医療支出と医療成果の時系列分析

中 山 徳 良

I はじめに

医療支出の多寡によって，はたして医療成果が異なるのかという問題は，医療を分析するものにとって関心のあることである。医療成果の指標とみなされるものとしては，周産期死亡率，乳児死亡率，死亡率，平均寿命などをあげることができる。しかし，これらの指標は，気候や公衆衛生の状態などによって影響を受けるため，完全な医療成果の指標ではない。しかし本論文では，今までの例のようにそれらを医療成果とみなすことにする。

ところで，この問題をOECD加盟国のクロスカントリー・データを用いて分析しているものがある。例えばPhelps (1992) がそうである。そこでは医療支出と平均寿命はほとんど関係が見られない。また医療支出と周産期死亡率には負の相関関係が見られる。しかしクロスカントリー・データによる分析では，本来なら異なっている各国の生産技術を全く同じであると仮定していることになり問題である。またそれに関係するが，医療制度の違いに全く考慮を払っていないことも問題である。したがって，これらの問題が分析結果に影響しているかもしれない。また，パネル・データを用いた分析もある。Hitiris and Posnett (1992) は死亡率を医療支出，GDPなどで回帰している。その推定結果によると医療支出の係数は負になっている。説明変数が医療支出ではないが，Grubaugh and Santerre (1994) は乳児死亡率を一人当たりの医師数，GDPなどで回帰している。その推定結果では一人当たりの医師数の係数は負である。これらの結果によれば，医療の投入が医療成果をあげていることが示されている。パネル・データを用いた分析では，ダミー変数の導入により，各国の違いを取り入れており，クロスカントリー・データよりも適切である。しかし，医療支出とGDPは高い相関を示していることが知られており，それが推定結果に影響しているかもしれない。

クロスカントリー・データを用いるよりは，パネル・データや国別の時系列データを用いて分析するほうが適当であると思われる。パネル・データにおいても時系列データが用いられているが，時系列データを用いた場合には注意しなければならないことがある。それは分析に用いた変数が定常であるのか，非定常であるのかということである。もしそれらの変数が非定常な場合，回帰分析を行うと実際には関係ない変数どうしでも見かけ上の相関が起こり，関係あるように見えることがある。近年，時系列分析の発展とともに非定常性の分析が盛んに行われるようになってきた。このような中で医療経済学においても時系列分析が取り入れられるようになってきている[1]。医療支出と医療レベルについても McGuire et al. (1993) で分析が行われている。

医療支出と医療成果について日本のデータを用いて時系列分析を行った研究は，筆者の知る限りほとんどない。そこで，この論文では日本の医療支出や医療成果の変数について時系列分析を応用し，それらの非定常性についての分析を行うことを目的とする。これによって，日本の医療の時系

列データを用いて分析しようと考えている研究者に注意を促したい。

本論文の構成は以下の通りである。IIでは医療支出と医療成果の変数の動向を見ることによって時系列分析の必要性を述べる。IIIでは医療支出や医療成果の変数が単位根を持っているかどうか，日本の時系列データを用いて検定する。IVではIIIの結果を受けて医療支出と医療成果の間に長期依存関係が成り立っているかどうか調べるため共和分の検定が行われる。Vでは共和分関係が存在したものについて，短期の関係であるエラー・コレクションモデルが推定される。VIでは結論と今後の課題を述べる。

II 医療支出と医療成果の動向

ここで取り上げる変数は，医療支出，周産期死亡率，乳児死亡率，粗死亡率（男子），粗死亡率（女子），年齢調整死亡率（男子），年齢調整死亡率（女子），平均寿命（男子），平均寿命（女子）である。データの出所は以下の通りである。医療支出のデータは厚生省『国民医療費』，周産期死亡率，乳児死亡率，粗死亡率（男子），粗死亡率（女子），年齢調整死亡率（男子），年齢調整死亡率（女子），平均寿命（男子），平均寿命（女子）のデータは厚生省『人口動態統計』から得た。医療支出は医療デフレーター[2)]で除し，さらに人口で除してある。したがって，一人当たり実質医療支出になっている。人口は総務庁『国勢調査』，『推計人口』から得ている。以下，分析に用いるデータは年次データであり，期間は1958年から1994年の37年間である。

図1から図3は医療支出と医療成果の年次推移を示したものである。図1は医療支出，周産期死亡率，乳児死亡率の推移を示したもの，図2は医療支出，粗死亡率，年齢調整死亡率の推移を示したもの，図3は医療支出，平均寿命の推移を示したものである。まず，図1を見ると，医療支出が年々上昇し，周産期死亡率と乳児死亡率が減少していることがわかる。医療支出と周産期死亡率，あるいは乳児死亡率との間に関係があるかもしれない。図2でも医療支出が年々上昇し，年齢調整死亡率が低下していることが示されている。この2つも関係があるかもしれない。しかし，医療支出と粗死亡率は関係がないように見える。図3では医療支出の上昇と平均寿命の上昇が見て取れる。これも関係があると考えることができそうである。また，これらの図を見ると医療支出と周産期死亡率，乳児死亡率の関係が最も強そうに見える。

しかし，上記の観察によって医療成果が医療支出によって説明できるのかを回帰分析する前に，まず時系列分析の単位根というものがあるのかどうかを調べなければならない[3)]。単位根がなければ回帰分析をすればよい。単位根が存在している

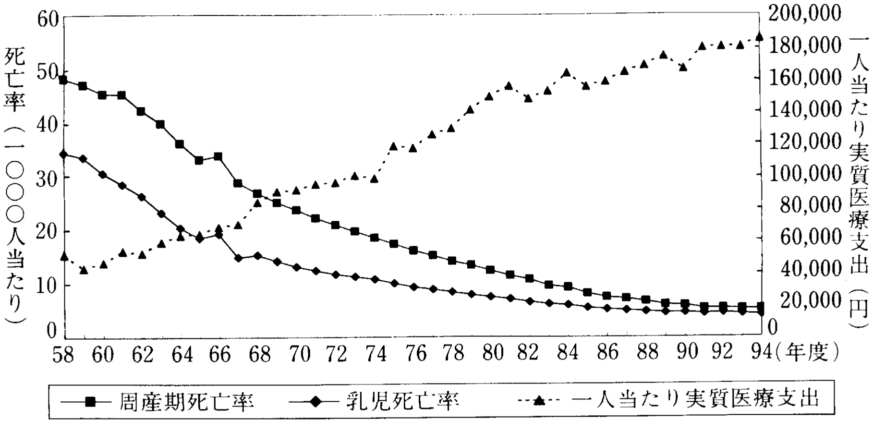

図1 医療支出，周産期死亡率，乳児死亡率の推移

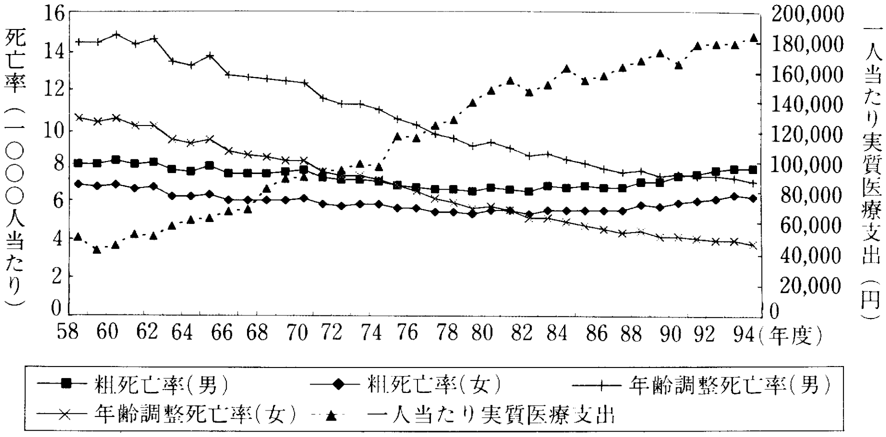

図2　医療支出，粗死亡率，年齢調整死亡率の推移

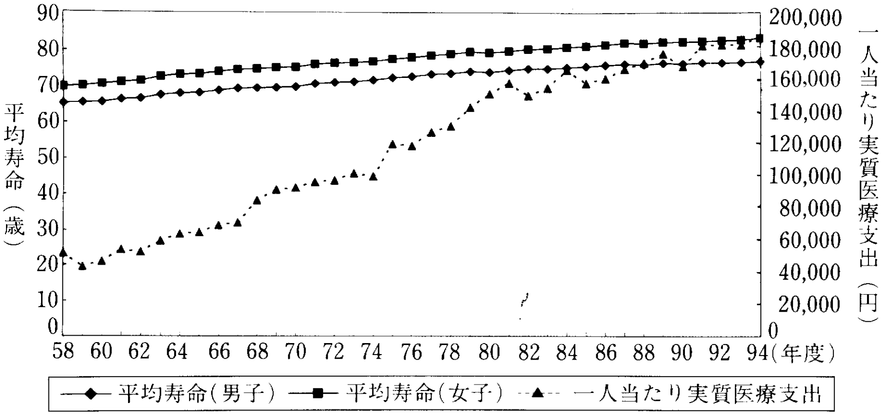

図3　医療支出，平均寿命の推移

ならば，共和分しているかどうかを調べる必要がある[4]。共和分しているならば，医療支出と医療成果の変数の間に長期依存関係がある。この手順を踏まなければ，まったく関係のないものを関係していると判断してしまう可能性がある。例えば2変数 x_t と y_t があり，ともに単位根を1つ持っているとする。このとき，$y_t=\alpha+\beta x_t+\varepsilon_t$ において，x_t が y_t の説明要因ではないのに関わらず，$\beta=0$ であることを棄却してしまうことがある。これが見せかけの回帰である。しかし，ε_t が単位根を持っていなければ，見せかけの相関が起こらない。これが共和分であり，$y_t=\alpha+\beta x_t$ を安定的な関係式と見なすことができる。本論文での例を挙げれば，医療支出と周産期死亡率，あるいは乳児死亡率の間に関係が見られそうであるが，それが見せかけの回帰であるのかどうか確かめる必要があるのである。見せかけの回帰でないということが確かめられれば，両者に長期的な関係が存在していることがわかるのである。

III　医療支出と医療成果の単位根検定

まず，日本の医療支出，医療成果の時系列データが定常性を満たしているかどうかを調べるため単位根検定を行う。単位根検定としてよく用いられるものは，Augmented Dicky-Fuller (ADF)

検定である。これは通常の最小二乗法を用いて簡単に行うことができるためである。出発点は次のようなモデルである。

$$\Delta y_t = \mu + \beta t + \rho y_{t-1} + \sum_{j=1}^{P} \gamma_j \Delta y_{t-j} + \varepsilon_t \quad (1)$$

ここで t はタイムトレンド，$\mu, \beta, \rho, \gamma_j$ は未知パラメーターを表している。ε_t は撹乱項で，$\varepsilon_t \sim N(0,1)$ である。検定する帰無仮説は $H_0: \rho=0$ であり，これは単位根を持つことを意味している。対立仮説は $H_1: \rho<0$ であり，単位根を持たないことを意味している。ADF 検定は自己回帰モデルの次数を選択しなければならない。しかし次数選択の方法は確立されておらず，基準はさまざまである[5]。また定数項，トレンド項の有無が帰無仮説の下での検定統計量 ρ の分布に影響を与えるため，ρ の分布は t 分布に従わない。そのため通常のように t 分布表を用いて $\rho=0$ を検定することができない。また α と β の統計量も標準的分布に従わない。そこでこれらの状況に対処するため，それぞれに応じて τ 表，τ_τ 表，τ_μ 表，$\tau_{\beta\tau}$ 表，$\tau_{\alpha\mu}$ 表という検定に必要な分布表が作られている[6]。これらの表と標準正規分布を含めた6つの分布表を用いて，単位根検定をする必要がある。単位根検定の手順は以下の通りである[7]。

1) 定数項とトレンド項の入った（1）式において帰無仮説 $H_0: \rho=0$ の検定をする。この場合，τ_τ 表を用いて検定を行う。帰無仮説が棄却されれば検定は終了し，y_t は単位根を持たない。
2) 帰無仮説が棄却されない場合，$\tau_{\beta\tau}$ 表を用いて $\beta=0$ を検定する。
3) もし β が有意であれば，再度 $H_0: \rho=0$ の検定を行う。この場合には標準正規分布表を用いて検定を行う。帰無仮説が棄却されれば y_t はトレンド回りの定常，棄却されなければ単位根を持つ。
4) β が有意でなければ，（1）式のトレンド項を落として再推定し，$H_0: \rho=0$ の検定を行う。この場合には τ_μ 表を用いて検定を行う。$H_0: \rho=0$ が棄却されれば検定は終了する。
5) 棄却されなければ，$\tau_{\alpha\mu}$ 表を用いて $\alpha=0$ を検定する。
6) α が有意であれば，$H_0: \rho=0$ の検定を行う。このときは標準正規分布表を用いて検定を行う。帰無仮説が棄却されれば y_t は定数回りの定常であり，棄却されなければ単位根を持つ。
7) α が有意でなければ，さらに定数項を落として再推定し，$H_0: \rho=0$ の検定を行う。この場合には τ 表を用いて検定を行う。帰無仮説が棄却されれば y_t はゼロ回りの定常であり，棄却されなければ単位根を持つ。

この検定の結果は表1に示されている。表中の定数項，トレンド項の数値は推定値ではなく，統計量であることに注意されたい[8]。一つずつ見ていくと，一人当たり実質医療支出は単位根を持っているという仮説を棄却できなかった。周産期死亡率は手順4）までで定常であることがわかった。乳児死亡率は手順1）までで定常であることがわかる。粗死亡率（男子），粗死亡率（女子）は単位根を持っているという帰無仮説を棄却できなかった。年齢調整死亡率（男子），年齢調整死亡率（女子）は手順7）までで定常であることがわかった[9]。平均寿命（男子），平均寿命（女子）は単位根を持っているという帰無仮説が棄却できなかった。したがって，一人当たり実質医療支出，粗死亡率（男子），粗死亡率（女子），平均寿命（男子），平均寿命（女子）は非定常である。

次に非定常であった変数について，単位根をいくつ持っているのかを調べることにする。例えばある変数が単位根を1つ持っている，つまり $I(1)$ であれば，1階の階差をとれば定常になるはずである。非定常であった変数について1階の階差をとったものが単位根を持っていないかどうか，つまり定常かどうか検定を行う。表2は一人当たり実質医療支出，粗死亡率（男子），粗死亡率（女子），平均寿命（男子），平均寿命（女子）について1階の階差をとったものの単位根検定の結果である。この表から一人当たり実質医療支出，平均寿命（男子），平均寿命（女子）の1階の階差をとったものはいずれも手順1）までにより定常にな

表1 単位根検定 (1)

変数	モデル	定数項	トレンド項	検定統計量	ラグの次数
医療支出	I	2.748	1.551	−1.639	1
	II	2.653**	—	−0.769	1
	III	—	—	3.710	1
周産期死亡率	I	−0.886	0.836	−0.588	2
	II	−0.449	—	−3.756**	2
	III	—	—	−4.289**	2
乳児死亡率	I	2.069	−1.350	−4.778**	3
	II	3.365**	—	−5.034**	3
	III	—	—	−3.256**	3
粗死亡率(男子)	I	0.266	0.529	−0.417	5
	II	1.774	—	−1.721	5
	III	—	—	0.881	5
粗死亡率(女子)	I	0.607	1.206	−0.860	0
	II	2.015	—	−2.066	0
	III	—	—	−0.749	0
年齢調整死亡率(男子)	I	0.874	−0.893	−1.032	1
	II	−0.139	—	−1.039	1
	III	—	—	−4.523**	1
年齢調整死亡率(女子)	I	−0.618	0.624	0.451	5
	II	0.116	—	−1.805	5
	III	—	—	−1.948	5
平均寿命(男子)	I	0.795	0.433	−0.708	0
	II	2.502	—	−2.100	0
	III	—	—	7.407	0
平均寿命(女子)	I	1.737	1.453	−1.659	0
	II	2.309	—	−1.863	0
	III	—	—	8.200	0

モデルI：$y_t=\mu+\beta_1 t+\rho y_{t-1}+u_t$
モデルII：$y_t=\mu+y_{t-1}+u_t$
モデルIII：$y_t=y_{t-1}+u_t$
** は有意水準5％である。

表2 単位根検定 (2)

変数	モデル	定数項	トレンド項	検定統計量	ラグの次数
医療支出	I	2.724	−0.866	−3.902**	2
	II	3.286**	—	−3.843**	2
	III	—	—	−1.731	2
粗死亡率(男子)	I	−1.299	1.519	−1.793	5
	II	0.785	—	−0.945	5
	III	—	—	−1.238	5
粗死亡率(女子)	I	−1.786	2.005	−2.188	4
	II	1.103	—	−0.830	4
	III	—	—	−1.128	4
平均寿命(男子)	I	3.881**	−3.020**	−4.230**	2
	II	2.324	—	−2.625	2
	III	—	—	−1.173	2
平均寿命(女子)	I	4.018**	−2.830	−4.428**	2
	II	2.834**	—	−3.057**	2
	III	—	—	−1.039	2

モデルは表1と同じ。
** は有意水準5％である。

表3 単位根検定 (3)

変数	モデル	定数項	トレンド項	検定統計量	ラグの次数
粗死亡率(男子)	I	−0.345	0.631	−2.563	5
	II	0.710	—	−2.553	5
	III	—	—	−2.496**	5
粗死亡率(女子)	I	−0.316	0.474	−5.862**	2
	II	0.307	—	−5.930**	2
	III	—	—	−6.023**	2

モデルは表1と同じ。
** は有意水準5％である。

ることがわかった。しかし，粗死亡率(男子)，粗死亡率(女子)の1階の階差をとったものはまだ定常性を持たない。表1と表2の結果より，一人当たり実質医療支出，平均寿命(男子)，平均寿命(女子)は単位根を1つ持っていること，つまり$I(1)$であることがわかった。

さらに1階の階差が非定常であった粗死亡率(男子)と粗死亡率(女子)について単位根を2つ持っているかどうか検定を行った。表3はその結果である。この結果から粗死亡率(男子)の2階の階差をとったものは手順7)までにより定常であることがわかった。一方，粗死亡率(女子)は手順1)までにより定常になることがわかった。したがって，表1〜表3までの結果により，粗死亡率(男子)と粗死亡率(女子)は単位根を2つ持っていること，つまり$I(2)$であることがわかった。

IV 共和分の検定

IIの単位根の検定結果から一人当たり実質医療支出，平均寿命(男子)，平均寿命(女子)は$I(1)$であることがわかった。医療支出と医療成果という関係で考えれば，医療支出と平均寿命(男子)，医療支出と平均寿命(女子)の間には長期依存関係が存在しそうである。一人当たり実質医療支出

と平均寿命（男子），および一人当たり実質医療支出と平均寿命（女子）の関係が，長期依存関係なのか見せかけの相関なのか，共和分検定を用いて調べることにする。

それらの共和分の関係を調べる前に，平均寿命以外の医療成果と医療支出との関係について触れておきたい。医療支出は $I(1)$ であり，粗死亡率（男子），粗死亡率（女子）は $I(2)$，その他の医療成果は $I(0)$ であるので，そのままでは医療支出とそれらの医療成果の間に共和分関係はないことになる。したがって，共和分分析は行うことができない。ところが粗死亡率（男子），粗死亡率（女子）の1階の階差は $I(1)$ であるので，これらと医療支出について共和分分析を行うことはできる。したがって，医療支出とそれらの変数間にも共和分が存在する可能性がある。しかし，通常医療支出と医療成果（水準）の間の関係を分析している研究は，医療成果の変数はそのままか，あるいは対数をとっており，階差をとっているものはない。また，一方の医療成果はそのままで，一方の医療成果は1階の階差をとって分析したとしても，それらの間の整合性についての解釈は困難である。したがって，ここでは医療支出と1階の階差をとった粗死亡率（男子），あるいは粗死亡率（女子）の間の共和分関係は調べないことにする。さらに医療支出の1階の階差をとり定常性を満たすような形にすれば，$I(0)$ であった医療成果の変数との間の関係について時系列分析を適用して分析することもできる。しかし，医療支出について一方では1階の階差をとったもの，一方では階差をとらないものを用いることになる。この整合性についての解釈も難しい。したがって，医療支出と $I(0)$ である医療成果についての分析も行わないことにする。

n個の $I(1)$ である変数がある場合には，共和分ベクトルは1個以上n−1個まで存在する。共和分検定には Engle-Granger (1987) によるものと，Johansen (1988) によるものがある。Engle-Granger の方法は2変数モデルに限らず適用できるが，共和分がいくつ存在しているかあらかじめわかっていなければらない。一方，Johansen の方法は多変数間に複数の共和分が存在するとき，それらの共和分ベクトルを推定することができる。ここでは2変数なので，共和分ベクトルは存在しても1つしかない。したがって，Engle-Granger の方法で共和分の検定と推定を行っても，あらかじめ共和分の個数がわかっているので構わない。しかし，Gonzalo (1994) によれば，モンテ・カルロシュミレーションの結果，Johansen のテストの方がパワーが大きいことが示されている。そのためここでは，2変数ではあるが，Johansen のテストも行うことにする。

表4-1は医療支出と平均寿命（男子）の共和分検定（Engle-Granger）の結果を示している。これによれば，医療支出と男子平均寿命は長期依存関係がある可能性が強い。表4-2は医療支出と平均寿命（女子）の共和分検定（Engle-Granger）の結果を示している。この表から医療支出と平均寿命（女子）の間に長期依存関係がある可能性が強い。したがって，Engle-Granger の検定によれば，医療支出と医療成果の間に長期依存関係が存在する可能性が強い。一方，表5-1は医療支出と平均寿命（男子）の共和分検定（Johansen）の検定結果である。表中の r は単位根の個数を表している。最大固有値による検定では医療支出と平均寿命（男子）の間に1つの共和分が存在している可能性が強いことを示している。しかしトレースによる検定では医療支出と平均寿命（男子）の間に1つの共和分が存在しているということは5%有意水準ではいうことができない。表5-2は医療支出と平均寿命（女子）の共和分検定（Johansen）の検定結果である。この結果からも表

表4-1 医療支出と平均寿命（男子）の共和分検定（Engle-Granger）

ラグの次数	検定統計量	95％臨界値
0	−4.173	−3.34

表4-2 医療支出と平均寿命（女子）の共和分検定（Engle-Granger）

ラグの次数	検定統計量	95％臨界値
0	−4.096	−3.34

表 5-1 医療支出と平均寿命（男子）の共和分検定（Johansen）

帰無仮説	対立仮説	検定統計量	95％臨界値
最大固有値による検定			
$r=0$	$r=1$	15.505	14.6
トレースによる検定			
$r=0$	$r=1$	16.019	17.8

ラグの次数＝2。

表 5-2 医療支出と平均寿命（女子）の共和分検定（Johansen）

帰無仮説	対立仮説	検定統計量	95％臨界値
最大固有値による検定			
$r=0$	$r=1$	16.987	14.6
トレースによる検定			
$r=0$	$r=1$	17.015	17.8

ラグの次数＝2。

5-1と同じことがいえる。

V エラー・コレクションモデルの推定

IIIの検定結果により一人当たり実質医療支出と平均寿命（男子），一人当たり実質医療支出と平均寿命（女子）は共和分しており，長期依存関係が存在する可能性が強いことがわかった。医療支出と医療成果の関係を考えると，今期の医療支出のすべてが今期の医療成果にすぐに影響するとは考えがたい。そこで，エラー・コレクションモデルによって，短期的にどのくらい医療支出が医療成果に対して影響があるのかを調べることにする。

例えば2変数 $x_t \sim I(1)$, $y_t \sim I(1)$ があり，$\varepsilon_t = y_t - \alpha - \beta x_t$ が $I(0)$ であると仮定する。このとき ε_t は0へ向かうメカニズムが働き，長期的には $y_t = \alpha + \beta x_t$ のような依存関係が存在していると考えることができる。短期的な関係を示すモデルは，表現定理（Engle and Granger (1987)）により，以下のエラー・コレクションモデルで表すことができる。

$$A(L)\Delta y_t = B(L)\Delta x_t - \gamma\varepsilon_{t-1} + \theta(L)u_t \quad (2)$$

$$\varepsilon_t = y_t - \alpha - \beta x_t$$

ここで，u_t は撹乱項であり，L はラグ演算子である。また，$A(L)=1+a_1L+a_2L^2+\cdots$, $B(L)=b_0+b_1L+b_2L^2+\cdots$, $\theta(L)=1+\theta_1L+\theta_2L^2+\cdots$ である[10)]。

一人当たり実質医療支出と平均寿命（男子），一人当たり実質医療支出と平均寿命（女子）の推定を2段階推定法により行うことにする。2段階推定法とは次のような方法である。はじめに長期依存関係を最小二乗法により推定する。次に誤差修正項を残差として求め，この残差を（2）式に代入して最小二乗法を用いて推定する方法である。それにしたがって，まず一人当たり実質医療支出と平均寿命（男子），一人当たり実質医療支出と平均寿命（女子）について，それぞれ長期依存関係を最小二乗法により推定した。その推定結果は以下の通りである。括弧の中は t 値を表している。これが共和分回帰である。また，推定値は共和分ベクトルを表している。

$$\underset{}{LEM_t} = \underset{(258.38)}{62.445} + \underset{(-40.665)}{0.778\times10^{-4}} HE_t + \delta_t$$

$$R^2=0.973 \quad D.W.=0.850$$

$$LEF_t = \underset{(240.23)}{66.971} + \underset{(38.711)}{0.854\times10^{-4}} HE_t + \varepsilon_t$$

$$R^2=0.977 \quad D.W.=0.764$$

ここで，LEM は平均寿命（男子），LEF は平均寿命（女子），HE は一人当たり実質医療支出，δ と ε は誤差項，添え字の t は年次を表している。

この推定された式から，それぞれ次のように残差を求める。

$$\delta_t = LEM_t - (62.445 + 0.778\times10^{-4}HE_t)$$

$$\varepsilon_t = LEF_t - (66.971 + 0.854\times10^{-4}HE_t)$$

次にこれらを代入してエラー・コレクションモデルを最小二乗法で推定した。推定結果は以下の通りである。括弧の中の数値は t 値を表している。

$$\Delta LEM_t = \underset{(3.827)}{0.315\times10^{-4}}\Delta HE_t - \underset{(-0.043)}{0.366\times10^{-6}}\Delta HE_{t-1} + \underset{(3.042)}{0.483}\,\Delta LEM_{t-1} - \underset{(-2.305)}{0.290}\,\delta_{t-1}$$

$$\sigma=0.290 \quad D.W.=2.221$$

$$\Delta LEF_t = \underset{(3.698)}{0.327\times10^{-4}}\Delta HE_t$$

$$-0.178\times10^{-5}\Delta HE_{t-1}$$
$$(-0.195)$$
$$+\ 0.503\ \Delta LEF_{t-1} - 0.260\ \delta_{t-1}$$
$$(3.264)\qquad\qquad(-2.307)$$
$$\sigma=0.314\quad D.W.=2.202$$

ここで，Δ は1階の階差をとったことを示している。

以上の推定結果を見ると両式とも平均寿命（男子）も平均寿命（女子）も t 期の医療支出の階差，$t-1$ 期の平均寿命の階差は有意であり，$t-1$ 期の医療支出は有意になっていない。また，δ_{t-1}, ε_{t-1} の前の係数は両推定式とも有意である。推定値の値もほぼ同じような値になっている。δ_{t-1}, ε_{t-1} の前の係数は調整係数を示しており，これが有意であるということは，エラー・コレクションモデルとして一人当たり医療支出と平均寿命（男子），一人当たり医療支出と平均寿命（女子）の関係を表すことができたことを示している。

（2）式の γ は調整速度を表している。$\gamma=1$ のときエラーは期間内で完全に調整される。平均寿命（男子）を見てみると，$\gamma=0.290$ であり，これは3.4年で調整されることを示している。一方，平均寿命（女子）の方は，$\gamma=0.260$ であり，3.8年で調整されることを示していることがわかる。

VI　結論と今後の課題

本論文では，日本の医療支出と医療成果の関係を調べるにあたって，まず医療支出と医療成果の変数の単位根検定が行われた。その結果によると $I(0)$ は周産期死亡率，乳児死亡率，年齢調整死亡率（男子），年齢調整死亡率（女子）であり，$I(1)$ は一人当たり実質医療支出，平均寿命（男子），平均寿命（女子）であり，$I(2)$ は粗死亡率（男子），粗死亡率（女子）であった。また $I(1)$ であった一人当たり実質医療支出と平均寿命（男子），一人当たり実質医療支出と平均寿命（女子）について共和分分析が行われた。その結果によれば，それらは共和分している可能性が強いことがわかった。そして，それらについてエラー・コレクションモデルが推定された。その推定結果によれば，エラーが調整されるのは3年から4年の間であることがわかった。

今後の課題について最後に述べておきたい。本論文では医療と健康について考察がなされてきた。しかし医療支出と医療成果の関係は単なる線形関係とした。ad hoc に関数型を与えてしまっていることは一つの制約である[11]。また教育と健康との関係も指摘されている。その場合には医療支出，教育，健康の関係を調べなければならないが，それは今後の課題である。データについても問題がある。使用されたデータは1958年から1994年までの37年間の年次データであり，標本数が少ないという問題がある。モンテ・カルロシュミレーションの結果では100個の観察値では不十分のようである。これは医療支出のデータが年次データしかないという状況でやむを得ないことである。今後データが整備されれば，医療支出と医療成果についてより詳細な分析ができるであろう。

謝辞

医療支出のデフレーターのデータを提供していただいた流通科学大学の中西悟志氏と有益なコメントをしていただいた匿名レフェリーに感謝する。なお，この論文は流通科学大学96年度特別研究費助成（No. 96209）を受けた研究の一部である。

注

1) 医療支出とGDP，医療サービスの価格などについての時系列分析が用いられている研究はHansen and King (1996)，Murillo et al. (1993) がある。乳児死亡率と社会経済的変数について時系列分析が用いられている研究はBishai (1995) がある。しかし本論文では医療支出と医療成果の関係を分析することが目的なので，それらの変数とGDPとの関係は扱わない。

2) 流通科学大学の中西悟志氏が『社会診療行為別調査』（厚生省）のデータから作成したものを使わせていただいた。

3) 単位根検定についての説明は蓑谷 (1997) や山本 (1988) を参照されたい。

4) 共和分については蓑谷 (1997) の説明を参照されたい。

5) ラグの次数の決定はSHAZAM Version 8.0を用いて行った。

6) τ 表，τ_τ 表，τ_μ 表，$\tau_{\beta\tau}$ 表，$\tau_{\alpha\mu}$ 表は山本

(1988) に掲載されている。

7) ここでの検定手順については，森棟 (1995)，北坂 (1997) を参照されたい。そこではtタイプの検定の手順が説明されている。Fタイプの検定もあるが，ここではFタイプの検定は行わない。

8) 本論文では有意水準5%で仮説を検定する。

9) τ分布表では5%有意水準の値が−1.95と2桁でしか数値が掲載されていない。年齢調整死亡率 (女子) は検定統計量が−1.948であり，2桁で表記すれば−1.95となるため，ここで定常とみなすことにしたい。

10) エラー・コレクションモデルについては蓑谷 (1997) がわかりやすい説明をしている。

11) 例えば医療支出と医療成果の変数を対数変換した場合も考えられる。この場合に本論文と同じ結果が得られるかどうかはわからない。同じ結果が得られなかったときの解釈はどうすればいいのか問題である。この時系列分析の応用計量経済学からの問題点に関してはMcKenzie (1997) に指摘されている。

参考文献

Bishai, D. M. (1995) "Infant Mortality Time Series Are Random Walks with Drift: Are They Cointegrated with Socioeconomic Variables?" *Health Economics* Vol. 4 No. 3.

Engle, R. F., and C. W. J. Granger (1987) "Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing," *Econometrica* Vol. 55 No. 2.

Gonzalo, J. (1994) "Five Alternative Methods of Estimating Long-run Equilibrium Relationships," *Journal of Econometrics* Vol. 35 No. 1.

Grubaugh, S. G. and R. E. Santerre (1994) "Comparing the Performance of Health Care Systems: An Alternative Approach," *Southern Economic Journal* Vol. 60 No. 4.

Hitiris, T., and J. Posnett (1992) "The Determinants and Effects of Health Expenditure in Developed Countries," *Journal of Health Economics* Vol. 11 No. 2.

Johansen, S. (1988) "Statistical Analysis of Cointegration Vectors," *Journal of Economic Dynamics and Control* Vol. 12 No. 2/3.

北坂真一 (1997)「内生的成長モデルの時系列分析－AR単位根，MR単位根，パネル単位根－」『国民経済雑誌』Vol. 173 No. 3.

McKenzie, C. (1997) "Unit Roots and Cointegration Analysis: The Impact on Empirical Analysis in Economics," *Japanese Economic Review* Vol. 48 No. 1.

McGuire, A., D. Parkin, D. H., and K. Gerard (1993) "Econometric Analyses of National Health Expenditures: Can Positive Economics Help to Answer Normative Questions?" *Health Economics* Vol. 2 No. 2.

蓑谷千凰彦 (1997)『計量経済学』，多賀出版.

森棟公夫 (1995)「非定常時系列」，本多佑三編『日本の景気 バブルそして平成不況の動学実証分析』，有斐閣.

Murillo, C., C. Piatecki, and M. Saez (1993) "Health Care Expenditure and Income in Europe," *Health Economics* Vol. 2 No. 2.

Phelps, C. E. (1992) *Health Economics,* New York: Harper Collins.

山本拓 (1988)『経済の時系列分析』，創文社.

(なかやま・のりよし 流通科学大学専任講師)