

行うことは、心臓血管手術、脳外科手術とは異なり、adverse eventsが発生する確率が低いと考えられる。それゆえ、手術の中でも帝王切開術に関しては医師誘発需要が存在する蓋然性が高い。

同様の思考による研究が Gruber (1999) である。彼は米国の分娩に関する大規模な個票データを用いて、帝王切開に関する医師誘発需要が存在するかを検討した。彼の初期の結果はその存在を認めるものであった。

そこで本研究では厚生省大臣官房統計情報部による医療施設（静態）調査の個票データを利用して出産時における帝王切開の施行確率について分析を行う。同データは3年おきに実施されているが、その昭和59年度、昭和62年度、平成2年度、平成5年度、平成8年度の各調査の病院票・診療所票のデータを用いた。

本稿の分析によって以下の点が明らかにされた。1) 地域の医療機関の競争が激しくなるほど帝王切開が施行される確率が高まる。2) 病床数規模の大きい医療機関ほど帝王切開を施行する確率が高い。3) NICU（新生児集中治療室）、PICU（周産期集中治療室）の数が多き医療機関ほど帝王切開施行率が高い。4) 出産数の多い医療機関ほど帝王切開の施行確率が低い。これらの結果より、その他の要因をコントロールした上で、医療機関の競争の激しさが高まるほど帝王切開施行率を高める可能性が示唆された。

本稿は以下において次のように構成される。次節において本稿で用いた医療施設調査データによるの性質の簡単な説明とその単純集計結果が与えられる。第3節において帝王切開の施行確率に関する推定結果が与えられる。最後の節においては結語が与えられる。

2 推計方法

帝王切開は出産時に行われるものであり、本来的には正常分娩では新生児ないしは母体の生命の安全が脅かされる場合に行われる。しかしながら正常分娩は健康保険の適用がない一方、帝王切開については保険適用になり、かつ手術料が加わる。そのため、医療機関には正常分娩よりも帝王切開を行う経済的な誘因が発生する。それゆえ、医療機関間の競争が激しいときには、他の条件を一定にすれば、収入の確保のために帝王切開が選択される可能性が高くなる。医療機関ごとの出産件数を B_i とし、うち帝王切開の件数を C_i とする。このとき、我々の興味の対象は C_i/B_i が競争環境によって影響を受けるか否かである。

ここで X_i が説明変数、 β が推計されるべきパラメーターとする。説明変数のベクトル X_i の要素として競争環境を導入する。それにより競争環境が帝王切開施行に与える影響について実証的に検討する。

問題となってくるのは競争環境をどのような変数によって具体的に表現するかである。本稿では出産件数のハーフィンダール指数を利用することとする。ハーフィンダール指数は産業の集中度に関するひとつの指標であり、当該産業の各企業の製品のシェアの二乗和となる。それゆえ、指数は0と1の間の数値を取る。1の値をとる時は1社しか市場に企業が存在しない時であり、（極限值としての）0の値をとる時は完全競争の場合である。それゆえ、競争の度合いが強い場合にはハーフィンダール指数は値が小さくなる。

次にハーフィンダール指数の構築に必要な生産物を何で測るかである。ここでは出産総件数とした。これは出産総件数は正常分娩件数と帝王切

開件数の和とした。医療機関単位でこれらの値を測定することは簡単である。しかしながら出産市場がどの程度の地域的な広がりを持っているかは疑義の発生しやすい問題である。つまり、これまでの医師誘発需要の論争においても議論されてきたように、医療サービス市場の地域的な範囲の取り方によって観察される医療機関行動が変化する可能性がある。山本(2001)によって示されたように、入院医療患者はその9割が居住地が含まれる二次医療圏内の医療機関に受診している。本稿で取り扱う正常分娩や帝王切開は入院医療と考えられるので、やはり二次医療圏内で受診していると考えられる。そこで本稿では、二次医療圏を入院医療サービス市場の単位とする。二次医療圏単位で医療機関ごとの出産件数のシェアを計算し、ハーフィンダール指数を作成した。

競争環境の違いはハーフィンダール指数によって把握されるが、競争環境に対応する姿勢は医療機関ごとに異なる可能性がある。特に、国公立の医療機関とその他の民間の医療機関は組織の持続可能性が異なる。これは補助金の有無によって組織の持続可能性が異なるためである。この点を考慮するために国立病院と公的病院については他の種類の開設者の病院と区別することとした。これは国立病院ダミーと公的ダミーによって識別される。

医療機関は病院と診療所に大きく分けられる。病院と診療所の医療機関として特性が異なると考えられる。一般に緊急時の対応は病院の方がより適切に行えると考えられるので、難しい症例である患者は病院で出産を行うことを志向するかも知れない。この点をはじめとする病院と診療所の診療上の違いを識別するために診療所ダミー変数を導入する。

患者の医療機関選択の結果として、特定の病院に帝王切開を行われる患者が集中する要因は他にもあると考えられる。例えば、患者の大病院志向と言われるように、相対的に大規模な病院に患者が集中する傾向がある。このような傾向がある場合には病床規模に応じて集まる患者の属性が異なる可能性がある。それゆえ、病床規模変数によってこの点をコントロールする。また、看護婦の配置も評判を通じて患者の医療機関選択に影響を与える可能性がある。看護婦数が多いほど療養上の質が高まると考えられるためである。それゆえ、看護婦数と准看護婦数の和の看護婦数を導入した。

医療機関の診療行為の選択として帝王切開を施行する傾向があるかも知れない。診療危機や診療設備が充実している医療機関では帝王切開が行われやすいかも知れない。そこで、集中治療室の病床数、新生児集中治療室と周産期集中治療室それぞれの病床数の和をそれぞれICU病床数、特殊病床数変数として導入した。この他に出産数そのものが影響を与える可能性を考慮して出産数変数を導入した。

推定にあたっては比率変数が被説明変数となるので、grouped dataに關する推定方法により推定を行う。Maddala(1984)に従って推定式を構築する。出産件数に占める帝王切開の件数の割合は $\hat{R}_{it} = C_{it}/B_{it}$ で与えられる。理論的に与えられる帝王切開施行確率を $R_{it} = \beta x_{it}$ とすれば、

$$\hat{R}_{it} = \beta x_{it} + u_{it} \quad (1)$$

となる。ただし、 $u_{it} = \hat{R}_{it} - R_{it}$ である。

十分に大きなサンプル数を確保すれば、 $\hat{R}_{it} = R_{it}$ より $u_{it} = 0$ となる。また、 $\text{Var}(\hat{R}_{it}) = R_{it}(1 - R_{it})/B_{it}$ となる。これは $\hat{R}_{it}(1 - \hat{R}_{it})/B_{it}$ によって推定することが可能である。そこで、

$$w_{it} = (B_{it}/R_{it} * (1 - R_{it}))^{1/2} \quad (2)$$

というウェイトを用いて式を加重最小二乗法を用いて推計を行なう¹。本稿で用いるデータはアンバランスパネルデータである。そこで、random effectの下で加重最小二乗法を用いて分析することとする。

3 分析に利用したデータ

本研究で利用したデータは厚生省大臣官房統計情報部による医療施設（静態）調査の個票データである。同調査は3年おきに実施されているが、その昭和59年度、昭和62年度、平成2年度、平成5年度、平成8年度の各調査の病院票・診療所票のデータを用いる。病院票・診療所票は同一の調査内容もあれば、病院（診療所）のみの調査内容も含んでいる。本研究では双方の調査票で調査されている内容について利用する。

本稿での分析にあたっては、調査対象となっている医療機関のうち、正常分娩ないしは帝王切開を施行したと報告のあった医療機関を抽出した。各医療機関について、正常分娩件数、帝王切開件数、（一般）病床数、一般病床に配置されている（準）看護婦数・看護補助者数、ICU病床数、NICU病床数、PICU病床数、そして開設者別のデータを得た。

ただし、病床数がゼロの場合が存在した。これは無床診療所での出産と考えられる。ICU病床数は一病院当たりのICU病床数を、特殊病床数変数は一病院当たりの新生児集中治療室数と周産期集中治療室数の和とした。

医療機関の立地する都市の大きさによって出産に関する考え方が異なること可能性がある。そこで、医療機関の立地する都市の規模による影響をコントロールするために政令指定都市ダミー、30万都市ダミー、20万都市ダミー、10万都市ダミー、5万未満都市ダミー変数を利用した。

正常分娩件数と帝王切開件数を当該医療機関における出産件数と見なし、その二次医療圏におけるシェアを計算した。それに基づいて各二次医療圏ごとの出産件数に関するハーフィンダール指数を年度別に計算した。この年度・二次医療圏別ハーフィンダール指数を各医療機関の情報として付加した。

以上のデータを結合して作成した医療機関分析に用いるデータセットについて、変数の定義が表1に、変数に関する記述統計は表2にまとめられている。

分析に進む前に、我が国における正常分娩件数と帝王切開件数の一般的な状況について概観しておこう。付表1は正常分娩ないしは帝王切開が行われた医療機関数の年次推移である。総サンプル数（すなわち医療機関延数）は23816である。年々正常分娩ないしは帝王切開を行っている医療機関数は減少傾向にある。付表2は対象となる医療機関延数のうち、病院と診療所の比率を示している。これによると、診療所の延数の方が病院の1.5倍ほどあることがわかり、正常分娩ないしは帝王切開の施行医療機関としては診療所の方が多いことがわかる。

付表3は開設者別の医療機関延数を示している。個人立及び医療法人立の医療施設において出産が行われていることがわかる。これら二種類の医療施設が正常分娩の受け入れ及び帝王切開を行っている医療機関の7割以上を占めている。公的医療機関のうちシェアが延数が大きいのは市町村立医療機

¹実際には各個体について観察期間内においてはウェイトが一定値であることが求められるので、各個体について観察期間内の平均値をウェイトとした。

表 1: 変数の定義

| 変数名 | 定義 |
|------------|---------------------------------|
| 総数 | 総数=帝王切開件数+正常分娩件数 |
| 施行率 | 施行率=帝王切開件数/総数 |
| 病床数 | 一般病床数 |
| 看護婦数 | 一般病床数当たり(準)看護婦数 |
| 競争度 | (帝王切開件数+正常分娩件数)にかかるとハーファインダール指数 |
| ICU 病床数 | ICU 病床数 |
| 特殊病床数 | 特殊病床数=NICU 病床数+PICU 病床数 |
| 国立ダミー | (国立=1, それ以外=0) |
| 公的ダミー | (公的=1, それ以外=0) |
| 政令指定都市ダミー | (政令指定都市=1, それ以外=0) |
| 30 万都市ダミー | (人口規模が 30 万人の都市=1, それ以外=0) |
| 20 万都市ダミー | (人口規模が 20 万人の都市=1, それ以外=0) |
| 10 万都市ダミー | (人口規模が 10 万人の都市=1, それ以外=0) |
| 5 万未満都市ダミー | (人口規模が 5 万人未満の都市=1, それ以外=0) |
| 87 年度ダミー | (87 年度データ=1, それ以外=0) |
| 90 年度ダミー | (90 年度データ=1, それ以外=0) |
| 93 年度ダミー | (93 年度データ=1, それ以外=0) |
| 96 年度ダミー | (96 年度データ=1, それ以外=0) |
| 診療所ダミー | (診療所=1, それ以外=0) |

関であり、1998 である。

付表 4 は分析対象となった医療機関延数を都道府県別に示したものである。東京都・神奈川県の間東地方、愛知県、大阪府及び兵庫県、そして福岡県などの大都市部のウェイトが高くなっている。

正常分娩件数及び帝王切開の施行数の一施設当たり平均値をまとめたのが付表 5 である。これをみると、一医療機関あたり平均の正常分娩件数及び帝王切開の施行数は年々増加している。特に帝王切開施行件数については 84 年から 96 年の間に倍増していることがわかる。付表 5 には正常分娩及び帝王切開サービス市場の競争度を示すハーファインダール指数の年次推移も掲載されている。独占度が高くなる傾向があると考えられる。

4 推定結果

推定結果は表 3 にまとめられている。この表から 1) 病床数、2) 看護婦数、3) ICU 病床数、4) 特殊病床数(新生児集中治療室及周産期集中治療室数)、のそれぞれが多いほどに帝王切開施行率が高くなることがわかる。これは必要な設備が医療機関に備わっていることにより、帝王切開の施行が行

表 2: 記述統計表

| 変数 | 平均値 | 標準誤差 | 変数 | 平均値 | 標準誤差 |
|---------|----------|----------|---------|----------|----------|
| 施行率 | .0844475 | .1205228 | 公的ダミー | .1517887 | .3588235 |
| 病床数 | 110.4535 | 185.1479 | 政令指定都市 | .2074656 | .4055003 |
| 看護婦数 | 68.78191 | 236.9347 | 30万都市 | .1846658 | .3880343 |
| 競争度 | .1240352 | .1246374 | 20万都市 | .0925008 | .2897377 |
| ICU病床数 | 1.173665 | 6.472318 | 10万都市 | .13978 | .3467659 |
| 特殊病床数 | .5020155 | 2.586841 | 5万未満都市ダ | .1473799 | .3544917 |
| 国立病院ダミー | .0321633 | .1764372 | 診療所ダミー | .6086664 | .488059 |
| 出生数 | 22.72111 | 25.34983 | サンプル数 | 23816 | |

なわれやすくなることを示しているものと考えられる。

帝王切開が行なわれやすい医療機関の種類も存在する。公的病院は、設備の状況を一定にすれば、他の開設主体の病院よりも帝王切開が行なわれやすい傾向がある。これは開設主体の属性によるものであるか、公的病院に帝王切開の適用になる患者が多く集まるのかの何れかの要因であると考えられる。ただし、国立病院ダミーは負で有意であるため、国公立病院の共通の傾向というわけではない。

都市規模も有意な影響を持っている。ここでは10万人規模の都市を除けば、都市規模ごとに帝王切開の施行率が異なることがわかる。年度別の施行率も有意に異なる。84年を基準とすると、87年、90年、93年、96年は帝王切開施行率が高くなっている。診療所は病院よりも有意に帝王切開を行う比率が小さいことがわかる。これは帝王切開を望む患者が病院を受診することにより、そもそも診療所には帝王切開を行う患者の比率が小さいのか、それとも診療所医師が病院医師よりも帝王切開を行わない選好を持っているのかは識別できない。

これらの諸要因をコントロールした上で、医療機関間の競争度が帝王切開の施行率に対してどのような影響をもつかを検討しよう。競争度はハーフィンゲール指数によって測定している。競争度が高まると同指数は値が小さくなる。推計結果を見ると、競争度は負の効果を与えていることがわかる。それゆえ、競争度が激しくなると（ハーフィンゲール指数の値が小さくなると）、帝王切開施行率が增大することを意味している。よって医療機関特性をコントロールされた上で、当該医療機関のおかれた経営環境が厳しくなることにより帝王切開施行率が増加することが示された。

5 結語

本稿はパネルデータの下での加重最小二乗法を用いることによって、帝王切開施行確率が、1) (国立ではなく) 公的医療機関ほど高い、2) 病床数が大きいほど高い、3) 看護婦数が多いほど高い、4) 診療設備 (ICU, NICU, PICU) が充実しているほど高い、5) 施設ごとの出産数が多いほど低い。そして6) 医療機関の競争度が激しいほど高い、という結果を得た。

表 3: 推定結果 (1)

| Parameter | 推定値 | 標準誤差 | t-statistic | P-value |
|----------------|-----------|----------|-------------|---------|
| 定数項 | .0894374 | .0001397 | 640.38 | [0.000] |
| 病床数 | .0000538 | 2.17e-07 | 248.12 | [.000] |
| 看護婦数 | 5.77e-06 | 1.32e-07 | 43.79 | [.000] |
| Herfindahl | -.0107752 | .0003315 | -32.51 | [.000] |
| ICU 数 | .0002274 | 3.42e-06 | 66.50 | [.000] |
| 特殊病床数 | .0002675 | 8.46e-06 | 31.62 | [.000] |
| 国立ダミー | -.0009083 | .0001874 | -4.85 | [.000] |
| 公的ダミー | .0079247 | .0001061 | 74.68 | [.000] |
| 政令指定都市 | .0085924 | .000134 | 64.10 | [.029] |
| 30 万都市 | .0118323 | .0001296 | 91.28 | [.000] |
| 20 万都市 | .0144819 | .0001484 | 97.58 | [.006] |
| 10 万都市 | .0054223 | .0001293 | 41.93 | [.870] |
| 5 万未満都市 | .0079152 | .0001228 | 64.47 | [.002] |
| 出生数 | -.0001856 | 6.77e-07 | -274.01 | [.000] |
| 診療所ダミー | -.0146995 | .0001004 | -146.37 | [.000] |
| σ_u | .0354387 | .0000434 | 817.06 | [.000] |
| σ_e | .0920481 | .0000226 | 4075.34 | [.000] |
| Log likelihood | 9942641.4 | | | |
| LR chi2(14) | 434717.56 | | | |
| Prob > chi2 | 0.0000 | | | |
| 標本数 | 23816 | | | |

これらの結果の解釈は、1) から 4) については患者が直感的に信頼できると考える医療機関での帝王切開施行率が高く、患者の医療機関選択及び医療機関間の紹介関係によって帝王切開施行率の高い病院が存在する可能性を示唆している。5) の施設ごとの出産数が多いほど低いという結果は、出産数の多い病院においては帝王切開よりも正常分娩の比率の方が高いことを意味する。これは帝王切開を行うよりも正常分娩を数多くこなすことを指向する医療機関の存在を含意するかも知れない。これらの要因等をコントロールした上で、医療機関間の競争度を示すハーフィンダール指数変数の推定値が高いという結果を得られたことにより、他の要因を一定とした場合に医療機関間の競争度が高まることより、医師誘発需要が帝王切開施行において発現している可能性があることが示唆されている。

出産時の帝王切開の実施に関する経済環境の影響を分析した。帝王切開施行確率は年々高まっていることが示された。この事実を説明するためには本稿のデータでは情報量が不足している。例えば、年々医療機関の経済環境が悪化して帝王切開の施行率が上昇しているのか、本来的に帝王切開の適用が望ましい患者の比率が増大しているか識別できないためである。

これは、帝王切開施行に関するガイドラインを制定し、医療機関に守らせるシステムが必要であることを示唆していると考えられる。

参考文献

- [1] Arrow, K. J., : "Uncertainty and the Welfare Economics of the Medical Care," *American Economic Review*, 1963, 53(5), pp.941-973.
- [2] Auster R. D. and R. L. Oaxaca, (1981), "Identification of Supplier Induced Demand in the Health Care Sector," *Journal of Human Resources*, 16(3), pp.327-342.
- [3] Birch, S., (1988), "The Identification of Supplier-Inducement in a Fixed Price System of Health Care Provision: The Case of Dentistry in the United Kingdom," *Journal of Health Economics*, 7(2), pp. 129-150.
- [4] Dranove, D. (1988), "Demand Inducement and the Physician/Patient Relationship," *Economic Inquiry*, 26(2), pp.281-298.
- [5] Dranove, D. and P. Wehner, (1994), "Physician Induced Demand for Childbirth," *Journal of Health Economics*, 13(1), pp.61-73.
- [6] Escarse, J. J., (1992), "Explaining the Association Between Surgeon Supply and Utilization," *Inquiry*, 29(4), pp.403-415.
- [7] Feldstein, M., (1970), "The Raising Price of Physician Services," *Review of Economics and Statistics*, 52(2), pp.121-133.
- [8] Fuchs, V. R.,(1972), "The Supply of Surgeons and The Demand for Operations," *Journal of Human Resources*, 13, pp.121-133.
- [9] rossman, M., (1972), *The Demand for Health: A Theoretical and Empirical Investigation*. New York: Columbia University Press for the National Bureau of Economic Research.
- [10] Grytten, J., Carlsen, F. and R. Sorensen, (1995), "Supplier Inducement in a Public Health Care System," *Journal of Health Economics*, 14(2), pp.207-229.
- [11] Grytten, J., Dorthe, H. and Laake, P., (1990), "Supplier Inducement: Its Effect on Dental Services in Norway," *Journal of Health Economics*, 9(4), pp.483-491.
- [12] McAvinchey, Ian D. and Andreas Yannopoulos., (1993), "Elasticity Estimates from a Dynamic Model of Interrelated Demands for Private and Public Acute Health Care," *Journal of Health Economics*, 12(2): 171-186.
- [13] Rossiter, L. F. and G. R. Wilensky, (1983), "A Reexamination of the Use of Physician Services: The Role of Physician Induced Demand," *Inquiry*, 20(2), pp.162-172.
- [14] Rossiter, L. F. and G. R. Wilensky, (1984), "Identification of Physician-Induced Demand," *Journal of Human Resources*, 19(2), pp.231-244.

- [15] Rossiter, L. F. and G. R. Wilensky, (1987), "Health Economist-Induced Demand for Theories of Physician-Induced Demand," *Journal of Human Resources*, 22(4), pp.624-627.
- [16] Wilensky, G. R. and L. F. Rossiter, (1981), "The Magnitude and Determinants of Physician-Initiated Visits in the United States," in: J. van der Gaag and M. Perlman, ed., *Health, Economics, and Health Economics*, Aspen Systems, pp.215-243.
- [17] Wilensky, G. R. and L. Rossiter, (1983), "Relative Importance of Physician Induced Demand on the Demand for the Medical Care," *Milbank Memorial Fund Quarterly*, 61(2), pp.252-277.
- [18] Ikegami, N. et al. (1997), "A Fundamental Study for the Design of Management System of Children's Dental Health," 1998 Report of the Subsidized Research by the Japan Association of Dentists, 1998.
- [19] R. Suzuki, (1997), "Medical Cost of the Outpatients and Physician/Population Ratio," Research Report for the Research Project on Analysis of Claim Data of the medical care for elderly, Foundation for Public Health Promotion, 1998.
- [20] S. Nishimura, (1987), *Economic Analysis of Medical Care*, Touyoukeizai Shinpo-sya, 1987.
- [21] T. Yamada, (1994), "A Disequilibrium Analysis of Dental Services for Elderly," *Journal of Health Care and Society*, vol.4(1), pp. 116-138.
- [22] G. S. Maddala, (1983), *Limited Dependent and Qualitative Variables in Econometrics*, Cambridge University Press.
- [23] 山本克也、(2001)、「患者の診療機関選択；患者の受診行動と地域医療供給」、平成12年度厚生科学研究費補助金政策科学推進研究事業「地域の医療供給体制と患者受診行動に関する実証的分析」報告書所収。
- [24] 西村周三、(1987)、「医師誘発需要理論をめぐって」、『医療の経済学』,pp.25-45.、東洋経済新報社。
- [25] 泉田信行・中西悟志・漆博雄、(1998)、「医師誘発需要理論の実証分析」、『季刊社会保障研究』、vol.33(4),pp.374-381。
- [26] 岸田研作、(2001)、「医師誘発需要仮説とアクセスコスト低下仮説」、『季刊社会保障研究』、vol.37(3),pp.246-258。
- [27] 泉田信行、(2002)、「医療機関の競争と帝王切開の施行」、「社会保障の社会経済への効果分析モデル開発事業：医療・介護研究班」報告書所収。

表 1: 年次別医療機関数

| 年度 | 医療施設延数 |
|----|--------|
| 84 | 5770 |
| 87 | 5425 |
| 90 | 4340 |
| 93 | 4266 |
| 96 | 4015 |
| 合計 | 23816 |

表 2: 病院・診療所数

| 種別 | 度数 |
|-----|-------|
| 病院 | 9320 |
| 診療所 | 14496 |
| 合計 | 23816 |

表 3: 開設者別医療機関数

| 開設者 | 度数 | 開設者 | 度数 |
|-------------|------|---------------|-------|
| 厚生省 | 370 | 厚生年金事業振興団 | 15 |
| 文部省 | 217 | 船員保険会 | 7 |
| 労働福祉事業団 | 94 | 健康保険組合及びその連合会 | 43 |
| その他の国 | 85 | 共済組合及びその連合会 | 162 |
| 都道府県 | 595 | 国民健康保険組合 | 5 |
| 市町村 | 1998 | 公益法人 | 354 |
| 日赤 | 381 | 医療法人 | 3879 |
| 済生会 | 194 | 学校法人 | 265 |
| 北海道社会事業協会 | 24 | 会社 | 249 |
| 厚生連 | 423 | その他の法人 | 310 |
| 国民健康保険団体連合会 | 12 | 個人 | 13929 |
| 全国社会保険協会連合会 | 205 | 合計 | 23816 |

表 4: 都道府県別医療機関延数

| 都道府県 | 度数 | 都道府県 | 度数 |
|------|------|------|-------|
| 北海道 | 964 | 滋賀県 | 208 |
| 青森 | 316 | 京都府 | 494 |
| 岩手県 | 361 | 大阪府 | 1441 |
| 宮城県 | 373 | 兵庫県 | 1087 |
| 秋田県 | 227 | 奈良県 | 208 |
| 山形県 | 278 | 和歌山県 | 260 |
| 福島県 | 481 | 鳥取県 | 157 |
| 茨城県 | 466 | 島根県 | 214 |
| 栃木県 | 365 | 岡山県 | 418 |
| 群馬県 | 450 | 広島県 | 626 |
| 埼玉県 | 985 | 山口県 | 355 |
| 千葉県 | 870 | 徳島県 | 178 |
| 東京都 | 2058 | 香川県 | 226 |
| 神奈川県 | 1351 | 愛媛県 | 331 |
| 新潟県 | 464 | 高知県 | 183 |
| 富山県 | 252 | 福岡県 | 1102 |
| 石川県 | 284 | 佐賀県 | 229 |
| 福井県 | 161 | 長崎県 | 427 |
| 山梨県 | 183 | 熊本県 | 439 |
| 長野県 | 434 | 大分県 | 302 |
| 岐阜県 | 422 | 宮崎県 | 276 |
| 静岡県 | 662 | 鹿児島県 | 414 |
| 愛知県 | 1181 | 沖縄県 | 285 |
| 三重県 | 368 | 合計 | 23816 |

表 5: 年度別（平均）正常分娩件数・帝王切開件数・ハーフィンダール指数

| 年 | 正常分娩件数 | 帝王切開件数 | 施行比率 | Herfindahl |
|----|---------|--------|---------|------------|
| 84 | 19.5559 | 1.4320 | 0.07875 | 0.11132 |
| 87 | 18.8440 | 1.5878 | 0.08152 | 0.11697 |
| 90 | 20.1511 | 2.0198 | 0.08649 | 0.13342 |
| 93 | 22.0028 | 2.6068 | 0.08817 | 0.13180 |
| 96 | 23.8924 | 3.0004 | 0.09021 | 0.13342 |

第6章 医療制度のパフォーマンス計測における 「社会医療診療行為別調査」の応用方法について

社会保障応用分析研究部第1室長

金子 能宏

1. 医療改革における医療制度のパフォーマンス計測の視点

平成13年12月に発表された高齢社会対策大綱では、社会保障制度においても世代間の公平性に配慮した給付と負担の均衡を図るとともに、負担能力のある者には能力に応じて公平に負担を求めるという指針が示された。平成13年11月の社会保障審議会医療保険部会の平成14年度医療改革に関する議論においても、高齢者医療の患者負担については、低所得者に配慮しつつ受益と経済的能力に応じた定率負担を求めらるべきであるとされた。

このように、高齢化に伴う医療費の増大に対してどのように対応するかが欧米先進諸国の共通の課題になっている今日、負担と給付の関係は、医療改革においても重要な論点になっている。ただし、負担と給付の関係をどのように評価して、その結果を医療政策にどのように反映させるかという点は、所得移転が主たる手段になる公的扶助や年金制度の改革を検討する場合と異なる医療政策独自の領域である。なぜならば、医療制度における給付は、人の命、健康に関わる問題であると同時に、健康資本が生産要素となって一人一人の生産性ひいては国の経済成長に寄与する側面や、公衆衛生に関わるような外部性など、多面的な側面を持っているからである。また、医療給付を病院医療サービスに限定してみても、そのプロバイダーは、公的病院と民間病院（また国によっては民間病院の中にも営利病院と非営利病院）の区別があり、さらにこれらを直接的または間接的に管理する組織も国、地方自治体、あるいはHMOなどの市場機構のエージェントがある。加えて、こうした医療サービスを患者に提供する主体は、医師、看護婦・看護師、医療技術者、薬剤師など多様である。

医療改革における給付と負担の関係を議論する際には、このような医療サービスの特殊性に配慮しながら、そのパフォーマンスを計測する必要がある。なぜならば、同じ費用負担をしても、例えばある国では急性心筋梗塞の患者が救急治療に入った場合に生存率が低かったり、癌の投薬治療による生存期間が伸びなかったりなどの諸問題が現れている場合には、その国の医療給付のパフォーマンスが低いと考えることができ、このような場合には給付をそのままにして負担を引き上げる医療改革をするべきではなく、負担をそのままにして医療給付のパフォーマンスを向上させるための医療改革をすべきであると考えられる。

OECD（経済協力開発機構）は、これまでもOECD HEALTH DATAなど加盟国の医療制度の実態を比較するための資料や情報の提供に努めてきたが、こうした医療改革の新しい視点の重要性を参加加盟国の医療改革に反映させるために、2001年11月5日～7日にカナダ

の首都オタワで、このテーマに関する「OECD 医療制度のパフォーマンスの計測に関する会議」を開催した。

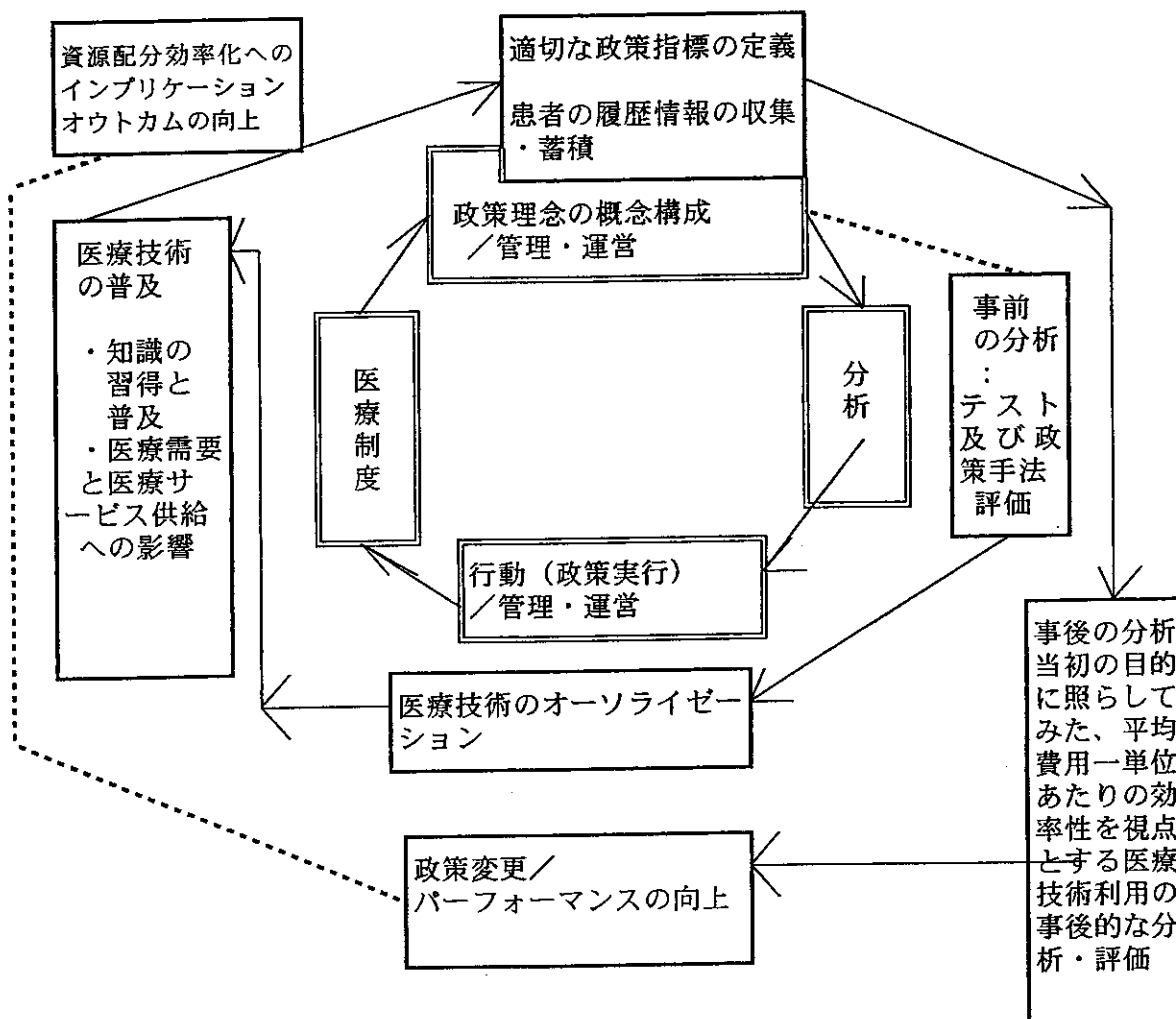
2. 医療制度のパフォーマンス計測と医療政策との関係

医療改革が課題になっているのは、望ましいと考えられている目標や指標と比べて現実が乖離しているからである。望ましい目標や指標は、公衆衛生の向上や医療技術の進歩によって国民の生活水準や健康状態が変化すれば、それに応じて変化していく。例えば、数十年前までは心臓の不治の病を治すための心臓移植や白血病治療としての骨髄移植は卓上の空論だったかもしれないが、現在はドナー情報のネットワークの整備や患者と家族の心のケアも配慮した診療体制の充実により、心臓移植や骨髄移植によって多くの人々が健康な生活を取り戻すことができるようになった。さらに、心臓移植が多く見られるアメリカでは、ドナー不足によって心臓移植が滞る現実に対して、人口心臓ポンプの小型化が進み、ある一定の条件を満たした場合には一般的な診療行為として新しい携帯型人工心臓ポンプによる治療が認められようとしているとのが現実である。

このように医療技術の進歩によって健康指標や患者の健康状態の見方が変わるので、医療制度のパフォーマンスを計測し、それを政策評価につなげて新しい医療政策を実行していくためには、こうした医療技術の変化を含む時間の経過を視野に入れた医療のパフォーマンス計測のフレームワークが必要である。OECD の「医療制度のパフォーマンスの計測に関する会議」(OECD Conference on "Measuring Up: Improving Health Systems Performance in OECD Countries") に集まった、各国の医療関係者、医療政策担当者、そして医療や社会保障の研究者たちが関心を寄せたのは、このような OECD の新しい医療政策におけるパフォーマンス計測の枠組みである。

図1は、時間の経過(医療技術の進歩や健康指標の変化)に応じて、絶えず計測と評価と新しい政策対応をしていくべき医療のパフォーマンス計測、政策運営及びその結果もたらされる医療制度の関係を示したものである。言い換えれば、図1は、時間の経過に従って、新しい両技術の成果測定とその分析、新しい技術の認知とこれに対応した新しい医療政策、その結果としてもたらされる新しい医療制度という流れに沿って、内側の矢印から外側の矢印に向かって医療のパフォーマンス計測と新しい医療制度構築(言い換えれば医療改革)が進んでいくことを示している。

図1 医療政策におけるパフォーマンス計測と評価の枠組み



(出所 OECD 医療制度のパフォーマンス計測会議(2001年12月オタワ)におけ OECD 医療政策ユニット部長のジェレミー・ハースト氏の報告による)

3. 治療効果の推定に基づく医療の質と効率性の推計

図1の枠組みで理解されるように、医療制度のパフォーマンス計測が時間の流れに沿って展開されていくためには、事前の分析と事後の(事後的な)分析の両方が必要である。「個票データを利用した医療・介護サービスの需給に関する研究」の一環として「社会医療診療行為別調査」の個票データを用いた実証分析が必要となる理由も、この点に関連している。具体的には、「社会医療診療行為別調査」の診療行為、点数、あるいは入院日数などの情報を利用して、ある診療・治療法が患者の治療成績、医療支出、およびQOLにどういった効果を及ぼすかについて実証分析することができるからである。これは、図1の事後的な分析に対応するが、これによって傷病ごとに治療法の有効性について情報を得ることができるの

で、この情報が患者側にも医療サービス提供者側にも治療法の選択に関するガイドラインとしての役割を果たすことが期待される。同時に、このような事後的な評価の情報を医療政策担当者が得ることによって、医療サービス提供者側に有効な治療法をとるような知識の普及や制度的あるいは経済的なインセンティブを与えることを通じて、医療サービスに拘わる諸資源を有効に配分する制度運営が可能になることが期待される。

「社会医療診療行為別調査」のような個票データを用いると、このような成果が期待される反面、この調査が全数調査ではなく、抽出データある場合、集計結果のサンプル・セレクション・バイアスが生じる虞がある。サンプル・セレクション・バイアスは、そのため、医療経済学の実証分析で個票データの利用が進んでいるアメリカでは、医療の質の評価を計量分析で行う場合には、全数調査であるメディケア・クレーム・データ (Medicare Claim Data) が利用されることが多い。

これに対して、わが国ではこのような患者のカルテ・データに基づく全数調査のデータ・ベース構築は、本研究会の試みを除いてまだ殆ど試みられていないので、抽出データを餅いらざるを得ないことが多い。そのような場合には、次の場合のようなサンプル・セレクション・バイアスの諸問題に留意しておく必要がある。

例えば、PTCA や CABG (revascularization) を行う前段階として心臓カテーテルを受けた患者の方が、心臓カテーテルを受けなかった患者よりも年齢が低く健康状態が良い可能性が高い場合、あるいは、心臓カテーテルを受けた患者の方が、Teaching Hospital や Researc Hospital といったようないわゆる「ハイ・テク技術」設備の整った病院に入院したために、revascularization 以外の治療が積極的かつ効果的に行われた可能性が高いという場合には、心臓カテーテル自体が患者成績、医療費、QOL などに対して与える効果を過大評価 (overestimate) してしまうおそれがある。

このようなバイアスをいかに小さく修正していくかは確かに重要な課題である。この問題に対処する実証分析の方法には、例えば次のような二つの方法がある。一つは適切な操作変数 (Instrumental Variable: IV) を見つけ出すことであり、もう一つは GMM (General Moment Method) を使う方法です。米国の実証分析では、IV (操作変数) として、心臓カテーテルを年間4件以上使った病院 (cath hospital) 施設とそうでない医療施設 (non-cath hospital) と患者の住所との距離の差を Zipcode から計算して、それを IV として用いている。このような方法が採られる理由は、患者が cath hospital の近くに住んでいるかどうかで、観察データを擬似的にランダムイズ (randomize) することが出来るからである。とうのも、もし病気が発生すれば住んでいる所でその人が患者となることは確かであるが、米国の労働移動・人口移動の実証研究の成果を踏まえると、個人が住所を定める際、cath hospital に近いからそこに住むという理由を最も重視するとは考えにくいからである。

4. 「社会医療診療行為別調査」を用いた治療効果の推計方法について

－傷病と診療行為内容の例－

(1) 虚血性心疾患、とくに急性心筋梗塞患者 (AMI) に対する新しい治療技術の適用がアウトカムに及ぼす影響

例えば、AMI 患者に対するハイテク技術である心臓カテーテル、PTCA、CABG のアウト

カムを、診療行為前の状態、患者属性などをコントロールした上で、生存時間分析を用いて実証分析する。その際、個票データを作成しても、アメリカのメディケア・クレーム・データのような完全な患者のパネルデータではないことに留意して、次のような実証分析をするのも一つの方法であると考えられる。

AMI に対する治療のゴールデン・タイムは通常病院到着後 24-28 時間以内と言われている。あるいは、一般的に"invasive"あるいは"aggressive"なケアと呼ばれるのは、病院到着後 7 日以内にその後の ptca や cabg 等に引き続くであろう心臓カテーテルが行われるかどうか、ポイントになると言われている。そこで、米国のメディケア・クレーム・データと比較可能な分析結果を一例として計測するとすれば、入院後非常に短期間で患者の治療成績に注目した研究、例えば、1-day mortality、あるいは AMI ゴールデンタイムに関する研究をテーマとし、生存時間分析を行うことが考えられる。

(「社会医療診療行為別調査」における AMI サンプル数などの記述統計については、別添資料を参照。)

(2) 筋骨系疾患、とくに変形性関節症及び類似症、椎間板障害、腰痛症など、関節に拘わる高度な手術とリハビリテーションを要する疾患に対する新しい治療技術の適用がアウトカムまたは医療費に及ぼす影響

(「社会医療診療行為別調査」における筋骨系疾患サンプル数などの記述統計については、別添資料を参照。)

5. 地域格差と所得格差を考慮した医療のパフォーマンス計測

医療技術の進歩によって健康指標や患者の健康状態の見方が変わるので、医療制度のパフォーマンスを計測し、それを政策評価につなげて新しい医療政策を実行していくためには、こうした医療技術の変化を含む時間の経過を視野に入れた医療のパフォーマンスを計測する必要があることは、2 節で見たとおりである。「社会医療診療行為別調査」を用いた実証分析の方法について、4 節ではとくに医療技術の観点から分析対象の検討を行ったが、時間の経過とともに変化するのは、医療技術だけではないことに留意する必要がある。医療政策の担当者が政府であれば (WHO のような国際機関もあることに留意)、時間の流れとともに変化するその国の社会経済の中で、医療制度を与件としながらも社会経済の変化によって影響を受ける患者と医療サービス供給者の需給行動が、その国の医療政策の効果に影響を及ぼす。このように、医療制度のパフォーマンス計測において、時間の経過に伴って変化する対象を医療技術知識の普及と医療技術の利用状況の変化に限定することなく、社会経済の変化もその対象に含めることにすると、患者の所得水準の変化やその所得分布の変化も、医療制度のパフォーマンスに影響を及ぼす要因として考慮しなければならなくなる。なぜならば、学歴や働く企業の従業員規模などの患者の個人的あるいは社会的属性が異なることによって生じる所得格差は、貧困の悪循環を通じて、医療のパフォーマンスにも影響を及ぼすからである。

実際、アメリカでは、メディケアとメディケイドの対象とならない勤労者は、一般的には

民間医療保険に加入して医療費を負担する必要があるため、個人所得の格差、言い換えれば個人所得の分布の不平等度と医療パフォーマンスとの関係に早くから関心が集まり、実証分析が進められてきた(Rodgers GB. 1979, Le Grand J.1987, Kaplan GA, Pamuk E, Lynch JW, Cohen RD, Balfour JL.1996, Ben-Shlomo Y, White IR, Marmot M.1996, Fiscella K, Franks P. 1997, Gravelle H. 1998, Kennedy BP, Kawachi I, Glass R, Prothrow-Stith D.1998, Lynch JW, Kaplan GA, Pamuk ER, Cohen RD, Heck KE, Balfour JL, et al.1998)。これに対して、カナダの医療制度は、日本と同様に社会保険制度に基づく医療供給体制を取っており、その範囲では自己負担のないフリーアクセスの医療サービスを受けられるため、1990年代に入るまではこのような実証分析はほとんど行われてこなかった。しかし、尾形(2002)によれば、カナダの医療制度の特徴は、社会保険制度をとりながらも、フリーアクセスで受けられる診療行為の種類が日本よりも狭く設定されている点にあるとされる。従って、社会保険制度の範囲を越える診療行為については、個人の自己負担が余儀なくされるため、個人の医療支出に影響する所得格差は、医療需要の多寡に影響を及ぼすことを通じて、医療のパフォーマンスにも影響を及ぼすことになる。このような観点から、カナダでは、近年、アメリカと同様に地域格差と所得格差を考慮した医療のパフォーマンス計測が試みられている(Bourne LS. (1997), Murdie RA.1998, Wolfson MC, Murphy BB. 1998, Wolfson MC Kaplan G, Lynch J, Ross NA, Backlund E. 1999)。

Ross and Berthelot(2002)は、所得が貧困線以下の世帯の平均所得が全世帯平均所得に占める割合を不平等度の指標に用いて、不平等度の格差と癌による死亡率との関係について実証分析することによって、所得格差を考慮した医療パフォーマンス計測の必要性について考察している。彼らは、人口区分を生産年齢人口と高齢者人口とした上で、このように定義される不平等度をカナダの州・準州別及び主要都市(Metropolitan areas)別に計測するとともに、アメリカの州別及びアメリカの主要都市別に計測した。州別の計測結果では、生産年齢人口の男性については、カナダとアメリカの両方において、貧困線以下の世帯の平均所得が全世帯平均所得に占める割合が低いほど、癌による死亡率が高い関係が見出された(図4)。さらに、彼らは、カナダの生産年齢人口男性を対象にこれらの変数の関係について回帰分析を行い、その結果から、所得が貧困線以下の世帯の平均所得を1%引き上げることにより、癌による死亡者数が人口10万人に対して21人減少するという計測結果を出している。しかし、子供・青少年人口及び高齢者人口については、このような関係は見出されず、人口全体について回帰分析した結果は有意ではなかったことを付記している。

また、先に述べたように所得格差は時系列的に変化するので、貧困線以下の所得しかない世帯数の変化とこれらの世帯の平均所得も時間とともに変化する可能性がある。その結果、所得が貧困線以下の世帯の平均所得を1%引き上げることにより癌による死亡者数が何人減少するかは、時間の経過とともに変わり得るものである。このような要因を考慮すると、所得格差と癌による死亡率とは線形の関係ではなくより複雑な非線形の関係にあるかもしれない。彼らはこの問題点を考慮した医療のパフォーマンス計測が今後の課題であるとしている。

図2 貧困線以下の世帯の平均所得が全世帯平均所得に占める割合と癌による死亡率との関係 (州・準州別に見た場合の関係)

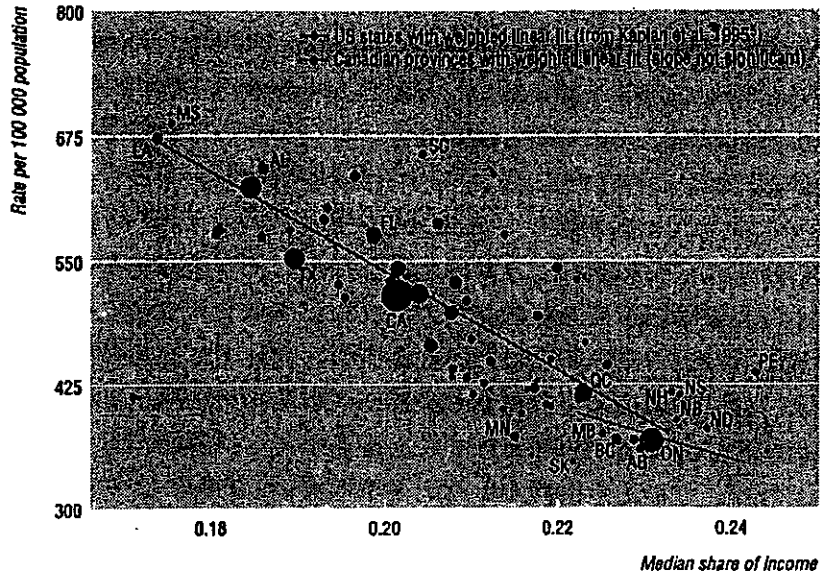


Fig 1 Mortality in working age men by proportion of income belonging to the less well off half of households, US states (1990) and Canadian provinces (1991). Mortality standardised to Canadian population in 1991. State abbreviations: LA-Louisiana; MS-Mississippi; AL-Alabama; SC-South Carolina; FL-Florida; TX-Texas; CA-California; AR-Arkansas; NH-New Hampshire; MN-Minnesota. Province abbreviations: QC-Quebec; NS-Nova Scotia; NB-New Brunswick; ND-Newfoundland; PE-Prince Edward Island; ON-Ontario; AB-Alberta; BC-British Columbia; MB-Manitoba; SK-Saskatchewan

図3 貧困線以下の世帯の平均所得が全世帯平均所得に占める割合と癌による死亡率との関係 (主要都市別に見た場合の関係)

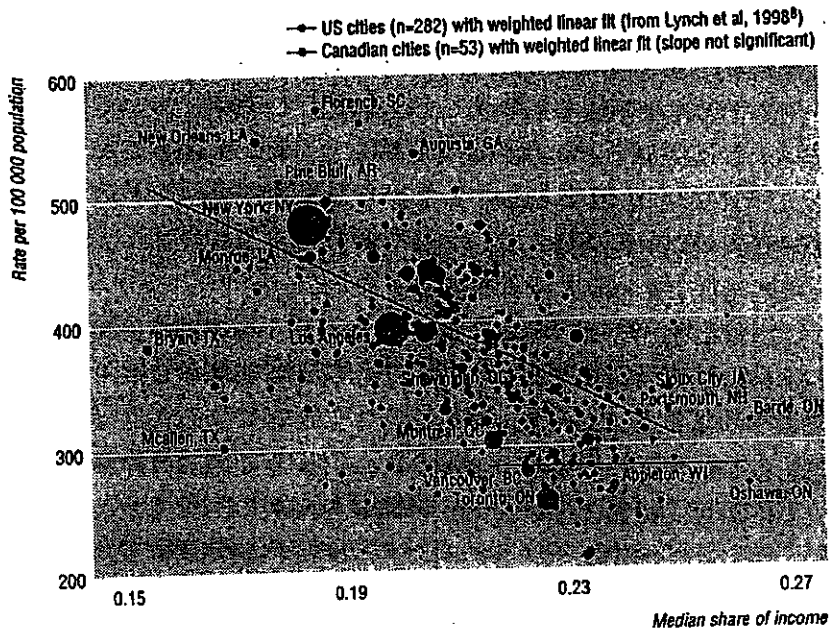


Fig 2 Mortality in all working age people by proportion of income belonging to the less well off half of households, US (1990) and Canadian metropolitan areas (1991). Mortality standardised to Canadian population in 1991. State abbreviations: LA-Louisiana; GA-Georgia; AR-Arkansas; SC-South Carolina; NY-New York; TX-Texas; CA-California; IA-Iowa; NH-New Hampshire; WI-Wisconsin. Province abbreviations: QC-Quebec; ON-Ontario; BC-British Columbia

日本においても所得格差があり、これが時系列的に変化すること、及び社会保障と税制を通じた移転が行われる前の当初所得の格差よりもその移転が行われた後の再分配所得の格差の方が小さいという意味で社会保障と税制による所得再分配政策が機能していることは、『厚生白書 平成11年版』において示された通りである。さらに、小島(2002)によって(表2)、わが国においても地域別に見て世帯人員一人当たり所得の格差が存在し、これが時系列的にも変化していることが指摘されている。

表1

所得再分配効果(ジニ係数)

| | 当初所得 | 再分配所得 | 税による再分配所得 | | 社会保障による再分配所得 | | |
|-------------|--------|--------|-----------|--------|--------------|--------|-------|
| | ジニ係数 | ジニ係数 | 改善度 | ジニ係数 | 改善度 | ジニ係数 | 改善度 |
| 1981(昭和56)年 | 0.3491 | 0.3143 | 10.0% | 0.3301 | 5.4% | 0.3317 | 5.0% |
| 1984(昭和59)年 | 0.3975 | 0.3426 | 13.8% | 0.3824 | 3.8% | 0.3584 | 9.8% |
| 1987(昭和62)年 | 0.4049 | 0.3382 | 16.5% | 0.3879 | 4.2% | 0.3564 | 12.0% |
| 1990(平成2)年 | 0.4334 | 0.3643 | 15.9% | 0.4207 | 2.9% | 0.3791 | 12.5% |
| 1993(平成5)年 | 0.4394 | 0.3645 | 17.0% | 0.4225 | 3.2% | 0.3812 | 13.2% |
| 1996(平成8)年 | 0.4412 | 0.3606 | 18.3% | 0.4338 | 1.7% | 0.3721 | 15.7% |

資料: 厚生省大臣官房政策課調査室「平成8年所得再分配調査」

(注) 1. 当初所得=雇用者所得+事業所得+農耕所得+財産所得+家内労働所得+雑収入

+私的給付(仕送り、企業年金、退職金、生命保険金額)

2. 再分配所得=当初所得-税-社会保険料+社会保障給付金+医療費

3. 税による所得再分配=当初所得-税

4. 社会保障による所得再分配=当初所得-社会保険料+社会保障給付金+医療費

5. 改善度(%)=(当初所得のジニ係数-再分配所得のジニ係数)/当初所得のジニ係数*100

6. 税金: 直接税のうち所得税、個人住民税、固定資産税(事業用のものを除く)及び自動車税・軽自動車税(事業用のものを除く)。

7. 社会保険料: 被用者保険、国民健康保険及び国民年金(拠出制)の各制度の保険料。

8. 社会保障給付金: 各社会保障制度からの年金やその他の給付の形態で行われ

出所 『厚生白書 平成11年版』