

医療技術の伝播、医療の労働生産性と医療費

熊谷成将

1. はじめに

医療費膨張の要因を探求する手法のひとつに、Newhouse(1977)以来、所得、人口、物価を考慮した定式化で医療の所得弾力性を推定し、その結果をもって医療資源の配分の在り方を議論するというアプローチがある。このアプローチに従うと、医療費の所得弾力性が非負で1以下ならば医療は生活必需財であり、このとき時系列的に医療成果が向上したか、医療の技術進歩がどの程度あったかを考察しなければならないとする。しかしながら、このアプローチでは、供給側の要因を事後的に考慮するため、医療の技術進歩による医療費増加がどの程度であるかを正確に計測することは難しいと思われる¹⁾。

こうしたアプローチと異なる角度から、官庁統計やレセプトデータを用いた分析を通じて、近年、人口の高齢化は医療費増加の重要な要因であるが、主因ではないとする研究が報告されている(二木(1999)、大日(2002))。彼らの研究成果のひとつである、人口の高齢化による医療費増加の(厚生労働省による)過大評価、に留意すると、医療費の増加要因

¹⁾ Newhouse(1992)の残余法では、医療費全体の増加分から医療技術以外の要因が医療費増加に寄与した分を差し引くことで、医療の技術進歩が医療費の増加に与える影響を計測できるとしている。ここで、医療技術以外の要因とは高齢化、所得の増加、医療保険の普及、医師の誘発需要である。彼は、これら以外に医療サービス部門の生産要素の生産性も医療費を押し上げる要因であるが、これを計測することは非常に難しいとしている。

をマクロ的に分析する際、供給側の要因をどのような形で考慮するかが重要となろう。これまで、国際的にみて高度医療機器が最高水準の普及状況にある半面、病床あたり看護職員は不足していることが尾形・泉田(1999)によって、高度医療機器の普及は医療費を約0.4%(入院のみであれば約1.6%)押し上げることが、宮里(2003)によって明らかにされている。しかしながら、彼らの分析においては高度医療機器の普及によって、医療部門の労働生産性にどの程度の変化が生じ、その結果として医療費がどれだけ変化するかが明らかにされていないと思われる。

他方、理論的見地からは、上述の過程、すなわち医療技術の伝播を考慮した研究報告が存在する。漆・吉川(1987)では、健康財と消費財を若年世代が生産する2世代2財モデルを用いて、2財をどれだけ生産し、2世代にそれらをどのように分配するかを議論している。彼らのモデルにおける投入要素は労働サービスだけであり、医療(健康財)は労働の一次関数の産出物であると仮定されており、このモデルにおいて老年世代は生産活動に従事しない。分析の結果、資源分配の観点から最適な1人あたり医療費は、世代間の人口構成比、医療(健康財)部門の生産性、医療以外の財部門の生産性と2財の初期保有量の4要因で説明されるとしている。そのうえで、医療部門の生産性が上昇し、1件あたり医療費が上昇しても次のような解釈を与える必要があるとしている。高価な機器を用いることによって、それまで治療不能であった病気の治療が可能になるという医療サービスの質の向上を考慮すると、医療部門の生産性が上昇することによって、医療(健康財)の単位あたり価格は引き下げられていることになる。

本稿では、漆・吉川(1987)で明らかにされた医療の技術進歩と医療部門の労働生産性の関係を定式化に反映し、供給型の計量モデルを構築する。この計量モデルを構成する変数はすべて時系列的な定常性が考慮さ

れ、その結果に基づいて経済変数間の長期均衡関係が求められる²⁾。本稿の構成は以下の通りである。2節では、医療の所得弾力性についての実証研究の結果および医療の技術進歩と医療部門の生産性に関する研究報告が要約される。ここでは、漆・吉川(1987)らの理論モデルが与える医療部門の生産性について若干の考察が与えられる。3節では、計量モデルで用いられる変数の時系列的性質と経済変数間の因果性が検討され、供給型の計量モデルが構築される。この推定結果に基づいて、magnetic resonance imaging (MRI) など高度医療機器の普及によって、医療費がどのように変化するかが論じられる。4節では、前節で求めた計量モデルを用いて、医療費の将来予測が行なわれる。ここでは、医療部門の生産性の変動が、国民医療費の GDP に対する比率に与える影響などが分析される。最後に、将来予測を通じて得た医療政策のインプリケーションと残された課題が表される。

2. 既存研究

2-1. 医療費とGDP

医療費膨張の要因を供給側から考察することの必要性は、Newhouse (1977) 以来、所得弾力性を推定することと関連付けて説かれてきた。具体的には、医療費の所得弾力性を推定し、所得弾力性が非負で1以下ならば医療は生活必需財と考えられ、このとき医療成果の向上や医療の技

²⁾ 供給側の要因と医療費の増加を直接的に回帰式において関連付けただけでなく、モデルで用いられるすべての変数の定常性を考慮した計量モデルの構築は、これまでほとんどなされていないように思われる。社会保障変数とマクロ経済変数を関連付けた1990年以降の伝統的なマクロ計量モデル分析について、佐藤・山本(2001)が詳しい。また、1990年代に報告された医療費の将来予測に関する研究について、Iwamoto (2003)が詳しい。

一方、医療費と経済成長の的確な将来予測は、長期的に医療保険制度の健全性を維持するうえで不可欠である(西村(1997))。西村(1997)は、医療費の将来予測に関し、次の2点を見極めることが難しいとしている。第1は、医療資源の非効率的な利用によって生じる医療費の増大であり、第2は技術の進歩によって生じる医療費の増大である。

術進歩が検討対象となるとされてきた³⁾。Newhouse(1977)の延長線上に位置し、医療の経済財としての性格を判断する研究は近年も多く報告されている(Hansen and King(1996), McCoskey and Selden(1998), Gerdtham and Löthgren(2000), MacDonald and Hopkins(2002), Jewell, Lee, Tieslau, Strazicich(2003))。これらの研究の過半では、多国間のパネルデータを用いて医療費とGDPの間に長期的な均衡関係を求めており、両者の間に共和分関係が存在することが報告されている(表1を参照)⁴⁾。この均衡関係の枠組みにおいて、医療費の所得弾性値が非負で1以下ならば医療は長期的に生活必需財である。従って、時系列的に医療成果が向上したか、医療の技術進歩がどの程度あったかが考察されな

³⁾ Newhouse(1977)は医療と健康状態との関係および医療制度と所得分配の関係についても解釈が可能であるとしている。しかしながら、マクロデータを用いることは、すべての消費者の効用関数が相似拡大的で経済全体のエンゲル曲線が直線であるとの仮定を暗黙裡に置くことを意味しており、Parkin et al.(1987)や McGuire et al.(1993)が指摘するように、推定された弾性値の解釈は経済全体に限定され、所得の高低から生じる医療の消費性向の差は分析できない。また標本期間内の所得再分配が一定であるとの想定を課すため、所得再分配のメカニズムを弾性値から直接検討できない。他方、Blomqvist and Carter(1997)に従って、マクロの医療需要が価格に非弾力的であると考えれば医療が労働集約的な財であるから、実質医療支出の増加のテンポが実質所得のそれよりも早いことを説明できる。なぜならば労働集約的な財の価格は相対的に所得よりも高くなる傾向があるからである。

⁴⁾ こうした研究の中で比較的新しいJewell et al.(2003)では、パネルデータによって国民医療費とGDPの定常性を検定している。彼らは、構造変化と非定常性を区別するため、単変量の場合のみならずパネルデータの場合に対しても、異なる時点の構造変化を考慮した単位根検定をOECD 20カ国の1960年~97年のデータに適用している。その結果、1回ないし2回の構造変化がある場合、国民医療費とGDPが定常変数であるとの結論を得ている。

一方、医療に関する研究開発費を、医療の技術進歩を表わす代理変数として用いた研究例として、Okunade and Murthy(2002)がある。彼らは、医療費とGDPに加えて医療の技術進歩を明示的に考慮する計量モデルを構築した。米国のマクロデータ(1960~1997年)を用いて、次の2点が検証されている。

(1)総研究開発費(TRD)もしくは医療に関する研究開発費(HRD)が医療の技術進歩を表わす変数として有用か、(2)1人あたりの医療支出(HEXP)、GDPとTRD(もしくはHRD)が長期均衡関係にあるか、長期の所得弾力性は1を上回るか。単位根検定(KPSS Testなど)と共和分検定の結果に基づき、ベクトル値誤差修正モデル(VECM)とFully-modified OLSモデルが推定され、上記の仮説(1)、仮説(2)の双方が採択されている。推定の結果、長期の所得弾性値は1.29~1.59、TRDとHRDの符号はともにプラスである。他方、変数HRDには製薬に関する研究費が含まれていないため、同変数の国民医療費に対する比率は3%台である。しかしながら、変数HRDの作成方法は不明である。日本の医療制度及び統計の整備状況から、OECDが定義した保健勘定の国際基準(A System of Health Accounts; SHA)に基づく推計をできないことが知られている(医療経済研究機構(2002)を参照)。

ければならない。しかし、このアプローチでは、供給側の要因を事後的に考慮するため、需要側の要因で説明できない部分を供給側の要因とし、そのうち医療の技術進歩による医療費増加がどの程度であるかを正確に計測することは難しいと思われる。

表1 医療費と GDP の長期均衡関係

帰無仮説とデータ	HK (96)	BC (97)	MS (98)	Roberts (00)	GL (00)	MH (02)
データ	c-c	c-c, p	p	c-c, p	p, c-c	p(c-c)
医療費と GDP に 共和分関係がない	棄却	棄却	- - -	不明瞭	棄却	- - -

注) 表中の破線は帰無仮説を検定していないことを表している。

p; panel, c-c; country by country, p(c-c); panel based on a country by country
BC (97); Blomqvist and Carter (1997), GL (00); Gerdtham and Løthgren (2000),
HK (96); Hansen and King (1996), MS (98); McCoskey and Selden (1998), MH (02);
MacDonald and Hopkins (2002)

2-2. 高度医療機器の普及と医療費

これまで見たように、医療費を押し上げる需要側の要因、すなわち所得の増加、高齢化を検討した後に、医療の技術進歩による医療費増加を分析することは難しい。しかしながら、医療の供給側の変数間に長期的な均衡関係を直接的に構築し、医療の技術進歩による医療費増加を計測することは可能かもしれない。ここで、医療費を押し上げる供給側の要因として、医師誘発需要、医療部門の技術進歩、医療保険の普及を挙げることができる (Newhouse (1992))。これら 3 者は本来不可分な関係にあるものの、マクロデータを用いた分析ですべてを考慮することは困難であろう。例えば、Baker (2001) では、マネジドケア (HMO's) の進展がMRIの普及を抑制しているかを実証的に分析しているが、このような

研究はマイクロデータを用いることで初めて可能となる⁵⁾。そこで、以下では、医療の技術進歩のみを定式化に反映することを試みる。宮里(2003)では、1987年から1999年の『社会医療診療行為別調査』の個票データを用いて、高度医療機器(ここではMRI)に対する診療報酬の改定がその機器の使用回数にどのような影響を与えたかが分析されている。分析の結果、90年以降の診療報酬の改定(MRI使用に対する診療報酬の断続的な引き下げ)によって、MRIの使用回数は増加した半面、1日あたり医療費の上昇率は低下したとの結論を得ている。この分析結果は医療技術の性格からみて妥当であろう。なぜならば、computed tomography (CT)やMRIのような診断・検査に用いられる高度医療は、疾病の早期発見や診断技術の向上に寄与するが、医療費を誘発する医療技術(広井(1994a))だからである⁶⁾。

⁵⁾ Baker (2001)では出来高払い制度の下、技術進歩が進んできた時代背景を念頭に置き、HMO's shareの拡大がMRIの普及を抑制し、延いては米国の医療技術の進歩を阻害する一面を有しているかどうか考察されている。具体的には、MRIが採用される過程において、2つの仮説が支持される相対的な程度が分析されており、その結果をもって、MRIの採用に対する医療機関の姿勢に解釈が与えられている。

(1)契約医療機関を選定する際、HMO'sが新技術の有無に高い評価を与える。

(2)選定契約で競合関係にある医療機関は、MRIの採用を追従することによる便益が少ないと考える。

Hazard modelによるMRIの採用確率の計測を通じて、83年からの10年間に、HMO's shareの拡大がMRIの普及を遅らせしめてきたことが見出されている。一方、医療費を抑制するという短期的な効果のみでなく、医療技術の開発を促進するという長期的な効果に目を向けると、HMOの進展によってCost Savingな技術開発が進んでいる可能性を考慮すべきであろう。しかしながら、Cost Savingな技術の進歩を表す代理変数を定めることは難しいかもしれない。

また、医師が所得の減少に直面した際、不必要な診療行為を行うなどして供給される医療サービスである医師誘発需要(診療時間の長期化、検査回数の増加等)と医療保険の関係は医療サービスへのアクセスの観点から不可分の関係にあるといえる。McGuire and Pauly (1991)のモデルにおいては、被保険者全体の自己負担割合が小さくなって医療需要が増加し、医師の所得が上昇すると予想される場合、医師の行動は不変もしくは医師誘発需要が小さくなると結論付けられている。しかしながら、このモデルでは、一部の被保険者の自己負担割合が小さくなった場合に医師誘発需要がどのように変化するかを分析できない。また、同モデルでは医師のみが医療サービス量を決定できるとしており、患者が消費者として主体的に医療サービス量を選択するという側面が無視されている。この仮定は、医療サービスにフリーアクセスである国(例えば、日本)では強い制約であるといえる。

⁶⁾ 広井(1994a)は、疾病を根治する「純粹技術」である抗生物質と区別し、CTやMRIを「途上の技術」として分類している。

CT や MRI の普及が医療費に与える影響をマクロデータによって分析する場合、地域別の人口あたり高度医療機器設置台数(設置密度)の差や医療機関別の高度医療機器使用頻度の差を考慮に加えることができない⁷⁾。しかしながら、マクロデータを用いることによって、一国全体で高度医療機器が普及する過程をとらえることはできる。ここで、日本ではCTとMRIがどのように普及してきたかを考察しよう。Folland et al. (2001)に従って、高度医療技術が伝播する過程をロジスティック曲線で近似できると想定すれば、(1)式を推定することによって、高度医療機器がほぼ国内に完全に普及する年を求めることができる。(1)式の変数 Z ($0 < Z < 1$)は、CTとMRIの合計台数を2で割った値を医療施設数(一般病院)で除しており、変数 Z を高度医療機器の普及率を表す変数と考えている(データの出所は表2を参照)。ここでは、CTとMRIの代替性は無視される。CTとMRIの合計台数のデータは1981年から1999年まで利用可能であるが、3年ごとのデータしか公表されていないので、欠損値を線形補完し各年のデータとしている。(1)式において、 $\ln(X)$ は変数 X の自然対数値であることを表しており、説明変数のtimeは1次のタイムトレンド(1981年=81)である。係数値の下の括弧内はt値、 \bar{R}^2 は自由度修正済み決定係数、S.E.は回帰の標準誤差、D.W.はダービン=ワトソン比である⁸⁾。

$$\ln\left(\frac{Z}{1-Z}\right) = -19.7961 + 0.2156\text{time} \quad (1)$$

(-91.59) (96.03)

$\bar{R}^2=0.998$ S.E.=0.26 D.W.=1.33 推定期間: 1981-1999年

⁷⁾ 大学病院における高度医療機器の使用頻度の格差および、CTとMRIの医療技術の相違と代替性についてYoshikawa et al. (1996)が詳しい。

⁸⁾ ロジスティック回帰モデルは分散不均一であるので、誤差項をウエイトに用いて(1)式が推定された。

(1)式の推定結果に基づいて、高度医療機器がほぼ国内に完全に普及する時期を求めた。2005年に $Z=0.95$ 、2012年に $Z=0.99$ となることが予想される。

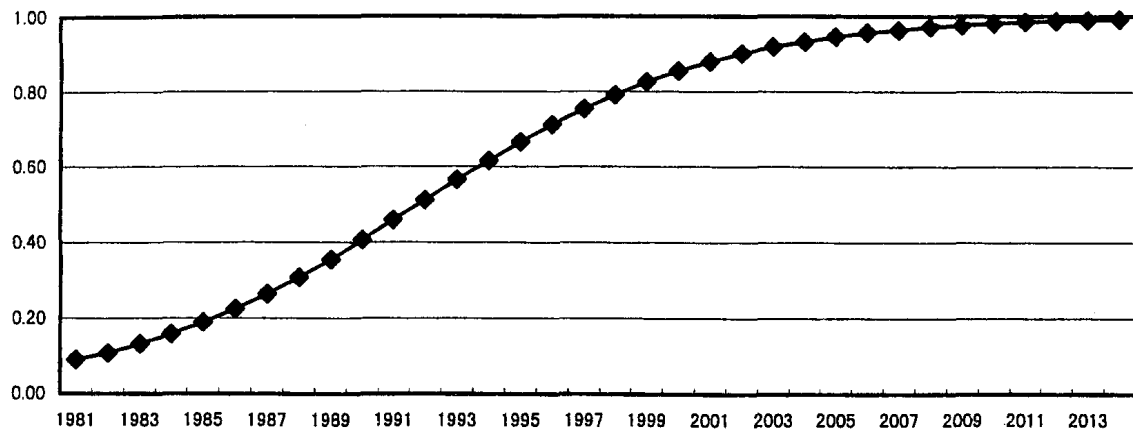


図1 高度医療技術の普及(CT・MRI)

2-3. 医療部門の生産性と医療費

医療部門の生産性と医療費の関係について言及した理論モデルおよび、理論モデルに基づいたシミュレーション分析の研究例を要約し、本稿における実証的課題を明らかにする。

漆・吉川(1987)では、健康財と消費財を若年世代が生産する2世代2財モデルを用いて、2財をどれだけ生産し、2世代にそれらをどのように分配するかを議論している。彼らのモデルにおける投入要素は労働サービスだけであり、医療(健康財)は労働の一次関数の産出物であると仮定されている。分析の結果、資源配分の観点から最適な1人あたり医療費は、次の4要因で説明されるとしている。それらは、世代間の人口構成比、医療(健康財)部門の生産性、医療以外の財部門の生産性と2財の初期保有量である。彼らの研究で注目される点は、医療サービスを生産する過程で医療部門の生産性が上昇し、1件あたり医療費が上昇して

も、医療部門の生産性が上昇することによって、医療(健康財)の単位あたり価格が引き下げられることを指摘している点である。また、高価な機器を用いることによって、それまで治療不能であった病気の治療が可能になれば、医療サービスの質が向上したと考えられる、としている。

Sato et al. (1997) と Sato (2001) では、一国の経済を医療部門とその他の部門に2分割した理論モデルに基づき、両部門の生産性上昇率を操作する数値シミュレーションが行なわれている。彼らの理論モデルでは、各部門の産出量が労働投入量によって決定される。資本と労働の投入比率は一定であり、両部門の生産性に格差が存在する(医療部門の生産性の方が低い)と仮定されている⁹⁾。この経済では、部門間の労働移動が自由であり、賃金は両部門で等しいが、何らかの原因で両部門の生産性に差が生じると考えられている。両部門の生産性の上昇率が何に起因するかが明示されていない点について、Sato (2001) はモデルの限界であるとしている。

一方、樋口(2001)は、1986年から1997年の間、賃金の高い産業が労働生産性の高い産業と必ずしもなっていない点と、この期間において、生産性と賃金の間乖離が生じている点を指摘している。彼の分析結果に従うと、Sato et al. (1997) と Sato (2001) の生産性に格差がある2部門の賃金が等しいという仮定は適当でないといえよう。また、樋口(2001)は1993年以降、医療サービス業だけが一貫して雇用創出が雇用喪失を上回り、雇用を拡大し続けたことと、医療サービス部門では、各事業所が同じ方向を向いて一斉に雇用を変動させる傾向が強く、産業別のショック(セミ・マクロショック)が雇用に強く影響することを論じている。

⁹⁾ 生産関数がコブ=ダグラス型である場合、資本労働比率が一定であるという想定は厳しすぎるかもしれない。この点に関し、Appendix で簡潔な説明が与えられる。

樋口(2001)と異なる角度から、日本の医療の生産性と医療部門の賃金の関係を分析する。Sato et al. (1997)と Sato (2001)に準じて、医療の生産性は医療部門従事者 1 人あたりの産出高で表されるとする。医療部門の産出高として国民医療費を用いると、図 2 のように両者の関係を変化率ベース(1980年-1999年)で表すことができる。図 2 から、日本の医療部門では、生産性が上昇すると緩やかに実質賃金が上昇する傾向があると想像されるが、両者の因果関係は明瞭ではない¹⁰⁾。

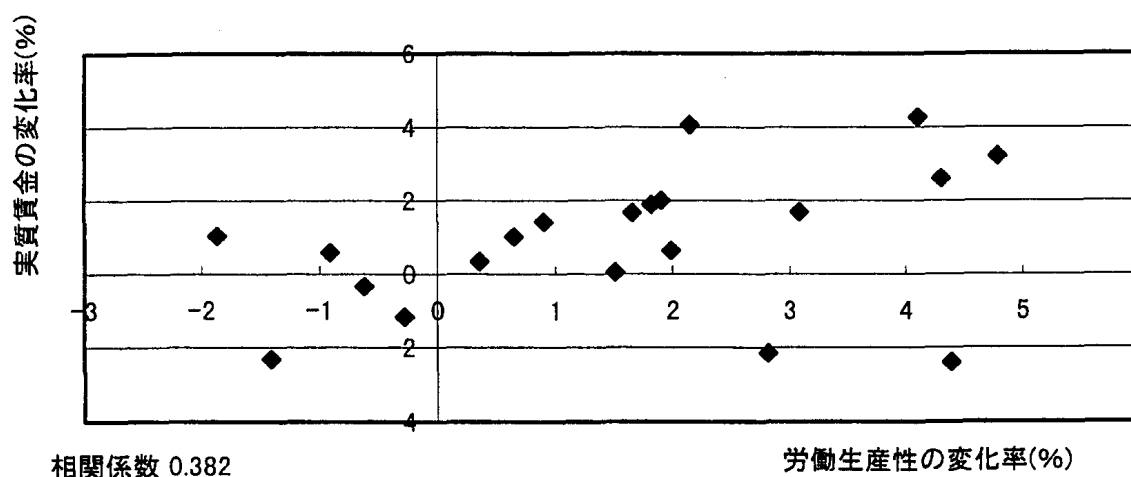


図 2 医療部門の生産性と実質賃金
(1980年-1999年)

3. 実証分析

時系列データを用いて日本の医療サービスを分析する場合、医療費の増加が著しい時期とそうでない時期とを区分する必要がある。逆に、期間ごとの性格に応じて時期を区分すると各期間のサンプル数が少なくなるという問題が生じる。以下の分析では、医療費の増加のテンポが鈍化

¹⁰⁾ 図 2 に当てはめた回帰直線の傾きは約 0.37 であるから、実質賃金の上昇率は生産性の上昇率に比べて低い傾向があるといえよう。他方、後述のグレンジャーの因果性テスト(Granger's Causality Test)を、医療部門の生産性変化率と実質賃金変化率の 2 変数に適用したが、少なくとも一方向に因果関係があるという結果を得ていない。

した時期を対象としており、データの制約上、年と年度を区別していない¹¹⁾。

3-1. データの定常性と因果性

単位根検定(ADFテスト(Dickey and Fuller(1979)))の結果、高齢者比率(R 65)がI(2)、その他のすべての変数がI(1)変数であった。従って、変数 R 65の2階の階差系列と、R 65を除く変数の1階の階差系列はすべて定常な系列である(ADF 検定の結果は表2を参照)。

単位根検定の結果に基づいて、変数間の因果関係を判断するために行なわれたグレンジャーの因果性テスト(Granger's Causality Test)の結果が表3に要約されている。表3より、5%もしくは10%の有意水準を満足する(一方向に因果関係がある)変数間の組み合わせが読み取れる。因果性テストに用いられた関数形は(2)式であり、ここで、 y_t 、 x_t はともに定常な変数、 \bar{y} と \bar{x} は各々それらの平均値である。

$$y_t = \bar{y} + \sum_{i=1}^n \alpha_i y_{t-i} + \sum_{j=1}^m \beta_j x_{t-j} + \varepsilon_{1t} \quad (2)$$

$$x_t = \bar{x} + \sum_{i=1}^n \gamma_i x_{t-i} + \sum_{j=1}^m \delta_j y_{t-j} + \varepsilon_{2t}$$

¹¹⁾ 広井(1994b)は、医療費の高度成長期として、昭和35-40年と昭和40年代後半から50年代前半の2期間を挙げている。前者は、国民皆保険によって医療へのアクセスが拡大したことが、後者は技術革新と診療報酬の改定および老人医療無料化の影響が大きいとしている。

表2 変数名の定義とデータ出所

変数記号	変数の定義	単位	出所	単位検定の結果
EMH	医療部門の従事者数	1000人	[4]	I(1)
EMHT	医療部門の就業率(=EMH/EMT×100)	%	[4]	I(1)
EMT	就業者数	1000人	[4]	I(1)
GDPRP	国民1人あたり実質GDP(1990年価格)	10000円/人	[5], [6]	I(1)
GDPROE	医療部門以外の生産性(=医療部門以外の支出(実質)/医療部門以外の従事者数)	10000円/人	[1], [5], [6]	I(1)
HOUSHU	診療報酬指数	1966=100	[1]	I(1)
NMERP	国民1人あたり実質医療費(1990年価格)	10000円/人	[1]	I(1)
NMEREH	医療部門の生産性(=国民医療費(実質)/医療部門の従事者数)	10000円/人	[1], [5], [6]	I(1)
PGDP	GDPデフレーター	1990=100	[6]	I(1)
POP	国内総人口	1000人	[5]	I(1)
PRICERE	医療の相対価格(=診療報酬指数/GDPデフレーター)		[1], [6]	I(1)
R65	高齢者比率(=高齢者/国内総人口×100)	%	[5]	I(2)
Sisetsu	医療施設数(一般病院)		[2]	I(1)
W	1人平均年間給与額(実質) 常用労働者 医療業 1人平均年間給与額(=決まって支給する給与(月間)×17)	1000円	[3]	I(1)
Z	高度医療機器の普及率(=(1/2)×(CT+MRI)/医療施設数(一般病院))		[4]	I(1)

- 出所) [1] 厚生労働省「国民医療費」
 [2] 厚生労働省「医療施設調査」
 [3] 厚生労働省大臣官房統計情報部編『毎月勤労統計要覧』 労務行政研究所
 [4] OECD Health Data 2002
 [5] 総務省「推計人口」、同「国勢調査」
 [6] 内閣府「国民経済計算」

注) 変数Wの実質化に際し、デフレーターとして総務省「消費者物価指数」が用いられた。

表3 変数間の因果性

x	y	有意水準	F統計量	
CT+MRI	PRICERE	*	3.78	#
GDPRP	EMHT	**	5.03	###
GDPROE	EMHT	**	7.23	###
GDPRP	PGDP	**	3.81	#
GDPROE	PGDP	**	3.81	#
GDPRP	$\Delta R65$	**	4.19	
GDPROE	$\Delta R65$	**	4.10	
HOUSHU	NMERP	**	5.80	
HOUSHU	NMEREH	**	7.63	##
HOUSHU	PRICERE	**	4.19	#2
NMERP	EMH	*	3.26	###
NMEREH	EMH	*	3.04	###
PGDP	NMEREH	*	3.41	##
PGDP	PRICERE	*	3.55	#2

注1) 表中の記号の意味は、次の通りである。

- * 有意水準10%で帰無仮説を棄却
- ** 有意水準5%で帰無仮説を棄却
- # 医療の相対価格(PRICERE)に対して影響を与える変数(X)
- #2 医療の相対価格を構成する変数(X)から医療の相対価格(y)への関係
- ## 医療部門の生産性(NMEREH)に対して影響を与える変数(X)
- ### 医療部門の労働力(EMH, EMHT)に対して影響を与える変数(X)

注2) Granger's Causality Test について

帰無仮説「 Δx does not Granger Cause Δy 」の意味は、「s期の Δx はt期の Δy の条件付期待値を予測するうえで有用でない($s < t$)」である。

ここで $\Delta x = x_t - x_{t-1}$ 、仮説検定のラグ数は2である。

検定に用いられた変数はすべて、定常な変数である。

表中の「CT+MRI」は、変数Zを構成する変数である($Z = (1/2) \times (CT+MRI) / \text{Sisetsu}$)。

因果性テストを通して見出された因果関係のうち、次の2点が注目される。ひとつは、高度医療機器の台数(CT+MRI)が医療の相対価格(PRICERE)に影響を与える点であり、もうひとつは、医療部門の生産性(NMEREH)とそれ以外の部門の生産性(GDPROE)がともに、医療部門の労働力に対して影響を与える点である。これらの結果を反映する形で、

次節では、変数間の長期的な均衡関係である共和分関係を求める。

3-2. 共和分検定

共和分関係を求める手法として以下では、Johansen(1988, 1992)の共和分検定が用いられる。その特長は、共通因子の制約を課さずに最尤法によって共和分関係を検定することである(Campos et al. (1996))。この手法は誤差項に系列相関がない正規分布を想定している点に制約があるが、多変数間の共和分関係を同時に検定することによってその関係が何通り存在するかを求めることができる。また、誤差修正項に定数項やトレンドを考慮するべきかどうかという問題を共和分関係の枠組みの中で判断できる利点がある。検定したモデルの共和分関係が採択されれば、変数間の共和分ベクトルも同時に定まる。一般に p 変量のベクトル値自己回帰モデルにおいて各変数が $I(1)$ という仮定の下では、Granger の表現定理(Engle and Granger(1987))より、共和分の個数が 1 個以上 $p-1$ 個まで存在し得る。3 変数で構成される回帰モデルの場合、3 つの $I(1)$ 変数で構成される誤差修正項、自己ラグ項と残差がすべて $I(0)$ であるとき、モデルのすべての変数が定常である。このとき誤差修正項に長期の均衡関係という解釈が与えられる。ここでは共和分の最大個数 k を決定するために trace 検定を 3 変数に適用している。帰無仮説は $r \leq k$ ($k=0,1,2$)、対立仮説は $r > k$ である。

共和分検定の結果、3 組の 3 変数間にそれぞれ 1 個の共和分関係が見出された¹²⁾。それらは表 4 の上から順に、①実質医療費、実質GDP(と

¹²⁾ 2 変数間の共和分ベクトルを検定する尤度比検定(Johansen (1995))を、3 変数間の共和分ベクトルに対して適用できないことが知られている。他方、診療報酬指数と医療の供給側の 3 変数、すなわち医療の相対価格、医療部門の就業率と高度医療機器の普及率の間に、共和分関係が見出されなかった。この結果は、長期的に医療の供給側の要因を反映できるよう、診療報酬が改定されてこなかったことを示唆しているのかもしれない。

表4 共和分検定の結果

変数名	固有値	尤度比	臨界値 5%	臨界値 1%	帰無仮説 共和分関係の個数
NMERP					
GDPRP	0.91	49.83	34.91	41.07	なし
△R65	0.20	4.29	19.96	24.60	高々 1

標本数19、決定論的トレンド無し、ラグ数2

変数名	固有値	尤度比	臨界値 5%	臨界値 1%	帰無仮説 共和分関係の個数
PRICERE					
EMHT	0.81	38.11	24.31	29.75	なし
Z	0.29	9.74	12.53	16.31	高々 1

標本数17、決定論的トレンド無し、ラグ数1

標本数が17であるのは、変数Zを構成する「CT+MRI」の標本期間が短いためである。

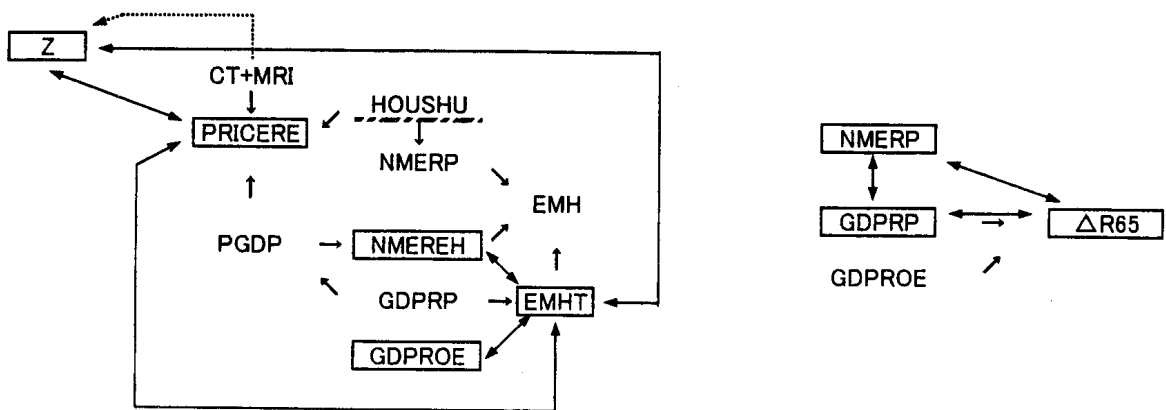
変数名	固有値	尤度比	臨界値 5%	臨界値 1%	帰無仮説 共和分関係の個数
EMHT					
NMEREH	0.51	24.52	24.31	29.75	なし
GDPROE	0.24	9.47	12.53	16.31	高々 1

標本数21、決定論的トレンド無し、ラグ数1

もに1人あたり)と高齢化率の変化分、②医療の相対価格、医療部門の就業率(総就業者比)と高度医療機器の普及率、③医療部門の就業率(同)、医療部門の生産性と医療部門以外の部門の生産性である。

因果性テストと共和分検定を通して明らかになった変数間の関係(一方向もしくは双方向の関係)が、図3に要約されている。3組の共和分関係は、図の右側に①が、左側に②と③が表されている。高度医療機器の普及率(Z)、医療の相対価格(PRICERE)と医療部門の就業率(EMHT)

を関連付ける変数の間に、一方向の因果関係が多数存在することを、この図から読み取ることができる。中でも、実質GDP(1人あたり)は実質医療費(同)、高齢化率の変化分のみならず医療部門の就業率、医療の相対価格にも影響を与える変数であることが注目される。このことから、供給型の計量モデルを構築する際、実質GDP(1人あたり)をモデル内に考慮する必要があるといえる。このとき、Newhouse(1977)以来の伝統的な定式化を採用することが望ましいと思われる。



注)
 —→ 因果性テスト(Granger's Causality test)で見出された変数間の因果関係(一方向)
 ↔ 因果性テスト(Granger's Causality test)で因果関係がないとされたが、共和分検定(Johansen's Method)で長期均衡の存在が確認された変数間の関係
 - - - - - 変数の定義的關係

図3 計量モデルのフローチャート

3-3. 供給型の計量モデル

共和分検定の結果に基づいて、3組のベクトル値誤差修正モデル(VECM)が推定された。表5には、変数間の長期均衡関係を表す誤差修正項を構成する共和分ベクトルと、誤差修正項の調整係数の推定結果が表されている。調整係数のt値が統計的に有意である被説明変数のベクトルは、長期的な均衡から一時的に説明変数が乖離した場合、その均衡へ戻るための調整の役割を担っている。それらは順に、実質医療費、医療の相対価格、医療部門の就業率である(表5の調整係数のt値を参照)。

従って、これら3変数を明示的に関係付けることによって、長期的な均衡関係を、3組の3変数間で考察することが可能になる。医療の相対価格と医療部門の就業率は1個の共和分関係で直接的に関連付けられているから、これら2変数と実質医療費をどのように関連付けるかが残された課題である。本稿の枠組みでは、これら3変数を直接的に関連付けることはできないものの、医療の相対価格を通して間接的に関連付けることはできる(図3を参照)。

表5 供給型の計量モデル
(VECMの誤差修正項)

1	被説明変数	Δ NMERP	Δ GDPRP	$\Delta(\Delta R65)$
	誤差修正項の調整係数	-0.27	-2.64	-0.02
	t値	-8.63	-1.78	-2.21
	誤差修正項	$\text{NMERP}(-1) = 0.06\text{GDPRP}(-1) + 4.47\Delta R65(-1)$ <p style="text-align: center;">(21.29) (3.22)</p>		
2	被説明変数	Δ PRICERE	Δ EMHT	ΔZ
	誤差修正項の調整係数	-0.39	-0.38	-0.02
	t値	-5.40	-1.66	-0.33
	誤差修正項	$\text{PRICERE}(-1) = 0.32\text{EMHT}(-1) - 0.19Z(-1)$ <p style="text-align: center;">(57.22) (-3.44)</p>		
3	被説明変数	Δ EMHT	Δ NMEREH	Δ GDPROE
	誤差修正項の調整係数	-0.13	4.97	-31.05
	t値	-3.52	0.16	-1.77
	誤差修正項	$\text{EMHT}(-1) = 0.007\text{NMEREH}(-1) - 0.004\text{GDPROE}(-1)$ <p style="text-align: center;">(5.15) (-2.25)</p>		

注) 回帰モデルの被説明変数はそれぞれ、誤差修正項と3変数のラグ項(定常な階差系列)で説明される。

回帰モデルの推定期間はすべて異なる(1; 1981-1999、2; 1983-1999、3; 1979-1999)。

モデル1はラグ項の次数が2次である。モデル2は変数Zを構成する「CT+MRI」の標本期間が短い。

ラグ項の次数を決定する際、AICとSBCが基準統計量として用いられた。

マクロの医療費を分析するための供給型の計量モデルでは、医療需要、医療部門の雇用、医療サービスの生産、所得分配の4側面がすべて考慮されているべきである。推定された3本の共和分ベクトルを関連付けることによって、これらの側面が同時に考慮される。

以下では、共和分ベクトルの推定結果を表5の上から順に考察する。第1に、実質GDPの係数値が0.06と0に近い小さな値なので、標本期間内において実質医療費は生活必需財であると考えられる。一方、高齢化率の変化分の係数値は4.47である。この結果は、高齢化率が1%ポイント上昇すると実質医療費が約4.5万円引き上げられることを意味しており、高齢化の進展は実質医療費を大きく押し上げる要因であると考えられる。第2に、医療の相対価格は高度医療機器が普及すると引き下げられるが、医療部門の就業率が高まると上昇する。前者は、医療部門の生産性上昇によって医療(健康財)の単位あたり価格が引き下げられることを示唆していると思われる(1件あたり医療費は上昇するかもしれない)。後者は、日本の医療部門では、生産性が上昇すると雇用が拡大し、緩やかに実質賃金が上昇する点を反映していると推察される(図2を参照)。第3に、医療部門の生産性が上昇すると医療部門の就業率が上昇するが、逆に医療部門以外の部門の生産性が上昇すると医療部門の就業率は低下する。部門間の生産性に差が生じると医療部門の就業率が変動するという定式化であるが、両部門の生産性の差が何に起因するかは明らかでない。

4. 医療費の将来予測

前節で求められたVECMの3本の共和分ベクトルを用いて、医療費の将来予測を試みる。予測に際し、次の2点が仮定される。第1は、高度医療機器の普及率(Z)は、(1)式によって与えられることである。この

ことは、医療費を誘発する医療技術の進歩の度合いが、時間を通じて緩やかになることを意味している。第2は、3本の共和分ベクトル間の構造が将来に渡って続くことである。従って、高齢化の進展が実質医療費を押し上げること、医療機器の普及によって医療の相対価格が引き下げられること、医療部門の生産性が上昇すると医療部門の就業率が上昇することが想定される。

シミュレーションは、医療部門の労働生産性が外生変数である場合と内生変数である場合に大別される。前者では、経済成長率(実質)が低水準で推移するケースも考慮される。後者では、医療部門が経済全体の雇用調整の役割を担っており、医療部門の労働生産性と医療の相対価格が時間を通じて変動する。それゆえ、後者では非現実的であるものの、医療部門の労働生産性の変化が診療報酬の改定に每期反映され、その結果として国民医療費のGDPに対する比率が変動するという経済が想定されている。以上より、このシミュレーションにおける関心事は、医療部門の労働生産性の変動が国民医療費のGDPに対する比率に与える影響である¹³⁾。シミュレーションの前提条件である労働生産性の変化率、経済成長率、一般物価の変化率は、表6に要約されている。

シミュレーションの結果を考察する。すべてのケースにおいて1人あたり実質医療費は1本の共和分ベクトルによって求められる。高齢化率はすべてのケースで等しいので、国民医療費(実質)の変動の差は経済成長率の高低で説明される(表5のモデル1と図4-1を参照)。

医療部門の労働生産性の差が国民医療費のGDPに対する比率に与える影響を分析する。医療部門の労働生産性が外生変数である4ケースの結果を比較すると、ケース4において、国民医療費のGDPに対する比率

¹³⁾ 本稿の計量モデルでは、医療の技術進歩と高齢化のどちらが、医療費を増加させる主因であるかを分析できない。

表6 シミュレーションの前提条件

ケース/変数	労働生産性変化率		経済成長率(実質)	一般物価変化率	医療部門の就業率(2009年)
	・(NMEREH)	・(GDPROE)	・(GDPRP)	PGDP	EMH/EMT×100
1	1.57	1.82	2.68	1.33	5.17
2	1.12	1.01	1.59	0.40	5.06
3	2.00	1.00	0.50	0.00	5.82
4	2.00	1.00	0.00	-0.20	5.82
5	—	1.01	1.59	0.40	4.35
6	—	1.01	1.59	0.40	4.81

注) ケース5とケース6の医療部門の労働生産性は内生変数である。
医療部門の就業率はすべてのケースにおいて内生変数であり、1999年の医療部門の就業率は4.50%である。

ケース1：1980-1999の平均値

ケース2：1990-1999の平均値

ケース3：医療部門が景気を下支え

ケース4：医療部門が景気を下支え(ゼロ成長, デフレ)

ケース5：1990-1999の平均値、就業者数/国内総人口=0.53(2000年の水準とほぼ同じ)、医療部門が雇用調整の役割を担う。

ケース6：1990-1999の平均値、就業者数/国内総人口=0.50、医療部門が雇用調整の役割を担う。

国内総人口(POP)と高齢者比率(R65)は、それぞれ一列が用いられており、それらは国立社会保障・人口問題研究所「日本の将来推計人口(平成14年1月推計)」による。

が最も変動が大きい。他のケースに比べて変動係数が大きい原因は、医療部門の労働生産性がその他の部門に比べて高いことと経済成長率(実質)が低いことである(変動係数は表7を参照)。他方、図4-4において、ケース5とケース6では国民医療費のGDPに対する比率が右肩上がり推移していないことが注目される。ケース2、ケース5とケース6を比較すると、医療部門の労働生産性が外生変数である場合に比べて内生変数である場合の方が、国民医療費のGDPに対する比率の変動が大きいことがわかる(図4-4と表7)。医療部門の労働生産性の変化が、每期、医療の相対価格に反映され、ケース5とケース6では医療の価格の変動

が大きくなるためである(図4-3)。以上より、医療部門の労働生産性を内生化し、医療の価格を決定した場合、国民医療費のGDPに対する比率が上昇の一途を辿らないと考えられる。ただし、同比率の変動幅が大きくならぬよう、診療報酬の改定は每期行なわず、長期的な観点から数年ごとに行なわれる方が望ましいであろう。

表7 国民医療費のGDPに対する比率(2001-2010年)

ケース/変数	平均値	標準偏差	変動係数
1	9.11	0.33	0.037
2	9.02	0.29	0.032
3	10.07	0.79	0.079
4	10.10	0.81	0.080
5	7.92	0.44	0.055
6	8.86	0.47	0.053

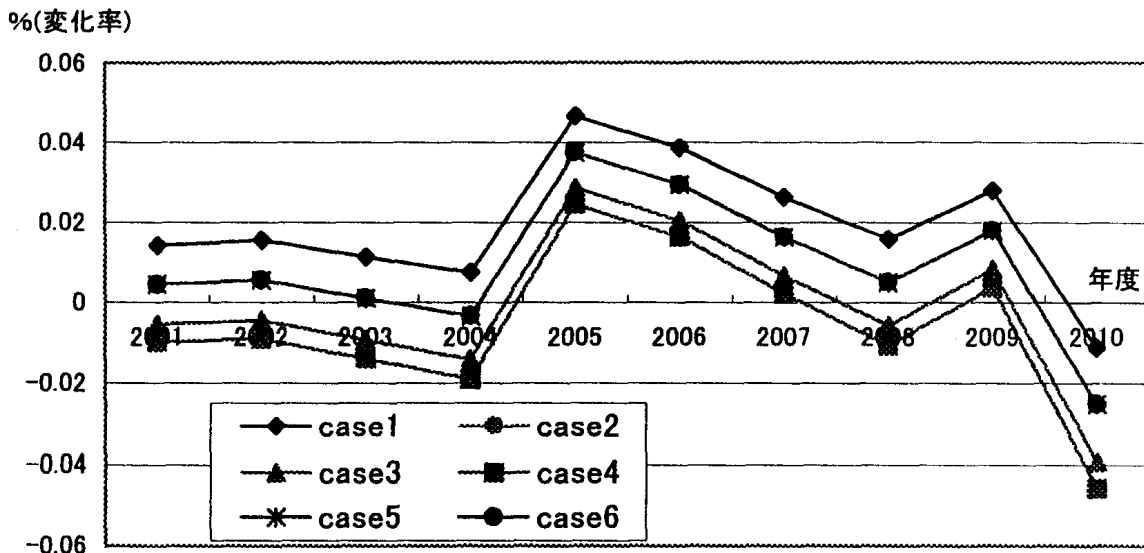


図4-1 1人あたり実質医療費

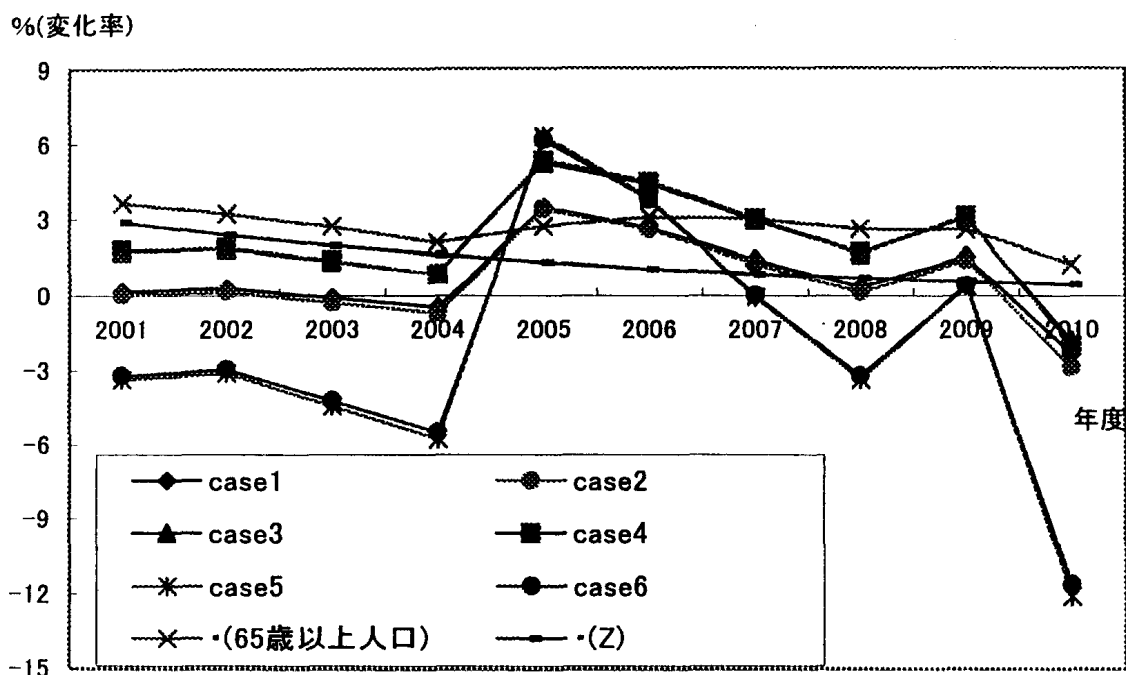


図 4 - 2 国民医療費(名目)/GDP(名目)、高齢者数と高度医療機器の普及率(Z)

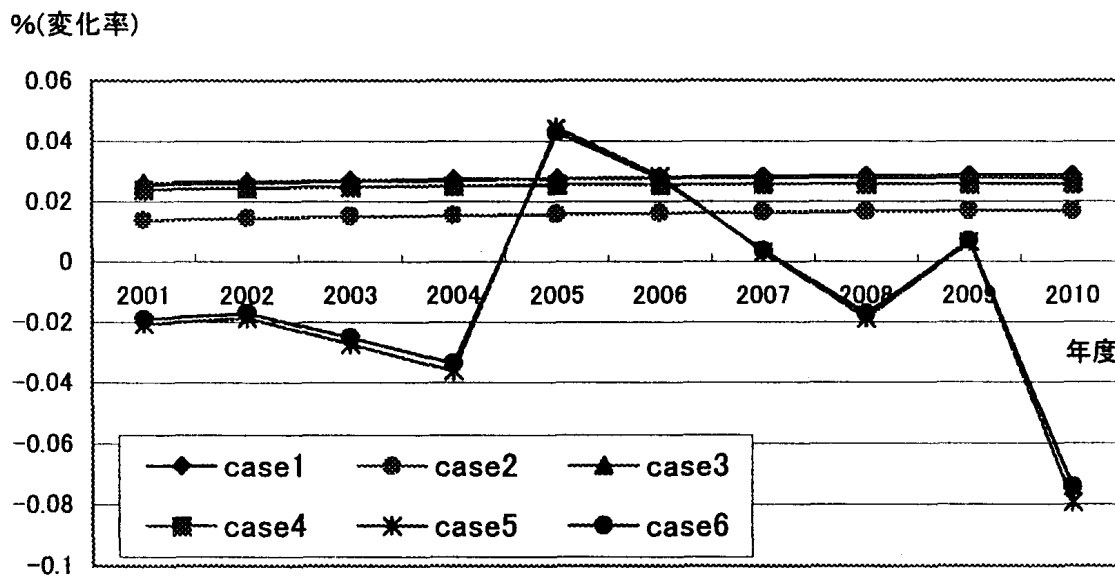


図 4 - 3 医療価格(診療報酬)

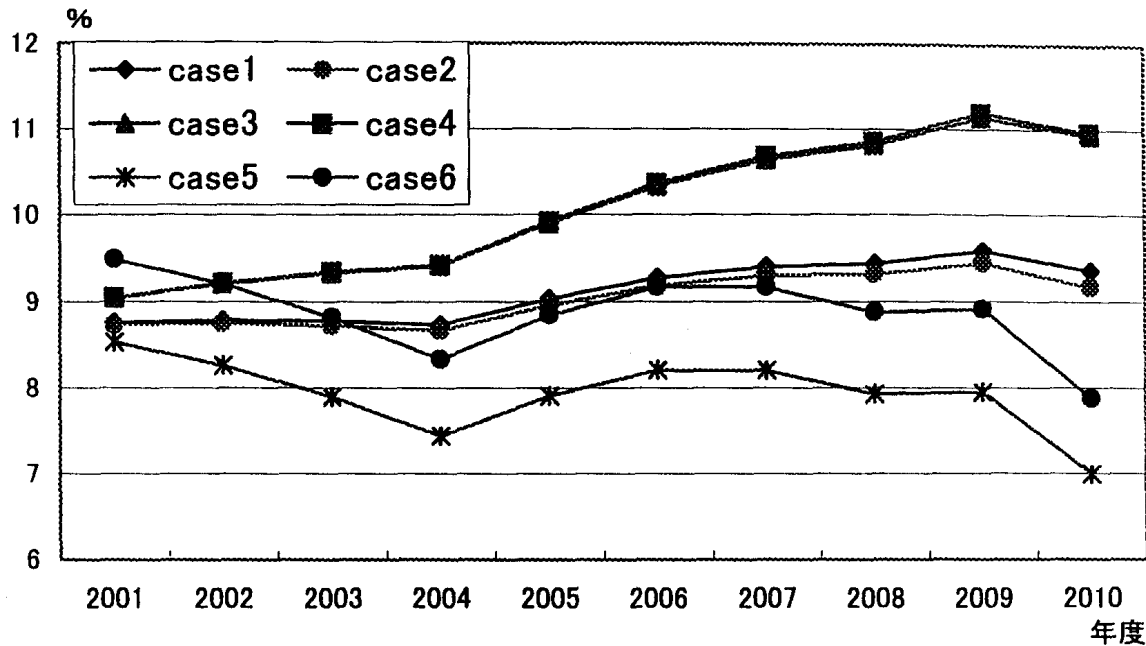


図 4-4 国民医療費(名目)／GDP(名目)

5. おわりに

本稿では、医療部門の技術進歩を表す変数として高度医療機器の普及率を定義し、高度医療技術が伝播する過程をロジスティック回帰モデルで求めた。同時に、高度医療機器の普及率と医療部門の労働生産性の関係を考慮した供給型の計量モデルが構築された。計量モデルの構築に際し、データの定常性に加えて、高度医療機器の台数(CT+MRI)から医療の相対価格への影響など変数間の因果性が考察された。それらの結果を反映する形で求められた共和分関係に基づき、3組のベクトル値誤差修正モデル(VECM)が推定された。医療需要、医療部門の雇用、医療サービスの生産、所得分配の4側面が、VECMの3本の共和分ベクトルに考慮されている。このモデルでは、医療部門と医療部門以外の生産性の格差によって医療部門の就業率が変動する。

3本の共和分ベクトルを用いた医療費の予測を通して、以下の結果と今後の課題が見出された。将来予測から得たファクトファインディングは、医療部門の労働生産性を内生化し、医療の価格を決定した場合、国

民医療費の GDP に対する比率が上昇の一途を辿らない(ほぼ横ばいで推移する)ことである。しかしながら、毎期、医療部門の労働生産性の変化を医療の価格に反映させると、同比率の変動幅が大きくなるため、診療報酬の改定は長期的な観点から行なわれる方が望ましいであろう。残された課題は、計量モデルの構造に起因する。第1は、医療費を誘発する医療技術の進歩は本来、内生変数であるが、高度医療機器の普及率を外生変数として扱っている点である。第2は、医療部門以外の労働生産性を一定としており、国民医療費(実質)と経済成長率(実質)から医療部門の労働生産性へのフィードバックが反映されていない点である。第3は、医療と介護の分離が考慮されていない点である。これら3点は、医療部門の労働生産性にショックを与える要因であるため、計量モデルの定式化に反映される必要があると思われる。

Appendix: 高度医療機器の普及と資本労働比率

本稿では、高度医療機器の普及率を表す変数として Z ($0 < Z < 1$)を定義した。変数 Z は、CTとMRIの合計台数を「 $2 \times$ 医療施設数(一般病院)」で除して求められる(2-2を参照)。以下では、医療の技術進歩が医療施設数に依存する場合の、高度医療機器の普及と資本労働比率の関係を考察する。

分析の簡単化のため、医療部門の労働(L)、医療施設数(K)と医療の技術進歩(A)によって、医療サービス(Y)が生産されると想定する。生産関数がコブ=ダグラス型($Y = AK^\alpha L^{1-\alpha}$, $0 < \alpha < 1$, $0 < A$)である場合、労働者あたりの医療サービスは、(A-1)式で表される。

$$\frac{Y}{L} = A \left(\frac{K}{L} \right)^\alpha \quad (\text{A-1})$$

ここで、次の2条件を追加的に考慮する。(I)は、医療の技術進歩が高度医療機器の普及に依存しており、高度医療機器の普及率が高まると、技術進歩のテンポは緩やかになることを意味している。(II)では、資本労働比率が時間を通じて一定であることが想定されている。

$$(I) \quad A=g(Z), \quad 0 < g' < 1, \quad g'' < 0, \quad Z=(CT+MRI)/2K$$

$$(II) \quad 0 < \frac{K}{L} < 1, \quad \text{constant}$$

これらを追加し、(A-1)式をKについて解くと(A-2)式が得られる。

$$\begin{aligned} \frac{\partial \left(\frac{Y}{L}\right)}{\partial K} &= A_z \cdot Z_k \cdot \left(\frac{K}{L}\right)^\alpha + A \cdot 0 & (A-2) \\ &= -A_z \cdot \frac{Z}{K} \cdot \left(\frac{K}{L}\right)^\alpha \end{aligned}$$

$$A_z = g' > 0, \quad Z_k = \frac{dg}{dK} = -\frac{Z}{K} < 0, \quad \left(\frac{K}{L}\right)^\alpha > 0 \text{ であるから、}$$

上述の条件の下では、医療施設数(K)が増加すると労働者あたりの医療サービスが必ず減少するという結論を導くこととなる。しかしながら、上記の条件(II)を仮定しなければ、(A-2)式の右辺第2項が存在し、このような結論に達しない($\alpha A > 1$ のとき(A-2)式は常に正值であり、 $0 < \alpha A < 1$ でかつ $\alpha A < g'Z$ のとき(A-2)式は負値である)。以上より、医療の技術進歩が高度医療機器の普及に依存する場合、資本労働比率が時間を通じて一定であるという想定は妥当でないと思われる。

参考文献

- Baker, L. C. (2001) "Managed care and technology adoption in health care: evidence from magnetic resonance imaging," *Journal of Health Economics*. 20, 3, 395-421
- Blomqvist, A. G. and R.A.L. Carter (1997) "Is health care really a luxury?," *Journal of Health Economics*. 16, 2, 207-229
- Campos, J., Ericsson, N. R. and Hendry, D. F. (1996) "Cointegration tests in the presence of structural breaks," *Journal of Econometrics*, 70, 187-220
- Dickey, D. A. and W. A. Fuller (1979)
"Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root,"
Journal of the American Statistical Association. 74, 427-431
- Engle, R.F. and C.W.J. Granger (1987) "Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing," *Econometrica*. 55, 251-276
- Folland, S., Goodman, A. and M. Stano (2001) "Technology," *The Economics of Health and Health Care*, 3rd ed., Prentice Hall, New Jersey, 309-322
- Gerdtham, Ulf-G and M. Löthgren (2000)
"On stationarity and cointegration of international health expenditure and GDP,"
Journal of Health Economics. 19,
- Hansen, P and A. King (1996) "The determinants of health care expenditure: A cointegration approach," *Journal of Health Economics*. 15, 1, 127-137
- Iwamoto, Y. (2003) "Issues in Japanese Health Policy and Medical Expenditure," in T. Tachibanaki ed., *Social Security in Japan*, Edward Elger
- Jewell T., Lee J., Tieslau M., Strazicich M. C. (2003) "Stationarity of health expenditures and GDP: evidence from panel unit root tests with heterogeneous structural breaks," *Journal of Health Economics*. 22, 313-323
- Johansen, S. (1988) "Statistical Analysis of Cointegrating Vectors," *Journal of Economic Dynamics and Control*. 12, pp.231-254
- Johansen, S. (1992) "Determination of Cointegration Rank in the Presence of A Linear Trend," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*. 54, 3, 383-397
- Johansen, S. (1995) "Hypothesis Testing for the Long-run Coefficients β ,"
Likelihood-Based Inference In Cointegrated Vector Autoregressive Models, Oxford

- University Press, 104-120
- MacDonald and Hopkins (2002) "Unit root properties of OECD health care expenditure and GDP data," *Health Economics*. 11, 371-376
- McCoskey, S. K. and T. M. Selden (1998) "Health care expenditure and GDP: panel data unit root test results," *Journal of Health Economics*. 17, 369-376
- McGuire, T. G. and M. V. Pauly (1991) "Physician Response to Fee Changes with Multiple Payers," *Journal of Health Economics*. 10, 385-410
- McGuire, A., Parkin, D., Hughes, D. and G, Karen (1993) "Econometric Analyses Of National Health Expenditures: Can Positive Economics Help To Answer Nomative Questions?," *Health Economics* , 2, 113-126
- Newhouse, J. P. (1977) "Medical care expenditure: A cross-national survey," *Journal of Human Resources*. 12, 115-125
- Newhouse, J. P. (1992) "Medical Care Costs: How Much Welfare Loss? ." *Journal of Economic Perspectives*. 6, 3, 3-21
- Okunade, A.A. and V.N.R. Murthy (2002) "Technology as a 'major driver' of health care costs: a cointegration analysis of the Newhouse conjecture," *Journal of Health Economics*. 21, 147-159
- Parkin, D., McGuire, A. and B., Yule (1987) "Aggregate health expenditure and national income," *Journal of Health Economics*. 6, 109-127
- Roberts, J. (2000) "Spurious regression problems in the determinants of health care expenditure: a comment on Hitiris," *Applied Economics Letters*. 7, (5), 279-283
- Sato, R., Elias, G., Barbara, B., Chengping, L. (1997) *Health Care Systems in Japan and the United States: A Simulation Studies and Policy Analysis*, Kluwer Academic Publishers, Hingham
- Sato, Y. (2001) "Comparative analysis of health care costs in Japan and the United States: a simulation of productivity and savings behavior," *Japan and the World Economy*. 13: 429-454
- Yoshikawa, A., Bhattacharya, J. and W. B. Vogt (1996) *Health Economics of Japan*, University of Tokyo Press

医療経済研究機構(2002)「OECDのSHA手法に基づく医療費推計及び国際比較に関する

- る研究 報告書」(財)医療経済研究・社会保険福祉協会
- 漆博雄・吉川洋(1987)「国民医療費の対国民所得比率について」宇沢弘文編『医療の経済学的分析』113-135, 日本評論社
- 尾形裕也・泉田信行(1999)「わが国の医療供給の現状と展望」『季刊 社会保障研究』35(2): 180-191
- 大日康史(2002)「高齢化の医療費への影響及び入院期間の分析」『季刊 社会保障研究』38(1): 52-66
- 佐藤格・山本克也(2001)「社人研マクロモデルによる社会保障改革の計量分析」『季刊 社会保障研究』37(2): 126-138
- 二木立(1999)「90年代以降の人口高齢化と医療費増加」『社会保険旬報』2039: 22-27
- 西村周三(1997)「長期積立型医療保険制度の可能性について」『医療経済研究』4, 13-34
- 樋口美雄(2001)『雇用と失業の経済学』日本経済新聞社
- 広井良典(1994a)『医療の経済学』日本経済新聞社
- 広井良典(1994b)「医療費増加と経済成長」『医療経済研究』1: 69-82
- 宮里尚三(2003)「MRI、医療費、診療報酬改定に関する実証分析」2003年度日本経済学会春季大会報告論文, 大分大学

The Diffusion of Health Technology, Labor Productivity of Health Sector and Health Care Expenditures

Narimasa KUMAGAI

Abstract

An econometric model of supply-side health sector in Japan was constructed in the current paper. The model is constituted from three vector error correction models. The diffusion process of health technology and the productivity of health sector are interrelated. In the model, both demand and supply of health care service, manpower in health sector and income distribution was taken into consideration. The employment adjustment depends on the differential in labor productivity. Due to the expansion of labor productivity differential of health sector and that of the other sector, the number of employees in health sector tends to increase.

The major finding of empirical analysis using an econometric model of supply-side health sector is as the following. The ratio of health care expenditures to GDP would not continue to increase in the case that medical price is instantaneously determined by the change of labor productivity of health sector.

JEL Classification: I10, C22

Keywords: causality, cointegration, diffusion of health technology, health care expenditures, logistic regression model, labor productivity, vector error correction model