

# 医療支出と高齢化に関する Red Herring 仮説の検討

## ーマクロデータによるアプローチ\*

細 谷 圭<sup>†</sup>

### 概 要

本稿では、医療支出と人口の高齢化をめぐるマイクロ実証分析で近年注目されている Red Herring 仮説について、マクロデータを使用した分析を展開する。高齢化が医療支出を増加させるとの一般的な言説は、マイクロデータの下で死期を考慮した分析では必ずしも妥当しないことが知られている。加えて、マクロデータの下でもそうした言説が妥当ではないという分析結果が散見される。こうした研究からは、医療費高騰の背景にある高齢化主因説はred herring な言説と判断できる。本稿は、医療政策を考えていく上で非常に重要なこの論点に関して、アップデートしたデータセットの下で、多様な社会経済変数を考慮したパネルデータ分析を試みる。分析結果より、医療支出に対して影響力のあるいくつかの要因のなかに、人口の高齢化も含まれることが明らかになる。したがって、少なくとも今回の分析結果の範囲では、多くのマイクロ実証分析で示唆される Red Herring 仮説は妥当性を持たないことが確認された。

キーワード：Red Herring 仮説；1人あたり医療支出；人口の高齢化

JEL classification numbers: C23；I10；J10

---

\* “A Macro Data Examination of the ‘Red Herring Hypothesis’ concerning Ageing and Health Expenditures” // 本稿は平成20年度および平成21年度科学研究費補助金若手研究B（課題番号：20730163）における研究成果の一部である。記して感謝したい。もちろん、あり得べき誤謬の一切の責は筆者に帰すものである。

† 東北学院大学経済学部

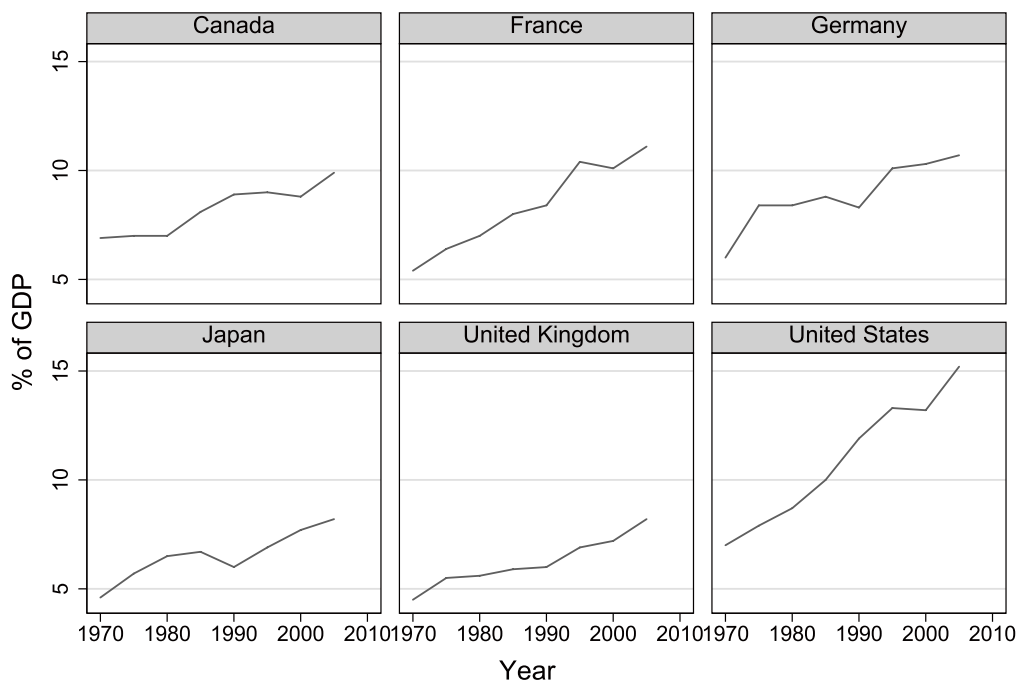
〒980-8511 仙台市青葉区土樋1-3-1

E-mail: khosoya@tscc.tohoku-gakuin.ac.jp (Kei Hosoya)

## 1 はじめに

先進諸国における「21世紀の財政問題」の中核は、医療であるといっても過言ではない<sup>1)</sup>。その多くが先進国グループに属する国々で構成される経済協力開発機構（OECD）加盟国の状況を概観してみると、1人あたりの医療支出額には各国間で大きなばらつきがあるものの、国内総生産（GDP）に占める総医療支出額（total expenditure on health）のシェアは、平均的にみて顕著な上昇傾向にあるといえる。各国とも、決して楽観できない経済状況にあるなかで、こうした傾向性は非常に悩ましい問題である。

図1は、イタリアとロシアを除いた、G8 各国についての当該シェアの推移を表したものである（期間は1970～2005年で5年ごとのデータ）。シェアの上昇トレンド以外で、特徴的な点をいくつか指摘しておこう。まず、特に2000年代に入り、シェアの急上昇をほぼ各国に共通して観察することができる。これは、近年において、マスコミ報道等で頻繁に医療の問題が取り上げられ



Graphs by country

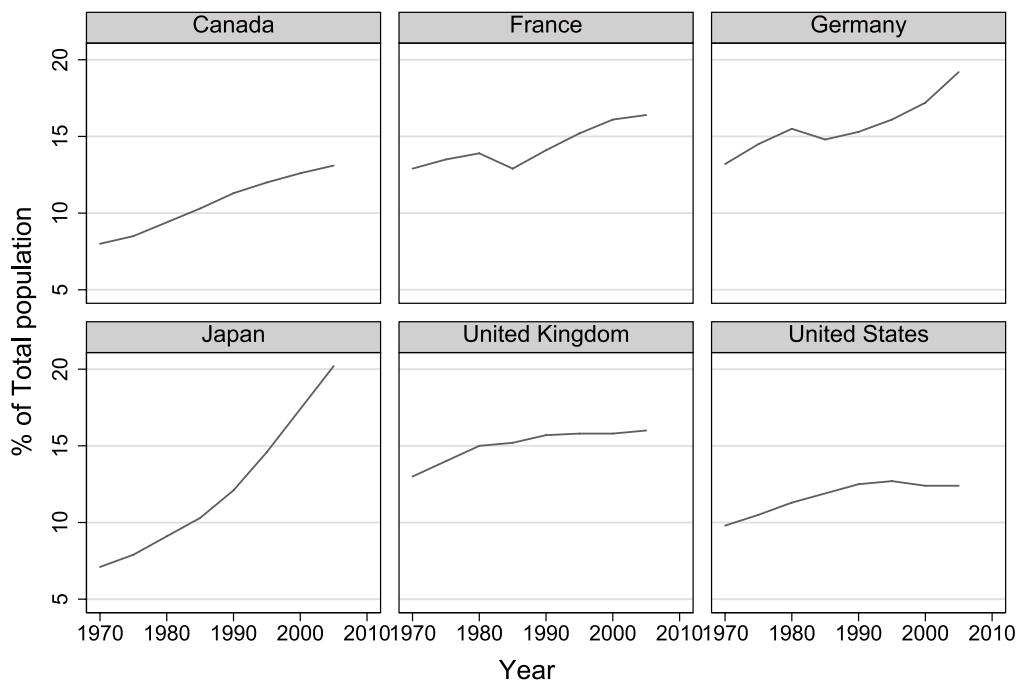
出所：OECD Health Data 2008 より筆者作成。

図1：GDPに占める総医療支出シェアの推移（1970～2005年）

1) 最近出版されたCharles I. Jones の中級マクロ経済学のテキストブック（Jones, 2010）では、“fiscal problem of the twenty-first century” のなかで特に医療の問題にページを割いている。これは学部レベルのマクロのテキストでは目新しく、それだけこの問題が重要であることを物語っている。

る直接的背景となっている。次に、以前からしばしば指摘されていることだが、やはりアメリカの動向は際立っているといえよう。2003年には、ついに15%ラインを突破した。こうした厳しい状況を打開するため、オバマ政権は抜本的な医療制度の改革を主要な政策課題の一つと位置づけている。いずれにしても、それぞれの先進国にとって、医療なканずく医療財政のファイナンスが、まさに21世紀の財政問題の懸案事項であることは明白である。

医療支出の増加、とりわけ対GDP比でのシェアの増加の淵源は、いったい何に求められるのだろうか。一般的に考えれば、ある意味これは自明の問いであると考えられる。すなわち、いわゆる「人口構成の高齢化」がその問いへの最もオーソドックスな答えであろう。生活環境の改善や医薬の進歩により、平均余命の伸長がみられ、一方で出生率が低下して、高齢化現象が生じてくると考えられている (Zweifel et al., 1999)<sup>2)</sup>。ここで、実際の人口動態を端的にみとめることにしよう。上の図と同じ国を使って、全人口に占める65歳以上人口シェアの推移を表したのが図2である。



Graphs by country

出所：OECD Health Data 2008 より筆者作成。

図2：全人口に占める65歳以上人口シェアの推移（1970～2005年）

2) 経済発展と比例的に生活環境の改善がみられると考えることは自然である。初期段階を除き、経済発展に伴って出生率の低下が認められることは多くの実証結果から支持される。また、Barro and Sala-i-Martin (2004, Ch. 9) は家計の出産に関する意思決定を内生化した成長モデルを展開して、実証結果と整合的な移行過程の動学を導き出すことに成功している。

これによると、カナダ、フランス、ドイツ、日本には、はっきりとしたシェアの上昇トレンドを観察できる。とりわけ、日本の1980年代半ば以降の動きはまさに劇的といった様相である。イギリスは非常に緩やかな上昇トレンド、アメリカは上昇から緩やかな下降トレンドへと移行している。図1と併せて考えると、少なくとも先の4ヶ国については、両指標のあいだに何らかの関係性を想起することができよう。しかしながら、特にアメリカについては、急激な医療支出の伸びに関して、人口構造以外の要因も考慮する必要があるだろう。例えば、しばしば指摘される技術進歩、特に高額な医療技術や薬剤の導入・普及は、他の要因のなかで最右翼だろう。この初歩的で限定された観察からいえるのは、医療支出の増加に高齢化要因が影響を与えている可能性が高いが、それだけでは説明が困難な部分も存在するということである。

実は、医療支出の決定要因を実証的に研究する人々のあいだでは、この問題への解答として一定のコンセンサスがある<sup>3)</sup>。それは、「人口の高齢化は医療支出額の増加要因とは認められない」というものであり、一般的にはやや驚くべき見解であろう。医療支出の決定要因をめぐる比較的初期の研究やいわゆるロング・ターム・ケアを主題とした研究では、高齢化の影響を実際に実証的に検出したり主張したりするものも多い (Getzen, 1992; Hitiris and Posnett, 1992; Norton, 2000)。とりわけ、Hitiris and Posnett (1992) は、後述するように本稿と同様に集計されたマクロデータを用いて、高齢化変数について1人あたり医療支出に対する有意な説明力を確認している。しかしながら、1990年代後半からの、いわゆるマイクロデータを用いた数々の実証研究では、高齢化が医療支出増加をもたらすという仮説はほぼ一貫して棄却されている。なかでも、Zweifel et al. (1999) は初期の重要な貢献である。彼らはスイスの個票 (パネル) データを用いて医療支出と年齢のあいだの関係を分析するなかで、死亡時点への近接性 (proximity to death) を考慮すると、年齢の効果は統計的に有意でなく、近接性こそが重要であるとの結果を得た<sup>4)</sup>。換言すれば、人口の高齢化それ自体は医療費増加の主要な要因ではないということであり、死亡直前期の医療費と年齢とが独立であることも明らかにしている。

巷間に流布されている情報として通常耳にするのは、「医療費が膨らんでいくのは高齢化のせいだ」というものである。しかし、Zweifel らが示した分析結果から判断すると、そうした言説

3) Gerdtham and Jönsson (2000) の分類を参考にすると、医療支出の決定要因に関する実証分析は、利用するデータによって第1世代と第2世代の研究に大別される (以下の括弧内は当該分野の代表的研究の一例)。第1世代は比較的単純なクロスカントリーデータを用いた分析である (Gerdtham and Jönsson, 1991; Gerdtham et al., 1992a, 1992b; Leu, 1986; Murthy, 1992; Newhouse, 1977)。第2世代は現在の主流であるパネルデータを用いた分析である。こちらは分析のウェイトの置き方でさらに二つに分かれる。一つは、所得変数をはじめとして、さまざまな特徴を持つ社会経済変数が、医療支出にいかなる影響を及ぼすかを探る分析である (Barros, 1998; Gerdtham et al., 1998; Hitiris and Posnett, 1992)。もう一つは、いわゆる時系列分析の手法を応用した分析である (Gerdtham and Löthgren, 2000, 2002; Okunade and Karakus, 2001)。直面するパネルデータに非定常変数 (non-stationary variable) が含まれていると、時系列データと同じくいわゆるみせかけの回帰 (spurious regression) の現象を引き起こすおそれがある。この問題を検証すべく、パネル単位根検定 (panel unit root test) や共積分検定 (cointegration test) が用いられる。

4) 彼らが分析したのは、死亡前の2年間を四半期ごとに記録した個票データである。

は根拠に乏しいと結論づけられる。こうした一般的言説とアカデミックな判断との食い違いを Zweifel らは捉えて、医療費の膨張を人口の高齢化ばかりに帰すことは 'red herring' であると指摘した (Zweifel et al., 1999)。薫製ニシンが red herring の意味であるが、しばしば猟犬の訓練に用いられたという。においを嗅ぎ分けて、獲物の通った道を正しく識別できるようにする訓練に薫製ニシンが用いられた。ここから転じて、「人の気をそらす（惑わす）ような情報」を意味するものとして red herring が使われている。すなわち、ここでの文脈では、(医療費の高騰について) 人口の高齢化主因説が red herring に該当することになる。いくつかの先行研究に倣って、本稿ではこれを「Red Herring 仮説」と呼ぶことにしよう。この仮説の奥にある真の問題点について、Werblow et al. (2007) は Zweifel らの初期の研究の結論部分を引用しながら次のように指摘している。

*Rephrasing Evans, Zweifel et al. (1999) stated that blaming population ageing serves as a red herring, distracting from choices that ought to be made to curb the steadily rising health care costs in the western world.*

つまり、政策的にコントロールすることが極めて困難な高齢化という要因へ人々の気をそらして、医療費の増加に歯止めをかけるために本来行うべき効率化のための諸施策を策定・実行するインセンティブを低下させてしまうとの主張である<sup>5)</sup>。さらにいえば、「高齢化が原因ならば、何をやっても結局は奏功しない」といった諦観を人々に抱かせてしまうかもしれない。したがって、医療の危機、医療がもたらす経済への危機を回避するために、まずは医療費高騰の真の要因を解き明かすことが必要であり、Zweifel らの研究はそうした試みの端緒と位置づけられよう。

その後、Red Herring 仮説はさまざまなかたちで検証されてきている。仮説は妥当である、すなわち、高齢化（生活年齢）と医療支出額（医療費）のあいだに関係性を認めることができないとの結論を導いている研究としては、Spillman and Lubitz (2000), Werblow et al. (2007), Yang et al. (2003), Zweifel et al. (2004) などがある。一方で、主に計量経済学的方法論の脆弱性を指摘することによって、Zweifel et al. (1999) などが得た結果を疑問視する立場の研究も存在する。例えば、Dow and Norton (2002), Getzen (2001), Salas and Raftery (2001), Seshamani and Gray (2004) などである。

以上、Red Herring 仮説の詳細と関連する先行研究について述べてきたが、これらはその大半がマイクロデータを用いたものである。では果たして、OECD Health Data などのマクロデータを用いた場合には、Red Herring 仮説の成否はどのようなであろうか。もちろん、マクロデータの場合、鍵となる死亡までの近接性をコントロールすることはできず、また測定誤差 (measurement error) の影響も考えられるため、マイクロデータで得られた結果と直接比較することは適切では

5) 医薬産業における技術進歩、厚生損失を生じさせる公的規制の存在、保険カバレッジの拡大といった医療費高騰の別の（もっと重要な？）背景から人々の注意をそらすということでもある。つまり、逆に考えれば、注意をそらしたい人々の存在が想定される。一般的には、現状から恩恵を受けている専門的・政治的な利益集団がこれに該当する。

ない。しかしながら、個人レベルもさることながら、医療費の多寡が結果として影響を及ぼすのは、一国の社会保障制度でありマクロ経済である。だからこそ、医療費の動向が21世紀の財政問題の主要な懸案事項になるわけである。したがって、ミクロ実証分析で提起されている Red Herring 仮説を、マクロの文脈でも検討してみることは非常に重要である。集計されたマクロデータに依拠して、直接的に当該仮説の検証を行っているものは筆者の知る限り存在しないが、実証結果から示唆が得られるものはいくつかあり、Barros (1998), Herwartz and Theilen (2003), Crivelli et al. (2006), Mosca (2007), Baltagi and Moscone (2010), 細谷 (2007) などはその一例である。さまざまな結果が得られているが、ポイントとして二点指摘しておこう。まず、Barros (1998) に代表されるように、マクロデータを用いた場合でも、ミクロの結果と同様に、人口の高齢化が（1人あたり）医療支出に対して統計的に有意な影響を及ぼさないことが多くの研究で示されている。つまり、マクロでも Red Herring 仮説は成立すると判断できる。しかし注意すべきは次の点である。細谷 (2007) では、概ね仮説を支持する結果が得られたが、各国で高齢化が問題を帯びはじめる期間（1970+および1975+）に限定したサブ・サンプルを使って分析を試みたところ、高齢化を表す変数の重要性が徐々に増していく様子が観察された。Cutler (2003) は、医療を取り巻く環境が変化していくことによって医療費への影響も変わり得るので、Red Herring 仮説が提起しているような問題を考えるにあたっては、より長期的視点に立った動向観察と検証が欠かせないと述べている。細谷 (2007) で得られた「兆候」からも、そうした継続的な検証の必要性が指摘できよう。

本稿の課題は、Zweifel et al. (1999) などの一連の研究が提起している Red Herring 仮説を、集計されたマクロデータを使って多角的に検証を行うことである。方法論的には、標準的なパネルデータ分析の手法を用いる。データについての詳細は次節で述べるが、分析対象とする国々は OECD 加盟国である。当然、最大の焦点は、高齢化変数と医療支出額との関係であり、これをサンプル期間や説明変数の組み合わせを工夫したいくつかのバリエーションの下でテストしていく。同時に、所得弾力性の問題についても若干の議論を行う。これら以外で興味深いのは、医療技術の進歩・普及を直接、間接に捉える変数を考慮する点である。経済成長の実証分析でよく知られているように、一般的に技術的要素は残差として計測されるが、ここではそれを変数として回帰分析に投入する。医療技術に着目する理由としては、Newhouse (1992) の指摘にみられるように、そして先に紹介した若干のデータの議論からも推察されるように、医療費には人口の高齢化以外の要素も大きく影響する可能性が高いからである。こうした技術的要素を加味した場合の、高齢化変数や所得変数に与える影響も見所となる。

最後に、本稿の残りの構成は以下の通りである。第2節では、使用するデータについてやや詳しく説明した後、データセット構築にあたっての方針を明らかにする。第3節では、推定のための方法論について簡単に説明する。そして第4節では、推定結果を提示して主要なポイントについて考察を行う。はじめに1970～2006年のサンプルについて、次に1980～2006年のサンプルについての分析結果を検討し、その後でGDPデータ変更してそれまでの結果と比較する。この節

の最後に、医療技術と医療制度に関連する変数を導入し、さらなる分析を試みる。第5節では、分析結果を総括して今後の課題に言及する。

## 2 データ

本稿で使用するデータの大半は、細谷（2007）と同様、OECD から毎年リリースされている OECD Health Data の2008年版から抽出するが、いくつかの変数に関しては世界銀行からリリースされている World Development Indicators (WDI) の2007年版も使用している。分析に使用するデータセットは、先にも述べたように、横断面方向（国）と時系列方向の双方に広がりをもつクロスカントリー・パネルデータセットとして構築される。まず、各国に関する貴重なデータを可能な限りデータセットに含めようという意図から、時系列の始点を1970年、終点を2006年とし、OECD Health Data を基準として、そのデータベースに含まれる全30ヶ国を採録対象とする<sup>6)</sup>。

被説明変数は1人あたり医療支出、説明変数の候補となるのは1人あたりGDPをはじめとした19変数である。細谷（2007）では、各変数を「マクロ経済環境」「人口構成」「公衆衛生・医療技術環境」「医療資源環境」という四つにカテゴリー分類していたが、本稿では採用する変数が多く、代理変数の場合には複数の分類に関係すると思われる変数が存在するため、あえてカテゴリー化は行わずに一つずつ以下でその背景について説明することにした。変数を考慮するにあたって、当然ながらアンバランスド・パネルとなることは不可避であるものの、1) 医療支出をめぐるこれまでの先行研究との整合性が保たれているか、そして2) 横断面および時系列の観点である程度のサンプル数が確保できるか、の二点を重視してデータセットを構築した。

**1人あたり医療支出額**（購買力平価/USドル換算・OECD・*HE*）：Baltagi and Moscone（2010）などの多くの先行研究と同様に、OECD Health Data から採用した<sup>7)</sup>。

**1人あたりGDP**（購買力平価/USドル換算・OECD・*PGDP*）：医療支出の決定要因を探る分析における最も基本的な変数として位置づけられる。Murthy（1992）やGetzen（2000）などにみられるように、医療支出の所得弾力性をめぐる議論は一つの重要なテーマとなっている。通常、医療サービスは人々にとって必需性の高いものと考えられるため、推定値は1を下回ると想定するのが一般的である。なお、例えば Baltagi and Moscone（2010）でも同じデータが用いられているが、本稿ではこれ以外にもう一つ別のGDPデータも併用する。

**1人あたりGDP**（2000年価格/USドル換算・WDI・*RGDP*）

6) 採録した30ヶ国は次の通りである（ISOコード順）。Australia, Austria, Belgium, Canada, Switzerland, Czech Republic, Germany, Denmark, Spain, Finland, France, United Kingdom, Greece, Hungary, Ireland, Iceland, Italy, Japan, Korea, Luxembourg, Mexico, Netherlands, Norway, New Zealand, Poland, Portugal, Slovak Republic, Sweden, Turkey, United States.

7) 括弧内の OECD は OECD Health Data から採用したデータであることを示している。World Development Indicators から採用したデータは WDI と記す。また、筆者が作成したものは筆者作成としてある。本稿の分析を通じて使用する当該データの略記法を最後にイタリックで表記してある。

**全人口に占める65歳以上人口の割合** (%・OECD・POP65) : 本稿の分析が最も注目する変数であり、一般的には高齢化率に対応する変数である。推定値がプラスで有意なら、少なくともマクロ的には Red Herring 仮説は支持されないことになる。

**全人口に占める0～14歳以下人口の割合** (%・OECD・POP14) : 例えばCrivelli et al. (2006) では、5歳以下人口の割合をこれに対応する変数として用いている。人生のなかでも、高齢期を除くと、乳幼児期は医療資源を相対的に多く必要とする時期である。したがって、特に乳幼児人口の割合が高いと医療支出を増やすと考えられる（このアイデアの検証には、0～14歳は幅が広すぎるが、データの制約があった）。また一方で、若年層のシェアということで考えると、相対的にその厚みが増すと、医療支出に抑制的に働くことも考えられる（比較的健康な人が多いため）。こちらの観点からの先行研究としてはMosca (2007) がある。したがって本稿の場合、この変数について期待される符号条件はマイナスである。

**人口1000人あたり医師数 (practising physicians)** (OECD・DOC) : 医師密度として捉えられる。医療経済学のなかでしばしば語られる医師誘発需要仮説 (physician induced demand hypothesis) に基づくと、医師密度の高まりは1人あたり医療支出にプラスに影響すると考えられる<sup>8)</sup>。

**人口1000人あたり一般医師数 (practising general practitioners)** (OECD・GP) : 医療支出への影響としては上記の変数と同様と思われる。一般医 (general practitioner) は、専門治療に進む以前のいわゆる1次医療に従事する医師である。家庭医 (ホームドクター)、かかりつけ医と同義と考えて良いだろう。

**出生1000人あたり乳児死亡数** (OECD・INFANT) : 1歳未満で死亡した乳児の数を出生1000人あたりで示したものであり、乳児死亡率と類似したデータである。この変数の解釈や医療支出との因果関係はかなり複雑であり、注意が必要である。詳細は細谷 (2007, pp. 294-295) を参照されたい。

**人口1000人あたり急性期ケア用ベッド数** (OECD・ABED) : ベッド数の増加は医療支出額を高めると予想される。本稿の基本データセットとしては、以下の二つの関連データも考慮する。

**人口1000人あたり長期ケア用ベッド数** (OECD・LBED)

**人口1000人あたり総ベッド数** (OECD・TBED)

**医療支出に占める公的支出割合** (%・OECD・PUBE) : 公的部門の費用負担割合が高まると、患者の自己負担分は減少し、医療サービス需要を増やすと考えられる (中山, 1998)。

**15～64歳女性人口に占める労働参加割合** (%・WDI・FLABOR) : これは一般に女性の労働参加率として捉えられる。中山 (1998) によれば、このシェアの高まりは家計の所得を増加させ、

8) 医療サービスの取引には情報の非対称性が大きく存在しているため、医師が医師密度の高まりによる収入の減少に直面した場合、供給者である医師は需要者である患者に代わって医療需要を引き出し、収入の回復を行うことが可能であるとするのが医師誘発需要仮説である。当然ながら、このような行為が可能となるためには、診療報酬の支払い方式が出来高払い制 (fee for service system) であることが必要である。



また健康の家庭内生産を減少させて、医療サービス需要を増加させる効果を持つ。

**1平方キロメートルあたりの人口 (WDI・POP)**：人口密度である。不完全なものではあるが、この変数は一般に都市化の程度の代理変数として捉えられる。都市化は医療支出の増加をもたらす可能性が高いが、逆にある程度の都市化は公衆衛生にプラスに働くことも考えられよう。実証結果が興味深いところだが、例えばCrivelli et al. (2006) では、当該変数に関してプラスで有意な結果を得ている。

**公的医療保険の対象人口割合 (%・OECD・COVER)**：公的医療保険のカバレッジとして捉えられる。国民皆医療保険の場合、その割合は100%であり、本稿が対象とする OECD 加盟国の場合はカバレッジが100%であるケースが多い。カバレッジが高いほど、医療支出を増加させると考えられる。

**社会保障制度によって支出される医療関連支出額のGDPに占める割合 (%・OECD・SECU)**：当然ながら、この割合が高まると、1人あたり医療支出額は高まると予想される。

**労働力人口に占める失業者割合 (%・OECD・UNEMPLOY)**：失業率を表す。一国経済における失業率の高まりは、さまざまな要因から医療にアクセスせざるを得ない人々の割合を増加させ、医療支出にプラスに影響するものと考えられる。一方、失業者は一般的な意味で経済的に困窮する者が多く、そうした個人にとって医療サービスが特に奢侈財 (luxury goods) である場合には、失業率の高まりは結果的に医療支出を減少させてしまう可能性も考えられる。よって、いずれになるかの解釈は実証結果に委ねるべきものである。

**人口100万人あたりのCTスキャナーの設置台数 (OECD・CT)**：CT スキャナーはコンピュータ断層撮影装置 (computed tomography scanner)、特にX線断層撮影装置を指す。これは医療技術の進歩およびその普及を端的に表現する代理変数として位置づけられる。同様の変数として以下のものも考慮する。

**人口100万人あたりのMRIの設置台数 (OECD・MRI)**：MRI は核磁気共鳴断層撮影装置 (magnetic resonance imaging unit) を指す。

**タイムトレンド (筆者作成・TIME)**：Crivelli (2006) に倣って、各時点を識別する時間変数を導入する。時間の経過を通じた医療技術の変化が費用に影響し、結果として1人あたり医療支出にどのように影響するかを間接的に検出する変数である。本来、医療技術の進歩・普及は、例えば CT や MRI といった変数で直接的に捉えられるべきであるが、これらの変数が十分に用意できない場合、このタイムトレンド変数の役割は極めて重要である。

リストアップした変数のうち、三つのマネタリー変数 (monetary variables) とタイムトレンド変数を除いた16の変数についての記述統計は、以下の表1にまとめて示してある。

## 実際に推定に使用するデータの絞り込み

医療支出と高齢化に関するRed Herring 仮説の検証を中心に実証分析を行っていくにあつ

表1：記述統計（全サンプル：1970～2006年）

Variables	Mean	Std. dev.	Minimum	Maximum	Obs.
<i>POP65</i> (%)	12.37	3.46	3.10	20.80	1095
<i>POP14</i> (%)	22.27	6.03	13.60	47.20	1095
<i>DOC</i>	2.29	0.82	0.40	5.00	877
<i>GP</i>	0.82	0.43	0.10	2.10	654
<i>INFANT</i>	13.73	17.05	1.40	145.00	1078
<i>ABED</i>	4.60	1.81	1.00	12.30	710
<i>LBED</i>	1.13	0.96	0.10	4.40	286
<i>TBED</i>	6.41	2.68	1.60	15.60	579
<i>PUBE</i> (%)	73.20	14.52	22.20	98.30	869
<i>FLABOR</i> (%)	58.75	12.28	27.20	83.25	780
<i>POPD</i>	126.80	119.20	1.63	489.15	1080
<i>COVER</i> (%)	93.42	15.83	14.50	100.00	926
<i>SECU</i> (%)	2.88	2.29	0.00	8.30	450
<i>UNEMPLOY</i> (%)	6.32	4.17	0.10	23.90	942
<i>CT</i>	13.07	11.37	0.00	92.60	400
<i>MRI</i>	5.19	5.60	0.00	40.10	340

注：CT と MRI については、1980～2006年の期間でのものである。

て、まず推定期間をどう設定するかが問題となる。細谷（2007）で指摘しているように、先進国で高齢化が顕著となる時期にウェイトを置いてデータを構築した場合、高齢化が1人あたり医療支出高騰の有力な説明要因になる可能性があるという。こうしたポイントと実証分析自体の客観性を考慮し、本稿では1970～2006年の全サンプルとそこから得られる1980～2006年のサブ・サンプルについて分析していく。それぞれのサンプルについて、以下でやや詳しく説明しよう。

### 1970～2006年（全サンプル）

採用する変数についての基準：統計的な妥当性（説明変数間の相関）はこの段階では問題にせず、主にデータの完備度で判断する。また、1人あたりGDPについてはPGDPとRGDPを交互に用いて推定する（以下で登場する表2および表4）。結果的に残った変数は次の通りである。HE, PGDP, RGDP, POP65, POP14, DOC, INFANT, ABED, PUBE, FLABOR, POPD, COVER, UNEMPLOY, TIME。CT と MRI については、1980年以降でないデータが得られないので、はじめから対象外である。このうち、COVERについては、サンプル期間当初から100%である国がみられ、回帰分析に通常の変数として含めることは避け

た<sup>9)</sup>。このような制度的特徴をダミー変数によって捉えた追加的な推定を行ったが、その結果については第4節の最後に言及する。

**採用する国についての基準：**ある国のある変数について、毎年データが存在する場合のデータ個数は $2006 - 1970 + 1 = 37$ である。データが完備している、ないしはそれに近い状況である変数が多くみられる一方で、不完備度の比較的高いデータもある（例えば *ABED*）。不完備データがあまり多い場合には推定上も問題が生じるので（北村，2005），ここでは推定に用いるすべての変数について50%以上得られる国のみをサンプル国とした（ $37 \times 0.5 = 18.5$  より，19個以上）。結果的に残った国は次の12ヶ国である。Australia, Austria, Canada, Switzerland, Denmark, Finland, France, Greece, Norway, Portugal, Sweden, Turkey.

### 1980～2006年

**採用する変数についての基準：**上と同様に、主にデータの完備度で判断する。1人あたりGDPについても *PGDP* と *RGDP* を交互に用いて推定する（以下で登場する表3および表4）。結果的に残った変数は次の通りである<sup>10)</sup>。*HE, PGDP, RGDP, POP65, POP14, DOC, INFANT, ABED, PUBE, FLAVOR, POPD, UNEMPLOY, TIME, CT, MRI*。

**採用する国についての基準：**ある国のある変数について、毎年データが存在する場合のデータ個数は $2006 - 1980 + 1 = 27$ である。ここでも推定に用いるすべての変数について50%以上得られる国のみをサンプル国とした（ $27 \times 0.5 = 13.5$  より，14個以上）。結果的に残った国は次の22ヶ国である。Australia, Austria, Canada, Switzerland, Czech Republic, Germany, Denmark, Finland, France, Greece, Hungary, Ireland, Italy, Japan, Mexico, Netherlands, Norway, Poland, Portugal, Sweden, Turkey, United States.

## 3 実証分析の方法

本節では、Cameron and Trivedi (2005) に従って、回帰モデルの推定に関する基本的な方法論を簡単に説明する<sup>11)</sup>。推定されるモデルは3種類である。はじめは個々の国についての異質性 (heterogeneity) を無視したプーリングモデル (pooling model) である。モデルを一般的に表現すると次の(1)のようになる。

9) イギリスのNHSに代表される税財源による国営医療制度の下では、この値は100%である。社会保険方式を採る国の場合でも、日本のように皆医療保険となっていれば100%となる。

10) 繰り返しになるが、1970～2006年のサンプル期間の推定では、実際の回帰分析に変数 *COVER* を含めていない。目下のサンプル期間 (1980～) の場合にも、仮にこの変数を除外すると、以下のサンプル国採用基準の下で、国数が19から22ヶ国へと増える。推定上のゲインは、当然こちらの方が大きいので、ここでははじめから当該変数を除いておくことにする。また、*CT* と *MRI* はかなり不完備度の高い変数であることが分かった (以下の22ヶ国中、例えば *CT* について、後述する採用基準14個以上を満たす国数は10ヶ国)。しかし、医療技術進歩をある程度体現する変数としては非常に貴重であるから、データセットには含めておく。これら二つの変数を含んだ推定の結果については第4節の最後に言及する。

11) パネルデータ分析におけるさまざまな推定モデルの解説およびモデル選択のための種々の検定手続きについての詳細は、Cameron and Trivedi (2005) をはじめとして、Baltagi (2008), Wooldridge (2002), 北村 (2005) などの代表的なテキストを参照されたい。

$$y_{it} = \alpha + \mathbf{x}'_{it}\beta + u_{it} \quad (1)$$

ただし、 $i = 1, \dots, N$  は本稿では個体（国）に対応するクロスセクションのインデックスであり、 $t = 1, \dots, T$  は時点（年）に対応するタイムシリーズのインデックスである。また、特に  $y_{it} = \ln HE_{it}$  である。 $\mathbf{x}_{it}$  は上で述べてきたさまざまな説明変数を包含する説明変数ベクトルとなる。また、 $u$  は通常確率的誤差項を表す。なお、被説明変数をはじめとして、本稿で推定に使用するすべての変数は対数値となっており、推定量  $\beta$  を弾力性として解釈することができる<sup>12)</sup>。

次のモデルは、個別の国の異質性を考慮するが、そうした個別の差異は固定的なものである（つまり非確率変数）と考える固定効果モデル（fixed effects model）である<sup>13)</sup>。ここで  $\alpha_i$  を観察不可能な個別効果とすると、以下の(2)のように表現できる。

$$y_{it} = \alpha_i + \mathbf{x}'_{it}\beta + \epsilon_{it} \quad (2)$$

ただし、 $\epsilon_{it} \sim \text{iid}(0, \sigma_\epsilon^2)$  である。プーリングモデルと固定効果モデルの推定は基本的に最小2乗法（OLS）によって行われるが、固定効果モデルではその効果がダミー変数として定式化されることから、特にLSDV（least squares dummy variables）によって推定される。

最後のモデルは、固定効果モデルと同様に個々の国の異質性を許容し、かつ観察不可能な個別効果をランダムな確率変数として扱う変量効果モデル（random effects model）である。つまり、 $\alpha_i \sim \text{iid}(\alpha, \sigma_\alpha^2)$ 、 $\epsilon_{it} \sim \text{iid}(0, \sigma_\epsilon^2)$  ということになる。よく知られているように、このモデルの推定は一般化最小2乗法（GLS）によって行われる。

以上が3種類の推定モデルの概略であるが、我々の直面しているパネルデータセットに対して、どの推定モデルが適切であるかを検討する必要がある。パネルデータ分析の場合、システムティックな検定手続きを行うことによってこの点を明らかにすることが可能である。まず第1のチェックポイントは、プーリング推定と比較して固定効果推定、変量効果推定がそれぞれ正当化されるかどうかである。プーリング vs. 固定効果はF検定によって、プーリング vs. 変量効果はLM（Lagrange multiplier）統計量をベースとしたBreusch-Pagan 検定（B-P 検定）によってそれぞれ検証可能である。この第1段階で固定効果と変量効果が選ばれた場合、第2段階ではよく知られた Hausman 検定によって最終的にこれらの推定モデルの間での優劣を判断可能となる。

#### 4 推定結果

この第4節では、各種のパネルデータモデルの推定結果を提示して、それらの具体的な検討を行うことにする<sup>14)</sup>。説明の手順であるが、ある説明変数のセットに対して、プーリングモデル、固定効果モデル、そして変量効果モデルの三つの推定を行っているの、上で述べた3種類の検

12) ダミー変数の場合には、この限りではない。

13) 誤差構成要素については、時間要素を除いたいわゆる1元配置誤差構成要素回帰モデル（one-way error component regression model）として考える。

14) すべての推定は、Intercooled Stata 10.0 for Windows を用いて行った。

定を経て残ったモデルの推定結果を中心に説明していこう。まずはじめに、全サンプル期間つまり1970～2006年での推定結果を検討する。次に、Red Herring 仮説を検証する上で一層重要と思われる1980～2006年の結果を示す。その後、それまでの推定のさらなる吟味を行うべく、所得変数を変更して計算した結果を提示する。最後に示されるのは、医療技術と制度の観点から試験的に行った推定の結果である。

表 2：推定結果（1970～2006年）

Dependent variable: log of per capita health expenditure						
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Model	Pooling	Fixed	Random	Pooling	Fixed	Random
Constant	-3.968 <sup>a</sup> (0.404)	-2.787 <sup>a</sup> (0.380)	-2.872 <sup>a</sup> (0.398)	-6.790 <sup>a</sup> (0.218)	-10.411 <sup>a</sup> (0.945)	-7.675 <sup>a</sup> (0.761)
<i>PGDP</i>	1.123 <sup>a</sup> (0.029)	0.948 <sup>a</sup> (0.040)	0.998 <sup>a</sup> (0.035)	1.309 <sup>a</sup> (0.045)	1.296 <sup>a</sup> (0.093)	1.198 <sup>a</sup> (0.070)
<i>POP65</i>	0.184 <sup>a</sup> (0.044)	0.340 <sup>a</sup> (0.084)	0.210 <sup>a</sup> (0.069)	-0.042 (0.083)	0.476 <sup>a</sup> (0.134)	0.224 <sup>b</sup> (0.094)
<i>DOC</i>	0.044 (0.036)	0.293 <sup>a</sup> (0.072)	0.211 <sup>a</sup> (0.057)	0.233 <sup>a</sup> (0.075)	0.441 <sup>a</sup> (0.090)	0.227 <sup>a</sup> (0.087)
<i>INFANT</i>	-0.154 <sup>a</sup> (0.033)	-0.201 <sup>a</sup> (0.038)	-0.202 <sup>a</sup> (0.037)			
<i>ABED</i>				0.130 <sup>a</sup> (0.032)	0.105 <sup>c</sup> (0.062)	0.190 <sup>a</sup> (0.056)
<i>PUBE</i>				0.114 <sup>b</sup> (0.057)	0.087 (0.107)	0.231 <sup>b</sup> (0.111)
<i>FLABOR</i>				0.144 <sup>c</sup> (0.073)	0.406 <sup>a</sup> (0.099)	0.248 <sup>b</sup> (0.108)
<i>POPD</i>				0.018 <sup>a</sup> (0.006)	0.649 <sup>a</sup> (0.155)	0.024 (0.020)
<i>UNEMPLOY</i>				0.059 <sup>a</sup> (0.012)	0.067 <sup>a</sup> (0.013)	0.057 <sup>a</sup> (0.014)
<i>TIME</i>				-0.098 <sup>c</sup> (0.053)	-0.397 <sup>a</sup> (0.125)	-0.014 (0.075)
F test		0.000			0.000	
B-P test		0.000			0.000	
Hausman test		0.024			0.000	
<i>R</i> <sup>2</sup>	0.986	0.977		0.985	0.449	
Observations	360	360	360	264	264	264
Countries	12	12	12	12	12	12

注：括弧内には不均一分散に関して頑健な White の標準誤差が示されている。下段の3つの検定項目にはP値を報告している。F検定とB-P検定の帰無仮説に対応するモデルはプーリングモデル、Hausman検定の帰無仮説に対応するモデルは変量効果モデルである。推定値に付されているa, b, cは、その推定値が1%, 5%, 10%水準でそれぞれ統計的に有意であることをあらわしている。

## 1970～2006年

表2の推定式(1)～(3)は、細谷(2007)で試みられた推定を新たなデータの下で再現したものである。モデル選択のための検定結果をみると、プーリングモデルに対してそれぞれ固定効果モデルと変量効果モデルが残り、Hausman 検定から固定効果モデルが推奨されることが分かる<sup>15)</sup>。(2)をみると、GDP で計測した1人あたり所得、高齢化率、医師密度、乳児死亡割合のいずれの変数についても、係数推定値は1%水準で有意であることを確認できる。所得弾力性の値( $\partial \ln HE / \partial \ln PGDP = \beta_{PGDP}$ )は0.948で1より小さいから、医療サービスは必需的な財・サービスの特徴を有することが明らかとなる<sup>16)</sup>。本稿を通じて、最も注目されるべきはPOP65の係数である。実際に推定された値より、高齢化率が1%ポイント上昇すると、1人あたり医療支出額は0.34%ポイント高まる。よってこの結果の範囲では、Red Herring 仮説は適切とはいえない<sup>17)</sup>。次に、医師密度の影響に関しては、それが高まるほど、医療支出を有意に増加させることを確認できる。本稿の分析は医師誘発需要仮説を厳密に検証する意図は持たないが、この結果は簡単には仮説を棄却できないことを意味している。最後に乳児死亡割合に関しては、それが高い経済ほど、医療支出額が少ないことが分かる。一見するとパラドキシカルな結果であるが、細谷(2007)ではこれに次のような解釈を与えている。すなわち、乳児死亡割合を広く経済発展の代理変数と考えた場合、その割合が高く発展が進んでいない国々では、強い予算の制約によって医療サービスに十分な支出を行えない状況にあると予想される。

同じサンプル期間に対して、続く(4)～(6)の推定式は、本稿で新たに考慮した変数を追加して行った推定の結果である<sup>18)</sup>。3種類の検定より、最終的に固定効果モデルが棄却されずに残る。よって(5)の結果を丁寧にみていこう。1人あたり所得と医師密度は正で有意であるから、以前と類似した結果である。最重要変数のPOP65については、再び正で有意であり、新たな変数をコントロールした上でもRed Herring 仮説の妥当性は実証できていない。続いて、新たに導入された変数についてみていこう。まず、急性期ベッド数が増えると、医療支出が増加するという結果を得た(係数は10%水準で有意)。これは直感的に理解できるものだが、インパクトの大きさはさほどではない。医療支出に占める公的支出割合は、最後に残らなかった(4)や(6)のモデルでは有意であったが、(5)ではプラスであるものの有意でなかった。次に、事前の予想通り、女性労働参加率の高まりは、医療サービス支出を増やし、そのマージナル効果も比較的大きい( $\beta_{FLAVOR} = 0.406$ )。これは、経済発展が医療支出の増加をもたらすという重要なルートについて、

15) 本稿を通じて、3種類の検定結果を判断する上での有意水準は5%に設定する。

16) 細谷(2007)でも1近傍の値が得られている。他の先行研究も概観すると、1を上回るにしても下回るにしても、大きく1から外れることはあまり多くない。したがって、医療サービスは極端に必需性や奢侈性が高いわけではないと考えられよう。なお、所得弾力性の問題に関して、経済理論および統計理論の観点で厳密な検討を行っている研究としてGetzen(2000)がある。

17) この結果は推定方法の違いに依存しないことが分かる。

18) POP14はPOP65との相関が著しく高かったので除外した( $r = -0.912$ )。また、以前の推定に含まれていたINFANTは、主要な変数との相関が絶対値で0.7～0.8程度と比較的高いため除外することにした。今回の分析において、INFANTは興味深い変数ではあるが不可欠な変数とは考えられないため、この判断は適切と思われる。

一つの有力な説明要因になると考えられる。また、都市化の代理変数である人口密度が高まると、やはり医療支出にプラスに働き、Crivelli et al. (2006) と同様の結果が得られた。政策的インプリケーションという観点で興味深いのが失業率の影響である。失業率はマクロ経済の最も主要な指標の一つであるから、さまざまな点からこの推定結果をみることができ、素直には「将来の医療支出の高騰を抑制するには失業対策が重要」と読める(推定値が正で有意という結果より)。これは中・長期的な医療政策やマクロ経済政策を考える上で非常に重要な知見であり、医療の問題を医療の枠内に限定して考えてしまうことへの警鐘といえよう。最後に、医療技術進歩といった時間的要因に密接なタイムトレンド項だが、1%水準で有意ではあるがマイナスの符号であった。このことは、医療技術進歩と医療費に関するミクロレベル、マクロレベル双方の実証研究結果と整合的でない<sup>19)</sup>。医療における技術進歩は、大まかにいって、一般にみられる費用節約的なものではなく、費用増加的な性質を持つことが知られている。よって今後の推定では、この係数の変化にも注目すべきである。

### 1980～2006年

ここでの推定では、データの開始時点として、細谷(2007)で指摘されている「各国の高齢化現象が顕著になる時期に高齢化変数の医療支出への影響が一層大きくなる」との予想を再検討する。推定結果は表3としてまとめられている。推定式(7)～(9)は、以前の(4)～(6)の推定をデータを更新してそのまま踏襲したものである。このデータの更新によって、前に示したサンプル国採用基準の下で、対象国数は22ヶ国へと大幅に増加した。検定を経て推奨されるモデルは、やはり(8)の固定効果モデルである。まず、*PGDP*、*DOC*、*POPD*、*UNEMPLOY*については、(5)と似通った推定値であり有意性も高い。急性期ベッド数はプラスであるものの今度は有意ではなかった。医療支出に占める公的支出割合は、(5)と比べると、係数は比較的大きくなっているもののやはり有意でなかった。*FLABOR* は依然として有意であるが(5%水準)、係数の大きさはほぼ半減している。注目すべきタイムトレンド項の結果は、以前のサンプルの場合と同様で、疑念が残る。そして最後に、焦点となる高齢化率 *POP65* だが、サンプル期間の更新を経ても依然として符号はプラスであり1%水準で有意となっている。よって、Red Herring 仮説についてのこれまでのインプリケーションは引き継がれる。

次の推定式(10)～(12)では、前のパートの9個の説明変数セットから医師密度(*DOC*)が除外されている。これは、*DOC*と我々が注目する *POP65* との相関が比較的高いためであり( $r = 0.740$ )、推定の精度を向上させるために必要な配慮である。他はこれまでと全く同様である。このパートにおいても、検定結果より推奨される推定モデルは(11)の固定効果モデルであった。*PGDP* は期待される符号条件を満たし、高い有意性を示している。*POP65* もこれまでと同様に正で有意である。よって、高齢化率の1人あたり医療支出への影響はここでも無視できない。下段の変数に

19) 代表的なものとして、ミクロではSchitovsky (1985)、マクロではNewhouse (1992)などが挙げられる。

表 3 : 推定結果 (1980 ~ 2006年)

Dependent variable: log of per capita health expenditure						
	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
Model	Pooling	Fixed	Random	Pooling	Fixed	Random
Constant	-5.785 <sup>a</sup> (0.236)	-8.945 <sup>a</sup> (0.786)	-6.535 <sup>a</sup> (0.556)	-5.461 <sup>a</sup> (0.246)	-8.608 <sup>a</sup> (0.685)	-6.145 <sup>a</sup> (0.449)
<i>PGDP</i>	1.369 <sup>a</sup> (0.029)	1.231 <sup>a</sup> (0.063)	1.220 <sup>a</sup> (0.049)	1.375 <sup>a</sup> (0.027)	1.093 <sup>a</sup> (0.060)	1.190 <sup>a</sup> (0.047)
<i>POP65</i>	0.002 (0.054)	0.523 <sup>a</sup> (0.098)	0.262 <sup>a</sup> (0.072)	0.206 <sup>a</sup> (0.042)	0.457 <sup>a</sup> (0.102)	0.357 <sup>a</sup> (0.069)
<i>DOC</i>	0.158 <sup>a</sup> (0.049)	0.328 <sup>a</sup> (0.080)	0.232 <sup>a</sup> (0.065)			
<i>ABED</i>	0.020 (0.021)	0.066 (0.052)	0.042 (0.047)	-0.020 (0.020)	0.076 (0.053)	0.012 (0.047)
<i>PUBE</i>	-0.270 <sup>a</sup> (0.055)	0.146 (0.093)	0.196 <sup>b</sup> (0.086)	-0.300 <sup>a</sup> (0.040)	0.299 <sup>a</sup> (0.112)	0.284 <sup>a</sup> (0.079)
<i>FLABOR</i>	0.242 <sup>a</sup> (0.053)	0.186 <sup>b</sup> (0.094)	0.071 (0.096)	0.113 <sup>b</sup> (0.057)	-0.006 (0.108)	-0.113 (0.096)
<i>POPD</i>	0.011 <sup>c</sup> (0.006)	0.444 <sup>a</sup> (0.139)	-0.015 (0.016)	0.009 <sup>c</sup> (0.005)	0.621 <sup>a</sup> (0.140)	-0.017 (0.012)
<i>UNEMPLOY</i>	0.052 <sup>a</sup> (0.013)	0.077 <sup>a</sup> (0.012)	0.057 <sup>a</sup> (0.013)	0.060 <sup>a</sup> (0.011)	0.063 <sup>a</sup> (0.014)	0.050 <sup>a</sup> (0.013)
<i>TIME</i>	-0.165 <sup>a</sup> (0.036)	-0.265 <sup>a</sup> (0.095)	-0.087 (0.065)	-0.181 <sup>a</sup> (0.032)	0.019 (0.087)	0.012 (0.057)
F test		0.000			0.000	
B-P test		0.000			0.000	
Hausman test		0.000			0.000	
<i>R</i> <sup>2</sup>	0.974	0.580		0.970	0.337	
Observations	390	390	390	442	442	442
Countries	22	22	22	22	22	22

注：表 2 の注に準じる。

ついてだが、*ABED*、*POPD*、*UNEMPLOY* の 3 変数に関しては、これまでとほぼ同様の結果を得ている。医師密度を除いたことによって生じた変化は次の三つの点である。まず、公的支出割合 *PUBE* はこれまでではじめて高い有意性を示している。公的医療支出に関するこの結果がロバストなら、事前を示した予想と合致する。女性の労働参加割合 *FLABOR* については、推定値の符号がマイナスで有意性を持たなかった。これまでの結果をふまえても、当該変数は符号、絶対値、有意性の点でかなりばらつきが認められ、我々が採用している推定フレームワークの下では fragile な変数である。最後は、タイムトレンド項であり、有意ではないもののはじめて係数が正值で推定されている。医療技術の proxy としての重要性から、今後の推定でも注視すべ



き変数である。

### 推定の吟味

Newhouse(1977)の先駆的な研究以来、医療支出の決定要因として最も重要な位置づけを与えられているのは1人あたり所得である (Gerdtham and Jönsson, 2000)。したがって、回帰分析に使用する1人あたり所得のデータを異なる属性のものに変更し、推定のパフォーマンスや推定値のロバストネスを検証することは重要な作業である。表4は、所得変数を *PGDP* から *RGDP* に変更し、これまでの主要な推定モデルの再推定を行った結果である。なお、表に掲載されているのは、各パートの3種類の推定モデル（プーリング、固定効果、変量効果）についてモデル選択のための検定（F, B-P, Hausman）を実行し、棄却されずに残ったモデルのみである。

最初に1970～2006年サンプルにおける(4)～(6)の再推定を試みた。検定から推奨される固定効果モデルについての推定結果が(13)である。1人あたり所得の係数は正で有意であるが、*PGDP*

表4：推定結果（*RGDP*の使用）

Dependent variable: log of per capita health expenditure			
	(13)	(14)	(15)
Model	Fixed	Fixed	Fixed
Constant	-14.852 <sup>a</sup> (1.550)	-11.084 <sup>a</sup> (1.033)	-10.467 <sup>a</sup> (0.877)
<i>RGDP</i>	1.489 <sup>a</sup> (0.161)	1.186 <sup>a</sup> (0.087)	1.015 <sup>a</sup> (0.071)
<i>POP65</i>	0.338 <sup>c</sup> (0.176)	0.482 <sup>a</sup> (0.130)	0.390 <sup>a</sup> (0.129)
<i>DOC</i>	0.684 <sup>a</sup> (0.109)	0.523 <sup>a</sup> (0.098)	
<i>ABED</i>	0.318 <sup>a</sup> (0.076)	0.201 <sup>a</sup> (0.061)	0.238 <sup>a</sup> (0.060)
<i>PUBE</i>	-0.101 (0.149)	0.055 (0.122)	0.257 <sup>c</sup> (0.135)
<i>FLABOR</i>	0.276 <sup>b</sup> (0.113)	0.028 (0.112)	-0.127 (0.125)
<i>POPD</i>	1.100 <sup>a</sup> (0.191)	0.737 <sup>a</sup> (0.171)	0.845 <sup>a</sup> (0.174)
<i>UNEMPLOY</i>	0.098 <sup>a</sup> (0.020)	0.079 <sup>a</sup> (0.015)	0.062 <sup>a</sup> (0.015)
<i>TIME</i>	0.290 <sup>a</sup> (0.109)	0.479 <sup>a</sup> (0.085)	0.792 <sup>a</sup> (0.062)
<i>R</i> <sup>2</sup>	0.329	0.474	0.303
Observations	264	391	443
Countries	12	22	22

注：表2の注に準じる。

を用いたケースと比較すると、絶対値はやや大きめで1.5程度となっている。Red Herring 仮説の検証に対応する高齢化率  $POP65$  は、10%水準で正で有意と、やや有意性の低下が観察されたものの、これまでと著しく相違する結果ではない。(13)では再び医師密度  $DOC$  を含めているが、やはり高い有意性を示しており、係数もこれまでのなかで最も大きい。急性期ベッド数  $ABED$  は、直接の比較対象となる(5)と比べると、係数も大きくなり有意性も向上している。また、 $PUBE$  は有意ではなく、 $FLABOR$  は正でかつ5%水準で有意となっている。 $POPD$  は、今回の実証分析のなかでは、1人あたり医療支出額の有力な説明要因となっているが、この推定ではそれが一層顕著である。すなわち、 $\beta_{POPD}=1.100$ より、人口密度（1平方キロメートルあたりの人口）が1%ポイント増加すると、1人あたり医療支出は1.1%ポイント高まることになり、相当大きな変化をもたらすことが分かる。換言すれば、都市化は医療支出の高騰に大きく影響するといえる。失業率の上昇も医療支出の変化に密接に関係することが今回一貫して確認されているが、ここでも同様である。最後に、この推定で興味深いのがタイムトレンド項である。 $PGDP$  を使用した推定の大半では推定値がマイナスであり、仮にこの変数が医療技術進歩を体现しているとする、これまでのミクロおよびマクロの実証研究と照らし合わせて問題があった。一方、 $RGDP$  を使用した(13)では、正で有意になっており、先の問題はクリアされている。これは非常に大きな特徴である。

続いて、1980～2006年サンプルにおける(7)～(9)および(10)～(12)の再推定を行った。医師密度を含む定式化の場合、適切と判断されたのは固定効果モデルであり、表4において(14)として示されている。比較対象の(8)と比べて顕著な変化があった変数に絞って説明しよう。 $ABED$  は1%水準で有意となり、マージナル効果も3倍以上になっている。逆に  $FLABOR$  は正であるものの有意ではなくなった。最も注目すべきは  $TIME$  であろう。(13)と同様に、正で有意に推定されており、年を追うごとに医療支出が高まることを意味している。この動きの主要な部分は、やはり高額な医療技術や医療機器が普及することに帰せられるだろう。なお、高齢化率はこれまでと同じく高い説明力をみせており、また所得弾力性は1.2程度であった。

最後は、医師密度を含まない定式化の場合についてである。検定を経て残ったのはやはり固定効果モデルであり、推定式(15)がその結果である。比較すべき(11)と比べて特徴的な部分は、実は上と同様であった。 $ABED$  が1%水準で有意で、その係数の絶対値が3倍以上になっていたのは、ほぼ類似した変化である。また、 $FLABOR$  のfragileな変数としての特徴がここでも確認できる。 $TIME$  については、 $RGDP$  を使用したこの表4の推定すべてに共通する特徴として、正值での高い有意性が示されている。この点は  $PGDP$  を使用したケースとの最も大きな違いであり、医療技術進歩の実態と整合的な結果が得られていることから、極めて重要なポイントである。つまり、1人あたり医療支出の決定要因を探る実証分析においては、所得データに何を用いるかで、結果の重要な部分に影響が出る可能性がある。本稿の分析の範囲では、購買力平価を用いた  $PGDP$  よりも、 $RGDP$  を用いた推定の方が、総合的に判断して適切であると考えられる。よって、以下で追加推定の結果を具体的に提示する場合は、 $RGDP$  を用いることにする。

## 追加推定の結果—医療技術変数および制度ダミー変数

本稿の最後の試みとして、これまでの推定をベースに、興味深い変数をいくつか加味した追加推定を行う。一つは、医療技術進歩をより直接的に捉える変数の考慮であり、もう一つは、保険および制度の人口カバレッジがどのように医療支出に影響するかである。併せて、このような変更が *POP65* の推定値に変化をもたらすかどうかも重要である。以下、順にみていこう。すでに述べているように、本稿のデータセットにはCTスキャナーおよびMRIの人口あたり設置台数のデータが含まれている。脚注10でも指摘したが、両方ともかなり欠損がみられる一方で、相当程度データが揃っている国もいくつかある。よってここでは、推定上のロス覚悟の上で、これらのデータを試験的に用いた分析を試みる<sup>20)</sup>。以前に示した採用国基準をこれらのデータにも適用することは困難なので、臨界水準を30%に設定してみる ( $27 \times 0.3 = 8.1$ )。したがってこの基準の下では、両データとも各国9個以上が必要となる。結果的に、CTを導入した場合の国数は14ヶ国、MRIでは12ヶ国となった<sup>21)</sup>。表5の(16)と(17)がそれぞれに対応する推定の結果である<sup>22)</sup>。

(16)のCT スキャナーを加えた推定モデルの場合、まず最初に指摘できる特徴は、これまでと異なり、所得弾力性に対応する係数が1を大きく下回っている点である<sup>23)</sup>。他の変数では、*POPD* と *UNEMPLOY* が気になる。いずれもこれまで正で高い有意性を示してきた変数だが、符号が逆になっている（さらに *POPD* は5%水準で有意）。予想される符号条件とは整合しない結果であり（特に *UNEMPLOY*）、全体として推定がうまくなされていない可能性が高い。注目すべき *CT* も有意だが符号がマイナスであり、実態を考えると疑念が残る。しかしながら、一貫して重視している *POP65* は、従前通り正で有意であった。

続いて、(17)の *MRI* を導入したモデルを検討しよう。検定より推奨されたのは固定効果モデルであり、所得弾力性は1を超えた値となっている。興味深いのは *POP65* であり、有意ではなくしかも負値であった。これは本稿で示してきた多くの場合と異なる結果であり、仮に信頼性の高い結果ならば Red Herring 仮説は妥当、つまり高齢化と医療支出には明示的な関係がないと判断される。推定自体の信頼性を考えると、上と同じく人口密度や失業率の推定結果には疑念が残るし、*MRI* は有意ではなく符号はマイナスであった。さらなる精緻な分析が必要であるが、現時点で総合的に判断すると、(17)がロバストな結果であるとは言い難い。

(16)および(17)の結果をまとめて振り返ると、プリミティブな問題として、CTスキャナーとMRIのデータ数の少なさが回帰分析に大きく影響している可能性は否定できないだろう。現行の OECD Health Data では、医療技術の一端を直接的に捉えられ、しかもある程度データが得

20) したがって、推定結果はあくまで参考程度のもので考えた方がよい。

21) 両方のデータが使用可能であったのは、Australia, Austria, Canada, Switzerland, Czech Republic, Germany, Finland, France, Hungary, Italy, Sweden の計11ヶ国である。CT ではこれにDenmark, Poland, Turkey, MRI ではNetherlands が加わる。

22) 本稿での変数の位置づけを考えると、ここでの推定ではタイムトレンド変数 (*TIME*) を除くことも一つのアイデアであるが、含めたままにしておいた。また表5に示した推定および関連した推定のベンチマークとしたのは、(15)の推定モデルである。

23) かねてからの3種類の検定により、ここでは変量効果モデルが残った。

表 5 : 追加推定の結果 (医療技術進歩と制度的差異)

Dependent variable: log of per capita health expenditure

	(16)	(17)	(18)
Model	Random	Fixed	Random
Constant	-5.546 <sup>a</sup> (0.916)	-13.044 <sup>a</sup> (2.654)	-4.396 <sup>a</sup> (0.779)
<i>RGDP</i>	0.735 <sup>a</sup> (0.035)	1.339 <sup>a</sup> (0.182)	0.734 <sup>a</sup> (0.056)
<i>POP65</i>	0.353 <sup>b</sup> (0.143)	-0.073 (0.274)	0.339 <sup>a</sup> (0.103)
<i>DOC</i>			0.527 <sup>a</sup> (0.080)
<i>ABED</i>	0.283 <sup>a</sup> (0.075)	0.208 <sup>b</sup> (0.079)	0.223 <sup>a</sup> (0.056)
<i>PUBE</i>	0.297 <sup>c</sup> (0.154)	0.705 <sup>a</sup> (0.207)	0.158 (0.112)
<i>FLABOR</i>	-0.047 (0.183)	0.487 (0.426)	-0.011 (0.116)
<i>POPD</i>	-0.040 <sup>b</sup> (0.016)	-0.199 (0.276)	-0.081 <sup>a</sup> (0.025)
<i>UNEMPLOY</i>	-0.006 (0.024)	0.057 (0.036)	0.029 <sup>c</sup> (0.015)
<i>TIME</i>	1.105 <sup>a</sup> (0.078)	0.897 <sup>a</sup> (0.211)	0.867 <sup>a</sup> (0.064)
<i>CT</i>	-0.039 <sup>c</sup> (0.020)		
<i>MRI</i>		-0.014 (0.024)	
<i>DCOVER</i>			-0.340 <sup>a</sup> (0.084)
$R^2$		0.569	
Observations	211	172	391
Countries	14	12	22

注：表 2 の注に準じる。

られる変数という意味では、CTスキャナーおよびMRIの設置台数が第1選択であろう。しかしながら、ある程度整ったパネルデータを構築するという観点では未だ不十分であり、そこから発する問題・影響が上で行った推定からうかがい知ることができよう。

最後に、もう一つの大きな論点であるカバレッジと医療支出との関係について考察しよう。本稿において、保険および制度の人口カバレッジを捉える変数は *COVER* であるが、これを連続変数 (continuous variable) としてそのまま使用すると問題があることを以前に指摘した。よっ

てこれを元にして、意味合い的には制度ダミーに対応するカバレッジ・ダミー変数 (*DCOVER*) を作成し、それを回帰分析に使用することにした。ダミー変数の作成方法は次の通りである。

$$DCOVER = 1 \quad \text{if } COVER \geq 93.42$$

$$DCOVER = 0 \quad \text{if } COVER < 93.42$$

臨界値の93.42は、表1の記述統計から明らかなように、*COVER* (%)の平均値である。これ以上の場合には1、これ未満の場合には0である。1が振られた場合は、公的医療制度の人口カバレッジが相対的に高く、制度の整備が進んでいるものと解釈できる。ところで、皆保険（および国営）ダミーとして、*COVER* = 100の場合にのみ1をとるダミー変数の方が明解かもしれない。しかし、実際にデータを観察すると、90%台、特に後半のデータが少なからず存在することが確認できた<sup>24)</sup>。データが表している実態を分析に適切に反映するには、上記のようなダミー変数の作成方法の方が相対的に好ましいといえるだろう。カバレッジ・ダミー変数を含んだ推定の結果は表5の(18)である<sup>25)</sup>。

それぞれの国について推定期間を通じて同じ値となる場合もあるダミー変数を含むため、推定モデルの優劣を判断する対象はプーリングモデルと変量効果モデルである。B-P検定の結果より、変量効果モデルが残る。まずはじめに、所得弾力性の値は0.734と、本稿でこれまでに得られている結果と比べて小さく、医療サービスは必需性があると判定される。ただし、先行研究である Baltagi and Moscone(2010)などと比較すると、著しく小さい値というわけではない。高齢化率 *POP65* の結果もこれまでと同様であり、Red Herring 仮説に対して否定的な結果となっている。GDP データに *RGDP* を用いた場合には、*ABED* が正で有意に推定される傾向があったが、ここでもそれが確認できる。また、*POPD* と *UNEMPLOY* は、1人あたり医療支出の決定要因として重要な変数であることが本稿で確認されているが、ともに有意に推定されている。しかし、都市化の代理変数としての人口密度 *POPD* は、これまでの結果とは符合が逆であった。第2節で述べたように、ある程度の都市化は公衆衛生にプラスに働く可能性もあり、さらなる検証が必要である。タイムトレンド項は、*PGDP* に代えて *RGDP* を利用した場合の特徴が維持されている。すなわち、時間の経過は医療支出を高める方向に作用する。

この推定のノベルティであるダミー変数 *DCOVER* は、マイナスの値でかつ1%水準で有意である。これは、制度の人口カバレッジが高い、言い換えれば、一般的な意味で公的医療制度が整備されている場合、医療支出額は低いことを意味している。この一見すると意外な結果は、制度

24) 例えば Austria は、1973年以降は一貫して90%台後半であるが、一つも100%を示した年はない。

25) サンプル期間は1980～2006年である。以前に連続変数である *COVER* を使用するとサンプル国数は19ヶ国、これを除くと22ヶ国になると述べた。ここでのダミー変数を含む分析では、仮に元の *COVER* に欠損があった場合でも、それぞれの国の制度実態および実際のデータの状況をふまえ、採用した全30ヶ国の全サンプル期間（1970～2006年）についてダミー変数を割り振った。したがって、*DCOVER* はバランスしたデータとなっており、表5に明示されているように、サンプル国数は22ヶ国となる。

設計を行う上で重要なインプリケーションをもたらしてくれる可能性がある。例えば、背景にあるものとして、多くの人口を対象とする公的医療制度がコスト・コントロールをむしろ容易にし（ないしは可能ならしめ）、結果として医療支出に抑制的に働くことなどが考えられよう。関連する先行研究は筆者の知る限り多くはないが、Gerdtham et al. (1998) は制度が医療支出に与える影響を包括的に分析するなかでカバレッジの問題を取り扱っている<sup>26)</sup>。彼らは本稿の方法とは異なり、連続変数のカバレッジをそのまま使用している<sup>27)</sup>。さまざまな変数の組み合わせで推定を行っているが、カバレッジの変数の推定値については、5%水準ないし10%水準で有意のもの、有意性を持たないものが混在しているが、符号はいずれの場合もプラスであった。すなわち、彼らを得た結果は我々のものとは対照的である。このように、カバレッジと医療支出との関係は大変興味深い論点だが、先行研究からみても今回の結果は暫定的なものと考えらるべきである<sup>28)</sup>。

## 5 むすびにかえて

本稿では、1人あたり医療支出の決定要因をめぐる議論のなかで注目される一つの論点、高齢化に関する Red Herring 仮説について、マクロデータを用いて多角的に実証分析してきた。本稿で得られた知見に基づいて、この仮説の妥当性について総括しよう。

まず、サンプル期間の違い（1970～2006年と1980～2006年）は *POP65* に本質的な影響を与えることはなく、いずれの場合でも高齢化は red herring とはいえないとの結論を得た。また、高齢化問題が深刻化する時期にウェイトをおいてデータセットの構築がなされると、高齢化変数のマージナル効果が大きくなる可能性があるとの予想的見解（細谷，2007）については、特に顕著な傾向性は見出せなかった（表2と表3の結果より）。しかし、これは今後も注意深く観察すべき重要な問題である。

次に、回帰分析に使用する GDP データの違いによる影響の有無だが、概ね影響はなく、*POP65* はプラスの符号で有意という結果はかなりロバストであった（例えば表3と表4を比較して欲しい）。よって、やはり Red Herring 仮説の妥当性には疑問符が付くこととなった。ただし、異なる GDP データの下で、全く異なった結果となる変数も存在したため（例えば *TIME*）、*POP65* についてもさまざまな定式化のなかで変化を注視する必要がある。

今回の分析では、比較的多くのコントロール変数（説明変数）を導入しているが、こうした状況下で、高齢化率の推定値への変化を観察することは重要である。表2から表5の推定結果を通じて分かるように、さまざまな要因をコントロールした上でもなお、多くのケースで *POP65* は正で有意であった。このことは、推定モデルの定式化の違いに依存せず、人口の高齢化が1人あたり医療支出の増加要因であることを物語っている。

これらの考察結果をふまえ、少なくとも今回のマクロ実証分析の範囲では、種々のミクロ実

26) 論文の内容は、Gerdtham and Jönsson (2000)でも詳しく解説されている。

27) 変数の定義は、% of the population covered by public insurers である。

28) 参考までに、他の事情を不変として、(18)の定式化から医師密度 *DOC* を除外して推定を行っても、*DCOVER* は負値で有意であった（推定モデルは変量効果モデル）。

証分析で確認されているような「医療支出の増加要因として高齢化は red herring な言説である」とする Red Herring 仮説は妥当性を持たないことが確認された。しかしながら、本稿で採用した方法論は比較的シンプルなものであり、より質の高いデータを用い、一層厳密な計量的手法によって考察を深めることが必要だろう。一例として、この種の分析に常に付随するといっても過言ではない内生性 (endogeneity) の問題を射程に入れることは必須の課題である。また、Red Herring 仮説について、Spillman and Lubitz (2000)、Werblow et al. (2007)、Zweifel et al. (2004) などのミクロデータから得られる結果と本稿のようなマクロデータの結果とがなぜ異なるのかを、両者を架橋するかたちで整合的に説明する必要がある。

以上が本稿の分析を通じて得られた主たる結果である。最後に、高齢化率以外の変数について、特徴的な点をまとめておくことにしよう。医療支出に対する説明力の観点では、医師密度 (DOC)、人口密度 (POPD)、そして失業率 (UNEMPLOY) の3変数の重要性が浮き彫りとなった。本稿で議論していない推定上考慮すべき事柄はあるものの (識別問題等)、医師密度の説明力の高さは、情報の非対称性の程度が著しい医療にあって、医師誘発需要仮説の存在を意識させてくれるのに十分な結果である。次に、都市化の代理変数と位置づけられる人口密度だが、これにより都市化は医療支出高騰に大きく影響することが間接的に確認された。例えば、都市化は流感蔓延の強化要因となることは明白であり、そうしたことも医療支出の増加に拍車をかけることになる。また、失業率が医療支出の重要な決定要因になるという結果は大変興味深い。失業率の高さと人々の健康状態の悪さが正相関しており、よって医療費が押し上げられるというルートである。本稿と同様の結果は、Mosca (2007)でも得られている。医療支出の決定要因を議論する際には、所得や高齢化率と並んで、これら3変数の果たす役割も重要である。

操作変数法の利用をはじめとした、分析手法の精緻化以外で考えられる今後の課題は、ある程度の時系列データ数を確保しつつ、不完備度を低く抑えられる推定期間で分析を行うことである。単純には、先行研究でも散見されるように、1985+や1990+のデータセットを用いることも一案であり、本稿のデータセットではこれはすぐに実行可能である。よってこれは本稿の続編で取り組むことにしたい。また、採用する説明変数のバリエーションと組み合わせにも改善の余地はあるため、併せて考えていきたい。

## 参考文献

- [1] Baltagi, B.H. (2008) *Econometric Analysis of Panel Data*, 4th ed., John Wiley & Sons Ltd.
- [2] Baltagi, B.H. and F. Moscone (2010) "Health Care Expenditure and Income in the OECD Reconsidered: Evidence from Panel Data," *Economic Modelling*, forthcoming.
- [3] Barro, R.J. and X. Sala-i-Martin (2004) *Economic Growth*, 2nd ed., MIT Press.
- [4] Barros, P.P. (1998) "The Black-Box of Health Care Expenditure Growth Determinants," *Health Economics*, 7(6), 533-544.

- [ 5 ] Cameron, A.C. and P.K. Trivedi (2005) *Microeconometrics*, Cambridge University Press.
- [ 6 ] Crivelli, L., M. Filippini and I. Mosca (2006) "Federalism and Regional Health Care Expenditures: An Empirical Analysis for the Swiss Cantons," *Health Economics*, 15(5), 535-541.
- [ 7 ] Cutler, D.M. (2003) "Disability and the Future of Medicare," *New England Journal of Medicine*, 349(11), 1084-1085.
- [ 8 ] Dow, W.H. and E.C. Norton (2002) "The Red Herring that Eats Cake: Heckit versus Two-Part Model Redux," Triangle Health Economics Working Paper Series, 1, University of North Carolina at Chapel Hill.
- [ 9 ] Gerdtham, U.-G. and B. Jönsson (1991) "Conversion Factor Instability in International Comparisons of Health Care Expenditure," *Journal of Health Economics*, 10(2), 227-234.
- [10] ——— (2000) "International Comparisons of Health Expenditure: Theory, Data and Econometric Analysis," in A.J. Culyer and J.P. Newhouse eds., *Handbook of Health Economics*, Vol. 1A, Elsevier, 11-53.
- [11] Gerdtham, U.-G., B. Jönsson, M. MacFarlan and H. Oxley (1998) "The Determinants of Health Expenditure in the OECD Countries: A Pooled Data Analysis," in P. Zweifel ed., *Health, the Medical Profession, and Regulation*, Kluwer Academic Publishers, 287-310.
- [12] Gerdtham, U.-G. and M. Löthgren (2000) "On Stationarity and Cointegration of International Health Expenditure and GDP," *Journal of Health Economics*, 19(4), 461-475.
- [13] ——— (2002) "New Panel Results on Cointegration of International Health Expenditure and GDP," *Applied Economics*, 34(13), 1679-1686.
- [14] Gerdtham, U.-G., J. Sogaard, F. Anderson and B. Jönsson (1992a) "An Econometric Analysis of Health Care Expenditure: A Cross-Section Study of the OECD Countries," *Journal of Health Economics*, 11(1), 63-84.
- [15] Gerdtham, U.-G., J. Sogaard, B. Jönsson and F. Anderson (1992b) "A Pooled Cross-Section Analysis of the Health Care Expenditures of the OECD Countries," in P. Zweifel and H.E. Frech III eds., *Health Economics Worldwide*, Kluwer Academic Publishers, 287-310.
- [16] Getzen, T.E. (1992) "Population Aging and the Growth of Health Expenditure," *Journal of Gerontology: Social Sciences*, 47(3), S98-S104.
- [17] ——— (2000) "Health Care is an Individual Necessity and a National Luxury: Applying Multilevel Decision Models to the Analysis of Health Care Expenditures," *Journal of Health Economics*, 19(2), 259-270.
- [18] ——— (2001) "Aging and Health Care Expenditures: A Comment on Zweifel, Felder and Meiers," *Health Economics*, 10(2), 175-177.
- [19] Herwartz, H. and B. Theilen (2003) "The Determinants of Health Care Expenditure: Testing Pooling Restrictions in Small Samples," *Health Economics*, 12(2), 113-124.



- [20] Hitiris, T. and J. Posnett (1992) "The Determinants and Effects of Health Expenditure in Developed Countries," *Journal of Health Economics*, 11(2), 173-181.
- [21] Jones, C.I. (2010) *Macroeconomics*, Economic Crisis ed., W.W. Norton & Company Inc.
- [22] Leu, R.E. (1986) "The Public-Private Mix and International Health Care Costs," in A.J. Culyer and B. Jönsson eds., *The Public and Private Health Services*, Basil Blackwell, 41-63.
- [23] Mosca, I. (2007) "Decentralization as a Determinant of Health Care Expenditure: Empirical Analysis for OECD Countries," *Applied Economics Letters*, 14(7), 511-515.
- [24] Murthy, V.N.R. (1992) "Conversion Factor Instability in International Comparisons of Health Care Expenditure: Some Econometric Comments," *Journal of Health Economics*, 11(2), 183-187.
- [25] Newhouse, J.P. (1977) "Medical-Care Expenditure: A Cross-National Survey," *Journal of Human Resources*, 12(1), 115-125.
- [26] ——— (1992) "Medical Care Costs: How Much Welfare Loss?," *Journal of Economic Perspectives*, 6(3), 3-21.
- [27] Norton, E.C. (2000) "Long-Term Care," in A.J. Culyer and J.P. Newhouse eds., *Handbook of Health Economics*, Vol. 1B, Elsevier, 956-994.
- [28] Okunade, A.A. and M.C. Karakus (2001) "Unit Root and Cointegration Tests: Time-Series versus Panel Estimates for International Health Expenditure Models," *Applied Economics*, 33(9), 1131-1137.
- [29] Salas, C. and J.P. Raftery (2001) "Econometric Issues in Testing the Age Neutrality of Health Care Expenditure," *Health Economics*, 10(7), 669-671.
- [30] Schitovsky, A.A. (1985) "Change in the Costs of Treatment and Selected Illnesses, 1971-1981," *Medical Care*, 23(12), 1345-1357.
- [31] Seshamani, M. and A. Gray (2004) "Ageing and Health-Care Expenditure: The Red Herring Argument Revisited," *Health Economics*, 13(4), 303-314
- [32] Spillman, B.C. and J. Lubitz (2000) "The Effect of Longevity on Spending for Acute and Long-term Care," *New England Journal of Medicine*, 342(19), 1409-1415.
- [33] Werblow, A., S. Felder and P. Zweifel (2007) "Population Ageing and Health Care Expenditure: A School of 'Red Herrings?'," *Health Economics*, 16(10), 1109-1126.
- [34] Wooldridge, J.M. (2002) *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*, MIT Press.
- [35] Yang, Z., E.C. Norton and S.C. Stearns (2003) "Longevity and Health Care Expenditures: The Real Reasons Older People Spend More," *Journal of Gerontology: Social Sciences*, 58B(1), S2-S10.
- [36] Zweifel, P., S. Felder and M. Meier (1999) "Ageing of Population and Health Care Expenditure: A Red Herring?," *Health Economics*, 8(6), 485-496.
- [37] Zweifel, P., S. Felder and A. Werblow (2004) "Population Ageing and Health Care Expenditure: New Evidence on the "Red Herring"," *Geneva Papers on Risk and Insurance: Issues and Practice*, 29(4), 652-666.

- [38] 北村行伸 (2005) 『パネルデータ分析』 岩波書店。
- [39] 中山徳良 (1998) 「医療システムの国際比較」 漆博雄[編] 『医療経済学』 第13章所収, 東京大学出版会, 253-274。
- [40] 細谷圭 (2007) 「高齢化は不可避免的に医療支出の増加を引き起こすか－OECD Health Data からの知見－」 『東北学院大学経済学論集』 164, 285-307。