

公的医療保険制度が「医療アクセスの公平性」に及ぼす影響  
ーパネル分析とカクワニ指数を用いた分析ー

遠藤 久夫

(学習院大学経済学部 教授)

藤原 尚也

(医薬産業政策研究所 主任研究員)

櫛 貴仁

(医薬産業政策研究所 主任研究員)

医薬産業政策研究所

リサーチペーパー・シリーズ

No. 21

(2004年7月)

本リサーチペーパーは研究上の討論のために配布するものであり、著者の承諾なしに引用、複写することを禁ずる。

本リサーチペーパーに記された意見や考えは著者の個人的なものであり、日本製薬工業協会及び医薬産業政策研究所の公式な見解ではない。

内容照会先：

遠藤 久夫

学習院大学経済学部

〒171-8588 東京都豊島区目白 1-5-1

TEL : 03-5992-2045 FAX : 03-5992-1007

E-mail : hisao.endo@gakushuin.ac.jp

公的医療保険制度が「医療アクセスの公平性」に及ぼす影響  
—パネル分析とカクワニ指数を用いた分析—

【目次】

1. はじめに.....	2
2. 医療アクセスの公平性とは.....	2
3. 公的医療保険制度が医療費水準に及ぼす影響 .....	3
3.1. 公的医療保険制度が医療費水準に及ぼす 2 つの効果 .....	3
3.2. 分析方法 .....	4
3.3. 推計方法と結果.....	6
4. 公的医療保険が医療費自己負担の逆進性に及ぼす影響 .....	10
4.1. 公的医療保険の医療費自己負担への影響 .....	10
4.2. カクワニ指数 .....	10
4.3. 分析方法 .....	11
4.4. 分析結果 .....	12
5. 結論.....	14

- ・ 参考文献
- ・ 補論

## 1. はじめに

強制加入を伴う公的医療保険制度は、傷病の発生のリスクを軽減させるという保険としての機能だけでなく、低所得層やハイリスク層の医療費自己負担を軽減させることにより医療アクセスの公平を図るという機能を有する。本研究の目的は公的医療保険の存在が医療アクセスの公平性にどのような影響を与えるかということをおよびOECD先進国間の比較によって明らかにすることである。具体的には医療費のGDP比と医療費自己負担の逆進性（累進性）に対して、公的医療保険制度がどのように関与しているかを分析する。

先行研究である遠藤他（2002）、遠藤・篠崎（2003）では、所得に占める患者自己負担の割合および患者自己負担の逆進性を医療アクセスの公平性を示す指標として、OECD先進国における医療アクセスの公平性について国際比較を行った。本研究ではこれをさらに進めて、公的医療保険の存在と医療アクセスの公平性との関係を明らかにする。

## 2. 医療アクセスの公平性とは

医療アクセスの公平性とは空間的な意味と経済的な意味がある。空間的なアクセスの公平とは医療機関の地域偏在が少なく、地域間の受療機会の格差が小さいことである。一方、経済的なアクセスの公平性とは所得格差により受療機会が制約されるか否かを意味する。このうち本研究では経済的な意味でのアクセスの公平性に着目する。

本研究では経済的な意味でのアクセスの公平性とは次のように考える。

### 1) 患者の医療費自己負担が低いほど医療アクセスが公平である。

低所得者は高所得者と比較して所得に占める貯蓄や奢侈的財に対する支出の割合が少ないため、同じ医療費支出額であっても低所得者の方が負担することが厳しいと考えられる。それゆえ、患者の平均的な医療費自己負担が低いほど医療へのアクセスが公平だといえる。

もっとも医療費水準を論ずる場合、患者自己負担のみに着目すべきか、医療費総額に着目すべきか、という点は議論の余地がある。公的医療保険の財源となる保険料や税は既に支払ったものであるからいわば埋没費用であり、受療上の障壁となるのは自己負担の大きさだというのが前者の考え方であり、一方、税、保険料も国民が負担するのであるから医療費総額を用いるべきだというのが後者である。

2) 医療費自己負担の逆進性が低いほど医療アクセスが公平である。

所得に占める医療費負担の比率が低所得の方が高所得者より高い場合を、医療費負担が逆進性をもつという。医療費負担の逆進性が大きいことは低所得者の医療アクセスが不利になるため医療アクセスは不平等だと考えられる。

以下、3章において公的医療保険と医療費水準との関係、4章において公的医療保険と医療費支出の逆進度との関係を実証する。

### 3. 公的医療保険制度が医療費水準に及ぼす影響

#### 3.1. 公的医療保険制度が医療費水準に及ぼす2つの効果

医療アクセスの公平性を論ずる場合、前述のように患者自己負担に着目すべきという考えと、医療費総額に着目すべきという考えがあるが、本研究ではデータベースとした「OECD Health Data」には患者自己負担額を明記した国と期間が極めて少ないというデータ制約を考慮して、後者の立場をとることとした。

公的医療保険が医療費水準に及ぼす影響として、次に示すように医療費水準を上昇させる効果と低下させるという対立する効果が考えられる。

##### [効果1]：公的医療保険は医療費の水準を上昇させる

医療費支払いに公的医療保険が介在することにより、医療需要と医療費負担との関連が希薄となり、その結果、いわゆるモラルハザードにより医療需要を増加させ、医療費水準を上昇させる効果<sup>1</sup>。完全に自己負担の場合は保険がある場合より価格弾力性が大きいいため医療需要の増加は抑制的である。私的医療保険の場合でも患者自己負担は引き下げられるためモラルハザードは生ずるが、任意加入方式をとるため医療上のリスクと保険料がある程度対応している。そのため、高リスク者（高齢者など）は高い保険料を支払わずに脱退する可能性が高く、全体としてのモラルハザードは保険料と医療上のリスクが対応していない公的医療保険の場合と比較すると小さいと考えられる。

##### [効果2]：公的医療保険は医療費の水準を低下させる

公的医療保険は国やそれに準ずる主体が保険者となるため、その独占力を背景に医療インプットの公定価格を制御しやすい。また支払い方式を出来高払いから

---

<sup>1</sup> Leu(1986)はこの立場をとる。

包括支払いへと変更して医療需要量を制御することも比較的容易である。もっとも、このような公的医療保険の操作は、公的医療保険の対象外のサービスの購入へシフトすることによって一部は相殺されることが予想される。

これらのどちらの効果が強く働くかは実証されなくては分からない。以下では「OECD Health Data」のデータを用いて国際比較分析を行う。尚、本研究では公的医療保険を「国民から保険料もしくは税として強制的に資金を徴収して医療費支払いの一部に充てる制度」と定義する。そのため、税財源により運営され保険という名称を使用していないイギリスのNHSの例や運営主体が民間保険であっても保険料が強制的に徴収されるスイスの例も公的医療保険として扱う。

## 3.2. 分析方法

### (1) 基本方針

国民医療費のGDP比を国民医療費に占める私的な支払額の比率、高齢化率、人口で回帰分析する。国民医療費そのものではなく対GDP比を用いるのは、

- 1) 医療アクセスの公平性という視点からは医療費絶対額より所得に対する比率の方が意味があると考えられること。
- 2) 異なる通貨表示の医療費を国際比較する場合、換算率に何を使うかによって（たとえば為替レートと購買力平価）分析結果が異なることが先行研究で知られているため<sup>2</sup>、GDP比に統一することは比較する上での信頼性を向上させる。

という理由による。

尚、参考として1人当たり医療費を被説明変数とした回帰分析も行っている（その場合の換算率は対ドルの為替レートを採用）。

### (2) 変数

#### 1) 総保健医療支出 (Total Expenditure on Health)

国民医療費を総保健医療支出 (Total Expenditure on Health) で代理する。「OECD Health Data」の分類では国民医療費にほぼ該当するのは医療サービス支出 (Expenditure on Medical Services) であり、2001年の日本のデータでは医療サービス支出は総保健医療支出の72%である。総保健医療支出には医療サービス支出以外に家庭で購入する医薬品や医療機器、公衆衛生関連費用などが含まれる。このように医療費と乖離がある総保健医療支出を用いる第一の理由は「OECD

---

<sup>2</sup> Parkin, McGuire and Yule(1987), Hitiris and Posnett(1992)

Health Data」では医療サービス支出の数値を長期にわたり記載している国は非常に少ないためである。第二の理由は、国により医療保険の対象範囲が異なるので、たとえば医療サービス支出に外来薬剤費が入る国とそうでない国がある、といった不整合が生ずるため、医療関連の財・サービスをすべて包括する総保健医療支出を用いることは一定の合理性があると考えられるためである。

## 2) 私的支払 (private sector)

「OECD Health Data」の財源区分から private sector (患者自己負担や私的保険からの支払い等の合計) を私的支払の変数とする。医療費支払いに対する公的医療保険の程度を示す代理変数として、総保健医療支出 (Total Expenditure on Health) に占める私的支払 (private sector) の割合を用いる。

## 3) 高齢化比率

全人口に占める 65 歳以上人口の比率

## 4) 人口

### (3) データソース

「OECD Health Data」1999、2001、2003

1) 1986 年～2000 年 : 「OECD Health Data 2001」

2) 1972 年～2000 年 : 「OECD Health Data 2003」

※イタリア 1970 年～1979 年 の総人口と 65 歳以上人口については、OECD1999 を使用

### (4) 対象国

13 カ国 :

アメリカ、イギリス、フランス、ドイツ、日本、カナダ、デンマーク、オランダ、スウェーデン、スイス、オーストラリア、ニュージーランド、イタリア

### (5) 推計期間

1973—2000 年

### 3.3. 推計方法と結果

#### 1) 分析 1-① (Plain OLS)

全データをプールして以下の推計式で OLS を行う。

$$\ln((\text{総保健医療支出}/\text{GDP})_{it}) = \alpha + \beta_1 \cdot \ln((\text{私的支出}/\text{総保健医療支出})_{it}) + \beta_2 \cdot \ln((\text{65歳以上人口}/\text{総人口})_{it}) + \beta_3 \cdot \ln((\text{人口})_{it})$$

( $i$ : 国、 $t$ : 年)

$\beta_1$  が正値であれば効果 2 が効果 1 より大きく、負値であれば効果 1 が効果 2 より大きいことになる。 $\beta_2$  は正値であることが予想される。

推計結果は、以下の通りである。

#### 分析 1-① 推計結果

$\beta_1$	0.279287***
$\beta_2$	0.588778***
$\beta_3$	-0.022532***
調整済み R2 乗	0.447531

\*\*\* 1%有意水準    \*\* 5%有意水準    \* 10%有意水準

私的支出／総保健医療支出の係数 ( $\beta_1$ ) は有意に正値を示した。この結果から公定医療保険が医療費水準に及ぼすと想定される二つの効果は効果 2 の方が強く働いたことが推定される。65 歳以上人口／総人口の係数 ( $\beta_2$ ) は有意に正値をとり、その値は私的支出／総保健医療支出の係数より大きい。このように全データをプールした OLS 分析では、総保健医療支出に占める私的支出の割合の大きい国は総保健医療支出の GDP 比が大きい傾向が見られた。しかし、高齢化比率がこの数値に与える影響よりは小さかった。

#### 2) 分析 1-② (固定効果モデル)

医療費支出に対して各国固有の特徴がある場合、分析 1-①による OLS 推定量が不偏性、一致性をもたないことが知られている。一般に、以下のモデルを考えると、経済主体  $i$  特有の効果である  $\alpha_i$  と説明変数  $x_{it}$  が相関していれば固定効果モデル、無相関であれば変量効果モデルとよばれ、それぞれ適切な推計方法が異なる。

$$y_{it} = \alpha_i + \beta x_{it} + e_{it}$$

分析 1 - ①の推計式において Hausman test を行った結果、固定効果モデルが選択された。この場合、次のような差分をとることで期間を通じて一定である経済主体固有の影響を除去することができ、この OLS 推定量は一致性をもつ。

$$\Delta y_{it} = b_1 \Delta x_{it} + \Delta e_{it}$$

固定効果モデルを用いた推計結果は以下の通りである。

#### 分析 1-② 推計結果

$\beta_1$	0.072216***
$\beta_2$	0.411725***
$\beta_3$	0.770042***
調整済み R2 乗	0.822013

\*\*\* 1%有意水準    \*\* 5%有意水準    \* 10%有意水準

推計結果は  $\beta_1$  が正値をとり、医療費の支払いに公的介入が大きいと総保健医療支出の対 GDP 比が低いことが示され、分析 1-②と同様、公的医療保険による効果 2 が効果 1 より強く働いていることが示唆された。但し、その係数の大きさはかなり小さくなっている。



## [参考]

本研究では、①医療費そのものでなく所得に対する医療費に関心があること、②多国間比較の際の換算レートの課題を回避する、という理由で被説明変数として総保健医療支出/GDP を用いたが、先行研究の多くは一人当たりの総保健医療支出を被説明変数とした回帰分析が行われている。これらの研究は一人当たりの医療費水準を決定する要因は何かという視点から行われており、またトピックスとしては、Newhouse<sup>3</sup>が指摘した OECD 各国間のクロスセクション分析では医療費の所得弾力性は1より大きく、医療はいわば奢侈財であるが、それぞれの国で見ると所得弾力性は1より小さくて必需財であるという矛盾を明らかにすることも重要な課題であった。本研究でもこれらの研究の流れを考慮して以下の推計式による分析を行った。

尚、推計式の特定化以外で前述の分析方法と異なっているのは、1) 推計期間を1980-2000年とした、2) 各国通貨は各年の平均為替レートを以てドルに換算している、という2点である。

### (1) 推計式

#### 1) 分析2-① (Plain OLS)

全データをプールしたOLSを下記の推計式で行う。

$$\ln((\text{総保健医療支出}/\text{人口})_{it}) = \alpha + \beta_1 \cdot \ln((\text{私的支出}/\text{総保健医療支出})_{it}) + \beta_2 \cdot \ln((\text{65歳以上人口}/\text{総人口})_{it}) + \beta_3 \cdot \ln((\text{GDP}/\text{人口})_{it})$$

i: 国            t: 年

推計結果は以下の通り。

#### 分析2-① 推計結果

$\beta_1$	0.219852***
$\beta_2$	0.305250***
$\beta_3$	1.09682***
調整済み R2 乗	0.941989

\*\*\* 1%有意水準    \*\* 5%有意水準    \* 10%有意水準

<sup>3</sup> Newhouse(1977), (1987).

私的支出／総保健医療支出の係数( $\beta_1$ )は有意に正の値をとった。また、先行研究の多くが示すようにGDP／人口の係数( $\beta_3$ )は1より大きく、国際比較により計測された所得弾力性は1より大きいことが確認された。

## 2) 分析2-② (固定効果モデル)

分析2-①の推計式においてHausman testを行った結果、固定効果モデルが選択された。固定効果モデルの推計結果は以下の通り。

分析2-② 推計結果

$\beta_1$	0.029782
$\beta_2$	0.297646***
$\beta_3$	1.08504***
調整済みR2乗	0.983236

\*\*\* 1%有意水準    \*\* 5%有意水準    \* 10%有意水準

私的支出／総保健医療支出の係数( $\beta_1$ )は正の値をとるが有意ではなかった。すなわち、医療費支払いへの公的介入が大きいほど一人当たり医療費は低い傾向が見られたものの統計的には有意ではなかった。また、所得弾力性は1より大きかった。

## 4. 公的医療保険が医療費自己負担の逆進性に及ぼす影響

### 4.1. 公的医療保険の医療費自己負担への影響

医療需要と所得との関係は、①医療サービスは必需性が高く所得弾力性が低い、②低所得の方が医療ニーズが高い、という2つの理由で負の相関があることが知られている<sup>4</sup>。したがって、医療保険が存在しない場合の医療費自己負担はかなり逆進性が高いと考えられる。一方、医療費支払いに公的医療保険が介入すると患者自己負担が抑制されるために自己負担と所得との関係が変化する。たとえば自己負担が誰でも一定の場合には逆進性は大きく低下すると考えられる。自己負担が一定率の場合でも一定額以上は保険給付の対象となれば逆進性は低下する。自己負担率を重医療を高く、軽医療を低く設定する場合も逆進性の低下につながる。このように、一般に公的医療保険の存在は医療費負担の逆進性を低下させる傾向があると考えられる。逆進性の低下は低所得者の医療費負担を軽減させることを意味するため、経済的な意味で医療アクセスを公平化させると考えられる<sup>5</sup>。この点について実証する。

### 4.2. カクワニ指数

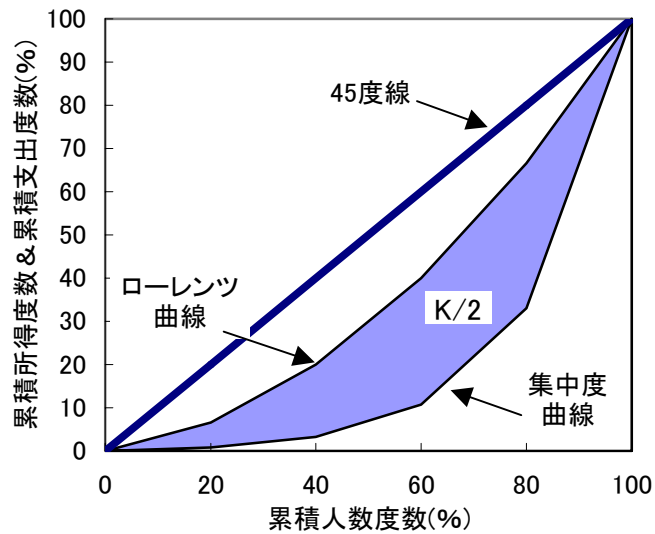
逆進性を測る指標としてカクワニ指数を用いる。カクワニ指数を視覚的に説明したものが図1である。横軸に所得の昇順で並べた人数の累積度数、縦軸にこれらの人々の所得および医療費支出の累積度数をとり、所得データからローレンツ曲線を、医療費支出データから曲線（集中度曲線と呼ぶ）を描く。ローレンツ曲線と45度線に囲まれた領域の面積の2倍がジニ係数 ( $G_b$ )、集中度曲線と45度線に囲まれた領域の面積の2倍が集中度係数 ( $G_a$ ) となり、カクワニ指数 ( $K$ ) は、 $K=G_a-G_b$  で計算される。集中度曲線がローレンツ曲線より右下に向かって膨らんでいるときには、高額所得者が所得に比してより多く医療費を支出しているので、支出は累進的、逆の場合は逆進的となる。したがって、カクワニ指数が正であれば累進的、負であれば逆進的となる。また負でありその絶対値が大きいほど逆進的だといえる。

---

<sup>4</sup> 遠藤・駒村 (1999) は所得分配調査の個票分析により医療需要と所得とに負の相関があることが確認した。

<sup>5</sup> 経済的な意味での医療アクセスを論ずる場合、保険料負担や税負担を考慮しなければならないという考えもあるが、本稿では患者からすればこれらはすでに支払った埋没費用のようなもので、患者自己負担のみがアクセスに影響を及ぼすという立場をとる。

図1 カクワニ指数の概念図



#### 4.3. 分析方法

##### (1) 基本方針

家計調査が入手可能な国を対象にカクワニ指数と私的支出／総保健医療支出を算出し、これらの相関関係を明らかにする。医療費支払いに公的医療保険の介入が大きいほど逆進性が低下する（＝医療アクセスが公平化する）と仮定すると、カクワニ指数が負値で絶対値が小さいほど逆進性が低いので、相関係数が負値をとれば、公的医療保険の存在が自己負担の逆進性を低下させることを意味する<sup>6</sup>。

##### (2) 変数とデータソース

1) 私的支払 (private sector) ／総保健医療支出 (Total Expenditure on Health)  
「OECD Health Data」 2001、2003 より計算

2) カクワニ指数

入手可能な以下の国の「家計調査」より計算

<sup>6</sup> Wagstaff et al(1992) (1999)はカクワニ指数を欧米諸国の医療費負担の分析に応用した。日本の医療費負担をカクワニ指数で分析したものに遠藤他 (2002)、遠藤・篠崎 (2003)がある。

国	統計名	対象年
日本	全国消費実態調査報告	79, 84, 89, 94, 99
アメリカ	Consumer Expenditure Survey	84-99
イギリス	Family Expenditure Survey	80, 84-99
フランス	Budget des Ménages	78, 84, 89, 95
カナダ	Family Expenditure in Canada	86, 92
スウェーデン	Hushållens utgifter (1995 より Utgiftsbarometem)	88, 92, 96
オランダ	Budgetonderzoek	80, 84, 95
ドイツ	Einkommens-und Verbrauchsstichproben	78, 83, 88, 93, 98
オーストラリア	Household Expenditure Survey, Australia	99

(※オーストラリア以外の国のカクワニ指数は遠藤・篠崎 (2003) の計算結果より転用)

### (3) 分析方法

上記 9 カ国毎に対象年の私的支出／総保健医療支出およびカクワニ指数の平均値を算出し、この 2 つの相関係数を計算する。カクワニ指数は負値で絶対値が大きいほど逆進性が高いため、私的支出／総医療関連支出とカクワニ指数との相関係数が負値をとれば、公的医療保険の存在が医療費自己負担の逆進性を低下させていることが示唆される。

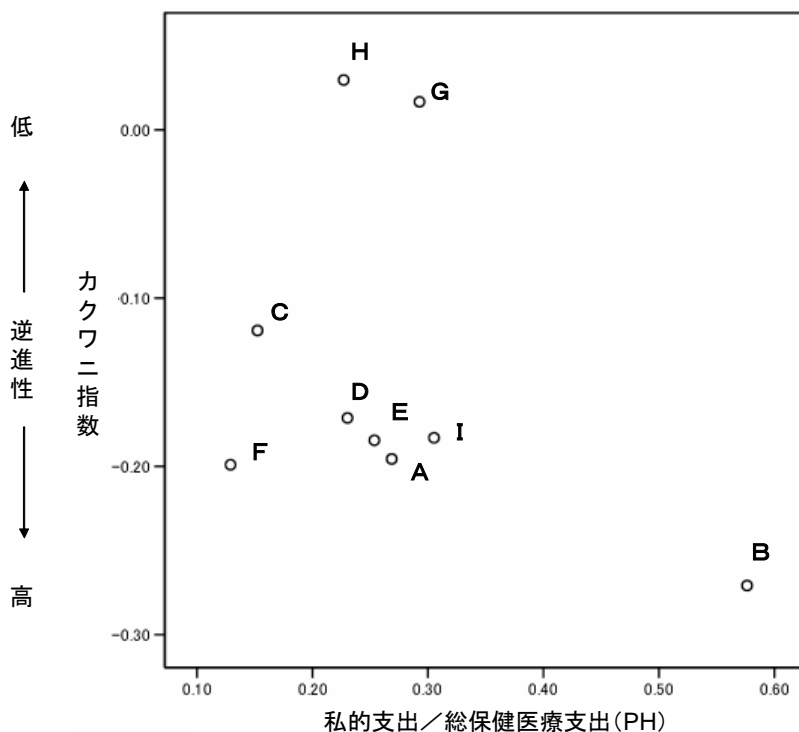
## 4.4. 分析結果

各国のカクワニ指数と私的支出／総保健医療支出は下表の通りである。これを図示したものが図 2 である。

国別のカクワニ指数と私的支出／総保健医療支出 (PH)

記号	国名	カクワニ係数	PH	対象年
A	日本	-0.19554989	0.26862491	79,84,89,94,99
B	アメリカ	-0.27078933	0.57630982	84-99
C	イギリス	-0.11923005	0.15237186	80,84-99
D	フランス	-0.17120769	0.23030254	78,84,89,95
E	カナダ	-0.18448973	0.25358673	86,92
F	スウェーデン	-0.19900397	0.12900821	88,92,96
G	オランダ	0.01663449	0.29267805	80,84,95
H	ドイツ	0.02963890	0.22699747	78,83,88,93,98
I	オーストラリア	-0.18300000	0.30521699	99

図2 カクワニ指数と私的支出／総保健医療支出（PH）の散布図



(1) 9カ国の相関係数

相関係数を9カ国で計算すると、 $-0.358$  と負値をとるが有意(5%)ではない。

カクワニ指数と私的支出／総保健医療支出（PH）の相関係数

相関係数	有意確率	N
$-0.358$	0.345	9

(2) ドイツ、オランダを除いた場合の相関係数

ドイツでは高所得者は公的医療保険から脱退することが可能である。また、オランダは公的医療保険に加入できるのは一定の所得水準以下であり、高所得者は加入できない。したがって、この2国では多くの高所得者は私的保険に任意で加入することになるが、未加入の人もいるため所得の高い層が医療費自己負担は高くなる傾向がある。事実、公的医療保険の加入条件にこのような所得要件を設けているこの2国のみがカクワニ指数が正值をとり医療費自己負担は累進的である。

公的医療保険加入に所得上の制約を課しているドイツとオランダを除いた場合

の相関係数は-0.816 で有意（5%）となり、公的医療保険が医療費自己負担の逆進性を弱めて医療アクセスの公平化を図るという仮説を支持する結果となった。

カクワニ指数と私的支出／総保健医療支出（PH）の相関係数（独・蘭除く）

相関係数	有意確率	N
-0.816*	0.025	7

\*：5%水準で有意

## 5. 結論

「所得に占める医療費が低い」、「医療費自己負担の逆進性が低い」という特徴をもつ国は低所得者の医療アクセス上の経済的障壁が低く医療アクセスが公平であると考えられるが、公的医療保険はこの2つの特徴にどのように影響を及ぼしているであろうか。OECD 諸国を対象に行った実証分析の結果、公的医療保険制度の存在は医療費の対 GDP 比を引き下げる効果があることが示された。また、高所得者が公的医療保険に加入しなくてもよい、もしくは加入できないドイツとオランダを除く7カ国では、公的医療保険の存在が医療費負担の逆進性を低下させ、低所得者の医療アクセスを容易にしていることが明らかになった。

典型的な例を見てみよう。NHS（National Health Service）を採用するイギリスは私的支出／総保健医療支出はスウェーデンなどと並んで世界で最も低い水準にあり医療費支払いに対する公的関与の程度が非常に高いが、医療費の GDP 比が先進国中最も低い水準にあり、かつ医療費自己負担の逆進性はきわめて低い。一方、公的医療保険が高齢者と貧困者しか対象としていないアメリカは私的支出／総保健医療支出は世界最高水準であるが、医療費の GDP 比も世界最高で、医療費自己負担の逆進性は先進国の中では最も高い水準にある。他の国は概ね、この二国の間に位置した。

このように実証分析の結果は公的医療保険の存在が医療アクセスを公平化させることを示しているが、公的医療保険制度の内容は国によってかなり異なるため、今後はこれらの特徴を考慮に入れた分析を行うことが必要だと考える。また、本研究はあくまでも医療費にのみ着目したものであり、医療の質の違いは考慮していないので、この点は結果の解釈において留意する必要がある。

## 参考文献

Hitiris, T., and J. Posnett, (1992) “The determinants and effects of health expenditure in developed countries” *Journal of Health Economics* 11: pp. 173-181

Leu, R. E. (1986) “The Public-private mix and international health care costs ” , in: A. J. Culyer and B. Jonsson, eds., *Public and Private Health Services*

Newhouse, J. P. (1977) “Medical care expenditure: a cross-national survey” , *Journal of Human Resources* 12: pp. 115-125

Newhouse, J. P. (1987) “Cross-national differences in health spending: what do they mean?” , *Journal of Health Economics* 6: pp. 159-162

Parkin, D., A. McGuire and B. Yule (1987) “Aggregate health expenditure and national income: is health care a luxury good?” , *Journal of Health Economics* 6: pp. 109-127

Wagstaff, A. et al. (1992) “Equity in the Finance of Health Care: Some International Comparisons” *Journal of Health Economics* 11: pp. 361-387

Wagstaff, A. et al. (1999) “Equity in the Finance of Health Care: Some Further International Comparisons” *Journal of Health Economics* 11: pp. 361-387

遠藤久夫・駒村康平 (1999) 「公的医療保険と高齢者の医療アクセスの公平性」『季刊社会保障研究』 35.2 pp. 141-148

遠藤久夫・篠崎武久・駒村康平 (2002) 『医療費自己負担の分析』報告書 医療経済研究機構自主研究報告書

遠藤久夫・篠崎武久 (2003) 「患者自己負担と医療アクセスの公平性」『季刊社会保障研究』 39.2 pp. 144-154



## 補論

公的医療保険は医療費水準を抑制する傾向が認められた。これは公的医療保険制度下では価格や医療需要をコントロールしやすいからだと考えられる。もしその通りであるとすれば、個々の国では公的な医療費支出の上昇率は私的な医療費支出の上昇率より小さいことになる。その結果、時系列データを用いれば私的支出／総保健医療支出の値と総保健医療支出の間に負の相関が見られることになる。

下記の 13 カ国の 1980 年～2000 年において、次の推計式で OLS 推計を行った。  

$$\ln \left( \frac{\text{総保健医療支出}}{\text{人口}} \right)_t = \alpha + \beta_1 \cdot \ln \left( \frac{\text{私的支出}}{\text{総保健医療支出}} \right)_t + \beta_2 \cdot \ln \left( \frac{\text{65 歳以上人口}}{\text{総人口}} \right)_t + \beta_3 \cdot \ln \left( \frac{\text{GDP}}{\text{人口}} \right)_t + \beta_4 \cdot \ln (t)$$
 t : 年

推計結果が下表である。

国	$\beta_1$	$\beta_2$	$\beta_3$	$\beta_4$	DW 検定	調整済み R2
アメリカ	-0.133	2.805***	0.295	0.044*	1.166	0.995
イギリス	-0.375***	0.882	0.886***	0.025***	1.656	0.997
フランス	-0.342***	-0.871***	1.057***	0.019***	1.170	0.998
ドイツ	-0.609***	0.776***	0.853***	0.016***	2.568	0.998
日本	0.500***	1.572***	0.996***	-0.034	0.774	0.997
カナダ	-1.250***	3.949***	0.568***	-0.016	0.567	0.989
デンマーク	-0.497**	0.412	1.012***	0.004	1.830	0.997
オランダ	-0.172***	-0.868	1.101***	0.008	1.146	0.998
スウェーデン	-0.097	-0.549**	0.974***	0.001	1.440	0.995
スイス	-0.041	-0.468	0.975***	0.024***	1.466	0.998
オーストラリア	0.107**	0.159	0.866***	0.014**	1.267	0.998
ニュージーランド	-0.013	0.578	1.058***	0.012	0.531	0.974
イタリア	-0.793			0.092***	0.344	0.790

イギリス、フランス、ドイツ、カナダ、デンマーク、オランダの 6 カ国の  $\beta_1$  は有意に負値をとった。また日本とオーストラリアは有意に正値を示した。他の 5 カ国は有意ではないが負値を示した。このことから、多くの国で公的な医療費支払いの抑制が医療費の増加率の抑制に貢献していることを示唆していると考えられる。