研究ノート

誤差修正モデルによる医療費の分析

佐川和彦

I　はじめに

わが国においては，医療費の増大による医療保険財政の悪化が懸念されている。もし，早急に適切な対策が講じられなければ，近い将来，医療保険制度の存続さえも危うくなるであろう。医療保険審議会も，1996年11月に「今後の医療保険制度のあり方と平成九年改正について」と題する建議書をまとめ，当面の財政危機を乗り切るためには国民の負担増加が必要であることを示している。この建議書をうけて，医療保険制度改正（1997年9月施行）がおこなわれたが，その主な内容は被用者保険本人の患者負担の1割から2割への引き上げ，高齢者の患者負担の引き上げ，従来の薬剤費患者負担に加えて別途負担の設定などである。いうまでもなく，この改正によって，国民生活は大きな影響を受けることになる。

本稿においては，患者負担の引き上げが医療費を抑制する効果に着目して実証分析をおこなうが，その際，1つの試みとして，誤差修正モデルを用いることにする。誤差修正モデルの基本的な考え方は，次のようなものである。すなわち，経済理論から導かれる関係式は長期均衡解と関連するものであり，このモデルをそのまま推定するだけでは短期の不均衡を含んだ現実を説明することはできない。しかし，誤差修正モデルを用いることによって，このような不均衡調整過程を表すことができるのである[1]。

以下のIIでは，誤差修正モデルについての定式化をおこなう。IIIでは，そのモデルを用いて日本を対象とした実証分析をおこなう。IVでは，本稿の分析結果について結論を述べる。

II　モデル

まず，分析に用いる誤差修正モデルについて定式化をおこなう[2]。長期において，

$$e=\alpha+\beta y+\gamma h+\delta b \qquad \beta>0,\ \gamma>0,\ \delta<0 \tag{1}$$

ここで，

e ：医療費の対数

y ：所得の対数

h ：高度な機能を有する医療機関の割合

b ：患者負担率

$\alpha, \beta, \gamma, \delta$：パラメータ

であると仮定する。e_t が生成されるプロセスを表す一般的なモデルを次のように仮定する。

$$e_t=\alpha_0+\sum_{i=1}^{p}\alpha_i e_{t-i}+\sum_{i=0}^{q}\beta_i y_{t-i}+\sum_{i=0}^{r}\gamma_i h_{t-i}+\sum_{i=0}^{s}\delta_i b_{t-i}+u_t \tag{2}$$

u はホワイト・ノイズの攪乱項である。

本稿の分析において，利用可能なデータは年次データである。自由度を考慮に入れるならば，（2）式で表されるモデルのうちできるかぎり単純な形のものを採用するのが望ましい。実際に推定を試みた結果から，本稿では，$p=q=r=s=2$ としたモデルを採用する。すなわち，

$$e_t=\alpha_0+\alpha_1 e_{t-1}+\alpha_2 e_{t-2}+\beta_0 y_t+\beta_1 y_{t-1}+\beta_2 y_{t-2}+\gamma_0 h_t+\gamma_1 h_{t-1}+\gamma_2 h_{t-2}+\delta_0 b_t+\delta_1 b_{t-1}+\delta_2 b_{t-2}+u_t \tag{3}$$

である。ここで，Δ_1が1階の階差をとるオペレーターであると定義する。(3)式の両辺からe_{t-1}を引き，整理すると次式のようになる。

$$\begin{aligned}\Delta_1 e_t=&\alpha_0+(\alpha_1-1)\Delta_1 e_{t-1}-(1-\alpha_1-\alpha_2)e_{t-2}\\&+\beta_0\Delta_1 y_t+(\beta_0+\beta_1)\Delta_1 y_{t-1}\\&+(\beta_0+\beta_1+\beta_2)y_{t-2}+\gamma_0\Delta_1 h_t\\&+(\gamma_0+\gamma_1)\Delta_1 h_{t-1}+(\gamma_0+\gamma_1+\gamma_2)h_{t-2}\\&+\delta_0\Delta_1 b_t+(\delta_0+\delta_1)\Delta_1 b_{t-1}\\&+(\delta_0+\delta_1+\delta_2)b_{t-2}+u_t\end{aligned}\qquad(4)$$

次に，長期均衡状態においては，

$$\begin{aligned}&\Delta_1 e_t=\Delta_1 e_{t-1}=\Delta_1 y_t=\Delta_1 y_{t-1}=\Delta_1 h_t\\&\quad=\Delta_1 h_{t-1}=\Delta_1 b_t=\Delta_1 b_{t-1}=0\\&e_{t-2}=e\\&y_{t-2}=y\\&h_{t-2}=h\\&b_{t-2}=b\\&u_t=0\end{aligned}$$

になると仮定する。これらを(4)式に代入して整理すると，次のような長期均衡式がえられる。

$$\begin{aligned}e=&\alpha_0/(1-\alpha_1-\alpha_2)+[(\beta_0+\beta_1+\beta_2)\\&/(1-\alpha_1-\alpha_2)]y\\&+[(\gamma_0+\gamma_1+\gamma_2)/(1-\alpha_1-\alpha_2)]h\\&+[(\delta_0+\delta_1+\delta_2)/(1-\alpha_1-\alpha_2)]b\end{aligned}\qquad(5)$$

(5)式と(1)式とは等しくなければならないから，パラメータの関係は次のようになる。

$$\frac{\alpha_0}{1-\alpha_1-\alpha_2}=\alpha$$

あるいは　$\alpha_0=\alpha(1-\alpha_1-\alpha_2)$

$$\frac{\beta_0+\beta_1+\beta_2}{1-\alpha_1-\alpha_2}=\beta$$

あるいは　$\beta_2=\beta(1-\alpha_1-\alpha_2)-\beta_0-\beta_1$

$$\frac{\gamma_0+\gamma_1+\gamma_2}{1-\alpha_1-\alpha_2}=\gamma$$

あるいは　$\gamma_2=\gamma(1-\alpha_1-\alpha_2)-\gamma_0-\gamma_1$

$$\frac{\delta_0+\delta_1+\delta_2}{1-\alpha_1-\alpha_2}=\delta$$

あるいは　$\delta_2=\delta(1-\alpha_1-\alpha_2)-\delta_0-\delta_1$

これらを(4)式に代入すると，

$$\begin{aligned}\Delta_1 e_t=&\alpha(1-\alpha_1-\alpha_2)+(\alpha_1-1)\Delta_1 e_{t-1}\\&-(1-\alpha_1-\alpha_2)e_{t-2}+\beta_0\Delta_1 y_t\\&+(\beta_0+\beta_1)\Delta_1 y_{t-1}+\beta(1-\alpha_1-\alpha_2)y_{t-2}\\&+\gamma_0\Delta_1 h_t+(\gamma_0+\gamma_1)\Delta_1 h_{t-1}\\&+\gamma(1-\alpha_1-\alpha_2)h_{t-2}+\delta_0\Delta_1 b_t\\&+(\delta_0+\delta_1)\Delta_1 b_{t-1}\\&+\delta(1-\alpha_1-\alpha_2)b_{t-2}+u_t\end{aligned}\qquad(6)$$

となる。(6)式を誤差修正モデルの形にすると，

$$\begin{aligned}\Delta_1 e_t=&(\alpha_1-1)\Delta_1 e_{t-1}+\beta_0\Delta_1 y_t\\&+(\beta_0+\beta_1)\Delta_1 y_{t-1}+\gamma_0\Delta_1 h_t\\&+(\gamma_0+\gamma_1)\Delta_1 h_{t-1}+\delta_0\Delta_1 b_t\\&+(\delta_0+\delta_1)\Delta_1 b_{t-1}-(1-\alpha_1-\alpha_2)\\&\times(e_{t-2}-\alpha-\beta y_{t-2}-\gamma h_{t-2}\\&-\delta b_{t-2})+u_t\end{aligned}\qquad(7)$$

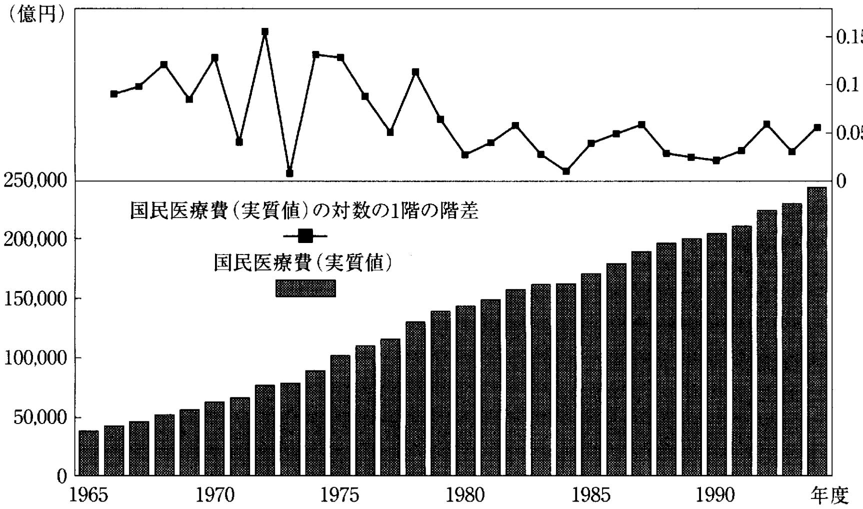
となる。なお，(7)式をそのまま推定することはできないから，これを推定可能な式に変形すると次のようになる。

$$\begin{aligned}\Delta_1 e_t=&\alpha(1-\alpha_1-\alpha_2)+(\alpha_1-1)\Delta_1 e_{t-1}+\beta_0\Delta_1 y_t\\&+(\beta_0+\beta_1)\Delta_1 y_{t-1}+(\beta-1)(1-\alpha_1-\alpha_2)\\&\times y_{t-2}+\gamma_0\Delta_1 h_t+(\gamma_0+\gamma_1)\Delta_1 h_{t-1}\\&+(\gamma-1)(1-\alpha_1-\alpha_2)h_{t-2}+\delta_0\Delta_1 b_t\\&+(\delta_0+\delta_1)\Delta_1 b_{t-1}+(\delta+1)\\&\times(1-\alpha_1-\alpha_2)b_{t-2}-(1-\alpha_1-\alpha_2)\\&\times(e_{t-2}-y_{t-2}-h_{t-2}+b_{t-2})+u_t\end{aligned}\qquad(8)$$

III　推定結果

この節では，上述のモデルにもとづいて，日本の医療費についての実証分析をおこなう。分析にあたって利用可能となるデータは，年次データ(推定期間は1967年度～1994年度)である[3]。まず，国民医療費のデータを用いて推定をおこなう。図1は，実質化した国民医療費のデータと，このデータを対数変換し，さらに1階の階差をとったもの(これは近似的に国民医療費の対前年度変化率となる)のプロットである。推定結果は，次のようになった[4]。

$$\begin{aligned}\Delta_1 e1_t=&\underset{(-6.303)}{-1.01848}\Delta_1 e1_{t-1}+\underset{(3.739)}{1.06673}\Delta_1 y_t\\&\underset{(-4.778)}{-0.180290}y_{t-2}+\underset{(2.238)}{6.48445}\Delta_1 h_{t-1}\\&+\underset{(3.404)}{8.47014}h_{t-2}\underset{(-1.913)}{-2.02851}\Delta_1 b1_{t-1}\\&\underset{(-4.721)}{-2.68336}b1_{t-2}\underset{(-5.490)}{-0.720569}\\&\times(e1_{t-2}-y_{t-2}-h_{t-2}+b1_{t-2})\end{aligned}\qquad(9)$$



資料) 厚生統計協会編『特別編集号・厚生の指標 臨時増刊・国民医療費の年次推移・第43巻第16号・通巻679号』,経済企画庁編『国民経済計算年報(平成8年版)』。

図1 国民医療費の推移

$\bar{R}^2=0.782,\ Q^*(2)=1.755,$

$JB=1.567,\ BP=3.899$

ここで

$e1$:国民医療費(実質値)の対数

y :実質国内総支出の対数

h :病院総数に対する総合病院数の割合

$b1$:国民医療費についての患者実効負担率

$\bar{R}^2$:自由度調整済決定係数

$Q^*(2)$:Ljung and Box の2次までの系列相関に対する Q^* 統計量

JB:Jarque and Bera の誤差項の正規性に対する検定統計量

BP:Breusch and Pagan の誤差項の分散不均一性に対する検定統計量

( )内の数値は t 値

(9)式は,当初のモデルから統計的に有意でない定数項,$\Delta_1 y_{t-1}, \Delta_1 h_t, \Delta_1 b1_t$ を除いたモデルについて推定した結果となっている。なお,$\Delta_1 b1_{t-1}$ に対応するパラメータについては5%の有意水準では有意とならなかったが,t 統計量の確率値が0.07であることから,この変数は残すことにした。Q^* 統計量をみると,誤差項に2次までの系列相関はないことがわかる。Jarque and Bera の誤差項の正規性に対する検定統計量によると,誤差項が正規分布にしたがうという仮定が満たされていることがわかる。Breusch and Pagan の誤差項の分散不均一性に対する検定統計量は,誤差分散が均一であるという仮定が満たされていることを示している。自由度調整済決定係数の数値もほぼ満足のいくものである。

この推定結果から長期均衡式をもとめると,

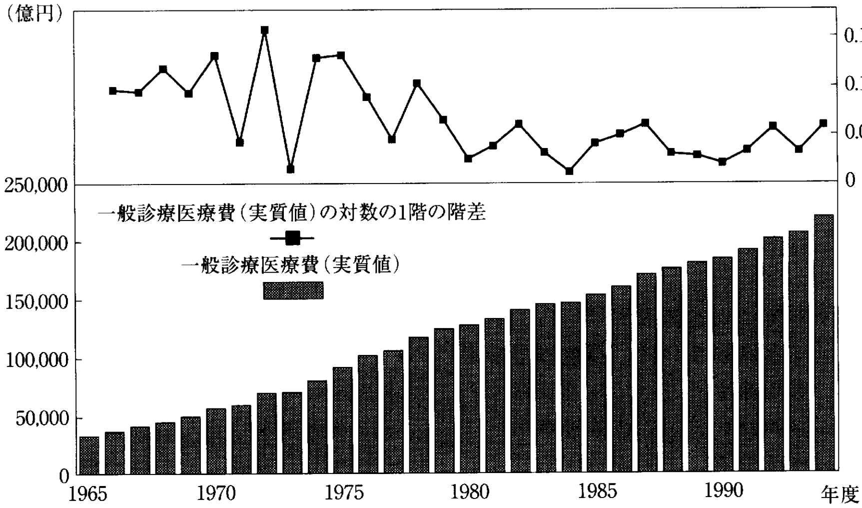
$$e1=0.749795y+12.7548h-4.72395b1 \quad (10)$$

となる。推定結果を誤差修正モデルの形で表すと,次のようになる。

$$\begin{aligned}\Delta_1 e1_t = & -1.01848\Delta_1 e1_{t-1}+1.06673\Delta_1 y_t \\ & +6.48445\Delta_1 h_{t-1}-2.02851\Delta_1 b1_{t-1} \\ & -0.720569(e1_{t-2}-0.749795y_{t-2} \\ & -12.7548h_{t-2}+4.72395b1_{t-2}) \quad (11)\end{aligned}$$

次に,国民医療費のうち,入院医療費と入院外医療費とをあわせた一般診療医療費のデータ[5]を用いた推定もおこなってみた。一般診療医療費(実質値)と,これを対数変換して1階の階差をとったものについては,図2に示してある。推定結果は,次のようになった。

$$\underset{(-6.817)}{\Delta_1 e2_t=-1.07390\Delta_1 e2_{t-1}}+\underset{(4.219)}{1.05505\Delta_1 y_t}$$



資料)　図1と同じ。

図2　一般診療医療費の推移

$$
\begin{aligned}
&-\underset{(-5.339)}{0.228528y_{t-2}}+\underset{(2.971)}{7.62870\Delta_1 h_{t-1}}\\
&+\underset{(4.241)}{11.0285h_{t-2}}-\underset{(-3.422)}{2.76399\Delta_1 b2_{t-1}}\\
&-\underset{(-4.930)}{2.97970b2_{t-2}}-\underset{(-5.785)}{0.842285}\\
&\times(e2_{t-2}-y_{t-2}-h_{t-2}+b2_{t-2}) \quad (12)
\end{aligned}
$$

$\bar{R}^2=0.819$, $Q^*(2)=0.262$,

$JB=1.434$, $BP=4.298$

ここで，$e2$ は一般診療医療費（実質値）の対数，$b2$ は一般診療医療費についての患者実効負担率である。

この場合も，統計的に有意でない変数を除き，有意な変数だけを残した。それゆえ，(12) 式は当初のモデルから定数項，$\Delta_1 y_{t-1}, \Delta_1 h_t, \Delta_1 b2_t$ を除いたモデルについての推定結果となっている。(12) 式のすべての変数に対応するパラメータは，1%の有意水準で有意となっている。さらに，Q^* 統計量，Jarque and Bera の誤差項の正規性に対する検定統計量，Breusch and Pagan の誤差項の分散不均一性に対する検定統計量はともに問題はない。自由度調整済決定係数の数値についても，国民医療費の場合より高くなっている。

この推定結果から長期均衡式をもとめると，

$$e2=0.728681y+14.0935h-4.53764b2 \quad (13)$$

となる。推定結果を誤差修正モデルの形で表すと，次のようになる。

$$
\begin{aligned}
\Delta_1 e2_t=&-1.07390\Delta_1 e2_{t-1}+1.05505\Delta_1 y_t\\
&+7.62870\Delta_1 h_{t-1}-2.76399\Delta_1 b2_{t-1}\\
&-0.842285(e2_{t-2}-0.728681y_{t-2}\\
&-14.0935h_{t-2}+4.53764b2_{t-2}) \quad (14)
\end{aligned}
$$

以下においては，より満足のいく結果がえられた一般診療医療費のケースについて検討をおこなうことにする。もとめた長期均衡式のパラメータは，理論的に予測されるとおりの符号を持っている。長期においては，一般診療医療費の所得弾力性は 0.73，高度な機能を有する医療機関の割合に関する弾力性は 14.09h，患者実効負担率に関する弾力性は $-4.54b2$ となっている。(14) 式の誤差修正項のパラメータからは，次のようなことがいえる。すなわち，$t-2$ 期において $e2$ の長期均衡値よりも現実値の方が大きい場合，その差の 84%分だけ $t-1$ 期よりも t 期の $e2$ は減少する。一方，$t-2$ 期において $e2$ の長期均衡値よりも現実値の方が小さい場合，その差の 84%分だけ $t-1$ 期よりも t 期の $e2$ は増加する。よって，

(14) 式は，短期の不均衡が調整されて，長期均衡へと向かうプロセスを示しているのである。さらに，(14) 式については次のこともいえる。すなわち，t 期の一般診療医療費の変化率は，$t-1$ 期の一般診療医療費の変化率，t 期の所得の変化率，$t-1$ 期における総合病院数の割合の変化，$t-1$ 期の患者実効負担率の変化にも依存して決まるのである。

ここで，医療費抑制のため患者実効負担率が引き上げられた場合の効果について，誤差修正モデルの観点からもう少し細かく述べておくことにする。まず，即時的効果についてであるが，$t-1$ 期において患者実効負担率の変化分が1%上昇するとt期の医療費の増加率は2.8%低下することになる。次に，長期的効果についてであるが，患者実効負担率が仮に11%であるとすると，弾力性は-0.499となる。また，患者実効負担率が大きくなるにつれて弾力性の絶対値は大きくなるのである。長期的効果についての情報がえられることは，誤差修正モデルの利点の1つである。さて，本稿の分析においては，患者実効負担率の引き上げが即時的な医療費抑制効果を持っていることと，短期の不均衡調整プロセスを経ることにより長期的な抑制効果も持っていることが明らかになったのである。

Ⅳ むすび

本稿においては，医療費の分析に誤差修正モデルを応用することを試みた。日本を対象とした実証分析の結果は，ほぼ満足のいくものであった。ところで，医療費に影響を及ぼす要因としては，本稿でとりあげたもの以外にも，人口高齢化の進展，診療報酬の改定や薬価基準の改正などが考えられる。できればこれらの要因も説明変数として加えたかったのであるが，自由度の制約により，この分析からははずした。

最後に，本稿の結論を述べることにする。まず，本稿の実証分析によって，患者実効負担率の引き上げが1期のラグをともなって医療費を低下させること，また，長期においても，患者実効負担率の引き上げが医療費を抑制する効果を有することがわかったのである。本稿の分析は，まさにこのような長期的効果がわかるという点において意義がある。さて，以上のことから医療費抑制政策として患者負担の引き上げが有効であることはわかった。しかし，ここで十分に注意しなければならない問題がある。それは，このような手段で削減される医療費の部分が，はたしてすべて過剰な診療によるものであるかどうかということである。もし，負担の増大によって，本来必要であるはずの医療サービスまでも受けられなくなるとすれば，これは福祉の後退につながるのである。この問題については，今後より詳細な研究が必要である。

［本稿の改善にあたって，本誌レフェリーの方から貴重なコメントを頂いた。記して感謝する。なお，本稿の内容に関する一切の責任は，著者1人が負うものである。］

注

1) 誤差修正モデルの考え方については，蓑谷(1996) p. 226 を参照。
2) モデルの定式化および推定結果の解釈にあたっては，Davidson, Hendry, Srba and Yeo (1978) の他，和合・伴 (1995) 第6章，蓑谷 (1996) 第7章，蓑谷 (1997) 第5章を参照。
3) 医療費，患者負担分，総合病院数，病院総数のデータの出所は，厚生統計協会編『特別編集号・厚生の指標　臨時増刊・国民医療費の年次推移・第43巻第16号・通巻679号』である。医療費の実質化には，国内総支出デフレーター (平成2暦年基準) を用いた。国内総支出デフレーターおよび実質国内総支出のデータの出所は，経済企画庁編『国民経済計算年報 (平成8年版)』である。
4) 本稿において示した推定結果は，普通最小二乗法によるものである。計算にあたっては，TSP Version 4.3 を利用した。なお，本稿においては採用しなかった1期前の誤差を修正するモデルについての推定結果も一応示しておく。

$$\begin{aligned}\Delta_1 e1_t = {} & \underset{(3.500)}{1.06252}\Delta_1 y_t \underset{(-5.300)}{-0.178511} y_{t-1} \\ & \underset{(4.054)}{+9.44650} h_{t-1} \underset{(-4.705)}{-3.06483} b1_{t-1} \\ & \underset{(-5.922)}{-0.679517}(e1_{t-1} - y_{t-1} \\ & - h_{t-1} + b1_{t-1})\end{aligned}$$

$\bar{R}^2 = 0.690,\ Q^*(2) = 6.033,$

$JB=1.910$, $BP=3.460$
この推定結果の Q^* 統計量をみると，誤差項に2次までの系列相関があることがわかる。

5) 整合性を考慮に入れて，一般診療医療費とその患者負担分のデータには，1977年度以降も薬局調剤医療費を含めてある。また，1994年度のデータについても入院時食事医療費を含めてある。なお，1981年度については，一般診療医療費の患者負担分のデータが入手不可能であった。そこで，推定の際には，前後の年度の数値を平均したものを代理として用いた。

参考文献

Davidson, J. E. H., Hendry, D. F., Srba, F. and Yeo, S. (1978) "Econometric Modelling of the Aggregate Time-Series Relationship between Consumers' Expenditure and Income in the United Kingdom," *The Economic Journal*, vol. 88, pp. 661-692.

蓑谷千凰彦 (1996)『計量経済学の理論と応用』日本評論社。

――― (1997)『計量経済学［第3版]』東洋経済新報社。

和合肇・伴金美 (1995)『TSPによる経済データの分析［第2版]』東京大学出版会。

(さがわ・かずひこ　東海大学短期大学部専任講師)