり点数をそれぞれ対数変換したものの和として表現され得ることを利用している。この方法を用いれば、一人当たり医療費がどのような要因によって影響を受けているかがわかることになる。

この方法の欠点は一人当たり医療費が受診率・一件当たり日数・一日当たり点数のいずれかの要素によって影響を受けていることしか把握できない点である。別の言い方をすれば、なぜ受診率・一件当たり日数・一日当たり点数自体が高い(低い)のか、については全く回答を与えていないのである。この点について回答を与えるためには疾病構造や医師・患者行動に関する変数がいかに医療費と関連しているかを明らかにしなければならない。

この点について詳細に分析しているのが北海道保健環境部によってまとめられた、北海道保健環境部(1988)である。これは北海道が高医療費である理由を様々な視点からの分析によって明らかにしようとしたものである。この研究は昭和57年の老人医療費調査の分析から始まり、昭和62年の調査内容に基づく分析までが行われている。この研究は主に医学系の研究者によって行われたものである。クロス表や相関分析が行われている。

医療費が決定される背景には様々な要因がある。それゆえ、単純に相関係数を計測しただけでは重要な要因を判別できない可能性が存在する。それゆえ重回帰分析等を利用して複数の要因の影響を同時に測定しなければならない。このような分析を行ったものとしては安西(1989)があげられる。安西(1989)は老人の入院・外来医療費に注目した。彼は都道府県ごとの入院医療費と外来医療費の平均値を計算し、それによって都道府県を4タ

タイプに分類した。例えば、入院医療費が平均値よりも高く、外来医療費が平均値よりも低い場合には高入院・低外来型の都道府県とされる。高入院・高外来型の都道府県は、北海道、大阪、徳島、福岡などがあげられる。これらの都道府県ではその定義より、入院医療費も外来医療も全国平均値を上回っている。他方、東京や宮城県などは低入院・低外来型と分類される。

彼自身は入院と外来相互の影響を取り除くために高入院・低外来型の都道府県と低入院・高外来型の都道府県について、一人当たり医療費と医療機関数・病床数の関係を重回帰分析によって分析している。その結果、これらの説明変数によって一人当たり医療費が影響を受けていることがわかった。

しかしながら彼の分析はその着眼点にやや問題があるように思われる。一般的には入院と外来は代替関係にある。例えば、外来医療では対応できない傷病（症状）に対しては入院医療によって対応する。このような傷病が多い場合には、外来医療は低下し、入院医療が増大する。すると問題となるのは彼が分析している都道府県群ではなく、高入院・高外来型、もしくは低入院・低外来型の都道府県群であると言える。

森・三宅（1989）は都道府県別の国保データを用いて、医療費が人口死産率、殺人件数指数、季節労務者比率が正の、転入転出超過率・持ち家比率が負の相関を示すことを明らかにした。これは医療費が社会的・経済的・文化的な側面と関係することを意味している。例えば、人口死産率、殺人件数指数が高いと生命に対する認識が低いと解釈する。すると、生命に対する認識が低い地域ほど高齢者の福祉に関する認識も低く、高齢者を医療機関に入院させやすくなる。

石井ら（1993）は岐阜県内の市町村別データを利用して老人医療費における入院・入院外診療費と社会・経済・医療供給・老人保健（福祉）の指標との関連を分析した。その結果得られた結論は次のようなものである。まず、地域住民の一人あたり所得と入院診療費が正の相関があった。次に入院外診療については医療供給の変数とは相関が見られなかった。更に在宅福祉の補助金変数が入院外診療費と負の相関を示していた。これは福祉政策の拡充により医療費が低減できることを示している。他方、老人保健事業は、老人福祉とは異なり、入院・入院外医療費のどちらに対しても影響が見られなかった。この研究では老人保健の指標として一般健康診断受診率をとっているが、それは入院・入院外医療費のどちらに対しても相関がなかったのである。

畝（1996）は福岡県内における市町村における老人医療費の地域格差の要因について分析を行った。福岡県は北海道・大阪に次いで3番目に一人あたり医療費の高い県である。重回帰分析を行った結果、老人一人あたり入院外診療費と70歳以上の死亡率が正の相関を、基本健康診査受診率が負の相関をもった。入院診療費については人口当たり病床数が正の相関を一世帯当たり人員数が負の相関をもった。

医療費の地域差は一人あたり診療日数や一日あたり診療点数が高いことに起因していた。すると、医療費の地域差は相対的に高額の医療の部分によって発生していると考えられる

のであろうか。この問に対して否定的な回答を与えたのが伏見（1996）である。彼はレセプトを用いた医療費のデータのうち、金額で見て上位5%に該当するものを取り除いた場合について検討した。すると、平均値を見た場合、上位5%のレセプトを取り除いた場合の方が平均値の地域ごとの格差が広がった。このことから彼は医療費の地域格差は高額医療費の部分ではなく、日常的な医療費の部分から発生していると結論づけた。

彼は更に、地域格差を都道府県間に見た場合と二次医療圏間に見た場合には、都道府県間格差の方が大きいことを発見した。このことの理由として、医療費の審査体制が都道府県間で異なることを指摘している。都道府県格差の理由はともあれ、医療費の地域差の問題を考える場合には二次医療圏レベルではなく、都道府県レベルで考えることが重要であるといえる。

最近の研究では、印南（1997）が社会経済要因と医療費の地域差の関係を分析している。彼は市町村別の国民健康保険データと地域特性データを用いたパス分析を行っている。彼の得たおもな結果は次のようなものである：1）入院医療費割合が高いと医療費が高い。2）一人当たり病院関連サービスが多いと医療費が高くなる。3）老人一人当たり特別養護老人ホーム数が多いと、老人医療費・退職者医療費が高く、老人一人当たり老人保健施設が多いと老人医療費が高い。ショートステイ利用人数が多いと老人医療費・退職者医療費が低い。4）老人・退職者・一般医療費ともに、経済的に豊かで人口密度の高い都市部に近い地域、または核家族化が進んだ住宅地域で医療費が高い。

これらの結果はほぼ説得的なものであると考えられる。ただし、特別養護老人ホームがあることによって老人医療費・退職者医療費が高いことはやや疑問である。特別養護老人ホームは福祉サービスであり、老人医療費によって費用がまかなわれているわけではない。それゆえ、福祉サービスの供給の増大は老人医療を代替することによって老人医療費の低下を促進しこそすれ、増大させるとは考えにくい。それゆえこの点についてはさらなる分析が必要であろう。

### 3. 医療費の地域差の帰結：経済学的説明

新古典派経済学による医療需要モデルを考える。地域が1からnまでであるとする。平均的な医療費である地域aの医療需要を $X_a$ 、医療サービスの価格をP、医療需要を決定すると思われる要因のベクトルを $Z_a$ とする。この地域の医療サービスに対する需要関数を

$$X_a = D(P, Z_a)$$

と書く。この医療需要関数については

$$dD/dP < 0, \quad d^2D/dP^2 = 0$$

と先験的な仮定をおく。前者の仮定は医療サービスに対する需要が増大するためには医療

サービスの価格が低下しなければならないことを要請している。それゆえ自然な仮定であると言えよう。後者の仮定は価格が変化したときの変化率が需要量の水準に関わらず一定である、つまり、需要関数が需要量に関して線形であることを要求している。また、需要曲線の傾き、医療サービスの需要を限界的に一単位増大させたときの価格の限界的な変化分には地域差はないものとする。

議論の単純化のためにこの医療サービスの生産にかかる費用は全ての地域にわたって、固定的費用がなく、限界費用が  $C$  で一定であると仮定する。これらの仮定の下において、医療費の地域差がある場合は、例えば、図 1 (地域の数が 3 の場合) のように書けることになる。 $D_u$ 、 $D_o$  がそれぞれ地域  $u$  (低医療費の地域)、地域  $o$  (高医療費の地域) の需要関数を示している。

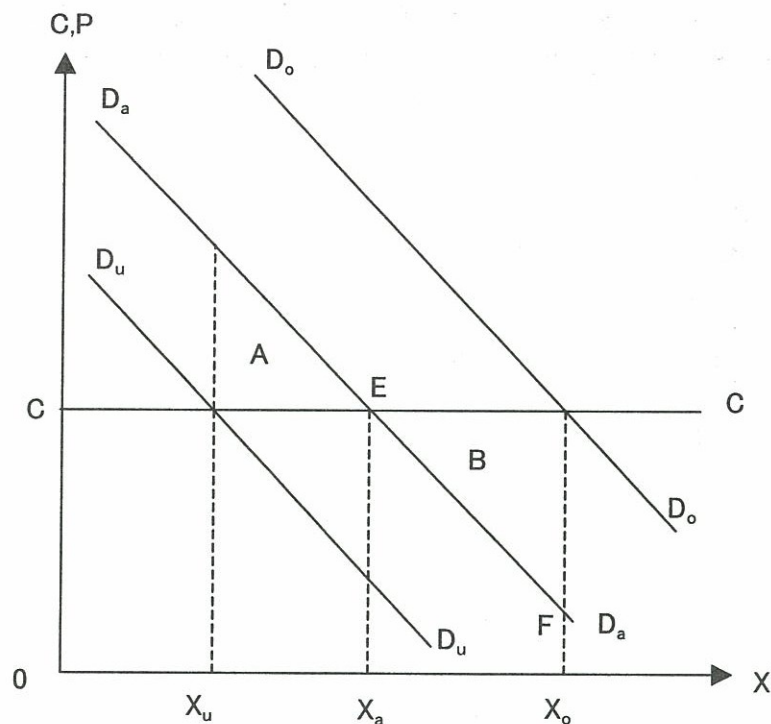


図 1：医療費の地域差による厚生損失

今平均的な医療費である地域が  $a$  であるとし、その地域の需要関数  $D_a$  が情報が偏在しない場合の需要関数であるとする、地域差による厚生損失は  $A$ 、 $B$  の面積に一致する。

地域  $u$  において医療サービスは  $X_u$  まで需要されている。この時  $X_a$  まで医療需要を増大させると追加的な費用は  $C \cdot (X_a - X_u)$  である一方、グロスの消費者余剰の増分は  $A + C \cdot (X_a - X_u)$  となる。これは本来の医療需要関数は  $D_u$  ではなく、 $D_a$  であることから従う。この結果、 $X_u$  から  $X_a$  まで追加的に医療需要を増大させたときの消費者余剰の純粋な増分は  $A$  に一致することがわかる。それゆえ、地域  $u$  においては医療需要が過小であるために厚生損失が  $A$  の面

積に一致する分だけ発生していることがわかる。

他方、地域  $o$  においては  $X_o$  まで医療サービスが需要されている。この時  $X_a$  まで医療需要を減少させると、費用の減少分は  $B+EX_aX_oF$  であるが、グロスの消費者余剰の減少分は  $EX_aX_oF$  である。この場合も消費者余剰の減少分は完全情報下における医療需要関数  $D_a$  によって測られている。地域  $o$  においては過剰な医療需要がなされており、その厚生損失は  $B$  の面積に一致することは明らかである。

これまでの議論では平均値が完全情報の下における医療需要関数であると仮定してきたが、この仮定が成立しない場合がある。この時には推計される厚生損失の額と実際の厚生損失の額との間の誤差が大きくなる。実はこの場合推計される厚生損失の額は実際の厚生損失の額を過小推定したものになっている。

図 2 においては平均的な医療需要関数と情報が与えられた下での医療需要関数が異なっている。従前通り地域  $u$ 、地域  $o$  の医療需要関数は  $D_u$ 、 $D_o$  によって、平均的な需要関数は  $D_a$  と書く。完全情報下の需要関数は平均的な需要関数と明示的に区別するために  $D_f$  で示されている。

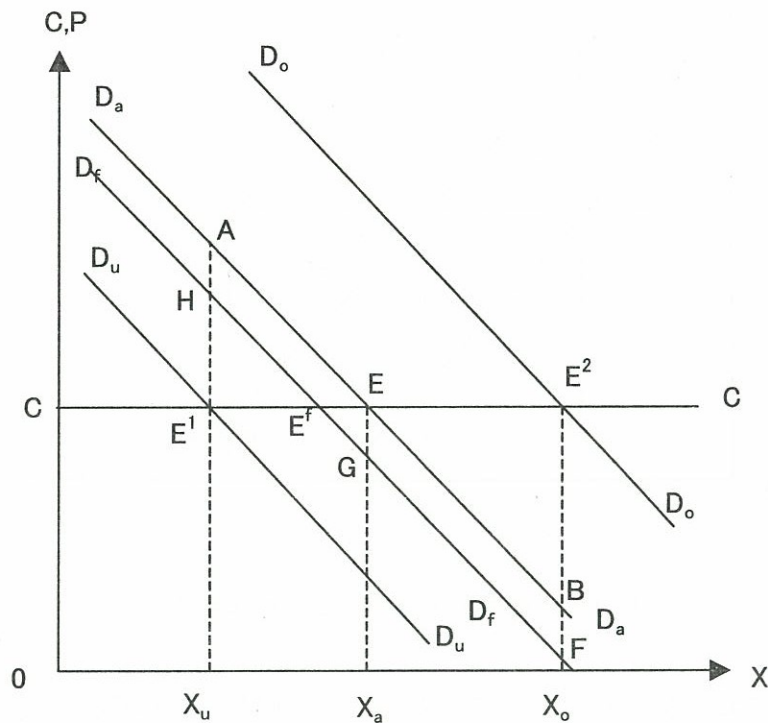


図 2：医療費の地域差による厚生損失の推計-2

平均的な需要関数  $D_a$  を用いて計算された厚生損失は、上記の議論に従えば、三角形  $AEE^1$  と三角形  $BEE^2$  それぞれの面積の和である。真の完全情報下の需要関数を用いて計算した場合は三角形  $HE^1E^f$  と三角形  $FE^fE^2$  の面積の和になる。平均的な需要関数を用いて計算した



場合と真の需要関数を用いて計算した場合の、地域 u にかかる厚生損失の推計値の差は三角形 AEE<sup>1</sup> と三角形 H E<sup>f</sup>E<sup>f</sup> の面積の差になる。それゆえ平均的な需要関数を用いて計算した場合は、真の厚生損失よりも四角形 AHE<sup>f</sup>E の面積だけ過剰に推定していることになる。

この議論に従えば、地域 o に関連する厚生損失については、逆に、四角形 BF E<sup>f</sup> E の面積だけ過小推定していることになる。それゆえ全体的な地域差の厚生損失は四角形 AHE<sup>f</sup>E の面積と四角形 BF E<sup>f</sup> E の面積の大小関係に依存することになる。そこで次にこの点に関して検討する。

線形の需要曲線の傾きが（地域によらず）同一であることを用いると、四角形 AHE<sup>f</sup>E の面積は、

$$\begin{aligned} & (1/2)*(dX/dP)* EE^1* EE^1 - (1/2)*(dX/dP)* E^f E^1* E^f E^1 \\ & = (1/2)*(dX/dP)* [EE^1* EE^1 - E^f E^1* E^f E^1] \\ & = (1/2)*(dX/dP)* [(EE^1)^2 - (E^f E^1)^2] \\ & = (1/2)*(dX/dP)* E E^f * (EE^1 + E^f E^1) \end{aligned}$$

となる。同様にして四角形 BF E<sup>f</sup> E の面積は、

$$\begin{aligned} & (1/2)*(dX/dP)* E^f E^2* E^f E^2 - (1/2)*(dX/dP)* EE^2* EE^2 \\ & = (1/2)*(dX/dP)* [E^f E^2* E^f E^2 - EE^2* EE^2] \\ & = (1/2)*(dX/dP)* [(E^f E^2)^2 - (EE^2)^2] \\ & = (1/2)*(dX/dP)* E^f E * (E^f E^2 + EE^2) \end{aligned}$$

となる。ここで、E<sup>f</sup>E<sup>1</sup> < E<sup>f</sup>E<sup>2</sup> であるから、四角形 BF E<sup>f</sup> E の方が、四角形 AHE<sup>f</sup>E よりも面積が大きい。それゆえ、平均値を用いた推計は真の厚生損失を過小推定することになる。平均的な需要関数が真の需要関数よりも右に位置している場合にも全く同じ結論が得られる。

この問題と同種の問題として費用関数が一定であるという仮定の適切性の問題がある。費用が医療サービスの生産量の関数であることを無視することは生産者余剰の存在を無視することになる。それゆえ、この点においても厚生損失を過小推計していることとなる。

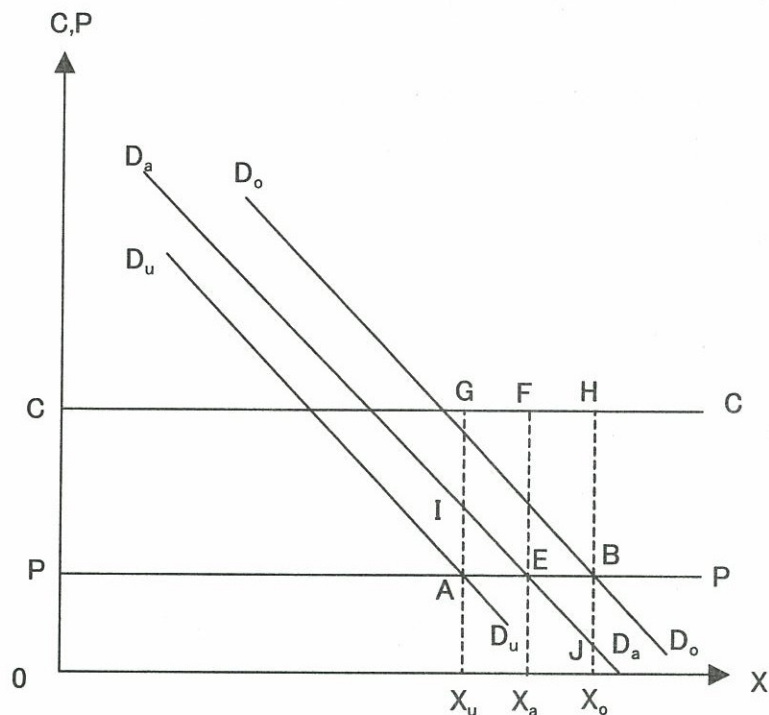
理論的な厚生損失額の推計とは密接に関連するがやや異なる問題として過剰な保険者負担の問題が考えられる。医療サービスが過剰に消費されている場合には医療サービスの購入費用と患者自己負担の差額である保険者負担分が過剰に支出されていることになる。医療サービスを過小に消費している地域では保険者負担分が過小になるとも考えられ、保険者負担分の和を計算すると、過剰な支出と過小な支出が相殺しあってその値は小さくなるかも知れない。しかしながらこれは完全情報下の需要曲線が平均的な需要曲線かもしくはそれに近いものである場合であり、もし最も低い水準の需要曲線が最も完全情報下の需要曲線に近い場合には保険者による超過負担は非常に大きなものになる可能性がある。以下この点について若干説明する。

図 3 においても 3 地域が存在する経済を考え、平均的な医療費である地域 a の需要曲線 D<sub>a</sub> が完全情報下の需要曲線と一致するものとする。いま、患者自己負担額が医療サービスの需要量と関わりなく一定であるとする。すると、地域 o の保険者の超過負担額は EFBH

となることは明らかである。他方、地域  $u$  では医療サービスの過小需要が発生しており、これを解消するものとすれば保険者の過小負担は  $EFGA$  となる。平均的な需要関数  $D_a$  が完全情報下の需要曲線と一致しているので、全体で見た保険者の過小負担はちょうど  $0$  となる。

次に、図 3 において、最も低い水準の需要曲線  $D_u$  を完全情報下の需要曲線と一致するものとする。この場合、地域  $a$  で発生している保険者の超過負担は  $EFGA$  であり、地域  $o$  では  $AGHB$  である。この場合は全体での超過負担額は  $0$  とはならず大きな額になると考えられる。

図 3：医療費の地域差による保険者の超過負担



保険者の超過負担の問題は米国などにおける地域差研究においては全く考慮されていない。しかしながら、保険者負担ひいてはそれに投入される公費が巨額にのぼる日本においてはこの問題は非常に重要であると考えられる。しかしながら完全情報下の需要曲線がどこに位置するかによって超過負担額は大きく異なってくるものと考えられる。以下においては保険者の超過負担額を最小の医療費の都道府県における需要曲線が完全情報下の需要曲線と一致するものとして計測を試みている。

#### 4. 厚生損失の推計方法と使用データ

##### 4-1. 医療需要関数の推計方法

本稿においては最小二乗法を用いて推計を行う。Phelps and Parente とも最小二乗法を用いて推計を行っていたが、ここではやや異なる方法を採用する。その理由は彼らの方法

では明らかに推計方法上の問題点が存在するためである。彼らは医療需要関数を最小二乗法によって推計し、その残差を地域差の厚生損失の推計に用いた。

残差を地域差の厚生損失の測定に用いることは経済モデルと推計モデルとの間の乖離を浮かび上がらせることになる。まず、医療需要関数の推定に際し、残差が大きいほど医療費の地域差による厚生損失が大きくなる。ところが、残差が大きいことは適切な推計が行われていないことを示唆しているのかも知れない。それゆえ推計方法が適切でないことと地域差が大きいことの区別がつけられない。

他方、残差としての地域差が何らかの変数によって説明されるものであると考えるか否かによってこの推計の意味するものはその性質を大きく変える。まず、残差としての地域差が何らかの他の変数によって説明されるべきであると考えすることは推計式に必要な変数が含まれていないことを意味する。この統計学でいわれるところの missing variables の問題が発生している場合には残差は過大に推定されていることになる。それゆえ地域の厚生損失も過大に推計されることとなる。

逆に、残差としての地域差が他の変数によって説明されないという立場をとる場合には地域差の問題に対する全く異なる立場をとることになる。この場合には残差は変数の観測誤差等の純粹に統計学的なものから発生すると考えることと同様な立場をとっていることとなる。この場合、地域差の問題は統計的な問題ではあるものの、医療政策上の問題ではなくなる。

これらの問題に対応するためにここではダミー変数を用いることとする。切片ダミー変数によって各都道府県別の効果を測定する。この場合、基準をどの都道府県にとるかということが問題となる。理論モデルとの整合性をとるために平均的な医療費水準である都道府県を基準にする。この結果、地域差は残差ではなく、ダミー変数の値で測られることとなる。

ダミー変数を導入して地域差の推計を行う場合に、問題となるのは統計的に有意な形で地域差が存在することの確認である。ダミー変数が有意ではないにも関わらずその係数の値をもって地域差の厚生損失の推計を行うことは問題であろう。本稿ではダミー変数の有意性を検定した上で、ダミー変数が統計的に有意である場合だけに限って地域差の推計に用いるものとする。

これらの点を考え合わせると我々の推計モデルは次のようになる。

$$X=b_0+b_1*P+b_2*Z+b_3*D+e$$

ここで  $X$  は医療サービス需要量ベクトル、 $P$  は医療サービスの自己負担価格ベクトル、 $Z$  は医療機関属性や患者属性に関する変数行列、 $D$  は都道府県ダミー変数のベクトルである。 $b_0$  から  $b_3$  までは推定されるパラメーター（のベクトル）である。

#### 4-2. 厚生損失の具体的な計算方法

医療需要関数を推計した結果、都道府県ダミー変数の係数に関する推定値が得られる。もし推定値が統計的に有意でない場合には統計的に有意な地域差が存在しないものと考えられる。それゆえ、以下においては都道府県ダミー変数が統計的に有意な場合のみを検討している。

ダミー変数は図で考えると横軸の差を計測している。例えば、図 3 において、平均的な需要曲線  $D_a$  における需要量  $E$  からの乖離  $AE$  や  $BE$  をダミー変数は計測している。それゆえ、推定の際に医療需要変数の値に実測値を使用している場合には医療需要の平均値とダミー変数の推定値の和によって当該地域の（平均的な医療サービス価格水準における）医療需要が測定されることとなる。価格変数の推定値が限界的な価格変化の医療サービス需要に与える効果を意味することと、需要関数の線形性の仮定を用いると、厚生損失の和は次のように表現される。

$$\text{Welfare Loss} = (1/2) * \sum ( (D_i + \mu) - \mu )^2 * (1/b_1).$$

ここで、 $\mu$  は基準とする医療需要水準である。もし完全情報下の医療需要関数が平均的な医療需要関数であればこれは平均的な医療需要水準となる。

保険者の超過負担については、ダミー変数の計測している部分が明らかであれば計算は簡単であるのでここでは説明を省略する。

#### 4-3. 使用データ

使用したデータは平成 7 年度 11 月診療分の国民健康保険の入院患者個票データである。これは各都道府県につき、入院診療に関するレセプトを 5000 枚程度になるようにサンプリングしている。サンプリングに際しては都道府県の特徴を反映するように市町村を選択し、その市町村の入院レセプトを全数抽出している。この結果、サンプル数は都道府県ごとに正確には 5000 枚とはならない。また、各都道府県の平均的な医療費水準にある市町村からレセプトデータが得られている。

説明変数としては以下のものを利用した。まず、患者の属性をコントロールする変数としては年齢・性別を利用した。性別は患者が女性であるときに 1 をとるダミー変数である。

患者が当該診療月に死亡した場合とそうでない場合には医療需要に対して異なる効果を与えることが予想される。そこで、この点をコントロールするために当該月に患者が死亡した場合に 1 の値をとる死亡ダミー変数を導入することとした。

需要量を決定づける際に重要な役割を果たす医療サービス価格として一日あたり患者自己負担額を用いることとした。これは次のとおりに計算した。レセプトデータ中にある合計金額（医療機関が保険者と患者にそれぞれ請求する金額の合計）について、患者負担割合は 3 割負担であると考え、一月当たりの患者負担額を計算した。

一月当たりの患者負担額は高額療養費制度によって上限が定められている。高額療養費制度では一旦支払われた患者自己負担額のうち、63000 円を超える部分について事後的に償

還される。それゆえ、患者自己負担額が 63000 円を越える場合には追加的な自己負担額が無くなるものとした。

高額療養費には被保険者もしくはその被扶養者が 2 件以上の一部負担金がある場合の合算高額療養費や、一年間に 4 回以上高額療養費の受給に該当した場合に適用される多数該当高額療養費の制度が存在する。これらの点についてはデータが一月分であり、かつ、名寄せが不可能であるので実際には分析できない。また、低額所得者については高額療養費の限度額が引き下げられているが、この点についてもデータがないので考慮しなかった。

結局一月当たりの患者負担額は 63000 円であり、これを一日あたりに直すと(11 月診療分のデータであることを考慮に入れると)、一日あたり患者自己負担額の最大値は 2100 円となる。

入院期間も医療費に大きな影響を与えられと考えられる。本データでは初診日からの入院日数の情報が利用できる。そこで、入院期間として平成 7 年 11 月分を除いた入院日数を入院期間変数とすることとした。一般的に入院期間が長期化すると医療密度が低くなると考えられる。

患者が受診している医療機関の属性は患者の疾病の重症度を反映するものと考えられる。一般的に病院に入院している患者よりも(有床)診療所に入院している患者の方が重症度が低いものと考えられる。また、一般の病院よりも国公立病院の方が、入院している患者の重症度が高いものと思われる。これは一般病院と大学病院の間にも見られる関係であると考えられる。これらの点を考慮するために国公立病院に入院している患者について 1 をとる国公立病院ダミー変数を、大学病院に入院している患者について 1 をとる大学病院ダミー変数を導入した。

診療報酬制度におけるいわゆる「まるめ」制度も患者の重症度を反映するものと考えられる。「まるめ」に該当する療養環境におかれている患者は長期慢性患者であり、急性期の患者と比較して医療費が小さくなることが予想される。分析に利用したデータに関しては 2 種類の「まるめ」に該当する場合が存在する。そこでそれらのケースをコントロールするためにまるめ 1 ダミー、まるめ 2 ダミー変数を作成した。それぞれのダミー変数が 1 をとるケースは別表 1,2 にまとめられている。まるめ 1 に該当するのは看護・検査・投薬・注射が固定点数になっているものである。

被説明変数である医療需要として本稿では 11 月中の受診日数(入院日数)を使用することとした。入院医療において入院日数を医療需要の指標とすることは非常に自然である。以下においてはこれらのデータを用いて実証分析を行う。

## 5. 推定結果

使用するデータの記述統計についてまず述べる。今回使用したデータ総数は 22 万 605 件である。このサンプルの都道府県別の分布は表 1 にまとめられている。

患者住所地	度数	患者住所地	度数
北海道	4977	滋賀	4685
青森	4476	京都	4536
岩手	4819	大阪	4719
宮城	4658	兵庫	5107
秋田	4602	奈良	4528
山形	5010	和歌山	4587
福島	4288	鳥取	4712
茨城	4838	島根	4373
栃木	4896	岡山	4570
群馬	4972	広島	4790
埼玉	4683	山口	4754
千葉	4606	徳島	4590
東京	4620	香川	4344
神奈川	5201	愛媛	4684
新潟	4651	高知	4833
富山	4629	福岡	4548
石川	4925	佐賀	4573
福井	4810	長崎	4539
山梨	4452	熊本	4876
長野	5000	大分	4317
岐阜	5161	宮崎	4664
静岡	5180	鹿児島	4477
愛知	4521	沖縄	4326
三重	4498	合計	220605

表 1 : 患者住所地サンプル数

医療費の分析を行う場合には患者の性・年齢が大きな影響を与える。我々のサンプルでは患者の性・年齢分布は表 2 のとおりとなっている。

年齢階級	度数	性別	度数
0	4235	男性	108704
10	3015	女性	111901
20	7044		
30	8920		
40	17332		
50	22863		
60	50216		
70	58240		
80	40952		
90	7632		
100	156		
合計	220605	合計	220605

表 2 : 性・年齢階級別サンプル数

表 2 を見ると、このサンプルのうち、最も度数の多い年齢階級が 70 代であり、続いて 60 代、80 代であることがわかる。それゆえ、高齢者に偏ったサンプルとなっていることがわかる。男女比は女性のサンプル数が若干多いものの、おおよそ 1:1 の比率となっていることがわかる。

患者の通院先に関する状況は表3にまとめられている。これによると、診療所・大学病院に通院している患者はそれほど多くないことがわかる。国公立大学病院に入院している患者は全体の3分の1程度である。定額支払制度の適用を受けるまるめ制度の適用される病床に入院する患者の比率も極めて低いことがわかる。

	度数	パーセント
診療所	19118	8.66616804
その他	201487	91.333832
合計	220605	100
国公立病院	73716	33.4153804
その他	146889	66.5846196
合計	220605	100
大学病院	9342	4.23471816
その他	211263	95.7652818
合計	220605	100
まるめ1該当	15552	7.04970422
まるめ1非該当	205053	92.9502958
合計	220605	100
まるめ2該当	2419	1.09653
まるめ2非該当	218186	98.90347
合計	220605	100

表3：患者の受診先別サンプル数

入院患者の状況のうち、患者自己負担に対する高額療養費制度の適用状況と患者の生死の別は医療の帰結とも考えられる。これらの状況は表4にまとめられる。

生死別	度数	高額該当別	度数
生存	216196	非該当	169585
死亡	4409	該当	51020
合計	220605	合計	220605

表4：患者の生死・高額療養費該当有無別サンプル数

表4によると、死亡した患者数は全体の2%程度の4400人ほどである。他方、高額療養費の適用を受けたのは5万1千人であり、全体の25%程度と少なくない割合を占めていることがわかる。高額療養費制度の適用を受けている患者が多いほど保険者の負担割合が高くなるので、保険者の超過負担の推計を行う場合にはこの比率は重要な意味を持つてくる。

最後に医療費関連の記述統計を確認する。まず、合計日数は平均値が19日程度となっている。合計金額は合計点数を10倍したものに患者自己負担分（食事療養費分等）を追加したのとなっている。合計金額のうち患者自己負担分のみをとりだし、合計日数で除したものが一日患者自己負担である。これは最大値が63000であり、平均値が2194円であった。

院している患者ほど長期間入院しており、慢性的な疾病である状況が捉えられているものと思われる。

患者住所地	推定値	t-value	p-value	患者住所地	推定値	t-value	p-value
北海道	0.28508	1.477484	0.139547	滋賀	-0.2921	-1.49328	0.135365
青森	1.543916	7.795117	6.46E-15	京都	-1.53194	-7.75992	8.53E-15
岩手	1.197899	6.164888	7.07E-10	大阪	-0.77643	-3.96967	7.2E-05
宮城	-0.0798	-0.40709	0.683941	兵庫	-0.78002	-4.07015	4.7E-05
秋田	1.128329	5.742121	9.36E-09	奈良	-1.06483	-5.39269	6.95E-08
山形	-0.56085	-2.91412	0.003567	和歌山	-0.07004	-0.35606	0.721794
福島	-0.76571	-3.82385	0.000131	鳥取	0.002932	0.015002	0.988031
茨城	-1.644	-8.45343	2.85E-17	島根	1.073013	5.387055	7.17E-08
栃木	-0.83594	-4.31565	1.59E-05	岡山	-0.70713	-3.58738	0.000334
群馬	-1.15371	-5.97665	2.28E-09	広島	-0.21334	-1.09593	0.273112
埼玉	-1.02422	-5.21814	1.81E-07	山口	0.578929	2.967979	0.002998
千葉	-0.97631	-4.96154	7E-07	徳島	1.466752	7.452414	9.2E-14
東京	-1.09021	-5.53504	3.12E-08	香川	0.68844	3.451392	0.000558
神奈川	-0.92239	-4.83185	1.35E-06	愛媛	0.699278	3.57119	0.000355
富山	1.371791	6.991589	2.73E-12	高知	0.627726	3.227445	0.001249
石川	0.785158	4.062453	4.86E-05	福岡	0.702162	3.553971	0.00038
福井	-0.0082	-0.04215	0.966377	佐賀	1.195155	6.06115	1.35E-09
山梨	-1.22551	-6.18357	6.28E-10	長崎	0.956407	4.843506	1.28E-06
長野	-0.83658	-4.34432	1.4E-05	熊本	0.771428	3.974194	7.06E-05
岐阜	0.040752	0.213259	0.831125	大分	-0.08823	-0.44065	0.659466
静岡	-0.49831	-2.61065	0.009038	宮崎	0.661654	3.366518	0.000761
愛知	0.157268	0.796703	0.425624	鹿児島	0.876202	4.417781	9.98E-06
三重	0.066045	0.334	0.73838	沖縄	-0.29782	-1.48773	0.136823

表 8：平均値基準による回帰分析結果-2

表 8 は都道府県ダミー変数の推定結果の部分を与えている。新潟県を基準としているので新潟県に関するダミー変数は含まれていない。この推計結果によると関東地方と京都・大阪・兵庫の近畿地方で入院日数が短くなっている。これは先験的な予見とかなり異なった結果である。ただし、四国・九州地方では入院日数が長くなっており、これら地域では「西高東低」とよばれる医療費の地域差の実態が入院に関する推定結果によく反映されているものと考えられる。

最小の医療需要である長野県を基準とした推定結果は表 9 と表 10 によって与えられている。推定結果はダミー変数以外の説明変数についてはほとんど同じである。都道府県ダミー変数については平均値近くの新潟県から最小値である長野県に基準を変更したために推定結果が異なっている。新潟県を基準としてダミー変数を導入した場合には統計的な有意性が観察されなかった北海道について、長野県を基準とした場合には統計的に有意に正の地域差があることが観察された。また、京都以外の関西圏では統計的な有意性がないばあいもあるものの、負の符号をとる都道府県が観察されなくなった。



	推定値	t-value	p-value
定数	20.79795617	128.7333	1.54E-23
一日負担	-0.00100457	-171.28	1.54E-23
性別ダミー	0.296286537	7.281757	3.31E-13
年齢	0.012698744	10.96842	1.54E-23
実質入院日数	0.001270354	135.157	1.54E-23
死亡ダミー	-7.35405113	-50.8942	1.54E-23
診療ダミー	-5.77278151	-76.5324	1.54E-23
国公立病院ダミー	-3.55305573	-75.7048	1.54E-23
大学病院ダミー	-2.71493509	-26.229	1.54E-23
丸め2	3.400251686	17.27725	1.54E-23
F-value	1533.440395		0
R-squared	0.276623417		
Adjusted R-squared	0.276443023		

表 9：最小値基準による回帰分析結果-1

患者住所地	推定値	t-value	p-value	患者住所地	推定値	t-value	p-value
北海道	1.120389	5.90548	3.52E-09	滋賀	0.543215	2.825664	0.004719
青森	2.379227	12.22077	1.54E-23	京都	-0.69663	-3.58607	0.000336
岩手	2.033211	10.6567	1.54E-23	大阪	0.058879	0.305872	0.759702
宮城	0.755508	3.92274	8.76E-05	兵庫	0.055284	0.293552	0.769101
秋田	1.963641	10.1725	1.54E-23	奈良	-0.22952	-1.18115	0.237544
山形	0.274465	1.453164	0.14618	和歌山	0.765275	3.959546	7.51E-05
福島	0.069597	0.353046	0.724055	鳥取	0.838243	4.367375	1.26E-05
茨城	-0.8087	-4.2246	2.39E-05	島根	1.908324	9.748583	1.89E-22
栃木	-0.00063	-0.00329	0.997375	岡山	0.128173	0.660896	0.50868
群馬	-0.31841	-1.67657	0.093628	広島	0.621973	3.250785	0.001151
埼玉	-0.18892	-0.97756	0.328293	山口	1.414239	7.372348	1.68E-13
千葉	-0.141	-0.72856	0.466274	徳島	2.302064	11.891	1.54E-23
東京	-0.25491	-1.31481	0.188575	香川	1.523752	7.767096	8.06E-15
神奈川	-0.08709	-0.46425	0.642466	愛媛	1.534587	7.968131	1.62E-15
新潟	0.834127	4.331535	1.48E-05	高知	1.463033	7.646407	2.08E-14
富山	2.206924	11.44719	1.54E-23	福岡	1.53747	7.90453	2.7E-15
石川	1.620469	8.533543	1.43E-17	佐賀	2.030465	10.46595	1.54E-23
福井	0.827111	4.324834	1.53E-05	長崎	1.791718	9.227317	2.8E-20
山梨	-0.39039	-2.00277	0.045203	熊本	1.606739	8.41673	3.89E-17
岐阜	0.876064	4.670224	3.01E-06	大分	0.747082	3.790055	0.000151
静岡	0.337001	1.798052	0.07217	宮崎	1.496963	7.737618	1.02E-14
愛知	0.992576	5.115269	3.14E-07	鹿児島	1.711512	8.764045	1.9E-18
三重	0.901354	4.633634	3.6E-06	沖縄	0.537488	2.724888	0.006433

表 10：最小値基準による回帰分析結果

これらの準備の下に厚生損失を計算した。平均的な需要曲線を基準とした場合の結果が表 11 に、最小の需要水準の需要曲線を基準とした場合が表 12 に示されている。平均的な需要曲線を基準とした場合の厚生損失は 8021 万円、最小の需要水準の需要曲線を基準とした場合の厚生損失は 1 億 5219 万円となっている。本レセプトデータの総合計金額は 802 億 1 千万円であるので、平均的な需要曲線基準の場合には支出総額のちょうど 0.1%、最小の需要水準の需要曲線を基準とした場合は支出総額の 0.19%の厚生損失が発生していることとなる。最小需要基準の場合には平均値基準の約 2 倍程度の厚生損失が発生している。

これらの厚生損失額が大きいものであるか否かはこのままでは判断が難しい。そこで、表 13 によって最小値基準における医療費の地域差による保険者超過負担額を参考とする。保険者超過負担額は 42 億 76 百万円である。よって、総支出額の 5.33%が医療費の地域差によって保険者が過剰に支出していることになる。この保険者超過負担額が医療費総額にしめる比率が患者の厚生損失額に比して大きいのは患者の自己負担額が非常に小さいことに起因している。

## 6. 結語

本論文においては国民健康保険のレセプトデータによって医療費の地域差による厚生損失がどの程度発生しているかを推計した。本稿での推計結果は支出額の 0.1%の厚生損失が発生していることを示していた。これを平成 7 年の国民健康保険制度全体に拡張すれば、この年の国民健康保険全体の支出額が 5 兆 2968 億円であったので、国保全体で 52 億 968 億円にも達する厚生損失が発生していたと推計される。これは完全情報下における医療需要関数が平均的な需要関数と一致している場合の値である。

この場合の厚生損失は完全情報下の医療需要関数が異なる位置にあるときよりも少ない厚生損失の推計値を与える。それゆえ、実際の厚生損失の値はさらに大きなものとなることが予想される。この点を検討するために最も医療費が小さい都道府県の医療需要が完全情報下の医療需要と一致するという前提においても厚生損失の推計を行うと、厚生損失の推計値は 100 億 6392 万円という大きな額となる。さらに、このケースに限定して医療費の地域差による保険者の超過負担額の推計額も行った。これはこれまでの欧米での地域差研究でも行われてこなかった推計であり、本稿で初めて試みられたものである。この保険者の超過負担の推計額は 42 億 76 百万円と推定された。これは最小医療費の都道府県の水準まで医療費が低下した場合には同額の医療費が節約されることを意味している。これはサンプルの支出総額 802.1 億円の 5.33%にあたった。これを国保制度全体に拡張すると、2823 億円ほどが医療費の地域差によって国保保険者が超過負担していることになる。

現在、他の医療保険制度と同様に国民健康保険制度は巨額の赤字を抱えており、医療制度改革を早急に実施しなければ破綻の危機にある。これは保険料の徴収状況が不況に影響されて好ましくない状況にあることもあるが、医療費の適正使用が図られてこなかったことにも一因があると考えられる。医療費の地域差問題はそのひとつの発露である。性・年齢等の諸条件が同一である場合になぜ医療費が異なるのか。社会保険制度によって全国同一の制度（国保）を敷いている一方、その医療費の使用が地域によって異なることは正当化され得るのであろうか。この点を合理化する説得的な理由はない。それゆえ医療費の地域差は適正化されなければならない。

本稿の分析は、医療費の地域差を適正化することによりどの程度の厚生損失が改善されるか、及び医療費の地域差による保険者の超過負担がどの程度改善されるかを示した。これまで日本において医療費の厚生損失を測定した研究は存在せず、非常に重要な研究であると考えられる。特に保険者の超過負担の推計は医療費の大部分を負担する保険者の財政状況が医療費の地域差によってどの程度影響されているかを検討するためにも重要な分析であると考えられる。

このように重要な含意をもつ研究ではあるが若干の注意すべき点があることも否めない。まず、使用できるデータの改善である。本稿の分析においては患者ごとに一ヶ月分のデータを使用した。エピソードごとのデータを使用することが望ましいと考えられる。エピソードごとのデータによれば、医療需要の始まりから終わりまでが追えることとなり、患者の需要の価格弾力性等を測定する際に適切な情報を与えてくれることは明らかである。

次にやや分析的な側面の問題として、疾病のコントロールである。レセプトにも疾病の情報が記載されているので、疾病ごとに分類して医療費の地域差を測定することは不可能ではない。しかしながら疾病ごとに分類すると、今回のデータではサンプル数が非常に小さくなる疾病が存在するため、適切な推計が行えなくなる可能性がある。

他にも多くのデータ上の改善点があるとは考えられるものの、政策的意義を考えると、今回の推計がもつ重要性はいささかも減じられるものではないと言えよう。

#### 参考文献

#### 英語文献

- Clark, J.D., : "Variations in Michigan Hospital Use Rates: Do Physician and Hospital Characteristics Provide the Explanation?" *Social Science and Medicine*, vol. 30(1), (1990), pp. 67-82.
- Diehr, P., Cain, K., Ye, Z., and Abdul-Salam, F., : "Small Area Variation Analysis: Methods for Comparing Several Diagnosis-Related Groups," *Medical Care*, vol. 31(5), (1993), pp. 45-53.
- Dipther, P., : "Small Area Statistics : Large Statistical Problems", vol. 74(4), (1984), pp. 313-314.
- Dranove, D., : "A Problem with Consumer Surplus Measures of the Cost of Practice Variation," *Journal of Health Economics*, 14 (2), (1995), pp. 243-251.
- Eddy, D.M., : "Variations in Physician Practice: The Role of Uncertainty," *Health Affairs*, pp. 74-89.
- Folland, S. and Stano, M., : "Small Area Variations: A Critical Review of Propositions, Methods, and Evidence," *Medical Care Review*, vol. 47(4), (1990), pp. 419-465.
- Hakkinen, U. and Kaleviluoma, : "Determinants of Expenditure Variation in Health Care and Care of The Elderly Among Finish Municipalities," *Econometrics and Health*

- Economics, vol. 4, (1995), pp. 199-211.
- McMahon, Jr, L.F., McLaughlin, C.G., Petorni, G.R., Tedeschi, P.J., : "Small Area Analysis of Hospital Discharge for Musculoskeletal Diseases in Michigan: The Influence of Socioeconomic Factors," American Journal of Medicine, vol. 91, (1991), pp.173-178.
- McLaughlin, C.G., Normolle, D.P., Wolfe, R.A., McMahon, L.F., and Griffith, J.R., : "Small-Area Variations in Hospital Discharge Rates: Do Socioeconomic Variables Matter?" Medical Care, vol.27(5), (1989), pp. 507-521.
- McPherson, K., John E., Wennberg, M.D., Hovind, O.B., and Clifford, P., : "Small-Area Variations in The Use of Common Surgical Procedures: An International Comparison of New England, England, and Norway," The New England Journal of Medicine, (1982), pp. 1310-1314.
- Paul-Shaheen, P., Clark, J.D., and Williams, D., : "Small Area Analysis: A Review and Analysis of the North American Literature," Journal of Health Politics, Policy and Law, vol. 12(4), (1987), pp. 741-807.
- Phelps, C. E. and C. Mooney, : "Variations in Medical Practice Use: Causes and Consequences," Arnould R. J.; Rich, R. F.; White, W. D., eds. Competitive Approaches to Health Care Reform.. Washington, D.C.: Urban Institute Press; (1993), pages 139-78.
- Phelps, C. E. and S. T. Parente, : "Priority Setting in Medical Technology and Medical Practice Assessment," Medical Care, 28(8), (1990), pp. 703-723.
- Phelps, C. E., : "Welfare Loss from Variations: further considerations," Journal of Health Economics, 14 (2), (1995), pp. 253-260.
- Phelps, C. E. and S. T. Parente, : "Correction and Update on 'Priority Setting in Medical Technology Assessment'," Medical Care, 30(8), (1992), pp. 744-751.
- Roos, N.P., : "Hysterectomy: Variations in Rates Across Small Areas and Across Physicians' Practices," American Journal of Public Health, vol. 74(4), (1984), pp. 327-335.
- Roos, N.P. and Roos, L.L., : "Surgical Rate Variations: Do They Reflect the Health or Socioeconomic Characteristics of the Population?" Medical Care, vol. XX(9), (1982), pp. 945-958.
- Schwartz, S., : "The Role of Professional Medical Societies in Reducing Practice Variations," Health Affairs, pp. 90-101.
- Walker, A.M. and Jick, H., : "Temporal and Regional Variation in Hysterectomy Rates in the United States, 1970-1975," American Journal of Epidemiology, vol. 110(1), (1979), pp. 41-46.

Wennberg, J.E., : "Dealing with Medical Practice Variations: A Proposal for Action,"  
Health Affairs, pp.7-32.

#### 邦語文献

- 安西将也：「老人医療費の都道府県格差の要因分析（その2）」、『病院管理』、(1989), vol. 26(3), pp. 23-28.
- 安西将也・後藤修司・渡辺由美・安西定：「老人医療費の季節変動の検討——特に、入院医療費に注目して——」、『病院管理』、(1992), vol. 29(1), pp. 7-16.
- 安西将也・小柳玲子・渡辺由美・延原弘章：「国保加入者の受療行動とその医療費構造に関する研究」、『病院管理』、(1996), vol. 33(2), pp. 71-79.
- 石井敏弘・清水弘之・西村周三・梅村貞子：「入院・入院外別老人医療費と社会・経済、医療供給、福祉・保健事業との関連性」、『日本公衆衛生雑誌』、(1993), vol. 40(3), pp. 159-170.
- 印南一路：「医療費の決定構造と地域格差——国民健康保健医療費・老人医療費の実証分析——」、『医療と社会』、(1997), vol. 7(3), pp. 53-82.
- 畝博：「福岡県における老人医療費とその地域格差の規定要因に関する研究」、『日本公衆衛生雑誌』、(1996), vol. 43(1), pp. 28-36.
- 大内東・宮腰昭男・小野修・飯塚弘志：「患者実態調査に基づく受療圏同定のための基本的考え方」、『病院管理』、(1988), vol. 25(4), pp. 43-51.
- 健康保険組合連合会：「平成8年度老人保健健康増進等事業 診療行為のパターンによる地域差に関する詳細分析研究事業報告書」、『(1996)』.
- 長井吉清・藤咲 一：「地域における受療格差の要因に関する研究」、『病院管理』、(1989), vol. 26(4), pp. 21-26.
- 二木立：「医療費地域差についての点描：都道府県別調査の分析から・その1」、『病院』、(1989), vol. 48(4), pp. 356-359.
- 二木立：「医療費地域差についての点描：都道府県別調査の分析から・その2」、『病院』、(1989), vol. 48(5), pp. 446-449.
- 萩原理江・渡辺由美・安西将也：「老人の受療行動とその医療費構造の検討」、『厚生指標』、(1993), vol. 40(4), pp. 11-19.
- 伏見恵文：「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』、(1996), vol. 31(4), pp. 380-387.
- 星旦二・中原俊隆・府川哲夫・高林幸司・郡司篤晃：「全国12県81第二次医療圏における高齢者入院医療費の構造分析」、『日本公衆衛生雑誌』、(1995), vol. 42(10), pp. 869-877.
- 北海道保健環境部：「北海道の老人医療費調査——その高い要因を探る——」、『(1988)』.
- 守屋研二：「関東ブロック住民の県間相互受療行動と広域受療圏の形成(2)——受療自給と医療資源の相互利用——」、『病院管理』、(1988), vol. 25(3), pp. 5-13.
- 前田信雄：「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』、(1983), vol. 19(1), pp. 56-69.
- 松浦和幸：「寄与分解による老人医療費の都道府県比較」、『兵庫県立看護大学紀要』、(1998), vol. 5, pp. 27-43.
- 松浦和幸：「寄与分解による入院受診率の都道府県比較」、『兵庫県立看護大学紀要』、(1997), vol. 4, pp. 17-30.
- 森満・三宅浩次：「老人医療費の都道府県較差と社会的、経済的および文化的指標の関連性」、『

- 季刊社会保障研究、(1988), vol. 35(12), pp. 662-668.
- 守屋研二：「関東ブロック住民の県間相互受療行動と広域受療圏の形成(3)——広域受療圏の形成と地域医療計画の広域化——」、『病院管理』、(1988), vol. 25(4), pp. 5-12.
- 渡辺由美・延原弘章・安西将也・安西定：「老人医療費の季節変動の検討——特に、入院外医療費に注目して——」、病院管理、(1992), vol29(3), pp. 49-58.

	名称	点数
一般療養型病床群入院医療管理料	療養1群入院医療管理料(1)	805
	療養1群入院医療管理料(2)	745
	療養1群入院医療管理料(3)	707
	療養1群入院医療管理料(4)	803
	療養1群入院医療管理料(5)	739
	療養1群入院医療管理料(6)	688
	療養1群入院医療管理料(7)	654
	療養2群入院医療管理料(1)	813
	療養2群入院医療管理料(2)	749
	療養2群入院医療管理料(3)	698
	療養2群入院医療管理料(4)	664
	老人療養型病床群入院医療管理料	療養1群入院医療管理料(1)
療養1群入院医療管理料(2)		745
療養1群入院医療管理料(3)		707
療養1群入院医療管理料(4)		803
療養1群入院医療管理料(5)		739
療養1群入院医療管理料(6)		688
療養1群入院医療管理料(7)		654
療養2群入院医療管理料(1)		813
療養2群入院医療管理料(2)		749
療養2群入院医療管理料(3)		698
療養2群入院医療管理料(4)		664
老人病棟入院医療管理料		入院医療管理料(1)
	入院医療管理料(2)	749
	入院医療管理料(3)	698
	入院医療管理料(4)	664
老人性痴呆疾患治療病棟入院医療管理料	老人性痴呆疾患治療病棟入院医療管理料(3月以内)	701
	老人性痴呆疾患治療病棟入院医療管理料(3月超)	618
老人性痴呆疾患療養病棟入院医療管理料	老人性痴呆疾患療養病棟入院医療管理料	533

別表1：まるめ1該当診療内容

	名称	点数
緩和ケア病棟入院料	緩和ケア病棟入院料	3120
精神療養病棟入院料	精神療養病棟入院料（A）	1020
	精神療養病棟入院料（B）	725
特殊疾患療養病棟入院料	特殊疾患療養病棟入院料（1）	1520
	特殊疾患療養病棟入院料（2）	1325
診療所老人医療管理料	医療管理料（1）	1050
	医療管理料（2）	525

別表2：まるめ2該当診療内容

*Working Paper Series (J)*

\*本シリーズは、研究成果に対して広く討議がなされることを目的として刊行するものです。

ご意見等をお寄せ下さいますよう、お願いいたします。

1. 必要に応ずる分配原理

(後藤 玲子)

1997年7月

2. コーホート別の厚生年金保険負担・給付シミュレーション

(加藤 久和)

2000年10月

3. 医療費の地域差による厚生損失の推計

(泉田 信行)

2000年10月