



世代間における医療資源の配分

——診療報酬改定の影響——*

熊 谷 成 将

要旨 これまでの医療費抑制に関する研究において、診療報酬による価格統制の通時的な効果は分析されていないと思われる。本稿では、診療報酬の改定によって医療の相対価格が上昇し、医療に対する家計の選好が変化したことを表した。医療支出とその他の消費支出から効用を得る家計の効用最大化問題を解いて医療需要関数を導出した。医療支出、その他の消費支出と医療の相対価格はすべて $I(1)$ 変数であり、3変数間に1組の共和分関係が見出された。1992年1月から2003年12月の月次データを用いた医療需要関数の推定結果より、単位あたりで医療支出（自己負担分）から得る家計の満足度が時間を通じて低下したことを明らかにした。医療の相対価格の上昇が続けば、少子高齢化が進むことによって、医療支出から得る家計の満足度（単位あたり）が一段と低下する。

キーワード 医療需要、共和分、診療報酬、世代間配分、長期の価格弾力性

原稿受理日 2008年4月22日

Abstract The effects of sequential changes in medical fees over time were not examined in previous studies of health care cost containment. Changes in medical fees did boost the relative price of health care, and household preferences with regard to health care have changed. We derived a health care demand function by resolving the utility maximization problem of a representative household that can gain welfare from their utilization of health care and other goods. Each variable of health care, the other goods and the relative price of health care has a unit root, and we found a cointegration relationship among the variables. The amount of health care used is an out-of-pocket payment for a household. We estimated the health care demand function using monthly data from January 1992 to December 2003, and showed that the utility of the household derived from health care per unit had declined during the sample period. The data indicates that a rise in the relative price of health care leads to a lower utility of health care by the household per unit in an aging society.

Key words Changes in medical fees, Cointegration, Health care demand, Intergenerational allocation, Price elasticity in the long run

April 22, 2008 accepted

* この研究は文部科学省科学研究費補助金「特別推進研究（研究代表者：高山憲之）」、研究課題『世代間問題の経済分析』の助成を受けた。しかしながら、本稿に残る誤りはすべて筆者の責任である。

1. はじめに

最近10年間、患者自己負担率の引き上げと病床数の削減によって、国は医療費の増大を抑制してきた。患者自己負担率の引き上げの効果に着目した分析は多い。個票データを用いた研究（鶴田ほか 2000, 吉田・伊藤 2000, 鶴田ほか 2002, 増原ほか 2002, Yoshida and Takagi 2002, 増原 2003, 増原・村瀬 2003, Kan and Suzuki 2004, 泉田 2004a, 泉田 2004b）では、推計された医療需要の価格弾性値が小さく、患者自己負担率引き上げによる医療費抑制の効果が小さいと結論付けられている。個人にとって医療保険料や税の負担は埋没費用のようなものであると考えた遠藤・篠崎（2003）は、医療サービスのアクセスに直接的に影響を与えるのは自己負担額の大きさであるとし、全国消費実態調査のデータによる実証分析を行った。彼らは、医療費自己負担額の所得に対する比率（支出比率）を算出し、外来・入院の別に支出比率とアクセスの公平性を分析した結果、1997年の改正は入院において低所得者の医療費を相対的に増加させたと論じている。一方、外来受診時の総費用の効果を分析した研究では、非金銭的な費用の増加が健康や医療サービスに対する需要を減少させたとの結論で一致している（Phelps and Newhouse 1974, Acton 1975, Cauley 1987, 小椋 1990, 山田 2002）。これらの研究の延長線上に位置し、受診1件あたりの患者自己負担額と時間費用の和を外来受診1件あたりの総費用と定義した熊谷・泉田（2007）は、Recursive VAR の推定を通して、実効自己負担率の上昇は被保険者の受診率を統計的に有意に引き下げることを見出した。

平均在院日数の長さと正の相関がある点で問題視される病床数についての研究も多い。これまでの研究によって病床数が適正に配置されていないことが明らかになっている（高木 1996, 福田・長谷川 1999, 泉田 2003）。しかしながら、これらの研究において、政府の手による病床削減の通時的な効果は分析されていない。厚生労働省保険局調査課「医療機関メディアス」（Medical Information Analysis System）によると病院（医科）の病床数は、2002年10月から2005年10月にかけて総数では1,648,908床から1,640,391床へ0.52%減少した。病床規模別では、100～199床の医療機関において1.4%増加、20～49床の医療機関では7.59%減少した。Kumagai（2007）は、この間に、幾つかの病院が入院サービスの提供をやめ、その結果として外来サービスの診療密度が高くなったであろうと推察している。一般病床数の一階の階差系列を外生変数とする医療部門の4変数 VAR モデルを構築した Kumagai（2007）は1999年11月から2004年3月のデータを用い、被保険者の患者自

己負担率の引き上げは外来医療費を抑制する効果を有するものの、労働供給の変化は患者の受診行動に永続的な効果を与えないとの結論を得た⁽¹⁾。

これまでの医療費抑制に関する研究において、診療報酬による価格統制の通時的な効果は分析されていないと思われる。本稿では、医療支出とその他の消費支出から効用を得る家計の医療需要関数を推定し、医療サービスの相対価格の変化が家計の消費に与えた影響を分析する。診療報酬の改定によって医療の相対価格が変化し、医療とその他の財の資源配分が変化する背景には、家計の選好の変化があると考え、代表的家計の効用関数と関連付けのある医療需要関数を推定する。この推計に用いられる総医療支出は家計の自己負担総額（入院を含む）である。2節において、医療支出とその他の消費支出から効用を得る家計の効用最大化問題を解いて医療需要関数を導出する。3節で診療報酬の改定率を考慮した医療サービスの相対価格など実証分析に用いるデータの性質を説明し、単位根検定の結果を提示する。医療需要関数の推定結果に基づいて、診療報酬改定の通時的な影響を世代間資源配分の観点から議論する。4節では、本稿の分析結果を要約し、課題を述べる。

2. 代表的家計の効用関数と医療の価格弾力性

集計データを用いて医療需要を分析する際、データの生成過程（DGP）を考慮し、非定常変数間の長期均衡関係を念頭に置いて医療需要関数を推定するのが一般的である（Hansen and King 1996, Blomqvist and Carter 1997, Gerdtham and Löthgren 1998, McCoskey and Selden 1998）。Hansen and King (1996) は Augmented DF 検定（Dickey and Fuller 1979）の結果、1960年から87年の日本の国民医療費が定常であると分析したが、彼らは DGP における構造変化を考慮していない。この期間に日本の国民医療費は右肩上がりが増え続けており、DGP は非定常であると思われる。彼らの推定結果に反し、日本の国民医療費に単位根が1つ存在して同系列が階差定常であれば、回帰分析における見せかけの回帰や共通のトレンドの問題を回避するために、1階の階差変数を回帰分析に用いなければならない。

(1) VAR を構成する変数は、受診1件あたり総費用（外来）、受診率（同）、診療密度（同）と1件あたり外来医療費である。彼は、資本生産性の変化をとらえるために一般病床数の一階の階差系列を VAR モデルの外生変数として用いており、インパルス応答関数と分散分解の結果、短期では診療密度の上昇が受診率を減少せしめるが、受診1件あたり総費用の上昇が患者と医療機関の双方の行動を長期間支配することを見出した。

一方、熊谷・泉田・山田（2005）は、実効自己負担率の上昇が受診率に与える効果について、被保険者と被扶養者の間に差異があることを見出した。

集計された経済変数間のミクロ経済学的基礎を考慮したモデルを用いた研究例は少ない。集計データを用いて医療需要関数を推定することは、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) が指摘するように、推定された弾性値の解釈に対して、所得の高低から生じる医療の消費性向の差を分析できない。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、推定された弾性値を用いて所得再分配のメカニズムを検討できない。このような点に留意する必要があるが、本稿では、医療支出とその他の消費支出から効用を得る家計の効用最大化行動から導出される医療需要関数を推定し、長期の医療の価格弾力性を分析する。

Clemente *et al.* (2004) に従い、医療支出 (H) とその他の消費支出 (C) から効用を得る代表的家計の効用最大化問題を考える。単純化のため、その他の消費支出を価値尺度財とし、その他の消費支出の価格を1とする。効用関数はコブ=ダグラス型であり、可処分所得 ($Y-T$) は医療とその他の財の支出に分配される。

$$\text{Max } U(C, H) = C^\alpha H^{1-\alpha}, 0 < \alpha < 1$$

$$\begin{aligned} \text{s.t. } & Y - T = C + H_x, \\ & H_x = P_h \cdot h_x, \\ & H = h_g + h_x, \\ & T = t(y - y_0), \\ & G = P_h \cdot h_g = \sigma T, 0 \leq \sigma \leq 1 \end{aligned}$$

医療支出のうち患者自己負担額 (実質) が H_x であり、公的負担額 (同) が G である。医療の相対価格が P_h 、患者自己負担額 (名目) が h_x 、公的負担額 (同) が h_g であり、 h_x と h_g の和である H が医療の総支出 (名目) である。医療保険料収入と税収の合計 (T) のうち一定割合 (σ) が医療の公的負担 G の財源である。 T は総所得から課税最低限を差し引いた課税対象所得 ($y - y_0$) に料率 t を乗じて算出されると仮定する。

λ を未定乗数として、ラグランジュアン $L = C^\alpha H^{1-\alpha} - \lambda(Y - T - C - P_h \cdot h_x)$ を h_x と C について解くことによって、(1)式を得ることができる。(1)式を導出する過程に係る記述の多くを Clemente *et al.* (2004) に依存している。

$$P_h = \left(\frac{1-\alpha}{\alpha}\right) \left(\frac{C}{H}\right) \quad (1)$$

ここで、図1を用いて日本における患者自己負担額（名目）と医療の総支出（同）の関係を検討しよう。図1においてI+IIが国民医療費である。国民医療費のうち医療保険と税で賄われる範囲、すなわち公的負担額（名目） h_g をIが、患者自己負担額をIIが表している。医療保険が適用されない医療支出がIIIであり、 h_x はIIとIIIの和である。Iが総医療支出 $H(=I+II+III)$ の指数関数で表され ($h_g=H^\theta$)、かつ患者自己負担額（名目）が公的負担額（同）の一定割合であれば ($h_x=\beta h_g$)、(2)式が成立する。

$$h_x = \beta H^\theta, \quad 0 < \beta < 1, \quad 0 < \theta < 1 \quad (2)$$

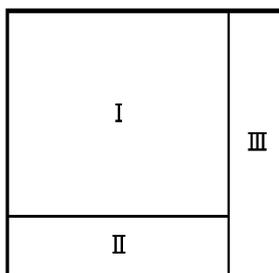


図1 患者自己負担額と医療の総支出

(2)式を書き換えて次式を得る。

$$H = \left(\frac{1}{\beta} \cdot h_x\right)^{\frac{1}{\theta}} \quad (2')$$

(1)式と(2)'式より、

$$\left(\frac{1}{\beta} \cdot h_x\right)^{\frac{1}{\theta}} = \left(\frac{1-\alpha}{\alpha}\right) \left(\frac{C}{P_h}\right) \quad (3)$$

$\gamma = \frac{1-\alpha}{\alpha}$ とし、(3)式の両辺に $\left(\frac{1}{\beta}\right)^{-\frac{1}{\theta}}$ をかけて両辺の自然対数を取ると、

$$\frac{1}{\theta} \ln h_x = -\frac{1}{\theta} \ln\left(\frac{1}{\beta}\right) + \ln \gamma + \ln C - \ln P_h$$

以上より、 h_x は(4)式のように β, γ, C, P_h の関数として表すことができる。(4)式を推定することによって、医療の価格弾力性 $-\theta$ ($0 < \theta < 1$) を求めることができる。

$$\ln h_x = -\ln\left(\frac{1}{\beta}\right) + \theta \ln \gamma + \theta \ln C - \theta \ln P_h \quad (4)$$

(4)式において、 C の係数と医療の価格弾力性の大きさが絶対値で等しいことが特筆される。代表的家計の選好が変化して γ が変動すれば、 θ だけ h_x が非弾力的に変化するという定式化である。(4)式の $-\ln\left(\frac{1}{\beta}\right) + \theta \ln \gamma$ は定数項とトレンド項を含む。

3. 診療報酬の改定と世代間の資源配分

1992年度以降、わが国の経済成長率は低水準で推移したが、国民医療費は増加基調にある。実質 GDP (1995年基準) と国民医療費の対前年度変化率が図2に表されている。1987年度から1990年度の間、4～6%台の高水準だった経済成長率(実質)は1991年度に2.16%、1992年度に1.08%へ下落し、1993年度以降にマイナス成長を3度記録した(1993年度-1%、1998年度-0.97%、2001年度-1.21%)。他方、国民医療費の対前年度変化率は1992年度(7.57%)にピークに達した。国民医療費が大幅に上昇した1992年の診療報酬改定において、薬価は引き下げられたが、診療報酬は実質で2.5%引き上げられた。ここで、改定率は医療分野全体にどれだけの金額が配分されるかを論議するもので、政府予算案と大きく関連する(結城2006)。また、「実質」とは診療報酬(平均)の引上げ率と薬価基準(医療費)の引下げ率の和を意味している(表1を参照)。保険局が診療報酬を引き上げた理由の一つとして、池上・キャンベル(1996)は、医療経済実態調査によると病院の多くは赤字に陥っており、なかには倒産の危機に直面しているところもあったとしている。この年、診療報酬を引き上げるために政府管掌健康保険の保険料率が引き下げられた。池上・キャンベル(1996)は、好景気を受けて政管健保が黒字であったため、このような調整が可能であったとしている⁽²⁾。

国民医療費の変化率は、1994年度と1996年度に5%台(順に5.86%、5.55%)を記録するなど、介護保険制度が導入された2000年度を除き、経済成長率(実質)を上回って推移

(2) 政管健保の保険料率と一般会計からの助成率との間には一定の対応関係があるので、保険料率が下がれば一般会計の助成率も下がり、医療費全体が増えても、一般会計からの助成額そのものは変わらないことになる(池上・キャンベル1996)。

世代間における医療資源の配分（熊谷）

表 1 診療報酬と薬価基準の改定

診療報酬		薬価基準		
改定年月	引上げ率（％）	改定年月	引下げ率（％）	
			薬価ベース	医療費
56（'81）6	医科8.4，歯科5.9，薬局3.8，平均8.1	56（'81）6	18.6	6.1
58（'83）2	老人点数表を設定，医科0.3	58（'83）1	4.9	1.5
59（'84）3	医科3.0，歯科1.1，調剤1.0，平均2.8	59（'84）3	16.6	5.1
60（'85）3	医科3.5，歯科2.5，調剤0.2，平均3.3	60（'85）3	6.0	1.9 治療材料 0.2
61（'86）4	医科2.5，歯科1.5，調剤0.3，平均2.3	61（'86）4	5.1	1.5 歯科材料 0.1
63（'88）4	医科3.8，調剤1.7，平均3.4	63（'88）4	10.2	2.9
63（'88）6	歯科1.0			
平成元年4月 （1989）	平均0.11	平成元年4月 （1989）	2.4引上げ	0.65引上げ
2（'90）4	医科4.0，歯科1.4，調剤1.9，平均3.7	2（'90）4	9.2	2.7
4（'92）4	医科5.4，歯科2.7，調剤1.9，平均5.0	4（'92）4	8.1	2.4 治療材料 0.1
5（'93）4	医療法改正に伴う改定			
6（'94）4	医科3.5，歯科2.1，調剤2.0，平均3.3	6（'94）4	6.6	2.0 治療材料 0.1
6（'94）10	医科1.7，歯科0.2，調剤0.1，平均1.5			
8（'96）4	医科3.6，歯科2.2，調剤1.3，平均3.4	8（'96）4	6.8	2.5 治療材料 0.1
9（'97）4	医科1.31，歯科0.75，調剤1.15，平均1.25	9（'97）4	4.4	1.27 治療材料 0.05 消費税率改定に 伴う引上げ分 0.45
10（'98）4	医科1.5，歯科1.5，調剤0.7，平均1.5	10（'98）4	9.7	2.7 治療材料 0.1
12（2000）4	医科2.0，歯科2.0，調剤0.8，平均1.9	平成12年4月 （2000）	7.0	1.6 治療材料 0.1
14（'02）4	医科△1.3，歯科△1.3，調剤△1.3， 平均△1.3	14（'02）4	6.3	1.3 治療材料 0.1

資料出所：厚生省大臣官房統計情報部「国民医療費」

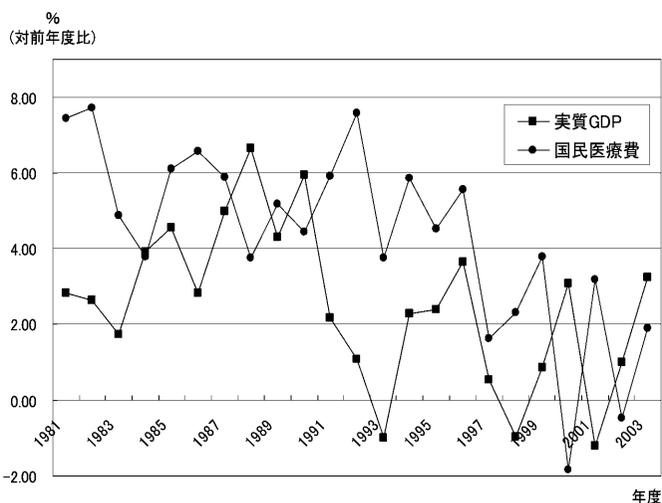


図2 経済成長率と国民医療費の変化率の推移

したことを図2から読み取ることができる。膨張する医療費を抑制するため、2002年の診療報酬改定で、医療に配分される総額が2.7%減額されたが、医科の改定率は-1.3%であった。

3-1. 医療の相対価格

少子高齢化が進み、医療支出とその他の消費支出から効用を得る代表的家計の選好は通時的に変化したと考えられる。世代間における資源配分の観点から、医療の価格と代表的家計の選好を関連付けて分析するために、1992年1月から2003年12月の月次データを用いて(4)式を推定する。

(4)式の推定に用いられたサンプル数は144である。医療支出 (M_t) は総務省『家計調査』の「保健医療」を、その他の消費支出 (C) は総務省『家計調査』の「消費支出計」から「保健医療」を差し引いた額である。診療報酬(医科)の改定率を用いて算出される連鎖指数の系列を医療の価格とし、それを総務省『消費者物価指数』の「CPI 総合(2000年平均=100)」で除した系列を医療の相対価格 (P_M) とした(1989年4月=100)。「保健医療」の項目のうち医科診療代の構成比が最大だからである。医科診療代、歯科診療代と入院料(出産、その他)の合計額が「保健医療」の5割を占めている。医療支出、その他の消費支出と医療の相対価格はすべて、センサス X12 法によって季節調整済みである。

世代間における医療資源の配分（熊谷）

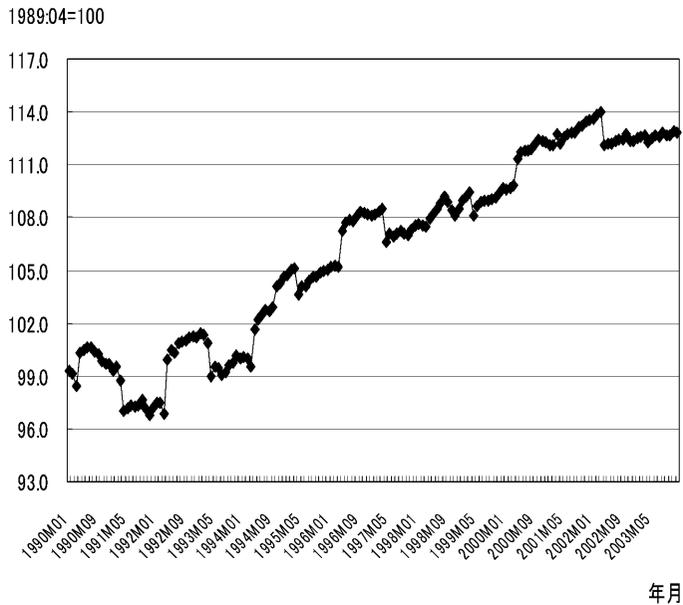


図3 医療の相対価格の変化

医療の相対価格は右肩上がりのトレンドを有していることが図3から読み取れる。サンプル期間における対前月比変化分の最大値と最小値はそれぞれ、3.04（1992年4月）、-1.94（2002年4月）であった。どちらも、診療報酬（医科）改定の影響が変動の主因であると推察される。また、消費税率を引き上げた1997年4月の対前月比変化分は-1.83であった。診療報酬（医科）を引き上げた分よりも消費税率を引き上げた効果の方が大きかったため、対前月比変化分が負値を記録したと考えられる。被保険者の患者自己負担率が引き上げられた月（1997年9月と2003年4月）の対前月比変化分は1を下回っていた。

3-2. 医療需要関数と家計の選好の変化

(4)式を構成する医療支出、その他の消費支出と医療の相対価格は未知のトレンドを有すると思われる。それゆえ、データ生成過程に未知のトレンドが存在する場合の検定力をADF検定よりも高めた Elliot, Rothenberg and Stock (1996) の GLS-detrended DF 検定を3変数のレベル変数に対して行った。検定に用いる自己回帰モデルのラグの長さは、Ng and Perron (2001) が推奨する Modified AIC によって決定した。GLS-detrended DF 検定の帰無仮説はデータ生成過程 (DGP) が単位根過程にある (単位根が存在する)、対立仮説は DGP が定常過程である (単位根が存在しない) である。検定結果は表2に要約されている。検定の結果、3変数のレベル変数はすべて帰無仮説を5%有意水

準で棄却できなかった。従って、医療支出、その他の消費支出と医療の相対価格はすべて単位根を有する非定常な変数である。これらの1階の階差変数は ADF 検定の結果、帰無仮説を1%有意水準で棄却したので定常である。また、GLS-detrended DF 検定の結果を確認するために、KPSS 検定 (Kwiatkowski, Phillips, Schmidt, and Shin 1992) も行った。この検定では、帰無仮説が DGP に単位根が存在しない、対立仮説が DGP に単位根が存在するである。KPSS 検定の結果は GLS-detrended DF 検定の結果と整合的であった。

表2 単位根検定の結果

階 差	被説明変数	DF-GLS		ADF 検定		ラグ数
		t 統計量	検定統計量 5%	統計量 1%		
レ ベ ル	医療支出 (自己負担額)	-1.95	-2.99			12
	その他の消費支出	-0.71	-2.99			7
	医療の相対価格	-1.86	-2.99			12
一階の階差	医療支出 (自己負担額)	-21.61		-2.58	定数項なし	0
	その他の消費支出	-21.28		-2.58	定数項なし	0
	医療の相対価格	-5.01		-3.48		4

注) 被説明変数はすべて自然対数値である。

ラグ数は Modified AIC によって決定された。

DF-GLS 検定統計量は、Elliott, Rothenberg and Stock (1996, Table 1) による。

共和分関係を求める手法として Johansen (1988, 1992) の共和分検定を用いた。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 変数のベクトル値自己回帰モデルを構成する変数が単位根過程にあり、かつ $I(1)$ 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 を決定するためにトレース検定を行った。その帰無仮説は $r \leq k$ ($k=0, 1, 2$)、対立仮説は $r > k$ である。共和分検定の結果は表3に要約されている。3変数間に共

和分関係が存在しないという帰無仮説が有意水準 5% で棄却され、3 変数間に 1 組の長期均衡関係（定数項と 1 次のトレンド有り）が見出された。

表 3 共和分検定の結果

1992 : 01 - 2003 : 12

帰無仮説		トレース検定		最大固有値検定	
共和分の個数	固有値	統計量	5% 臨界値	統計量	5% 臨界値
なし	0.190	51.607	42.915	30.305	25.823
高々 1	0.086	21.302	25.872	12.970	19.387

線形の決定論的トレンドあり，ラグ数 = 2

(5)式は共和分検定に用いられたベクトル値誤差修正モデル (VECM) を表しており，検定に用いられたモデルのラグ数は 2 と 4 であった。(5)式において， z_t は $n \times 1$ の時系列のベクトルであり， $\beta'z_t$ は r 個の定常な線形結合である。 Γ_j は $n \times n$ の係数ベクトル， μ は定数項のベクトル， α は $n \times r$ の調整係数の行列， β は $n \times r$ の行列である。 u_t は誤差項であり， $n \times 1$ のベクトルである。

$$\Delta z_t = \mu + \sum_{j=1}^{p-1} \Gamma_j \Delta z_{t-j} + \alpha \beta' z_{t-1} + u_t \quad (5)$$

共和分検定の結果に基づいて，消費税率引き上げ直前の駆け込み需要（97年 3 月 = 1，その他 = 0 の定数ダミー変数）を考慮したラグ数が 2 の VECM を推定した。推定の結果，VECM の残差が多変量正規分布に従うという仮説が採択された。残差の検定には Urzua (1997) の手法が用いられた。表 4 は，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を表している。誤差修正項は 3 変数間の長期均衡関係を表している。調整係数の t 値が統計的に有意であるベクトルの被説明変数は，そのベクトルの説明変数が長期的な均衡から乖離した場合，変数間の関係を長期均衡へ戻す役割を担っている。表 4 から，医療支出と医療の相対価格が長期均衡への調整の役割を担っていることを読み取ることができる。定数ダミー変数が正值で統計的に有意であったことから，消費税率を引き上げる前月に，医療支出とその他の消費支出が増えたことが分かる。

(4)式の関係が誤差修正項に表されている。長期の医療の価格弾力性 $-\theta$ ($0 < \theta < 1$) がその他の消費支出の係数値と等しくなるという帰無仮説(共和分ベクトルに対する制約あり)を尤度比検定で検定した結果，有意水準 5% で帰無仮説を棄却できなかった。従って，長期の医療の価格弾力性は -0.855 である。

共和分ベクトルの定数項と 1 次のタイムトレンド項が，(4)式の $-\ln\left(\frac{1}{\beta}\right) + \theta \ln \gamma$ を表し

表4 医療需要関数の推定結果

調整係数		係数値 (t 値)	
被説明変数	医療支出 (自己負担額)	-0.612	
			[-4.61]
	その他の消費支出	0.049	
			[0.99]
	医療の相対価格	-0.037	
			[-2.41]
共和分ベクトル			
	医療支出 (自己負担額)	1	
	その他の消費支出	-0.855	
			[-3.02]
	医療の相対価格	0.855	
			[3.02]
	1次のタイムトレンド	-0.004	
			[-6.46]
	定数項	-2.071	
定数ダミー変数 (97年3月 = 1)			
被説明変数	医療支出 (自己負担額)	0.093	
			[2.09]
	その他の消費支出	0.046	
			[2.80]
	医療の相対価格	-0.001	
			[-0.12]
尤度比検定 (階数 = 1)			
	χ^2 乗(1)	0.042	
	確率	0.837	
残差の正規性の検定			
	Jarque-Bera	自由度	確率
結合分布	315.182	25	0.00

直交条件：残差の共分散 (Urzua 1997)
 帰無仮説：残差が多変量正規分布に従う

ていると考えることができる。代表的家計の選好の変化が $\theta \ln \gamma$ に集約されていると仮定すれば、家計の選好の通時的な変化を分析することができる。このとき、患者自己負担額が公的負担額に占める比率 β は定数項に表されており、その長期の比率は0.126である^③。

③ 国民医療費全体に占める患者の自己負担は1998-2002年度に13%台で、2003-2005年度は14%台であった。0.15を上回るであろう β が過小に推計されていることから $\theta \ln \gamma$ は過大であると考えられる。

患者の自己負担割合が低い理由として、池上 (2005) は2点を指摘している。第1は、高齢者の自己負担が原則1割に留まっていることであり、第2は、高額療養費制度があるために、自己負担が一定額 (所得により異なる) を超えると、当該額を超えた部分の自己負担割合は1%に留まることである。

推定結果より、 $0.004 \times \text{タイムトレンド} = \theta \ln \gamma$ である。ゆえに、 $\gamma = \exp\left(\frac{0.004}{-0.855} \times \text{タイムトレンド}\right)$ である。また、 $\gamma = \frac{1-\alpha}{\alpha}$ より $\alpha = \frac{1}{\gamma+1}$ だから、家計の選好の変化を図4のように表すことができる。

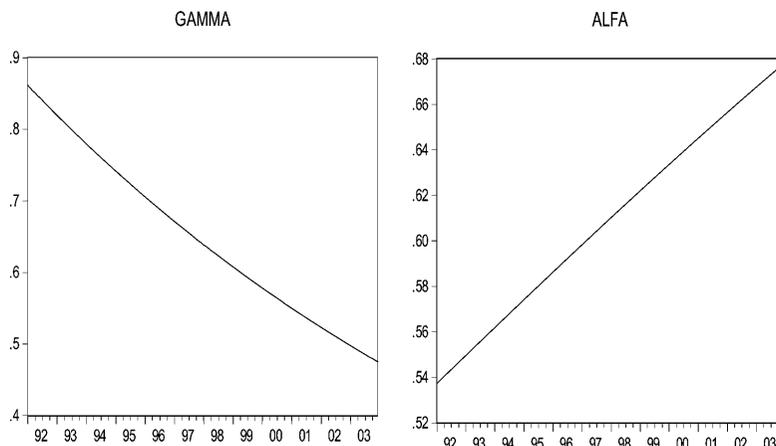


図4 家計の選好の変化

α の上昇は、単位あたりで比べて、その他の消費支出よりも医療支出（自己負担分）から得る家計の満足度が時間を通じて低下したことを意味している。この結果から、医療の相対価格の上昇が続けば、少子高齢化が進むことによって、医療支出から得る家計の満足度（単位あたり）が一段と低下することが予想される。なぜならば、医療の公的負担の規模が拡大し、退職世代の医療費を賄う勤労世代の医療保険料と税の負担が増えれば、勤労世代の消費支出に占める基礎的支出の比率が高くなるからである（逆に言えば、その他の消費支出に含まれる、旅行費用などの選択的支出の比率が低下する）。将来の社会保障制度を設計するうえで、医療の相対価格と家計の選好の関係に留意する必要があると思われる。

家計の選好の変化を念頭に置いた場合、医療の価格を決定する診療報酬の改定を従来の方で続けるべきであろうか？ 松井（2007）は「医療も政府による価格統制から脱し、診療報酬に適度な柔軟性を持たせることを検討するべき時期に来ているのかもしれない」としている。その理由として彼は「現在、診療報酬の見直し作業が進んでいるが、それは単に統制価格体系の変更に過ぎない。チューブの一方所を握れば他の所が膨らむように、一つの歪みの是正は新たな歪みをもたらす。社会主義国の崩壊を引き合いに出すまでもなく、統制価格のみでシステムが有効に機能することは到底ありえないことを私たちは肝に銘じるべきだろう」と論じている⁽⁴⁾。

4. お わ り に

本稿では、共和分分析の枠組みにおいて、診療報酬による価格統制の通時的な効果を分析した。診療報酬の改定によって医療の相対価格が上昇し、医療とその他の財の間における家計の選好が変化したことを図示した。代表的家計の効用関数と関連付けのある医療需要関数の推計に用いた総医療支出は家計の自己負担総額である。

医療支出とその他の消費支出から効用を得る家計の効用最大化問題を解いて医療需要関数を導出した。医療支出、その他の消費支出と医療の相対価格はすべて $I(1)$ 変数であり、3変数間に1組の共和分関係が見出された。長期均衡関係のある医療需要関数の推定結果から、診療報酬の改定率を考慮した医療サービスの相対価格が変化し、単位あたりで比べて、その他の消費支出よりも医療支出（自己負担分）から得る家計の満足度が時間を通じて低下したことを明らかにした。この結果から、医療の相対価格の上昇が続けば、少子高齢化が進むことによって、医療支出から得る家計の満足度（単位あたり）が一段と低下することを指摘した。医療の公的負担の規模が拡大し、退職世代の医療費を賄う勤労世代の医療保険料と税の負担が増えれば、勤労世代の消費支出に占める基礎的支出の比率が高くなるからである。

入院医療サービスに係る問題を十分に考察できなかった。別稿において、入院医療費の患者自己負担率が外来医療費よりも低いことや病床数が適正に配置されていないことなど医療サービス需給両側の要因を考慮した分析を行うこととする。第一に、大学の派遣医師引き揚げによって、近年、病院間の労働生産性の格差が大きくなったと考えられる。医師の移動や医師の行動の変化に着目した分析を行う必要がある⁽⁴⁾。第二に、患者の低い自

(4) 松井(2007)は価格統制に関して次のように論じている。自由化の話をする、必ず出てくるのが金持ちを優遇するのか、といった根強い批判である。低所得者層に限定した医療費控除やバウチャー支給などの方策で改善策を検討すべき問題であり、価格統制を正当化する理由にはならない。医療、教育、福祉の三分野はその重要性にもかかわらず経済学の知見がほとんど生かされてこなかった代表的分野といえる。統制経済の弊害によって疲弊した現場が崩壊する前に、経済学がなすべきことは数多く残されている。

(5) 大阪・泉州圏では、公立忠岡病院に次いで阪南市立病院が廃院を検討している。大学の派遣医師引き揚げの影響を受けた公立忠岡病院では、2003年度に9人在籍していた常勤医が2004年度に5人、2005年度に3人となり、患者数が大幅に減少した。地方交付税の減額により町の一般会計からの繰入金が減って病院経営が一段と悪化し、2007年3月に廃院した。阪南市立病院は内科入院・外来診療を2007年7月から休止している。医療サービス需給両側の要因を考慮した入院医療サービスの分析は熊谷(2008a)を、医師の診療内容の変化に着目した分析は熊谷(2008b)を参照されたい。

己負担率を可能にしている公的負担（税の負担）の貢献度が自治体間で大きく異なる。熊谷（2007）は脳血管疾患の入院患者に医療ニーズを代表させて、水平的公平性の観点から公立病院に対する負担金の繰入れを分析した。分析の結果、彼は負担金が高所得者に有利な形で水平的不公平に配分されていたと論じた。医療サービスに対する公的負担の規模拡大を期待できない高齢社会において、世代間における医療資源配分を考察する際、病院の労働生産性や医療ニーズの変化と関連づけて公的負担を検討する必要があると思われる。

参 考 文 献

- [1] Acton, J. P. (1975) "Nonmonetary Factors in the Demand for Medical Services: Some Empirical Evidence," *Journal of Political Economy*, 83, 3, 595-614.
- [2] Blomqvist, A. G. and R. A. L. Carter (1997) "Is health care really a luxury?," *Journal of Health Economics*, 16, 2, 207-229.
- [3] Campos, J., Ericsson, N. R. and Hendry, D. F. (1996) "Cointegration tests in the presence of structural breaks," *Journal of Econometrics*, 70, 187-220.
- [4] Cauley, S. D. (1987) "The Time Price of Medical Care," *The Review of Economics and Statistics*, 69, 1, 59-66.
- [5] Clemente, J., Marcuello, C., Montañés, A. and Pueyo, F. (2004) "On the international stability of health care expenditure functions: are government and private functions similar?," *Journal of Health Economics*, 23, 589-613.
- [6] Dickey, D. A. and Fuller W. A., (1979) "Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root," *Journal of the American Statistical Association*, 74, 427-431.
- [7] Elliot, G., T. J. Rothenberg and J. H. Stock (1996) "Efficient Tests for an Autoregressive Unit Root," *Econometrica*, 64, 813-836.
- [8] Engle, R. F. and Granger C. W. J. (1987) "Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing," *Econometrica*, 55, 251-276.
- [9] Gerdtham, Ulf-G. and M. Löthgren (1998) "International Health Expenditure and GDP: New Multivariate Cointegration Panel Data Results," *Stockholm School of Economics Working Paper Series in Economics and Finance*, No. 258.
- [10] Hansen, P and A. King (1996) "The determinants of health care expenditure: A cointegration approach," *Journal of Health Economics*, 15, 1, 127-137.
- [11] Johansen, S. (1988) "Statistical Analysis of Cointegrating Vectors," *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12, 231-254.
- [12] Johansen, S. (1992) "Determination of cointegration rank in the presence of a linear trend," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 54, 383-397.
- [13] Kan, M. and W. Suzuki (2004) "The Demand for Medical Care in Japan: Evidence from Natural Experiment," paper presented at the Annual Meeting of the Japanese Economic Association.
- [14] Kumagai, N. (2007) "The Effect of Cost Containment on the Outpatient in Japan," *The Japanese Journal of Social Security Policy*, 6(2), 157-170.
- [15] Kwiatkowski, D., P. C. B. Phillips, P. Schmidt and Y. Shin (1992) "Testing the Null Hypothesis of Stationary against the Alternative of a Unit Root,"

- Journal of Econometrics*, 54, 159-178.
- [16] 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.
- [17] Ng, S. and P. Perron (2001) "Lag Length Selection and the Construction of Unit Root Tests with Good Size and Power," *Econometrica*, 69(6), 1519-1554.
- [18] Parkin, D., McGuire, A. and B. Yule (1987) "Aggregate Health Expenditure and National Income," *Journal of Health Economics*, 6, 109-127.
- [19] Phelps, C. E., J. P. Newhouse (1974) "Coinsurance, the Price of Time, and the Demand for Medical Services," *The Review of Economics and Statistics*, 56, 3, 334-342.
- [20] Urzua, C. M. (1997) "Omnibus Tests for Multivariate Normality Based on a Class of Maximum Entropy Distributions," in *Advances in Econometrics*, 12, Greenwich, Conn.: JAI Press, 341-358.
- [21] Yoshida, A. and S. Takagi (2002) "Effect of the Reform of the Social Medical Insurance System in Japan," *The Japanese Economic Review*, 53(4): 444-465.
- [22] 池上直己・J. C. キャンベル (1996) 『日本の医療—統制とバランス感覚—』中公新書。
- [23] 池上直己 (2005) 「社会保障給付のサービスパッケージ」国立社会保障・人口問題研究所編『社会保障制度改革 日本と諸外国の選択』, 東京大学出版会, 203-236.
- [24] 泉田信行 (2003) 「病床の地域配分の実態と病床規制の効果」『季刊社会保障研究』39(2), 164-173.
- [25] 泉田信行 (2004a) 「患者の受診パターンの変化に関する分析」『医療と社会』14(3), 1-20.
- [26] 泉田信行 (2004b) 「入院医療サービス利用に関する分析」『季刊社会保障研究』40(3), 214-223.
- [27] 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—支出比率とカクワニ指数から見た患者自己負担の実態—」『季刊社会保障研究』39(2), 144-154.
- [28] 小椋正立 (1990) 「医療需要の価格弾力性に関する予備的考察」金森久雄・伊部英男編『高齢化社会の経済学』, 東京大学出版会, 189-210.
- [29] 熊谷成将 (2007) 「公立病院に対する繰入金と医療サービスの水平的公平性」『医療経済研究』19(1), 37-51.
- [30] 熊谷成将 (2008a) 「入院医療サービスの垂直的公平性と負担金の財政調整」, 医療経済学会 (京都大学) 報告予定論文。
- [31] 熊谷成将 (2008b) 「受診の抑制, 厚生への損失と薬剤の供給:SVAR による分析」国立社会保障・人口問題研究所『社会保障モデルの評価・実用化事業 平成19年度報告書』所収論文。
- [32] 熊谷成将・泉田信行・山田 武 (2005) 「医療保険政策の時系列的評価」, IPSS Discussion Paper Series, 2005-05.
- [33] 熊谷成将・泉田信行 (2007) 「患者自己負担率引き上げの時系列的評価」『医療と社会』17(1), 125-140.
- [34] 高木安雄 (1996) 「医療計画による医療供給体制の変化と問題点」『季刊社会保障研究』31(4), 388-399.
- [35] 鴫田忠彦・山田 武・山本克也・泉田信行・今野広紀 (2000) 「総覧点検データによる医療需給の決定要因の分析—国民健康保険4道県について—」『経済研究』51(4), 289-300.
- [36] 鴫田忠彦・細谷 圭・林 行成・熊本尚雄 (2002) 「レセプトデータによる医療費改定の分析」『経済研究』53(3), 226-235.
- [37] 福田吉治・長谷川敏彦 (1999) 「病床数増加の都道府県間格差をもたらした要因の

- 分析」『病院管理』36(2), 31-35.
- [38] 増原宏明・今野広紀・比左章一・鶴田忠彦（2002）「医療保険と患者の受診行動—国民健康保険と組合健康保険のレセプトによる分析—」『季刊社会保障研究』38(1), 4-13.
- [39] 増原宏明（2003）「老人保健制度と外来受診—組合健康保険レセプトデータによる count data 分析—」, Discussion Paper No. 145, Project on Intergenerational Equity Institute of Economic Research, Hitotsubashi University.
- [40] 増原宏明・村瀬邦彦（2003）「1999年7月老人保健適用者外来薬剤費一部負担撤廃の効果」, Discussion Paper No. 144, Project on Intergenerational Equity Institute of Economic Research, Hitotsubashi University.
- [41] 松井彰彦（2007）「経済論壇から 医師不足の真因を探る」『日本経済新聞』2007年11月25日付朝刊。
- [42] 山田直志（2002）「健康診断の需要と不確実性」小椋正立，デービッド・ワイズ編『日米比較 医療制度改革』日本経済新聞社，161-200.
- [43] 結城康博（2006）『医療の値段—診療報酬と政治—』岩波新書。
- [44] 吉田あつし・伊藤正一（2000）「健康保険制度の改正が受診行動に与えた影響」『医療経済研究』7, 101-120.