

厚生労働科学研究費補助金

政策科学総合研究事業

政策科学推進研究事業

健康水準、医療社会資本、経済的要因の地域格差の研究

平成20年度 総括研究報告書

主任研究者 姉川知史

平成21(2009)年 4月

厚生労働科学研究費補助金

政策科学総合研究事業

政策科学推進研究事業

健康水準、医療社会資本、経済的要因の地域格差の研究

平成20年度 総括研究報告書

主任研究者 姉川知史

平成21（2009）年 4月

## 目 次

### I. 総括研究報告

「健康水準、医療社会資本、経済的要因の地域格差の研究」————— 1

姉川知史

(資料1) “Geographical Variation and Convergence of Medical Services and Social Capital (2009)” ————— P-1

Anegawa, Tomofumi

(資料2) Appendix ————— A-1

Anegawa, Tomofumi

II. 研究成果の刊行に関する一覧表————— L-1

健康水準、医療社会資本、経済的要因の地域格差の研究

主任研究者 姉川 知史 慶應義塾大学大学院経営管理研究科

研究要旨

多くの研究、報告によって、日本の医療費の地域格差の存在が確認されてきたが、長期的分析が少なく、問題となる医療費の地域格差の長期的傾向、変動要因が明らかでない。その結果、診療報酬、自己負担、医療政策の政策的影響が適切に評価できず、都道府県を単位とする政策も効果的に策定できない。そこで本研究では、健康指標、医療費の指標、医療社会資本の都道府県、1981-2005年度のデータを収集整理し、長期的時系列、クロスセクションによって構成されるパネル・データを用いて、長期的動向と、都道府県の地域効果の影響を検討した。

研究手法として、第1に、各種の指標を検討し、各種指標を図示して、長期動向とその地域格差に関する傾向と仮説を明らかにした。第2に、分散とその要因分解によって、各種変数の地域格差の大きさと、その収斂の有無を検討した。第3に、「1日あたり医療費」「1件あたり日数」「1人あたり件数」等の指標を中心に、「一般」「老人」「入院」「外来」「歯科」サービスを区別して、それぞれの地域格差の程度と収斂速度を説明する式を推定した。

研究の結果、次の点が判明した。健康指標としては、幸福度、生活満足度、健康等について地域格差を表示する指標が必要であるが、現在のデータでは十分でない。医療社会資本については、病床数は抑制され、地域格差も減少したが、医師、看護師等の人的資源は格差が継続している。また、1人あたり医療費(C/N)の分散を1日あたり費用(C/D)、1件あたり日数(D/E)、1人あたり件数(E/N)の3項に要因分解すると、老人・入院の1人あたり費用の分散は1980年代以降、急減し、現在は、「一般・入院」の分散を下回る。しかもそれは1人あたり件数(E/N)の低下で説明された。

1人あたり費用(C/N)は、地域ダミーを使用するとき、大きな収斂速度が推定された。1日あたり費用(C/D)、1件あたり日数(D/E)、1人あたり件数(E/N)のそれぞれを被説明変数として、収斂の原因と、収斂速度を推定すると、すべての都道府県が同一水準に収斂する絶対収斂は起きず、それぞれの都道府県が、固有の水準に収斂する条件収斂が起きていた。都道府県格差を表す分散は老人医療については、現時点ではほとんど解消された。そこでは医療保険の診療報酬の改訂、自己負担の増加、病床数規制、介護保険導入等の政策が大きく影響した。

地域格差の要因関係は複雑であり、新規のデータを追加して、新しい推定方法を試みて、より頑健な結論を得るべきである。同時に地域ごとの政策担当者に対しては、多岐の関係をより簡便に提示する説明方法の開発が必要である。

## A.研究目的

健康と医療に関しては一国内で大きな地域格差が存在する。この問題については、医療サービスについて、Wennberg and Gittelsohn(1973)がアメリカ合衆国内の診療様式の地域格差を指摘して以来、多くの研究がなされ、現在では医療経済学の重要な研究分野として確立されている。2004年にはHealth Affairs(2004)がその特集号により、アメリカ合衆国における地域格差についてレビューを行っている。

医療の地域格差の議論は日本においても、早くから行われてきた(医療経済研究機構, 1998)。とりわけ医療費の地域格差の議論が注目されてきた。これは地域医療計画, 医療保険制度改革, 診療報酬改訂等によって、非効率的な地域の医療サービス供給に影響し、それを効率化することで、医療費抑制が追求されてきたためである。政策を担当する厚生労働省も『医療費の地域差(医療費マップ)』を毎年作成し、都道府県レベルの医療費格差に関する情報を提供し、地域格差の解消を図ってきた。

日本の医療費の地域格差については多数の実証研究が行われてきた。その包括的レビューとしては医療経済研究機構(2007)がある。これらの研究によって、医療費等の地域格差の存在が確認されたが、いくつかの問題がある。第1は、長期的分析が少なく、地域格差が長期的に拡大しているのか、縮小しているのかが不明なこと、第2は、地域格差の原因が不明なこと、第3は、その結果、政策の影響も明確に評価できないことなどである。

これは既存の実証研究に共通する方法に問題がある。既存の実証研究では、医療サービスや医療費を表す被説明変数と、地域属性を表すさまざまな説明変数を選択し、それらの関係式を、データを適用して推定する。例えば高齢化の程度、疾病構造、医師数といったような説明変数によって、都道府県の1人あたり医療費を説明する。ところが、このとき地域格差を説明するための説明変数が理論なしに、推定された係数が「有意性」を基準によって選択される。この方法では地域格差の原因を特定するのは困難である。

第2は、高齢化、疾病構造、医師数等といった既存のデータで捉えられない、地域属性を反映す

る未知の変数があることである。これが上記の関係式ではそれが誤差項に含まれる。この誤差項と地域属性を表示する他の説明変数とが相関すれば、通常用いられる普通最小自乗法(OLS)では正しい推定ができない。

第3は、推定に使用されるデータが1年あるいはせいぜい数年の短期データであり、基本的にはクロスセクション分析である。このとき、地域属性を地域ダミー変数で特定することができない。その結果、地域格差が長期的に拡大しているのか、縮小しているのかといった、長期的収斂傾向が検討されないことである。

そこで、本研究では都道府県を単位に、1981-2005年の長期時系列データを使用した検討を行った。そこでは次の点を強調した。

- (1) 健康の質を表す指標を用いて、地域格差を分析する。
- (2) 医療サービスを供給するための施設、医師、看護師、病床数等を医療に関する社会資本として捉え、その地域格差を分析する。
- (3) 健康、医療社会資本、経済的要因と医療費の間の因果関係を分析する。
- (4) 1人あたり医療費を、1日あたり医療費、1件あたり日数、1人あたり件数の変数に分解し、それぞれの決定要因と、それぞれの変数の関係を分析する。
- (5) 医療サービスを、入院、外来、歯科サービスに区別し、対象を一般、老人に比較する。
- (6) 地域格差を表す分散の収斂の有無と速度、その原因を分析する。

## B.研究方法

本研究では医療における地域格差を分析する枠組みを、健康水準、医療費、医療社会資本の3つの関係として捉えた統計分析を行った。

### 1. 指標

第1に、本研究で使用する指標について検討した。まず、医療サービスによってもたらされる結果を健康として捉え、その健康指標として、平均余命、死亡率、疾病構造、通院率、有訴者数率等を検討した。さらに健康の主観的側面を含めるために、

幸福度などを健康指標の使用を検討した。幸福度には年齢、婚姻、離別、死別、独居等の個人的属性、失業、所得、労働、余暇、消費等の経済的属性、所得分配、経済成長、その他の社会的状況と関係する。

次に市町村国民健康保険のデータを使用して、医療費の指標を次のように整理した。まず、医療サービスを「入院」、「外来」、「歯科」の3種の医療サービスに区別し、さらに市町村国民健康保険の給付対象によって「一般・退職者医療保険(一般)」(genealと表示)、「老人健康保健(老人)」(agedと表示)とに区別し、合計6つの医療サービスを対象とした(一般・入院、一般・外来、一般・歯科、老人・入院、老人・外来、老人・歯科)。

これらの医療サービスについて、(1)式を使用して、「1人あたり医療費(C/N)」、「1日あたり医療費(C/D)」、「1件あたり日数(D/E)」、「1人あたり件数(E/N)」、「1人あたりの日数(D/N)」の4つの指標を用いた。

$$\frac{C_{htsi}}{N_{hts}} = \frac{C_{htsi}}{D_{htsi}} \cdot \frac{D_{htsi}}{E_{htsi}} \cdot \frac{E_{htsi}}{N_{hts}} = \frac{C_{htsi}}{D_{htsi}} \cdot \frac{D_{htsi}}{N_{hts}} \quad (1)$$

ここでCは医療費、Nは保険対象者数、Dは日数、Eは1か月の件数、hは都道府県、iは上記の3つの医療サービス、sは市町村健康保険の「一般・退職者」と老人保健の「老人」、tは年度(医療費データの年度)である。

$C_{htsi}$  : h 地域, t 年度, 医療 i, 保険 s の費用合計

$D_{htsi}$  : h 地域, t 年度, 医療 i, 保険 s の日数合計

$E_{htsi}$  : h 地域, t 年度, 医療 i, 保険 s の件数合計

$N_{hts}$  : h 地域, t 年度, 保険 s の対象人数

ここで件数は1か月単位で測定される。

$$c_{htsi}^N = \frac{C_{htsi}}{N_{hts}} : 1 \text{ 人あたり医療費}$$

$$c_{htsi}^D = \frac{C_{htsi}}{D_{htsi}} : 1 \text{ 日あたり医療費}$$

$$d_{htsi}^E = \frac{D_{htsi}}{E_{htsi}} : 1 \text{ 件あたり日数}$$

$$e_{htsi}^N = \frac{E_{htsi}}{N_{hts}} : 1 \text{ 人あたり件数}$$

$$d_{htsi}^N = \frac{D_{htsi}}{N_{hts}} : 1 \text{ 人あたり日数}$$

したがって、

$$c_{htsi}^N = c_{htsi}^D \cdot d_{htsi}^E \cdot e_{htsi}^N = c_{htsi}^D \cdot d_{htsi}^N \quad (2)$$

さらに医療社会資本として、医療機関、病床数、医療機器といった「物的資本」、医師、看護師、歯科医師等の「人的資本」、薬局、老人ホーム、介護施設等の「補完的資本」等を使用した。経済理論では、資本とは何らかの財、サービスを生産するために必要となるインプットで、時間と費用をかけて蓄積するものをさす。医療サービスを提供するには、医療に関する物的資本、補完的資本、人的資本が必要である。これらの医療社会資本の主要部分は非営利目的で民間資金、公的資金双方によって蓄積される。この蓄積においても都道府県の地域格差が大きく、その影響を分析する必要がある。

## 2. 分析手法

以上の健康、医療費、医療資本の3つの指標を用いて、医療の地域格差を医療費、健康水準、医療社会資本、経済的要因の間に成立する関係式を検討する。

地域格差を次の手法によって分析した。第1に、医療社会資本、医療費の基本的指標について、地域格差の長期動向のグラフを作成し、それらの比較によって地域格差の様式を確認した。これを報告書のAppendixのFiguresとして掲載した。

第2に、医療費の基本的指標の地域格差をそれぞれの分散で表示し、さらにそれを次式の要因分解をして、分散の収斂とその要因分析を行った。

$$\begin{aligned} Var(\ln c_{htsi}^N) &= Cov(\ln c_{htsi}^N, \ln c_{htsi}^D) \\ &+ Cov(\ln c_{htsi}^N, \ln d_{htsi}^E) + Cov(\ln c_{htsi}^N, \ln e_{htsi}^N) \end{aligned} \quad (3)$$

「1人あたり医療費の分散」  
 =1人あたり医療費と1日あたり医療費の共分散  
 +1人あたり医療費と1件あたりの日数の共分散  
 +1人あたり医療費と1人あたり件数の共分散

と表示される。この(3)式の両辺を  $Var(\ln c_{htsi}^N)$  に

よって除すと、

$$\begin{aligned} 1 &= \frac{Cov(\ln c_{htsi}^N, \ln c_{htsi}^D)}{Var(\ln c_{htsi}^N)} \\ &+ \frac{Cov(\ln c_{htsi}^N, \ln d_{htsi}^E)}{Var(\ln c_{htsi}^N)} + \frac{Cov(\ln c_{htsi}^N, \ln e_{htsi}^N)}{Var(\ln c_{htsi}^N)} \end{aligned} \quad (4)$$

$$\begin{aligned} 1 &= b_1 (\ln c_{htsi}^N, \ln c_{htsi}^D) \\ &+ b_2 (\ln c_{htsi}^N, \ln d_{htsi}^E) + b_3 (\ln c_{htsi}^N, \ln e_{htsi}^N) \end{aligned} \quad (5)$$

$$\text{ここで } b_1 (\ln c_{htsi}^N, \ln c_{htsi}^D) = \frac{Cov(\ln c_{htsi}^N, \ln c_{htsi}^D)}{Var(\ln c_{htsi}^N)}$$

$$b_2 (\ln c_{htsi}^N, \ln d_{htsi}^E) = \frac{Cov(\ln c_{htsi}^N, \ln d_{htsi}^E)}{Var(\ln c_{htsi}^N)}$$

$$b_3 (\ln c_{htsi}^N, \ln e_{htsi}^N) = \frac{Cov(\ln c_{htsi}^N, \ln e_{htsi}^N)}{Var(\ln c_{htsi}^N)}$$

このように分散を共分散の和で表示して、地域格差を分析する手法は、Asdrubali, Sørensen, and Yosha (1996), 中久木・藤木(2005)が使用している。本研究でも同様の手法を採用して、1人あたり医療費の分散を(3)-(5)式を利用して、3つの共分散の和に要因分解して分析する。この分散が各年度でどのように変化したかをみることで、医療費の地域格差の長期分析とその原因分析を行うことができる。

第3に、上記のパネル・データを利用して、各地域の医療費の長期的収斂を推定する。ここで推定式のもっとも簡単な式を次のように特定する。

$$y_{htsi} = \bar{\alpha} + \beta_{is}^j X_{htsi}^j + \mu_{htsi} + \varepsilon_{htsi} \quad (6)$$

$y_{htsi}$  : 被説明変数,

$X_{htsi}^j$  : j 番目の説明変数,

$\mu_{htsi}$  : 都道府県ごとの地域属性

$\alpha$  : 切片

$\beta_{is}^j$  : 説明変数  $X_{htsi}^j$  の係数

h-都道府県, t-年度, s(一般, 老人), i(入院, 外来, 歯科)。

(6)式を用いた医療の地域格差の研究は数多くある。しかし、それらの研究の大半は1年あるいは数年間の短い時系列データを用いたものであり、基本はクロスセクション分析である。このとき、個々の都道府県に共通する  $\mu_{htsi}$  が推定できない。ここで(6)式の説明変数  $X_{htsi}^j$  が h 番目の都道府県の地域属性を反映する。他方、未知の  $\mu_{htsi}$  がその都道府県の地域属性を反映するため、誤差項  $\mu_{htsi} + \varepsilon_{htsi}$  は  $X_{htsi}^j$  と相関する。その結果、(6)式をOLSで推定しても「正しい」 $\beta_{is}^j$  の推定値は得られない。この問題を回避するには、長期時系列データとクロスセクションによって構成されるパネル・データを用い、それに合わせて推定方法を工夫することが考えられる。

さらに、ここでBarro and Sala-i-Martin(1992)によって開始されたConvergence理論を使用することが考えられる。これは成長理論を前提とし、地域が共通の水準に収斂する「無条件の収斂, 絶対収斂(absolute convergence)」と、各地域固有の水準に収斂する「条件付収斂(conditional convergence)」とが区別される。この手法を医療費ならびにそれに関連する指標の長期的収斂に応用する。その速度と要因については、次の方法で分析する。

$$y_{htsi} = \ln q_{htsi} - \overline{(\ln q_{tsi})} \quad (7)$$

$q_{htsi}$  : 保険 s, 医療 i の「1人あたり医療費」,

「1件あたりの日数」, 「1人あたり件数」あるいは「1人あたりの日数」のいずれかを使用する。

これらは医療サービスの費用、価格、あるいは供給量を示す。また、 $\overline{\ln q_{tsi}}$  はそれぞれの変数の都道府県の平均値である。日本の場合は都道府県の規模の格差が大きいため、都道府県の算術平均と全国平均が大きく異なる。そこで本研究では算術平均ではなく全国平均を用いる。ここで変化を次式で表示する。左辺は $y_{htsi}$ を時間によって微分したものである。

$$\dot{y}_{htsi} = -\delta^{si} (y_{htsi} - y_{htsi}^*) \quad (8)$$

$y_{htsi}^*$  は $y_{htsi}$ が長期的に収斂する水準である。t年度の $y_{htsi}$ と長期収斂水準 $y_{htsi}^*$ の差の大きさに依存して、年率 $\delta^{si}$ %の速度で調整される。右肩のsiはs(一般, 老人), i(入院, 外来, 歯科)を区別する。この値が正の場合は $y_{htsi}$ が収斂、負の値の場合は拡散する。年度を区別する離散データを使用するために変形すると(9)式で表示される。

$$y_{htsi} - y_{htsi}^* = e^{-\delta^{si}} \cdot (y_{ht-1,si} - y_{htsi}^*) + u_{htsi} \quad (9)$$

$y_{htsi}^* = 0$  の場合は「無条件の収斂 (absolute convergence)」であり、(10)式となる。

$$y_{htsi} = e^{-\delta^{si}} \cdot y_{ht-1,si} + u_{htsi} \quad (10)$$

この式を推定式として、誤差項について一定の仮定が満たされると、OLSによって $e^{-\delta^{si}}$ を推定し、さらに収斂速度を求めることができる。その収斂速度は年率 $\delta^{si}$ %となる。

さらに、これに地域ダミー変数と年度ダミー変数と各種の説明変数を付加したのが(11)式である。

$$y_{htsi} = e^{-\delta^{si}} \cdot y_{ht-1,si} + \sum_{k=1}^K \beta_{si}^k X_{htsi}^k + \sum_{j=1}^H \gamma_j^{si} D_j + \sum_{l=1}^M \tau_l T_l + u_{htsi} \quad (11)$$

$X_{htsi}^k$  : k-番目の説明変数であり、その係数は $\beta_{si}^k$ ,

$D_j$  : 都道府県別の地域ダミー変数、 $h = j$  のとき1, それ以外のときは0。その係数は $\gamma_j^{si}$ 。

$T_l$  は各年度別の年度ダミー変数、 $t = l$  のとき1, それ以外のとき0となる。その係数は $\tau_l^{si}$ 。

被説明変数( $y_{htsi}$ )としては、s種の被保険者、iの医療サービスの「1日あたり費用(C/D)」、「1件あたり日数(D/E)」、「1人あたり件数(E/N)」、「人口当たり日数(D/N)」の自然対数値を用いる( $\ln c_{htsi}^D, \ln d_{htsi}^E, \ln e_{htsi}^N, \ln d_{htsi}^N$ )。

次に、説明変数は次のグループに区別する。第1は、被説明変数の1期ラグの値である。また、上記の医療費に関わる変数の中から、被説明変数以外の変数を説明変数として付加する。たとえば、 $\ln c_{htsi}^D$ が被説明変数の場合は、

$$(\ln c_{ht-1,si}^D, \ln d_{htsi}^E, \ln e_{htsi}^N)$$

あるいは

$$(\ln c_{ht-1,si}^D, \ln d_{htsi}^N)$$

が説明変数に含まれる。第2は、1人あたり実質GDPで、地域の経済的条件を示すが、これは同時に、幸福度の代理変数としても解釈できる。第3は、「1人あたりの」「病床数」、「医師数」、「看護師数」、さらには「病床利用率」、「1人あたり老人ホーム収容人員数」等で、いずれも医療社会資本の都道府県における賦存量を表示する。第4は、前述の地域ダミー、年度ダミー変数である。この(11)式を推定することで、収束の有無、収束速度、収束の原因を分析する。

なお、本研究は公開されたデータを使用した研



究である。倫理的な問題はない。

## C. 研究結果

### 1. 予備的分析

まず、健康水準、医療費、医療資本の地域格差の動向、長期的変動を検討した。分析においては2つの傾向を区別する必要があった。第1は、全国平均値の長期的傾向であり、第2は、地域間の分散の長期的収斂である。

健康水準に関係する平均余命、年齢調整後死亡率等を用いると地域格差自体は小さい。他方、疾病構造等の地域格差は依然として大きい。とりわけ自殺率等は、景気等の経済要因に影響される一方で、特定の都道府県において依然として高い水準が継続し、地域格差が顕著である。ここで平均余命、年齢調整後死亡率等のデータは5年おきの時系列データしかない。さらに幸福度、生活満足度について都道府県別の傾向を分析するには時系列においても十分な数のデータが必要である。しかし、政府の「生活満足度」等のデータは時系列の集計データを除いて個票データの提供が困難で、使用できなかった。また、幸福度等についての調査事例はサンプル数が少なく、都道府県ごとに年齢、性別、職業、所得等の相違を反映したデータがなかった。そこで、ここで述べた健康水準あるいは所得等の代理変数によって、幸福度あるいは生活満足度を測定する方法が考えられる。

GDPの地域格差は1980年代末から1990年代初めにかけて拡大していたが、経済成長率が低下した1990年代には1999年まで地域格差が縮小した。ところが、その後、2000年代に入って、地域格差が逆に拡大している。

次いで、医療資本の蓄積の傾向を分析した。医師、看護師は傾向的に増大している。看護師数の増加が医師数の増加を上回るため、看護師あたり

の医師数は傾向的に低下している。一般病床数は1990年代まで各地域で増加し、その後、傾向的に減少した。人口1人当たりの医師数、看護師数、一般病床数等の指標の地域格差は大きく、それぞれ最大値と最小値の間に、2倍、2倍、2.5倍の格差がある。医師数では東京、看護師数、一般病床数では高知が大きい。また、埼玉県は人口あたり医師数、看護師数、一般病床数が長期にわたって最小である。他方、人口当たりの歯科医師数は東京が際立って大きく、次いで福岡、徳島等が大きい。このように病床数を例外として、医療社会資本の長期的収斂は見られず、また、地域固有の動向が顕著である。

さらに、各医療サービスの医療費に関する変数の長期傾向について検討した。「一般・入院(General Hospitalization)」の1人あたり費用は増大し、地域格差も拡大する傾向がある。その「1日あたり費用(C/D)」は1991年まで一定の値で変動しなかったのが、それ以降、急増する。他方、「1件あたり日数(D/E)」は1991年、「1人あたり件数(E/N)」は1995年まで増加し、それ以降は、逆に減少する。このように1991-1995年を境にした構造変化がある。

「老人・入院」の「1日あたり費用(C/D)」は1991年まで上昇が抑制されたが、それ以降、上昇する。「1件あたり日数(D/E)」は沖縄を例外として分析期間を通して低下する。「1人あたり件数(E/N)」は1989年までゆるやかに上昇する傾向があり、その後、低下する。それらの結果、「1人あたり医療費(C/N)」の停滞、収斂傾向が2002年まで長期にわたって続いた。ところが2003年以降、再び増加する傾向が現れた。

「一般・外来」は、「1人あたり費用(C/N)」が1996年まで上昇を続けるが、その後、2002年まで停滞し、2003年から上昇する。1人あたり費用は、最高値の高知と最小値の沖縄の間で拡散傾向が見

られる。これは「1件あたり日数(D/E)」, 「1人あたり件数(E/N)」の地域格差が収斂する一方で, 「1日あたり費用(C/D)」の格差が拡大したためである。

「老人・外来」の「1人あたり費用(C/N)」は, 1996年まで増加するが, その後, 減少し, 地域格差も縮小する。ところがこの数値も2003-2005年には逆に増加する。

「一般・歯科」については, 「1人あたり費用(C/N)」, 「1日あたり費用(C/D)」, 「1件あたり日数(D/E)」, 「1人あたり件数(E/N)」, 「1人あたり日数(D/N)」のいずれも地域格差が1.5倍から2倍あり, その収斂傾向はない。ここで, 東京, 大阪はともに「1人あたり件数(E/N)」が多く, 「1件あたり日数(D/E)」が少ない。しかし, 「1日あたり費用(C/D)」は東京が最小であるのに対して, 大阪は大きく, その結果, 「1人あたり費用(C/N)」が全国で最も高い。福岡は, 「1日あたり費用(C/D)」は全国平均でありながら, 「1件あたり日数(D/E)」が大きいため, 「1人あたりの費用(C/N)」が全国最高水準となる。老人・歯科についても同様の地域別状況がある。このように歯科サービスは入院, 外来と異なる傾向があり, しかも, 地域属性の影響が際立っている。

## 2. 分散の要因分解

「1人あたりの費用(C/N)」の分散ならびにその要因分解をした式を用いて, 分散の変動を分析した。「老人・入院」の1人あたり費用(C/N)は1990年代半ばまで縮小した(Appendix Figure 5-1)。他方, 「老人・外来」, 「一般・入院」, 「一般・外来」の分散は減少していない。「老人・入院」の「1人あたり費用(C/N)」の対数の分散は2000年まで急速に縮小し, 「1人あたり費用(C/N)」の対数と「1人あたり件数(E/N)」の対数の共分散とに等しい。他方, 「1人あたり費用(C/N)」と, 「1日あたり費用(C/D)」との共分散は負の値をとっている(Appendix Figure 6-1)。これは1人あたり費用の高い地域では1日あたり費用が小さくなる。他方,

「一般・入院」の分散は縮小していない。一般・外来の地域格差は「1人あたり件数(E/N)」, よって説明されるのに対して, 老人・外来は「1件あたり日数(D/E)」の地域格差によって説明される。老人・外来に対する影響は自己負担の増加した1996-7年に急増した。

歯科は, 1人あたりの件数との共分散の影響を表す値が, 一般については1990年代から, 老人では1980年代から増加している。他方, 1件あたりの日数については, 一般では1990年代から, 老人については1990年代半ばから低下している。

このように地域格差はサービスごとに異なり, その要因も異なる。

## 3. 医療費の収斂について

### a. 条件付収束

医療費の地域格差についてはその収斂の有無, 収斂の速度が関心の対象となる。収斂の速度の簡単な検証は, 被説明変数についてその変数の1ラグを説明変数として, 誤差項を加えて推定した回帰分析で推定される。この係数が1未満であれば, 収斂が確認される(本文 Table2-3)。

「1人あたり医療費(C/N)」では, 一般・歯科, 老人・入院, 老人外来, 老人・歯科のいずれも年率1%以上の速度で収斂している。他方, 一般・入院, 一般・外来には収斂が見られなかった。

ところが推定式に地域ダミー変数(47都道府県)を含めて推定すると, いずれのサービスについても, 1人あたり費用の収斂速度は平均で年率3から6%と大きく推定された。また, 地域ダミー変数は, たとえば入院については, 東日本において小さく, 西日本において大きい。したがって, 「1人あたり医療費(C/N)」は都道府県ごとに収斂するもの, 発散するものもあり, さらに収斂する地域では, 固有の収斂速度がある。この意味で, 1人あたり医療費は絶対収斂ではなく, 条件付収斂である。

### b. 説明変数の影響

条件付収斂について, 医療費, 医療社会資本等の説明変数を付加し, さらに変数間の内生性を考慮して, 操作変数法により推定した。その結果, 次のような結果が示された(本文, Table4)。

「一般」「老人」の「1日あたり費用(C/D)」について、D/E、E/Nの変数が負の係数を持つ。とりわけ老人・入院のD/Eの1%の増加が、C/Dを0.3%低下させる。次に「1件あたり日数(D/E)」は、「1日あたり費用(C/D)」の上昇によって低下し、「1人あたり件数(E/N)」の増加によって増加する。一般・入院のC/D、D/Eは「1人あたり件数(E/N)」に影響せず、老人・入院のC/D、D/Eの増加はE/Nを増加させる。

次に、GDPは一般・入院、老人・入院の1日あたり費用(C/D)を増加させる。また、1件あたり日数も増加させる。他方、1人あたり件数には影響しない。

医療社会資本は「1人あたりの病床数」が一般・入院の「1人あたりの件数(E/N)」に正、老人・入院のそれに負の影響を与える。「病床利用率」が1%上昇すると、E/Nは0.11%低下する。1人あたりの医師数の増加は、一般、老人の「1日あたり費用(C/D)」を増加させる。これは一般の1件あたりの日数を増加させるが、老人については影響しない。他方、1人あたり看護師数の増加は1日あたりの費用を増加させるが、1件あたりの日数は低下させる。医師数、看護師数ともに、1人あたりの件数には影響しない。

これらの説明変数を付加することで、地域ダミーの説明力が低下する。これは各被説明変数の収斂は、これらの付加した説明変数で説明されることを意味する。ここで老人・入院については、「1人あたり件数(E/N)」の増加が「1件あたりの日数(D/E)」を増加させる。

#### D. 考察

本研究では用いたデータの利点と制約が明らかになった。既存の医療費の地域格差についてはクロス・セクション・データ分析が中心であった。これに対して、本研究は時系列データを加えたパネル・データを用いた。これによって、新たな分析が可能となった。第1は長期的傾向の分析であり、医療費の趨勢は特定の年度を境にして、大きく変化する場合が判明した。そのような年度として1991年、1997年、2000年、2003年等があげられ

る。その原因として、老人保健、診療報酬改訂、自己負担制度の変更、医療政策の変更等が推定される。

第2は、地域格差を表す分散の時系列変化が分析できるようになったことである。それによって、「一般」に比べて、「老人」医療の地域格差は1980年代にはきわめて大きかったが、1990年代末にはそれが縮小したことが判明した。老人医療については、地域格差の問題の解消はすでに相当進んでいる。他方、2003年以降、地域格差が逆に拡大する傾向が示唆された。

第3に、各都道府県に固有な要因を、個別効果として推定することが可能になった。それによれば、各地域は医療費等の変数が、全国共通の水準に向かって収斂しているのではないということが判明した。それらの変数が収斂する場合も、都道府県ごとに収斂する値が異なるという「条件付収斂」が明らかになり、それぞれの収束の違いをたらず分析が必要となることが判明した。このようにパネル・データを用いる利点は多い。

他方、当初、本研究では医療のアウトカムである健康あるいは生活満足水準について、医療費との関係を地域格差として分析しようとした。ここで『国民生活基礎調査』、日本大学の『健康と生活に関する調査』、大阪大学の『くらしの好みと満足度幸福度』データ等がある。しかし、これも地域別にはサンプル数が少なく、地域格差の十分な分析は困難である。

次に、地域格差では、各地域の年齢構造、疾病構造の相違等が反映されるべきである。地域ごとに被保険者の年齢構成等を調整した分析は、本研究で用いたデータによっても対応可能であるが、それに疾病構造を併せると、個々の被保険者の医療記録等の個票データを、長期(1981-2005年)を入手することが望ましい。しかし、それは制度的障

害があり、また、独立した大規模な研究が必要となる。

分析手法として、本研究が採用した、分散の分解はとりわけ説明方法として有効である。ただし、この要因別に分解しても、それが因果関係を示すわけではなく注意が必要である。

さらに、収斂速度の推定を行った。この推定方法には次の問題がある。第1は、「一般・入院」の推定では、推定式に地域ダミーを含めるときと、含めないときとでは収斂速度が大きく異なることである。地域ダミーを含めない場合、収斂は見られないのに対して、地域ダミーを含める場合には、収斂速度の平均値が年率20%となり、これは過大評価と考えられる。この問題の解決として、変数について現在の値と1期前の値の階差式を推定する方法がある。しかし、これを試みると解釈のつかない値が推定された。推計方法の工夫が必要である。

第2は、1人あたり医療費(C/N)を要因分解の推定方法の妥当性と解釈である。本研究では $C/N = (C/D)(D/E)(E/N)$ を利用して、それぞれの要因についての収斂を検討した。実際には、C/D, D/E, E/Nの間にはC/Dの上昇がD/Eの下降を伴うように相互依存関係がある。ところが、この変数間の関係はラグを含めると多岐にわたり、地域ごとに関係が異なるため、様式の発見、推定が簡単でなかった。しかし、その中で、本研究で、いくつかの明確な関係が発見された。他方、一部の係数については予想とは逆の結果があった。

第3は、説明変数の選択である。本研究では医療費については、上記のC/D, D/E, E/Nがラグあるいは今期のデータを説明変数としたが、それ以外に、1人あたりGDP、医療社会資本、地域ダミー、年度ダミーを用いた。これらの説明変数で尽くされない未知の個別効果があるときには、地域格差を適切にOLSでは推計できない。ここでも階差をとることが解決方法である。

ここで医療費の地域格差を、本研究で使ったのとは別のデータを付加することも検討した。データとしては医薬品の使用量を都道府県単位で収集したものを使用することが考えられる。医薬品使用は医療サービスの需要量の一部であるが、その価格情報の入手が容易であり、価格と数量を区別することができる。このとき医療保険の薬価改訂によって、医薬品価格が引き下げられ、需要量が増える。この変化が地域格差をとまって生じれば、それをデータとして使用して、医療の地域格差と対比することができる。その作業の一環として、研究発表の文献1を発表した。

## E. 結論

都道府県の医療に関する地域格差については、医療の成果である健康の指標を用いるとき、地域格差を分析した。平均余命等の指標では地域格差がなかったが、他の指標では地域格差の存在が推定された。ここでは時系列データの不足によって明確な収斂は示されなかった。医療資本については、医師、看護師等では地域格差が継続し、収斂傾向がないのに対して、病床数は政策を反映して、1990年代以降、収斂傾向が見られた。

1人あたり医療費(C/N)を1日あたり費用(C/D)、1件あたり日数(D/E)、1人あたり件数(E/N)の3項に分割して、1人あたり医療費の分散と収斂を検討した。老人・入院、一般・入院の1人あたり費用の分散は、1人あたり件数(E/N)で説明された。これはC/NとE/Nの共分散が大きいためである。老人医療の分散は1980年代には大きかったが、これが1990年代を通して縮小した。他方、一般・入院の分散は減少していないため、近年は老人・入院の分散を上回るようになった。老人・入院の抑制政策の影響の大きさが示された。

一般・外来の分散は1人あたり費用と1人あたり件数の共分散、1人あたり費用と1日あたり費用との共分散によって説明される。これに対して、老人・外来の分散は1人あたり費用と1日あたり費用の共分散によって説明される。両者とも

に分散は減少している。

一般・入院, 老人・入院の C/N を構成する C/D, D/E, E/N のそれぞれの分散の収斂速度を推定した。このとき, 第 1 種の説明変数として, C/D, D/E, E/N を含め, 第 2 種の説明変数として, 医療資本を含め, さらに, 第 3 種の説明変数として, 年度ダミー, 都道府県ダミーを含めて推定を行った。このとき, 都道府県ダミーなしに推計すると, 収斂が見られないか, 収斂速度は小さい。しかし, 都道府県ダミーを入れて推定すると, 大きな収斂速度が推定される。

これは, すべての都道府県が同一の共通する水準に収斂する絶対収斂は起きていないこと, しかし, それぞれの都道府県が, 固有の水準に収斂する条件収斂が起きていることを示す。また, 都道府県ダミーで表わされる都道府県固有の要因が依然として大きく残っていることを示している。

都道府県格差を現す分散は老人医療については, 現時点ではほとんど解消されていること, そこでは医療保険の診療報酬の改訂, 自己負担の増加, 病床数規制, 介護保険導入等の政策が大きく影響した。

#### 参考文献

- Asdrubali, Pierfederico, Bent E. Sorensen, and Oved Yosha, 1996, "Channels of Interstate Risksharing: United States 1963-1990," *Quarterly Journal of Economics*, 111(4), 1081-1110.
- Barro and Sala-i-Martin, 1992, "Convergence", *Journal of Political Economy*, 100, April 233-251.
- Barro and Sala-i-Martin, 1995, *Economic Growth*, McGraw Hill.
- Wennberg, John and Alan Gittelsohn, 1973, "Small Area Variations in Health Care Delivery-A population-based health information system can guide planning and regulatory decision-making," *Science* December 1973: Vol. 182. no. 4117, pp. 1102 - 1108.
- Health Affairs, 2004, "Variations Revisited-A Supplement to Health Affairs", Health Affairs, 2004.
- 医療経済研究機構「医療費の地域差に関する研究」報告書, 1998.
- 医療経済研究機構「国及び都道府県レベルでの医療費の決定要因分析」調査研究報告書, 2007.
- 厚生労働省 1999 年以降毎年『医療費の地域差(医療費マッ

プ』

<http://www.mhlw.go.jp/topics/bukyoku/hoken/iryomap/index.html>

塩路悦朗「日本の地域所得の収束と社会資本」吉川洋, 大瀧雅之編『循環と成長のマクロ経済学』東京大学出版会, 2000. 191-210.

中久木雅之, 藤木裕, 2005「非対称ショックと地域間リスク・シェアリングーわが国の都道府県別データによる検証」日本銀行金融研究所, discussion paper, No.2005-J1. 社会保険研究所「地域医療費総覧」『社会保険旬報臨時増刊』不定期.

#### F. 研究発表

1. 論文発表
2. 学会発表

#### Price Regulation of Pharmaceutical Products

- National Health Insurance and Efficiency of R&D-presented in the American Society of Health Economists, 2nd biennial conference . (June24,2008).

#### G. 知的所有権の取得状況

1. 特許取得  
なし
2. 実用新案登録  
なし
3. その他  
なし

**Geographical Variation and Convergence of Medical Services and Social Capital**

(2009)

**ANEGAWA, Tomofumi**

**Keio University, Graduate School of Business Administration**

# Geographical Variation and Convergence of Medical Services and Social Capital

(2009)

ANEGAWA, Tomofumi

Keio University, Graduate School of Business Administration

## Summary

Among developed countries, Japan has achieved one of the highest longevity with lower ratio of medical cost to GDP. This is assisted by the nation-wide health insurance introduced in 1961. Although there are little differences in longevity across regions, significant geographical variances are found for medical resources, services, and cost. In response, the government has resorted to cost containment policies by raising efficiency of the inefficient regions. Empirical questions are raised on the degrees of the variance and convergence speed of medical cost across regions and impact of policy on the variance and convergence. Many empirical researches have been conducted on the geographical variance as surveyed in IHEP (2007). There are, however, common shortcomings with research methods. First, most studies rely on data of cross-section with only short time periods. Because regional specific effects persist over time and the speed of convergence is the issue, one needs to utilize pooled time-series and cross-section data instead. Second, most studies investigate the effects of explanatory variables in ad hoc fashion without theoretical framework.

This study uses “Municipal Health Insurance” data of 47 prefectures in 1981-2005 to analyze “Hospitalization”, “Outpatient”, and “Dental” services of the “general” and “aged” population. Expressing the “cost per capita (C/N)” as the product of “cost per day (C/D)”, “days per event (D/E)” and “events per population (E/N)”, the degrees of the variance and convergence are examined. Large variances and quicker convergence are found for the “Aged Hospitalization” and “Aged Outpatient”. Convergence of the former is associated by the by E/N while the latter by D/E. Although the “cost per capita (C/N)” is negatively correlated to “Cost per Day (C/D)” in the early 1980s, its relationship disappeared lately.

For the hospitalization services, the regions with higher C/D had higher convergence speed in D/E (i.e. lower D/E), while higher D/E has higher convergence speed in C/D (lower C/D). Thus C/D and D/E have a negative trade off. The increase in GDP per capita had slowed the convergence speed in C/D (lower C/D). The increase in doctors (physicians) per population and the nurses per population slowed the speed of convergence of C/D (higher C/D). The capacity of aged home per population increased the convergence speed of D/E (lower D/E) while they decreased the speed of E/N (higher E/N). Although these results have important implications for the hospitalization services, convergence speed depends on various regional profiles in a complicated manner. Revisions of the official medical prices, raise of the co-payment rates, and the introduction of health insurance for the aged in 1983, Long-term Care Insurance in 2000 had impact on convergence. The variance of the “Aged Hospitalization” has disappeared due to policy inventions.

Key words: medical, health, geography, convergence JEL: J14, J18, O49

## 1. Introduction

Although Japan has achieved high longevity across regions, there are significant differences in health capital, medical services, and medical cost. Geographical variation of medical sector within the country is widely known and there are numerous studies on geographical variations (Cutler David and Louise Sheiner (1999)<sup>1</sup>, Wennberg, John E. Elliott S. Fisher, and Jonathan S. Skinner (2002)<sup>2</sup>). As to Japan, a number of studies deal with the same problem. There are two types of studies, one is to use individual data on medical claims, and the other is to use aggregate data for each region. As to the latter, most studies use 47 “prefecture” data (IHEP, 2007)<sup>3</sup>. Although it is common to utilize prefectures as unit of region, most studies are in principle cross-section studies and relative a few studies use time-series. In growth theory, geographical variation across regions has achieved attentions and econometrics method to utilize panel data consisting of both time-series and cross-section data (Barro and Sala-i-Martin, 1995)<sup>4</sup>. They focus on geographical convergence of GDP in the long-run. In response, there are studies on Japanese variation of GDP across regions by using panel data (e.g. Shioji, 2000)<sup>5</sup>. This study analyzes the geographical variation by panel data based on empirical method found in convergence in growth theory.

## 2. Research Method

Medical cost  $C_{htsjk}$  is defined for the h-th prefecture, t-th fiscal year, s-th type health plan, i-th medical service, j-th individual, treated at m-th hospital/clinics. Instead of using medical claim data, we use aggregated data for h, t, s (“General” and “Aged” of the Municipal Health Insurance), i-th services (“Hospitalization”, “Outpatient”, and “Dental” services).

$$C_{htsi} = \sum_{j \in J} \sum_{m \in K} C_{htsjm} \quad (1)$$

We use “City-Town-Village Municipal National Health Insurance Plan: (*Shi-Cho-Son Kokumin Kenkohoken*)” as data source which covers people residing in its region and are not covered by other public health plans or public assistance. Japanese national health insurance plan consists of two types of the health insurance plan, one is the profession based insurance, and the other is residence based insurance. The latter is the municipal insurance administered by city, town, or village. The Municipal Health Insurance provides medical insurance with the “general insured” who reside in that city, town, or village, except those who are insured by other public health insurance plans or those who are provided with health service by public assistance. Prior to 2008, the Municipal Health Insurance provides health insurance with the retired younger than

---

<sup>1</sup> “The Geography and Medicare” Federal Reserve Board Working paper, 1999.

<sup>2</sup> “Geography and the Debate Over Medicare Reform,” Health Affairs, Web Exclusive reappeared in *Health Affairs* “Variations Revisited” in 2004. Survey is found in Health Affairs, 2004.

<sup>3</sup> IHEP, “*Kuni Oyobi Todoufukun Reberu de no Iryohi-no Ketteiyoun Bunseki*”, Report. It lists 79 empirical studies, most of which use either prefecture or city-town-village as sample units of region.

<sup>4</sup> Barro and Sala-i-Martin, *Economic Growth*, McGraw Hill, 1995.

<sup>5</sup> Etsuro Shioji, “Ch.8, Nihon no Chi-iki Syotoku no Syusoku to Syakai Shihon”, in Hiroshi Yoshikawa and Masayuki Otaki ed. *Jyunkan to Seicyo no Macro Keizaigaku*, 2000. University of Tokyo Press.



65 years old and his/her dependents. This study includes the “retired” in the “general”. The municipal also provides the aged people older than 70 years old with health insurance service through the “Health Insurance Plan for the Aged”<sup>6)</sup>.

Thus the insured people are defined as:

$N_{hts}$  : the average number of the insured in s-type health plan in h-th prefecture of t-th fiscal year.

$$N_{hts} = \sum_s N_{hts} = N_{htg} + N_{hta} \quad (2)$$

where “g” stands for “general” and “a” for “aged”.

$E_{htsi}$  : the number of events when the insured receives medical services.

Because hospital/clinics present the national health insurance plan with the medical data in every month, the number of events is counted for every month. When the same medical service is provided in two consecutive months, they are counted as two separate events.

$D_{htsi}$ , aggregate days of h-th prefecture in t-th year of the s-th health insurance.

The following measures are constructed using the above data.

$$\text{Days per event (in a month)} \quad d_{htsi}^E = D_{htsi} / E_{htsi} \quad (3)$$

$$\text{Events per population} \quad e_{htsi}^N = E_{htsi} / N_{hts} \quad (4)$$

$$\text{Days per person} \quad d_{htsi}^N = D_{htsi} / N_{hts} \quad (5)$$

$$\text{Cost per capita in real terms (1000 Yen)} \quad c_{htsi}^N = C_{htsi} / N_{hts} \quad (6)$$

Cost per capita is decomposed into (7) and (8).

$$c_{htsi}^N = \frac{C_{htsi}}{N_{hts}} = \frac{C_{htsi}}{D_{htsi}} \cdot \frac{D_{htsi}}{E_{htsi}} \cdot \frac{E_{htsi}}{N_{hts}} = c_{htsi}^D d_{htsi}^E e_{htsi}^N \quad (7)$$

$$c_{htsi}^N = \frac{C_{htsi}}{N_{hts}} = \frac{C_{htsi}}{D_{htsi}} \cdot \frac{D_{htsi}}{N_{hts}} = c_{htsi}^D d_{htsi}^N \quad (8)$$

$$\text{Cost per event} \quad c_{htsi}^E = C_{htsi} / E_{htsi} \quad (9)$$

$$\text{Cost per day} \quad c_{htsi}^D = C_{htsi} / D_{htsi} \quad (10)$$

---

<sup>6)</sup>“Rojin Kenko Hoken Seido”.

$$C_{hts} = \sum_s \sum_i C_{htsi} = \sum_s \sum_i (C_{htsi} / N_{hts}) N_{hts} = \sum_s \sum_i c_{htsi}^N N_{hts} \quad (11)$$

By taking the difference between the period and previous period, the following equation represents the change in medical cost.

$$\Delta C_{hts} = \sum_s \sum_i \Delta C_{htsi} = \sum_s \sum_i \Delta((C_{htsi} / N_{hts}) N_{hts}) = \sum_s \sum_i (\Delta c_{htsi}^N \cdot N_{hts} + c_{htsi}^N \Delta N_{hts}) \quad (12)$$

Equation (6)  $c_{htsi}^N = c_{htsi}^D d_{htsi}^E e_{htsi}^N$  is expressed in equation (13).

$$\Delta c_{htsi}^N = \Delta c_{htsi}^D \cdot d_{htsi}^E \cdot e_{htsi}^N + c_{htsi}^D \cdot \Delta d_{htsi}^E \cdot e_{htsi}^N + c_{htsi}^D \cdot d_{htsi}^E \cdot \Delta e_{htsi}^N \quad (13)$$

$$\frac{\Delta C_{ht}}{C_{ht}} = \sum_s \sum_i \left\{ \left( \frac{\Delta c_{htsi}^D}{c_{htsi}^D} + \frac{\Delta d_{htsi}^E}{d_{htsi}^E} + \frac{\Delta e_{htsi}^N}{e_{htsi}^N} + \frac{\Delta N_{hts}}{N_{hts}} \right) \cdot \frac{C_{htsi}}{C_{hts}} \right\} \quad (14)$$

The change in medical cost is expressed in terms of the growth rate of each variable.

$$\text{Growth rate of cost } g(C_{ht}) = \frac{\Delta C_{ht}}{C_{ht}},$$

$$\text{Growth rate of cost per day } g(c_{htsi}^D) = \frac{\Delta c_{htsi}^D}{c_{htsi}^D},$$

$$\text{Growth rate of days per event } g(d_{htsi}^E) = \frac{\Delta d_{htsi}^E}{d_{htsi}^E},$$

$$\text{Growth rate of events per population } g(e_{htsi}^N) = \frac{\Delta e_{htsi}^N}{e_{htsi}^N},$$

$$\text{Growth rate of the insured in s-type group } g(N_{hts}) = \frac{\Delta N_{hts}}{N_{hts}},$$

$$\text{Weight of i-th medical service in total medical cost. } w_{htsi} = \frac{C_{htsi}}{C_{hts}},$$

Growth of medical cost is expressed in a following equation.

$$\begin{aligned} g(C_{ht}) &= \sum_s \sum_i \left\{ g(c_{htsi}^D) + g(d_{htsi}^E) + g(e_{htsi}^N) + g(N_{hts}) \right\} \cdot w_{htsi} \\ &= \sum_s \sum_i \left\{ g(c_{htsi}^D) w_{htsi} + g(d_{htsi}^E) w_{htsi} + g(e_{htsi}^N) w_{htsi} + g(N_{hts}) w_{htsi} \right\} \end{aligned} \quad (15)$$

The growth of medical cost is the weighted sum of the cost per day, days per event, events per capita, the growth rate of the s-type insured. In the same fashion, we have the following equation.

$$\frac{\Delta C_{ht}}{C_{ht}} = \sum_s \sum_i \left\{ \left( \frac{\Delta c_{htsi}^D}{c_{htsi}^D} + \frac{\Delta d_{htsi}^N}{d_{htsi}^N} + \frac{\Delta N_{hts}}{N_{hts}} \right) \cdot \frac{C_{htsi}}{C_{hts}} \right\} \quad (16)$$

$$g(C_{ht}) = \sum_s \sum_i \{g(c_{htsi}^D) + g(d_{htsi}^N) + g(N_{hts})\} \cdot w_{htsi} \quad (17)$$

$$g(C_{ht}) = \sum_s \sum_i \{g(c_{htsi}^D)w_{htsi} + g(d_{htsi}^N)w_{htsi} + g(N_{hts})w_{htsi}\} \quad (18)$$

$$g(C_{ht}) = \sum_s \sum_i \{g(c_{htsi}^D)w_{htsi} + g(d_{htsi}^N)w_{htsi} + g(N_{hts})w_{htsi}\} \quad (19)$$

The above equation is interpreted as contribution of each factor to growth.

$$\sum_s \sum_i \{g(c_{htsi}^D)w_{htsi}\} \quad \text{Contribution of cost per capita} \quad (20)$$

$$\sum_s \sum_i \{g(d_{htsi}^N)w_{htsi}\} \quad \text{Contribution of days per population} \quad (21)$$

$$\sum_s \sum_i \{g(N_{hts})w_{htsi}\} \quad \text{Contribution of the increase in insured population} \quad (22)$$

Contribution other than population

$$\begin{aligned} &= \sum_s \sum_i \{g(c_{htsi}^D) + g(d_{htsi}^N)w_{htsi}\} = \sum_s \sum_i \{g(c_{htsi}^N)w_{htsi}\} \\ &= \sum_s \sum_i \{GrowthRate\_i-th\_Service\_Cost\_per\_capita\} \{weight\_i-th\_Service\} \quad (23) \end{aligned}$$

### a. Graphical Presentation

This study utilizes data of h=47 prefectures and t=25 years (1981-2005), s=2 types of the insured (General and Aged) in health insurance plans, i=3 services “Hospitalization”, “Outpatient”, and “Dental Services”. There are four measures C/N, C/D, D/E, E/N and D/N. In order to find patterns of medical cost, this study uses graphical presentation. In sum,  $y_{htsi}$  (C/N, C/D, D/E, E/N, D/N of the h-th region, s-th insurance: general and aged, i-th services: hospitalization, outpatient, and dental services) are plotted against years. Also the difference of the original data and the nation mean is introduced.

$$Dif(y_{htsi}) = y_{htsi} - y_{tsi}^* \quad (24)$$

where  $y_{tsi}^*$  is the national mean at t-th period, s-th insurance, and i-th service.

### b. Decomposition of the Variance

The variance of the medical cost (C/N) is decomposed into “Cost per Day (C/D)”, “Days per Event (D/E)”, and “Events per Population (E/N)” as equation (24).

$$c_{htsi}^N = \frac{C_{htsi}}{N_{htsi}} = \frac{C_{htsi}}{D_{htsi}} \cdot \frac{D_{htsi}}{E_{htsi}^N} \cdot \frac{E_{htsi}}{N_{htsi}} = c_{htsi}^D \cdot d_{htsi}^E \cdot e_{htsi}^N \quad (25)$$

This is transformed into (25).

$$z = xy, x > 0, y > 0 \quad \log z = \log x + \log y$$

$$Cov(\log z, \log x) = E(\log z \cdot \log x) - \overline{\log z} \cdot \overline{\log x}$$

$$Var(\log z) = Cov(\log z, \log x) + Cov(\log z, \log y)$$

$$Var(\ln c_{htsi}^N) = Cov(\ln c_{htsi}^N, \ln c_{htsi}^D) + Cov(\ln c_{htsi}^N, \ln d_{htsi}^E) + Cov(\ln c_{htsi}^N, \ln e_{htsi}^N) \quad (26)$$

Equation (26) is transformed into (26)' using a relationship

$$Cov(\ln c_{htsi}^N, \ln d_{htsi}^E) = Cov(\ln c_{htsi}^N, \ln d_{htsi}^E) + Cov(\ln c_{htsi}^N, \ln e_{htsi}^N)$$

$$Var(\ln c_{htsi}^N) = Cov(\ln c_{htsi}^N, \ln c_{htsi}^D) + Cov(\ln c_{htsi}^N, \ln d_{htsi}^E) \quad (26)'$$

This equation indicates that the regional variance of the medical cost (C/N) is decomposed into the sum of three terms, each of which respectively represents the covariance of the ‘‘Medical Cost per Capita(C/N)’’ with ‘‘Cost per Day (C/D)’’, ‘‘Days per Event (D/E)’’, and ‘‘Events per Population (E/N).’’ By calculating these variance and covariance, we analyze the sources of the regional variance of (C/N) and its convergence. Dividing both sides of equation (25) with the variance yields equation (27).

$$\begin{aligned} 1 &= \frac{Cov(\ln c_{htsi}^N, \ln c_{htsi}^D)}{Var(\ln c_{htsi}^N)} + \frac{Cov(\ln c_{htsi}^N, \ln d_{htsi}^E)}{Var(\ln c_{htsi}^N)} + \frac{Cov(\ln c_{htsi}^N, \ln e_{htsi}^N)}{Var(\ln c_{htsi}^N)} \\ &= b_1 (\ln c_{htsi}^N, \ln c_{htsi}^D) + b_2 (\ln c_{htsi}^N, \ln d_{htsi}^E) + b_3 (\ln c_{htsi}^N, \ln e_{htsi}^N) \end{aligned} \quad (27)$$

$$b_1 (\ln c^N, c^D) = \frac{Cov(\ln c_{htsi}^N, \ln c_{htsi}^D)}{Var(\ln c_{htsi}^N)}$$

$$b_2 (\ln c^N, d^E) = \frac{Cov(\ln c_{htsi}^N, \ln d_{htsi}^E)}{Var(\ln c_{htsi}^N)}$$

$$b_3 (\ln c^N, e^N) = \frac{Cov(\ln c_{htsi}^N, \ln e_{htsi}^N)}{Var(\ln c_{htsi}^N)}$$

We can calculate  $b_1$ ,  $b_2$ , and  $b_3$  for the t-th period, s-th insurance, and i-th service. (26) shows how the variance is explained.

### c. Econometric Analysis

In growth theory, geographical variation of GDP has been extensively analyzed based on ‘‘convergence theory’’