

IPSS Discussion Paper Series

(No.2005-05)

医療保険政策の時系列的評価

熊谷成将(近畿大学経済学部)

泉田信行(国立社会保障・人口問題研究所)

山田武(千葉商科大学商経学部)

2005年10月



〒100-0011 東京都千代田区内幸町 2-2-3
日比谷国際ビル 6F

本ディスカッション・ペーパー・シリーズ
の各論文の内容は全て執筆者の個人的見解
であり、国立社会保障・人口問題研究所の
見解を示すものではありません。

医療保険政策の時系列的評価

2005年10月8日

熊谷 成将¹ 泉田 信行² 山田 武³

¹近畿大学 経済学部

²国立社会保障・人口問題研究所 社会保障応用分析研究部

³千葉商科大学 商経学部

代表者の連絡先: 熊谷 成将 577-8502 東大阪市小若江 3-4-1

FAX: (06)6726-3213 E-mail address: narimasa@kindai.ac.jp

本稿は国立社会保障・人口問題研究所において報告された。コメンテータである鈴木亘氏(東京学芸大学助教授)、山澤成康氏(跡見学園女子大学助教授)をはじめとする参加者各位からのコメントに感謝する。もちろんあり得べき誤りは全て著者に帰するものである。

概要

日本における患者自己負担の引き上げに対する経済学的評価はこれまで、レセプトの集計データ・個票データを用いて行われてきた。しかしながら、それらの手法では「自己負担を引き上げた後、どの段階で政策を評価すべきか」という疑問が残っている。このことは、自己負担率引き上げという医療保険政策が、受診率に対してどの程度の影響をもたらしているのか、という点を必ずしも明らかにできていないことを意味していると考えることができる。

そこで、本研究では97年9月の政府管掌健康保険の被保険者一部負担率の変更ならびに薬剤一部負担の導入の前後を対象として、幾つかの時系列分析の手法を用い、医療保険政策の時系列的評価を試みる。需要と供給の両側からのショックが患者の受診行動に与える影響の大きさやそれらの期間の長さを分析するために、医療経済変数のデータ生成過程を考慮したRecursive VARとStructural VARを推定し、衝撃反応関数(Impulse Response Function)を求める。これらの時系列分析の結果に基づいて、97年9月の制度変更に対する評価を与える。

1993年1月から2003年3月までの政府管掌健康保険の外来月次データ(被保険者、被扶養者、ただし、老人保健制度適用者を除く)を用い、次のような結果を得た。Recursive VARの推定結果から、(1)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効果があること、(2)被保険者について、前期の1件あたり医療費の下落は今期の受診率を押し上げる効果があること、IRFによる分析から、(3)被保険者について、1件あたり医療費に対する受診率のショックは6-7カ月でゼロに収束すること、(4)被扶養者について、1件あたり医療費に対する受診率のショックは約2年でゼロに収束することが明らかになった。短期の制約を課したStructural VARのIRFの結果から、(5)賃金率の変動が大きい場合、構造的ショックの影響が長期に及ぶこと(被保険者は2年、被扶養者は3年)が見出された。

キーワード 医療費、受診率、患者の自己負担、ベクトル値自己回帰モデル(VAR)

1 はじめに

医療制度改革として何度かの患者自己負担引き上げが行われてきた。医療需要の価格弾力性が小さいことは Rand Health Insurance Experiment の成果等、諸外国ではよく知られている事実である (Manning, et. al, 1987)。日本においてもこの患者自己負担引き上げを自然実験と見なして、医療需要関数の推定が行われてきた。それらの研究はデータの種類によって大きく二群に分けられる。ひとつは集計されたデータを用いた分析であり、もうひとつは主に健康保険組合から提供された個票データを用いたものである。

前者のタイプの研究には、田中・西村 (1987)、西村 (1987)、小椋 (1990)、藤野 (1997)、中西 (2000) がある。しかしながら、集計データによる医療需要分析には限界があり (Newhouse 1980, Phelps and Marquis 1980) また日本でも個票データの利用が容易になってきたこともあり、近年後者のタイプの研究 (鴛田他 2000, 吉田・伊藤 2000, 鴛田他 2002, 増原他 2002, Yoshida and Takagi 2002, 増原 2003, 増原・村瀬 2003, Kan and Suzuki 2004, 泉田 2004a, 泉田 2004b) が増加している。

これらの分析結果は一致して医療需要の価格弾力性が極めて限定的なことを指摘している。それは医療費抑制策としての自己負担率引き上げという政策選択肢が医療費そのものを抑制するという意味での効果が小さいことを意味する⁴。しかしながら、政策の評価を行う際の共通の問題である、「どの時点で評価を行うか」という問題に自然実験による医療需要関数の推定は脅かされている。この研究の目的は、時系列分析の手法を用いて自己負担率引き上げという医療保険政策が、受診率に対してどの程度の影響を与えるかを明らかにすることである。

図 1 に、97 年 9 月の一部負担率の変更及び外来薬剤一部負担の導入をほさむ政府管掌健康保険の被保険者・被扶養者の外来受診率とレセプト 1 件あたり医療費 (外来医療費と調剤費の合計を外来レセプト枚数で除した金額) の時系列がそれぞれ表されている。これらから、被保険者については、受診率が 97 年 9 月に若干低下し、その後一定水準で推移していることと、1 件あたり医療費は 97 年 9 月以降断続的に 3000 円低下し、さらに若干下落した後に安定しているように見える。被扶養者については、受診率が制度変更後一時的に低下し、1 件あたり医療費が 500 円程度低下しているように見える⁵。

個票データによる医療需要関数の推定ではたとえば一部負担率に変更があった 97 年 9 月以降とそれ以前をダミー変数で両断して制度改定の影響としている。しかしながら、制度改定前後の期間それぞれにおいて上記のような受診率と 1 件あたり医療費の時系列的な変動があるため、(a) どの時点で制度改革の効果が定まったか (もしくは制度改革の効果がどの時点から発現しているか) (b) 単純にひとつのダミー変数で時系列的な動向についてどこまで補足できるか、については自明でないと言える。

⁴自己負担率引き上げが医療費総額の増加を抑制できなくとも、保険給付分を患者負担に転嫁できるため保険財政の観点からは自己負担引き上げの実行を検討する余地はある。また経済学の立場から、低すぎる自己負担率はモラルハザードを誘発するので (もし現状の自己負担率が低すぎるならば) 適正な水準に自己負担率を引き上げるべきであろう。

⁵自己負担の増大は患者の実効負担率 (実際の自己負担額が医療費、ここでは外来医療費と調剤費の合計に占める割合) に影響を与える。本研究のデータによって算出された患者の実効負担率の平均値 (1997 年 9 月から 2003 年 3 月まで) は、22.90% (被保険者) 32.25% (被扶養者)、最大値と最小値は順に、被保険者が 24.31%、22.69%、被扶養者が 32.79%、31.92%である。

図1はこのあたり

医療需要分析における時系列分析の使用は OECD データによる医療費決定要因のマクロ分析、もしくはマクロ的な医療需要と所得の関係の分析に用いられてきた (MacDonald and Hopkins, 2004)。日本においても医療需要の時系列データを用いて医療費とその成果の関係の分析した中山 (1998) がある。しかしながら、時系列分析の手法を用いて自己負担率の引き上げなどの制度改定の効果を測定する研究は全く行われていない。

米国のように州ごとの違いを利用して制度改革の影響を測定することが可能でない日本において、制度改定の影響は個票データあるいは時系列的に把握するしか方法がない。個票データについてはどの時点で評価するかという問題があるため、本研究で行われている時系列分析によるアプローチは包括的な制度を持つ国において制度改定の影響を測定するためには有用であると考えられる。

本研究では、医療の需要と供給の両側からのショックが患者の受診行動に与える影響を考慮したモデルを比較静学によって導出し、そのモデルの未知パラメーターをベクトル値自己回帰モデル (VAR: Vector Auto Regressive model) で求めた。医療経済変数のデータ生成過程を考慮した Recursive VAR を推定し、同関数に基づく衝撃反応関数 (Impulse Response Function) によって自己負担引き上げの影響の長さを計測した。Recursive VAR に加えて Structural VAR も推定し、医療保険政策の時系列的評価を試みた。

VAR の特徴は、伝統的なマクロ計量モデルと異なり、経済変数間の構造的な因果関係を推論する上で、先験的な情報の利用をできるだけ少なくした点にある。今期の経済変数を過去の経済変数によって説明する VAR の推定を通して、VAR を構成する変数の異時点間における相互の関係を分析することができる。

また、衝撃反応関数を用いることによって、VAR を構成する経済変数に対してインパルス (衝撃) が与えられたときの、経済変数の方向や大きさ、インパルスの持続期間を分析することができる。ここで、標本期間中における経済主体間の構造や、仮想的な政策が実施された際の経済主体のショックに対する反応は所与である。

さらには、同一時点における変数間に明示的に識別制約を課すことにより Structural VAR が導出できる。この Structural VAR によって、VAR を構成する変数の異時点間における関係のみならず、同一時点における瞬時的な関係をも分析することができる。ただし、識別制約が恣意的になりうる点が Structural VAR の短所である。本稿では識別制約の際、1 件あたり医療費の構造的イノベーションを説明する変数として賃金率と受診率のイノベーションが考慮されているが、受診率の構造的イノベーションを説明する変数として 1 件あたり医療費のイノベーションが考慮されていない。

1993 年 1 月から 2003 年 3 月までの政府管掌健康保険の外来月次データ (被保険者、被扶養者、ただし老人保健制度適用者を除く) を用い、次のような結果を得た。Recursive VAR の推定結果から、(1) 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効果があること、(2) 被保険者について、前期の 1 件あたり医療費の下落は今期の受診率を押し上げる

効果があること、IRFによる分析から、(3) 被保険者について、1件あたり医療費に対する受診率のショックは6-7カ月でゼロに収束すること、(4) 被扶養者について、1件あたり医療費に対する受診率のショックは約2年でゼロに収束することが明らかになった。短期の制約を課した Structural VAR の IRF の結果から、(5) 賃金率の変動が大きい場合、構造的ショックの影響が長期に及ぶこと(被保険者は2年、被扶養者は3年)が見出された。

以下の構成は次の通り。第2節で需要サイド・供給サイドへの一部負担率変更がもたらすショックを考慮した推定すべきモデルを導出する。第3節ではデータとその性質について明らかにし、第4節で推定結果を報告する。最後に結語の節では、実証分析を通じて我々が得た重要な政策的インプリケーションと、制度変更の影響を検討することを目的とした医療需要関数の推定期間の選択に関する問題を考察する。

2 推定モデル

推定すべき関数形を導出する。以下においては被保険者の VARs についてのみ記述するが、被扶養者についても同様に導出できる。まず、被保険者の外来受診率を q^d/n とする。つまり外来受診件数(レセプト枚数) q^d を被保険者数 n で除すことにより定義する。被保険者の外来1件あたり医療費は外来診療費と調剤費の和を外来受診件数で除すことから得られるが、それを p とする。ここで、医療サービスの供給曲線と需要曲線をそれぞれ、

$$p^s = a_0 + b_0(q^d/n)$$

$$\eta p^d = g_0 + h_0(q^d/n) + k_0(w)$$

とする。ただし、 η は被保険者の自己負担率である。また w は消費者の所得水準(賃金率)である。それぞれの式はサービスの需給量が一致する点 q^{d*}/n における医療機関が直面する価格と患者が直面する価格を示していると言える。

医療サービスを購入する際、患者が直面する需要曲線は需要側のショックを ϵ とすると、

$$\eta p^d = g_0 + h_0(q^d/n) + k_0(w), \quad \eta(t) = \eta(t-1) + \epsilon \quad (1)$$

を得る。ここで、需要側のショックによって需要曲線の切片と傾きが変化すると想定する。この時、

$$\Delta \frac{q^d}{n} = \frac{q^d}{n}(t) - \frac{q^d}{n}(t-1)$$

$$\Delta p^d = p^d(t) - p^d(t-1)$$

$$\Delta w = w(t) - w(t-1)$$

として(1)式を次のように書き換えることができる。

$$\Delta \frac{q^d}{n} = \frac{1}{h_0} \{ \eta(t-1) \Delta p^d - k_0 \Delta w + \epsilon p^d(t) \} \quad (2)$$

(2) 式より、受診率の変化分のうち予測しがたい部分 $u^d \equiv \epsilon p^d(t)/h_0$ は、需要の価格弾力性 $1/h_0$ 、自己負担率の変化分 ϵ と被保険者の 1 件あたり医療費 p^d の積で構成されていることがわかる。

他方、医療機関は、被保険者の受診率が減少すると一定の利潤を確保するために 1 件あたり価格を変化させようとする⁶。そのような病院行動や供給側のショックによって供給曲線の形状が変化する点を考慮すると (3) 式が導かれる。

$$\Delta p^s = a_1 \Delta \eta + u^s, \quad u^s = a_0(t) - a_0(t-1) \quad (3)$$

ここで、 η は被保険者への医療サービスを供給する医療機関に対するショックである。以上より、推定すべき VARs の背後にある関数は

$$\Delta p^s = a_1 \Delta \eta + u^s, \quad \Delta \frac{q^d}{n} = a_2 \Delta p^d + u^d(\eta, p^d)$$

もしくは

$$p^s = a_3 \eta + u^s, \quad \frac{q^d}{n} = a_4 p^d + u^d(\eta, p^d)$$

となる。

推定される Recursive VAR は、Sims(1980) が提案した recursive system の構造型 VAR モデルであり、その基本的な体系は (4) 式に表される。(4) 式によって、賃金率 (w)、受診率 (y) の変動が 1 件あたり医療費 (z) に与える影響を分析することができる。推定される (4) 式の長所は、モデルの背後にある関数の構造系を完全に識別できることと、推定された VAR の残差から構造的攪乱項の分散共分散行列を復元でき、誤差項に含まれるイノベーションを再生することによって、予期できないショックの被説明変数に対する影響を分析できることである。

$$\begin{aligned} w_t &= a_{10} + a_{11}w_{t-1} + a_{12}y_{t-1} + a_{13}z_{t-1} + e_{wt} \\ y_t &= a_{20} + a_{21}w_{t-1} + a_{22}y_{t-1} + a_{23}z_{t-1} + e_{yt} \\ z_t &= a_{30} + a_{31}w_{t-1} + a_{32}y_{t-1} + a_{33}z_{t-1} + e_{zt} \end{aligned} \quad (4)$$

3 データとその性質

推定には 1993 年 1 月から 2003 年 3 月までの政府管掌健康保険の月次データ (被保険者, 被扶養者, ただし, 老人保健制度適用者をのぞく) が用いられた。なお, 2002 年 10 月以降は老人保健制度の適用者が 75 歳以上になったため, 対象期間の最後の段階では対象年齢が広がっている。データの出所は、医療費に関するデータは「社会保険庁事業年報」である。以下で説明する労働時間のデータについては厚生労働省大臣官房統計情報部編「賃金構造基本統計調査」のデータを用いた。

97 年 9 月には被用者保険の被保険者本人の外来一部負担率が 1 割から 2 割に引き上げられただけでなく、薬剤一部負担が導入された。したがって、

⁶このような医療機関の行動を分析した代表的な研究例として西村 (1976) を挙げることができる。

本論文の分析対象となる制度変更は、被保険者については一部負担率の引き上げと薬剤一部負担の導入、被扶養者については薬剤一部負担の導入になる。

被保険者と被扶養者の各々に対する受診率と1件あたり医療費を算出し、それらの4系列を推定に用いた。受診率は被保険者ならびに被扶養者一人あたりのレセプト枚数であり、1件あたりの医療費は外来医療費と調剤費の合計を外来レセプト枚数で除した金額である。季節要因を除去するために、原系列はセンサス X12 法によって季節調整値に変換されている。推定期間は1993年1月から2003年3月であり、Dickey-Fuller テスト (Dickey and Fuller 1979) と構造変化を考慮した Perron テスト (Perron 1989, 1994) の結果、4系列はすべてこの期間において定常な系列である。Perron テストが適用された系列は、被保険者の1件あたり医療費である。その結果は Appendix 1 に与えられている⁷。

表1はこのあたり

図2はこのあたり

分析に用いたデータの記述統計が表1に要約されている。被扶養者と被保険者の1件あたり医療費は平均値で1.43倍、最大値、最小値でそれぞれ1.50倍、1.39倍の格差がある。同様に、両者の標準偏差の格差は約5倍である。これらは、97年9月の制度改正が被保険者と被扶養者の受診行動に与えた影響の差を表していると思われる。賃金率は標準報酬月額被保険者一人当たり平均値を総実労働時間で基準化した。総実労働時間は賃金構造基本統計調査（厚生労働省大臣官房統計情報部編）から得た。政府管掌健康保険は小規模事業者の労働者が被保険者となっているので、5人以上の事業所における総実労働時間を用いることにより整合性を確保した。

VARの推定に先立って、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) の結果が図2に要約されている。2変数間の因果性テストに用いられた関数形は(5)式であり、ここで、 y_t, w_t はともに定常な変数、 \bar{y}_t と \bar{w}_t は各々それらの平均値である。図2より、5%有意水準を満足する変数間の組み合わせが7通り (VARによるテストでは5通り) あることが読み取れる。2変数間のテストでは、被保険者の賃金率が被保険者と被扶養者の受診率に影響を与えるという結果を得た。2変数間のテストとVARによるテストの双方に共通な点は、被保険者の1件あたり医療費が被保険者と被扶養者の受診率に影響を与える点である。なお、5変数のVARによるテストでは、外生変数として実効自己負担率 (被保険者の値と被扶養者の値の積) が用いられている。被保険者と被扶養者の実

⁷単位根検定の結果、定常な系列であるという仮説が採択されない場合は、データの非定常性を念頭において、標本期間を選定し直す必要があると思われる。標本期間全体を通して非定常であっても、区切られた期間内では局所的に定常であるような性質 (局所定常性) を有するデータに対しては、区間別に推定した自己回帰モデルから算出される AIC の大小関係に基づいて、データが局所定常である区間を決定できることが知られている。この手法については Kitagawa and Akaike (1978) を参照されたい。

効自己負担率をそれぞれ外生変数として用いると、双方とも統計的に有意でなくなり、モデル全体の当てはまりが悪化した⁸。

$$y_t = \bar{y}_t + \sum_{i=1}^n \alpha_i y_{t-i} + \sum_{j=1}^n \beta_j w_{t-j} + \epsilon_{1t} \quad (5)$$

$$w_t = \bar{w}_t + \sum_{i=1}^n \gamma_i w_{t-i} + \sum_{j=1}^n \delta_j y_{t-j} + \epsilon_{2t}$$

4 実証分析の結果

Recursive VAR を推定することによって、2 節において比較静学によって導出したモデルの未知パラメータを求めた。また、Recursive VAR に基づく衝撃反応関数によって自己負担率引き上げの影響の長さを計測した。

Recursive VAR の推定結果は表 2 に表されている。VAR のラグ数を選定した際のラグ数に対する検定結果と残差系列に対する検定結果がそれぞれ表 3 と表 4 に要約されている。これらの検定結果から、被保険者についてラグ数が 4 の VAR が、被扶養者についてラグ数が 3 の VAR が採択された。VAR の推定結果から、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効果があることがわかる。今期の被保険者の受診率を説明する変数として、前期の 1 件あたり医療費が統計的に負に有意であることがわかる。だが、その他の 1 件あたり医療費のラグ項の係数は負値でない。また、今期の被扶養者の受診率を説明する変数として、過去の 1 件あたり医療費はすべて統計的に有意でない。以上より、(1) 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効果があること、(2) 被保険者について、前期の 1 件あたり医療費の下落は今期の受診率を押し上げる効果があることが明らかになった。

これらの結果より、受診率の抑制を狙いとして 1 件あたり医療費を引き上げても、被扶養者に対してはその効果がほとんどなく、被保険者に対してはその効果が短期に限定されるであろう事が推測される⁹。

表 2 はこのあたり

表 3 はこのあたり

⁸被扶養者の 1 件あたり医療費が被保険者の 1 件あたり医療費や、被保険者の賃金率に影響を与えるという因果性のテストの結果は、家族の予算制約が受診行動に影響を与えていることを示唆していると思われる。しかしながら、本研究のデータからは患者の家族構成や被扶養者との同居の有無といったライフスタイルを考慮に加えることができない。この点は別稿において究明されるべきであろう。

⁹どちらの方程式においても前期の受診率は、今期の 1 件あたり医療費を説明する変数として統計的に有意でない。このことは、受診率が減少した医療機関が翌月に 1 件あたり医療費を引き上げるといった行動が、統計的に支持されないことを意味しているのかもしれない。

表 4 はこのあたり

Recursive VAR の誤差項に含まれるイノベーションを再生することによって、予期できないショックの被説明変数に対する影響の衝撃反応過程が、(6) 式の衝撃反応関数 (Impulse Response Function) によって分析される。(6) 式の導出過程は、Appendix2 に与えられている。受診率と 1 件あたり医療費の衝撃反応過程 (y と z の軌跡) は図 3 に表されている。図 3 より、被保険者について、1 件あたり医療費に対する受診率のショックが 6-7 カ月でゼロに収束すること、被扶養者について、1 件あたり医療費に対する受診率のショックが約 2 年でゼロに収束することが読み取れる。この結果は、表 5 の受診率の列に記された数値 (1 件あたり医療費の分散分解) によって確認することができる¹⁰。

$$\begin{bmatrix} y_t \\ z_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \bar{y}_t \\ \bar{z}_t \end{bmatrix} + \sum_{i=0}^{\infty} \phi_i \begin{bmatrix} \epsilon_{yt-i} \\ \epsilon_{zt-i} \end{bmatrix} \quad (6)$$

図 3 はこのあたり

表 5 はこのあたり

Recursive VAR の推定によって特定化された行列、誘導型モデルの残差系列と識別可能性の条件を用いることで、構造的なショックの系列を算出することができる。構造型の VAR (SVAR) を推定することによって、循環的な直交条件の制約 (残差の共分散行列に対する制約) を課すことなく衝撃反応関数の分析を行うことができる¹¹。

(7) 式は、決定論的項を除いた誘導型 2 変数の $VAR(p)$ モデルである。(7) 式から (9) 式において、構造的なショックと誘導型モデルの誤差の関係が説明される。(8) 式の $k \times 1$ 次のベクトル ϵ_t には、同一時点における経済変数間の相互依存関係や過去の変数によって説明できない部分 (観察不可能な構造的イノベーション) が含まれている。

$$x_t = A_1 x_{t-1} + \dots + A_p x_{t-p} + u_t, \quad x_t = \begin{bmatrix} y_t \\ z_t \end{bmatrix} \quad (7)$$

¹⁰表 5 は、1 件あたり医療費の変動を賃金率の変動で説明できる割合が、時間の経過とともに大きくなることを表している。他方、IRF を求めるために必要な直交条件の順序を入れ替えた場合の軌跡は、図 3 とほぼ同様である。図 3 と図 4 の IRF の軌跡はすべて、標準誤差 1 倍の信頼区間を満足している。

予測誤差の分散分解の結果を用いて、各変数の誤差の寄与度を検討することができる。一般に、 t 期において n 期先を予測する場合には、 $t+1$ 期以降 $t+n$ 期までの誤差項の期待値はゼロと想定される。実際には、 $t+1$ 期の誤差項がゼロとなることはまれであり、 $t+1$ 期の誤差項の影響が、その期以降の予測値にダイナミックに及ぶ。分散分解では、 n 期先の予測誤差の分散を 100 とし、予測誤差の分散のうち第 i 番目の直交化された誤差項の分散によって、予測誤差の分散をどの程度説明できるかが計算される (単位は%)。

¹¹過剰識別のモデルや潜在変数 (latent variable) の動きを重視するモデルを、本稿では考察の対象としなかった。これらを含めた構造型 VAR について Breitung (2001) が詳しい。

構造的なショックは構造型の $VAR(p)$ モデルを用いて次のように表現される。

$$Ax_t = A_1x_{t-1} + \cdots + A_px_{t-p} + B\epsilon_t \quad (8)$$

ここで、行列 A と行列 B は $k \times k$ 次の逆転可能な行列である。構造的なショックは相互に相関しないという制約より $\Sigma_\epsilon = E[\epsilon_t\epsilon_t']$ である。このモデルでは、構造的なショックが $VAR(p)$ のシステムに影響を与える経路が、行列 B によって決定されている。また、行列 A 経由で、ベクトルに含まれる変数間における即時的な関係が定式化されている。行列 A の逆行列を (8) 式の両辺の左側から乗じて (9) 式を得る。

$$\begin{aligned} x_t &= A^{-1}A_1x_{t-1} + \cdots + A^{-1}A_px_{t-p} + A^{-1}B\epsilon_t \\ &= \Gamma_1x_{t-1} + \cdots + \Gamma_pA_px_{t-p} + u_t \end{aligned} \quad (9)$$

ただし、 $\Gamma_1 = A^{-1}A_1, \dots, \Gamma_p = A^{-1}A_p, u_t = A^{-1}B\epsilon_t$ である。(9) 式において、 $u_t = A^{-1}B\epsilon_t$ の両辺に左側から行列 A を乗じることによって

$$B\epsilon_t = Au_t \quad (10)$$

を得る。このとき、構造的ショックの分散を 1 に正規化することによって、

$$\Sigma_\epsilon = I_k \quad (11)$$

となる。(10) 式と (11) 式の下で、識別可能性の条件 (短期の制約) を課すと、(10) 式の両辺に左側から行列 B の逆行列を乗じることによって (12) 式を得る¹²。

$$\epsilon_t = B^{-1}Au_t \quad (12)$$

構造型 VAR の推定結果から、たとえば被保険者に対する構造的なショックは

$$B^{-1} = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 \\ -0.02 & 1 & 0 \\ -23.87 & -6.11 & 1 \end{bmatrix}, \quad A = \begin{bmatrix} 0.003 & 0 & 0 \\ 0 & 0.01 & 0 \\ 0 & 0 & 0.20 \end{bmatrix}$$

である。

このとき (12) 式より

$$\epsilon_t = \begin{pmatrix} \epsilon_{wt} \\ \epsilon_{yt} \\ \epsilon_{zt} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 0.003u_{wt} \\ -0.02\epsilon_{wt} + 0.01u_{yt} \\ -23.87\epsilon_{wt} - 6.11\epsilon_{yt} + 0.20u_{zt} \end{pmatrix} \quad (13)$$

を得る。構造型 VAR の衝撃反応関数は、(13) 式の右辺に誘導型 VAR の衝撃反応関数 (u_t の系列) を与えることによって求められる。構造型 VARs の推定結果は表 6 に、構造型 VARs の衝撃反応関数は図 4 に表されている。図 4

¹²(11) 式を満足するイノベーションを用いることによって、行列 A と行列 B を構成する未知の $2k^2$ 個の要素に対して $k(k+1)/2$ 個の制約を課すことができ、そのとき $B\Sigma B' = AA'$ である。それゆえ、行列 A と行列 B を識別するために必要な制約の個数は $2k^2 - k(k+1)/2 = k(3k-1)/2$ である。短期の制約とは、行列 A と行列 B をそれぞれ対角行列、下三角行列であるとする事と同義である。

の軌跡から図3と同様の傾向、患者よりも医療機関の方が、ショックの影響が早く減衰していることを見て取ることができる。

1件あたり医療費に対する受診率のショックが持続する期間が被保険者と被扶養者で大きく異なる理由として制度的要因と経済的要因が考えられる。前者については、実効自己負担率の違いがVARに考慮されている。後者については、家族の予算制約とタイムコストの違いを挙げるができるが、VARやIRFを用いてタイムコストの違いの影響を直接的に検討できない。以上より、経済的要因に基づくショックの持続期間の差がどの程度であるかを明らかにすることは、今後の課題である。

表6はこのあたり

図4はこのあたり

5 結語と議論

本稿では、医療の需要と供給の両側からのショックが患者の受診行動に与える影響を考慮したベクトル値自己回帰モデルを推定し、その結果、被保険者に対して、実効自己負担率の上昇は受診率を統計的に有意に引き下げる効果があることと、前期の1件あたり医療費の下落は今期の受診率を押し上げる効果があることを明らかにした。また、衝撃反応関数を用いた分析によって、被保険者について、1件あたり医療費に対する受診率のショックが6-7カ月でゼロに収束すること、被扶養者について、1件あたり医療費に対する受診率のショックは約2年でゼロに収束することと、賃金率の変動が大きい場合、構造的ショックの影響が長期に及ぶこと(被保険者は2年、被扶養者は3年)が見出された。

本稿の分析結果から得られるインプリケーションは、政策的なものや学術的なもの双方がある。本研究で得られた結果は、自己負担引き上げに限定されるが、政策評価を行うべき時点について示唆を与えている。政策は実施後に評価されることがより良い政策運営のために必要であるが、その評価をどの時点で行えば良いか、という点に関しては明らかではない。政策実施後早い時期に政策評価を行えば、評価に基づいて更に改善された次回の政策実施が早期に可能になる。他方、早い時期に政策評価を行えば、政策の効果が顕在化する前に評価を行うことになり、政策への評価を誤る可能性が高くなる。本稿の分析結果は自己負担引き上げの効果は被保険者については6ヶ月程度、被扶養者については2年で影響がゼロになることを明らかにした。このため、自己負担率引き上げ政策が今後も行われるとすれば、被保険者については引き上げ実施から6ヶ月という極めて早い時期にその評価を行うことが可能となる。他方、同時期に外来薬剤一部負担制度が導入された被扶養者は2年にわたって影響が持続していることが明らかにされた。それゆえ、被扶養者に対しては政策効果を充分長い期間観察する必要がある。ただし、前節の最後にも述べているとおり、なぜ被扶養者のほうが影響が長期間持続す

るのか、については理論的な背景が必ずしも明らかではなく、本推定結果から政策的含意を検討する場合には十分慎重でなければならない。

被保険者と被扶養者で必要な期間が異なるが、被保険者については短期の政策評価が可能になり、政策評価で重視される PDCA サイクル (Plan Do Check Action) を現在想定されている周期よりも短縮できることになる。このため、我々が得た実証結果は迅速に効果的な政策を実行するための有力な根拠を与えられよう。

他方、制度改定が患者の受診行動と医療機関の供給行動に与える影響の持続期間 (IRF の分析結果) を比較すると、患者よりも医療機関の方がショックの影響が早く減衰していることが明らかになった。この結果は制度改定が与える効果について以下の含意を持っているように思われる。医療費の自己負担率引き上げにより受診率が低下する効果が見込まれる際、医療機関がどのように行動すべきか、はそれほど明らかではない。仮に受診率が低下した際に収入を維持するために受診し続ける患者からより高い収入を得ようとするれば患者負担を更に引き上げることを通じて更なる受診率の低下を招く可能性がある。他方、患者を受診し続けさせるために患者負担価格を低下させることはそれによりどの程度患者が受診し続けるかについて不確実性が存在するため、医療機関はこのような政策を実行することに躊躇するであろう。

今回得られた結果は医療機関の供給行動に対する効果が患者の受診率に対する効果よりも速く減衰していることから、医療機関が価格調整行動を迅速に行っていると考えられる。この行動が患者の受診率に対する影響を短期に収束させる効果を持っている可能性がある。

従って、短期的には需要側のショックに対応する形で、医療機関が1件当たり医療費をコントロールすると考えられる。他方、1件あたり医療費の変動を賃金率の変動で説明できる割合が、時間の経過とともに大きくなることを指摘した。このことは、1件当たり医療費が長期的には、患者の所得水準といった経済変数に従って変動する割合が大きいことを意味している。このため、長期に渡って医療機関の手で患者の受診行動がコントロールされるとは考えにくい。

我々の研究は学術的なインプリケーションも持っている。これまでに健康保険組合の個票データを用いた分析では価格弾力性が小さいことが明らかになっており、自己負担引き上げ政策が意味を持ち得ないことが明らかになっている。しかしながら、自己負担引き上げの効果を検証してきたこれまでの医療経済学的な研究では制度変更の影響を検討するための分析期間の選択が適切でなかった可能性もある。適切な分析期間を設定していない研究の場合には分析期間を今回の研究に即して変化させることにより推定結果に深刻な影響を与えるかも知れない。それゆえ、個票データによって制度改定の効果を検討するためには分析期間の設定について、より慎重に検討することが必要かも知れない。

最後に、本研究を通して見出された研究課題について論じる。本稿では、97年9月の制度改正より前の時点において、家計の受診行動と医療機関の医療サービス提供行動に変化の予兆があった可能性について言及していない。その理由は次の2点による。第一は、定常なレベル変数を用い、データのもつ情報を最大限に活用した VAR によって、被保険者の受診率の推移を説明できたこと、第二は、診療報酬の改定が医療機関に与えた時系列的な影響を考察の対象に加えることが難しいことである。制度改正を織り込んで行動し始めた時点の検出を分析の目的とするのであれば、潜在変数 (latent

variable) の動きを重視する Bayesian VAR の推定が適当であろう。しかしながら、この手法では、患者もしくは医療機関の変化の予兆を検出した後に、患者もしくは医療機関の行動に変化が生じた原因に対して、経済理論を用いて十分な説明を与えることができるか疑問である。潜在変数と患者もしくは医療機関の行動の関連を明示的に説明することが難しいからである。

上記とは別に、自己負担率改定の効果を検討するうえで、以下の、患者の受診行動を決定する重要な要因については、マイクロデータを用いて、本稿と異なる角度から検討されるべきであろう。第一に、健康状態が良くなった患者が受診をやめる側面についてである。患者の自己負担と患者の受診選択の関係をより詳細に分析するには、患者の健康状態のデータが不可欠である。第二に、被扶養者グループにおける加齢効果についてである。

高齢者の定義が、標本期間中 2002 年の 10 月に 70 歳以上から 75 歳以上に変更されているため、被扶養者グループの属性の変化を考慮した分析ができない。患者 (特に被扶養者) の雇用状況、年齢、性別のデータを用い、患者の加齢効果と患者の自己負担の関係も検討されるべきであろう。

第三に、民間の医療保険との代替性についてである。自己負担率改定と関連付けた形で民間の医療保険の加入状況は、これまで分析されていないと思われる。第四に、自己負担のほとんどが償還される付加給付の制度がある組合管掌健康保険や各種共済組合などの公的医療保険に加入している患者の受診行動についての分析である。

参考文献

- [1] Breitung, J. (2001) " A Convenient Representation for Structural Vector Autoregressions, " *Empirical Economics* 26, pp. 447-459.
- [2] 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, pp. 427-431.
- [3] 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.
- [4] Kitagawa, G. and H. Akaike (1978) " A Procedure for the Modeling of Non-Stationary Time Series, " *Annals of Institute of Statistical Mathematics* 30, Part B, pp. 351-363.
- [5] MacDonald G. and S. Hopkins (2004) " Unit Root Properties of OECD Health Care Expenditure and GDP Data, " *Health Economics* 11, pp. 371-376.
- [6] Manning, W.G., J.P. Newhouse, N. Duan et al. (1987) "Health Insurance and the Demand for Medical Care: Evidence from a Randomized Experiment", *American Economic Review* 77(3), pp. 251-277.
- [7] Newhouse, J. P., Phelps. C. E. and M. S. Marquis (1980) " On Having Your Cake and Eating It Too: Econometric Problems in Estimating the Demand for Health Services, " *Journal of Econometrics* 13, pp. 365-390.

- [8] Perron, P. (1989) " The Great Crash, the Oil Price Shock, and the Unit Root Hypothesis, " *Econometrica* 57, pp. 1361-1401.
- [9] Perron, P. (1990) " Testing for a Unit Root in a Time Series with a Changing Mean, " *Journal of Business and Economic Statistics* 8, pp.153-162.
- [10] Perron, P. (1993) " The Great Crash, the Oil Price Shock, and the Unit Root Hypothesis: Erratum, " *Econometrica* 61, pp.248-249.
- [11] Perron, P. (1994) " Trend, Unit Root and Structural Change in Macroeconomic Time Series, "in B. Bhaskara Rao eds., *Cointegration for the Applied Economist*, St. Martin 's Press, pp.113-146.
- [12] Sims, C. A. (1980) " Macroeconomics and Reality, " *Econometrica* 48, pp. 1-48.
- [13] Stock, J H and M W Watson (2001)" Vector Autoregressions, " *The Journal of Economic Perspectives* 15(4): 101-115.
- [14] Yoshida, A. and S. Takagi (2002) " Effect of the Reform of the Social Medical Insurance System in Japan, " *The Japanese Economic Review* 53(4), pp. 444-465.
- [15] 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』, Vol.14(3), pp.1-20.
- [16] 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』第40巻3号, pp.214-223.
- [17] 小椋正立 (1990) 「第8章 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, pp.189-210.
- [18] 田中滋・西村万里子 (1984) 「人的資本理論に基づく医療需要の経済分析」, 『季刊社会保障研究』, 20(1), pp.67-80.
- [19] 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), pp.289-300.
- [20] 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), pp.226-235.
- [21] 中西悟志 (2000) 「家計の医療サービス需要行動 - 動的需要関数の推定 - 」, 『医療経済研究』, 7, pp.65-75.
- [22] 中山徳良 (1998) 「医療支出と医療成果の時系列分析」, 『季刊社会保障研究』, 33(4), pp. 414-422.
- [23] 西村周三 (1976) 「わが国の医療制度と公立病院の選択行動」『季刊現代経済』22, 100-113.
- [24] 西村周三 (1987) 『医療の経済分析』, 東洋経済新報社.
- [25] 藤野志朗 (1997) 「医療部門デフレータの推計 (昭和34年度-平成5年度)」, 『医療と社会』, 7(1), pp.91-107.

- [26] 増原宏明・今野広紀・比左章一・鴫田忠彦 (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), pp.4-13.
- [27] 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.
- [28] 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.
- [29] 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, pp.101-120.

Appendix 1 単位根検定 (Perron テスト) の結果

標本の全期間を用いて Perron(1989) は DGP における構造変化を明示的に組み込んだ単位根検定を行い、アメリカの主要なマクロ経済変数がトレンド定常であることを示した。そこで検討される構造変化は平均のジャンプ、トレンドのシフトおよびこれら両者を含む場合の 3 通りであり、統計的な解釈は Dickey and Fuller (1979) の拡張である。トレンドや定数項にシフトがある単位根検定の臨界値は Perron(1989, 1990) に示されている。誤差項 u_t は平均ゼロ、分散一定であり、独立同一の正規分布に従うと想定している。ここで用いる検定の自己回帰モデルは (1-1) 式と (1-2) 式である。時点 t 以降の永続する平均のジャンプを DU_t 、トレンドのシフトを DT_t 、そして時点 t における一度限りのジャンプを $D(TB)_t$ で考慮している。 $t \leq TB$ の時 $DU_t = 0$ かつ $DT_t = 0$ である。 $t > TB$ の時 $DU_t = 1$ かつ $DT_t = t$ である。また $D(TB)_t$ は $t = TB + 1$ において $D(TB)_t = 1$ で、それ以外は $D(TB)_t = 0$ である。

(1-1) 式において、単位根があるという帰無仮説は $\theta = 1$, $\beta_1 = \beta_2 = 0$ 、トレンド定常であるという対立仮説は $\theta < 1$, $\beta_1 \neq 0$, $\beta_2 \neq 0$ で検定される。 θ の有意水準は、標本の初めからブレイクポイント (BP) での相対的な位置 ($0 < BP < 1$) に依存する。ブレイクポイントが 0.4、0.5 のとき、 $\theta = 1$ の臨界値は 1%(5%) の有意水準でそれぞれ -4.81、-4.90(-4.22、-4.24) である。Perron(1989) と Perron(1994) では、構造変化が起こった時の一度限りのジャンプを考慮しないモデルにおけるトレンドの与え方に若干の相違がある。また Perron(1989) では漸近分布の臨界値に若干の誤りがあり、それらは Perron(1993) で修正されている。

(1-2) 式に関する記述は (1-1) 式に準じる。両者の違いは、トレンドのシフト (DT_t) を考慮しているか否かである。

$$y_t = \alpha_1 + \alpha_2 DU_t + \alpha_3 D(TB)_t + \beta_1 t + \beta_2 DT_t + \theta y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \theta_i \Delta y_{t-i} + \epsilon_t \quad (1-1)$$

$$y_t = \alpha_1 + \alpha_2 DU_t + \alpha_3 D(TB)_t + \beta_1 t + \theta y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \theta_i \Delta y_{t-i} + \epsilon_t \quad (1-2)$$

表 A には、被保険者の 1 件あたり医療費に対し、Perron(1989, 1994) の手順で行った単位根検定の結果が表されている。(1-1) 式を用いて、被保険者の 1 件あたり医療費が定常な系列であるという結論を得た。

表 A はこのあたり

Appendix 2 衝撃反応関数 (Impulse Response Function) の導出過程

両変数の平均値 (\bar{y}_t, \bar{z}_t) を用い、(4) 式の VAR を行列式の体系に書き改めて (2-1) 式を得る。

$$\begin{bmatrix} y_t \\ z_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \bar{y}_t \\ \bar{z}_t \end{bmatrix} + \sum_{i=0}^{\infty} \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} \\ a_{21} & a_{22} \end{bmatrix}^i \begin{bmatrix} e_{1t-i} \\ e_{2t-i} \end{bmatrix} \quad (2-1)$$

(2-1) 式の残差系列 $\{e_{1t}\}$ と $\{e_{2t}\}$ は、推定されたモデルの背後にある関数の未知パラメーターを用いて、次のように書き換えることができる。

$$\begin{bmatrix} e_{1t} \\ e_{2t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 \\ (1 - b_{12}b_{21}) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 1 & -b_{12} \\ -b_{21} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \epsilon_{yt} \\ \epsilon_{zt} \end{bmatrix} \quad (2-2)$$

(2-1) 式と (2-2) 式を組み合わせることによって、(2-3) 式が導出される。

$$\begin{bmatrix} y_t \\ z_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \bar{y}_t \\ \bar{z}_t \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 1 \\ (1 - b_{12}b_{21}) \end{bmatrix} \sum_{i=0}^{\infty} \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} \\ a_{21} & a_{22} \end{bmatrix}^i \cdot \begin{bmatrix} 1 & -b_{12} \\ -b_{21} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \epsilon_{yt} \\ \epsilon_{zt} \end{bmatrix} \quad (2-3)$$

ここで、求める衝撃反応係数を

$$\phi_i = \begin{bmatrix} 1 \\ (1 - b_{12}b_{21}) \end{bmatrix} \sum_{i=0}^{\infty} \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} \\ a_{21} & a_{22} \end{bmatrix}^i \begin{bmatrix} 1 & -b_{12} \\ -b_{21} & 1 \end{bmatrix}$$

とおけば、(2-4) 式を得る。(2-4) 式が衝撃反応関数の体系 (本文の (6) 式) である。

$$\begin{bmatrix} y_t \\ z_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \bar{y}_t \\ \bar{z}_t \end{bmatrix} + \sum_{i=0}^{\infty} \phi_i \begin{bmatrix} \epsilon_{yt-i} \\ \epsilon_{zt-i} \end{bmatrix} \quad (2-4)$$

図 1-1 被保険者の受診率

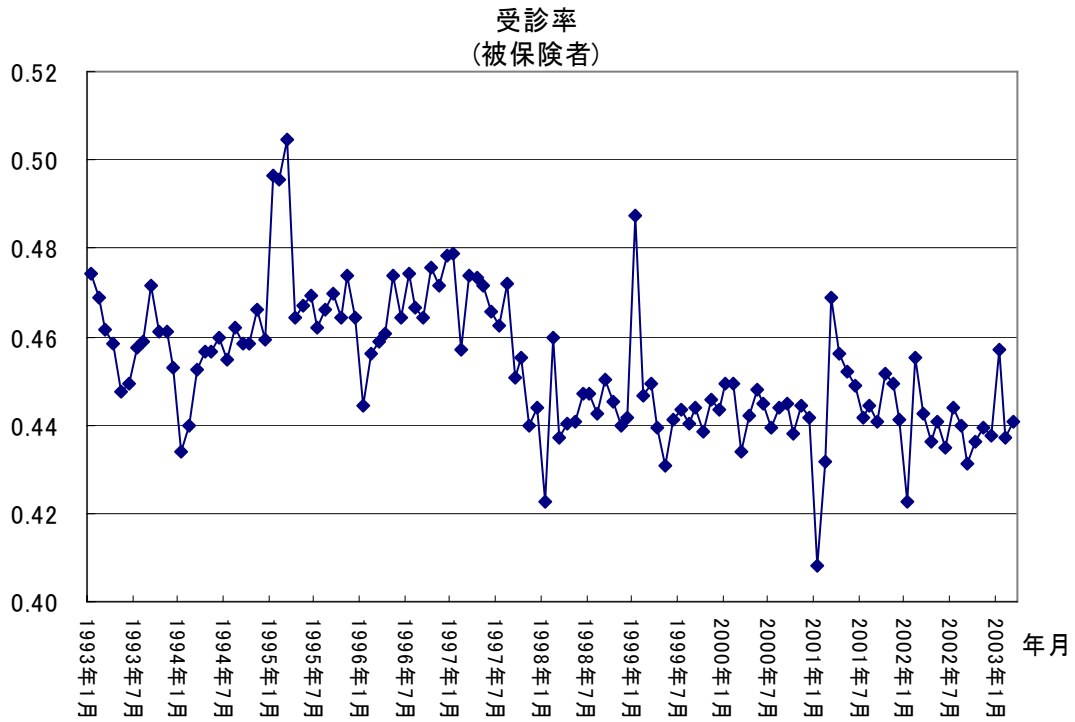


図 1-2 被保険者の一件当たり医療費

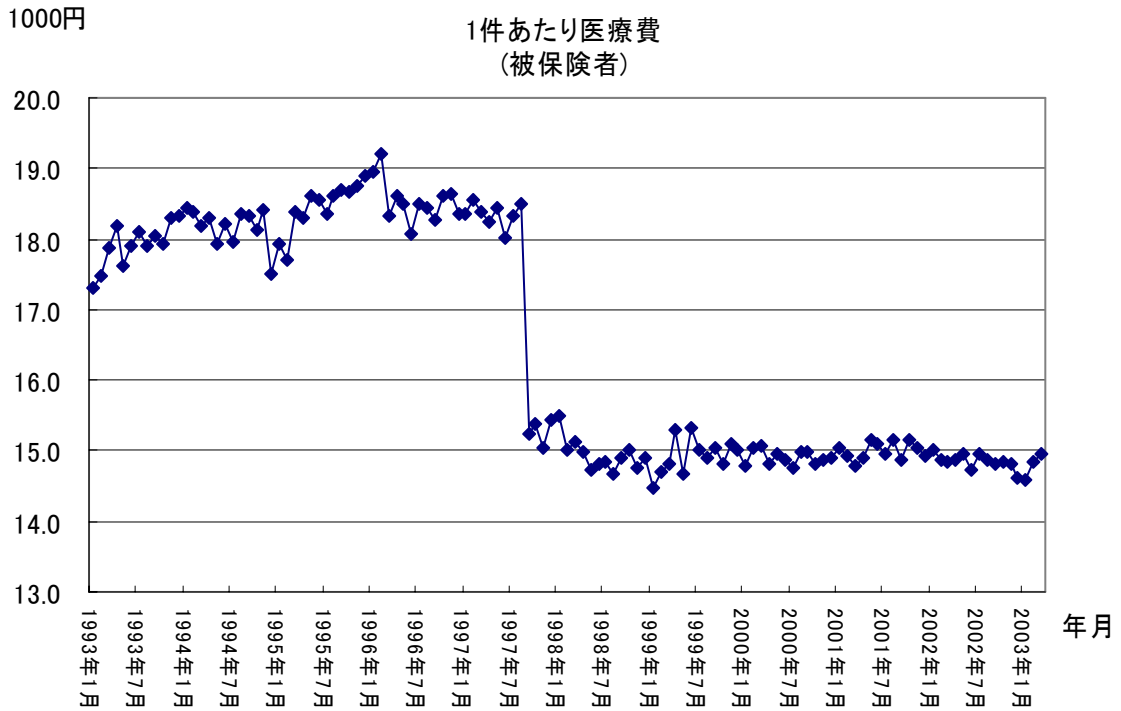


図 1-3 被扶養者の受診率

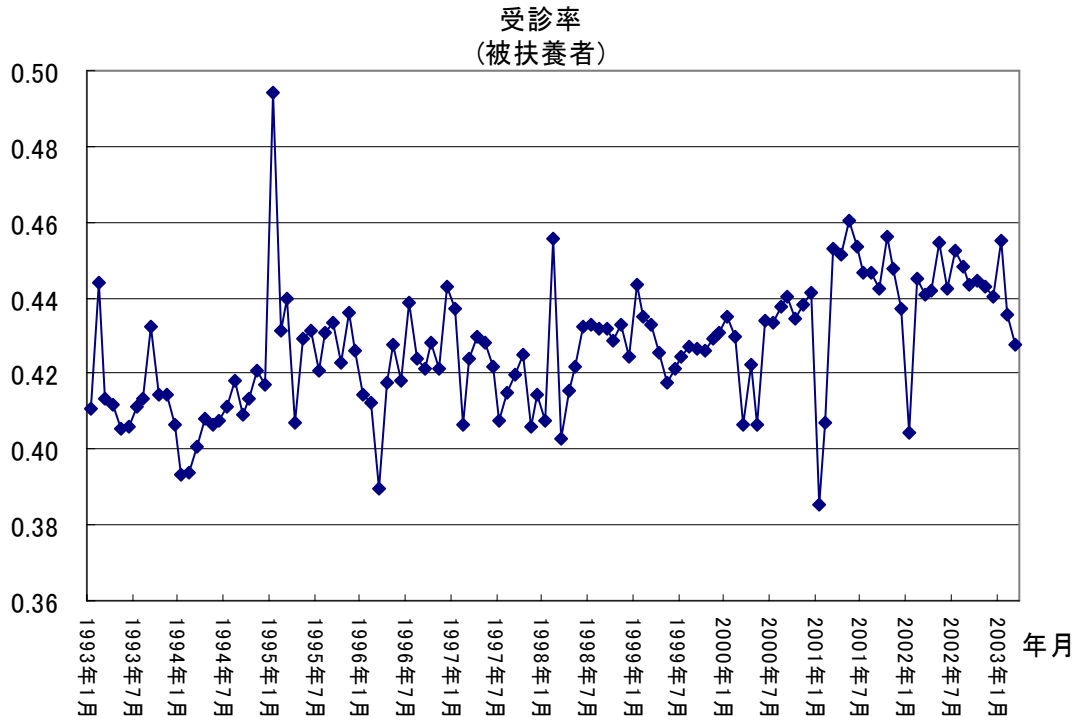


図 1-4 被扶養者の一件当たり医療費

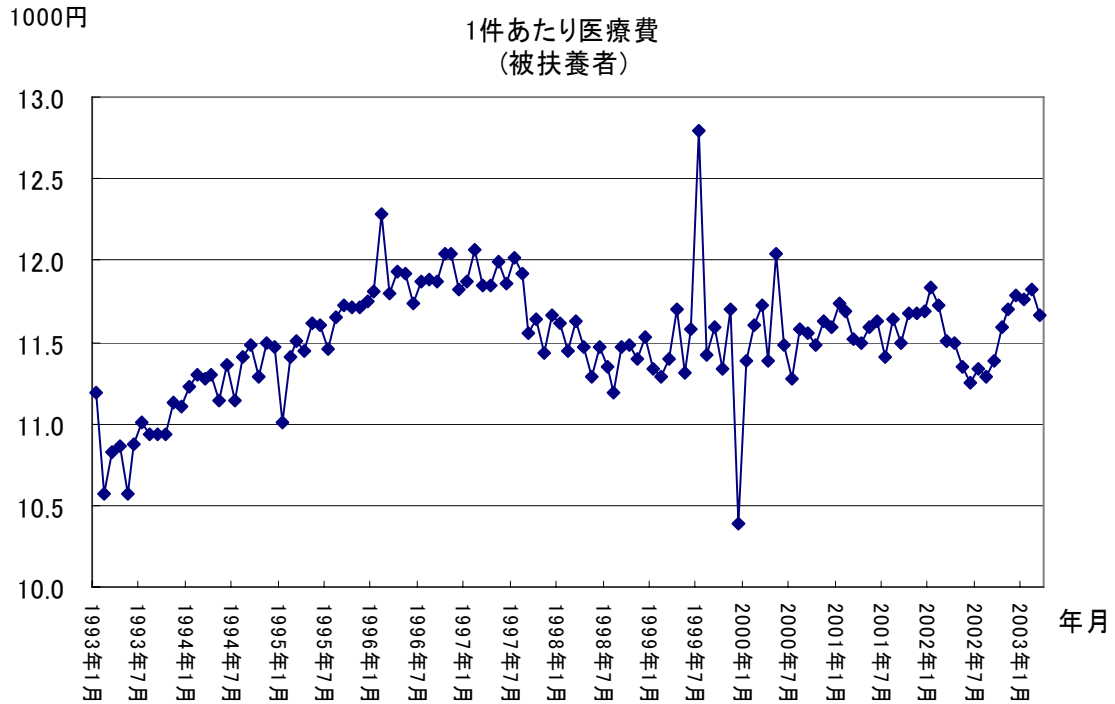


表 1：記述統計

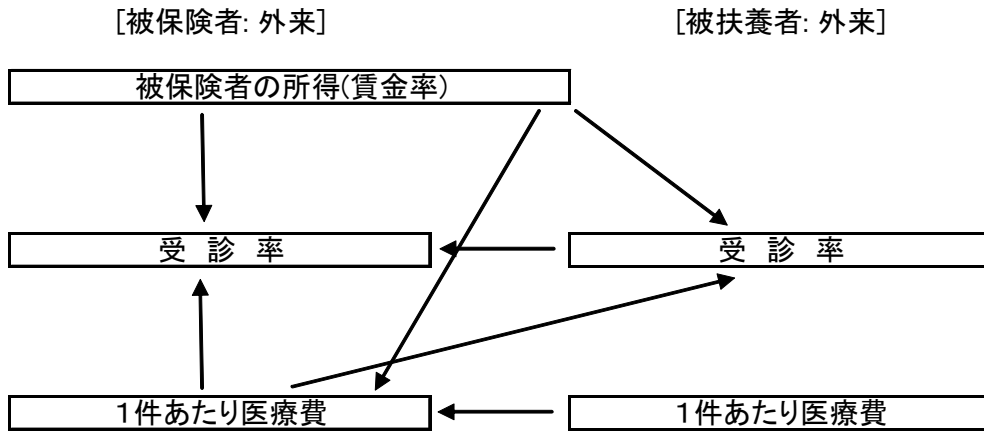
	被保険者			被扶養者	
	受診率	1件あたり医療費	賃金率	受診率	1件あたり医療費
平均値	0.45	16.46	0.28	0.43	11.52
中位値	0.45	15.24	0.29	0.43	11.51
最大値	0.50	19.20	0.30	0.49	12.80
最小値	0.41	14.48	0.27	0.39	10.39
標準偏差	0.02	1.70	0.01	0.02	0.34
変動係数	0.03	0.10	0.03	0.04	0.03

標本数: 123 (標本期間: 1993:01-2003:03)

賃金率 = 標準報酬月額 / 総実労働時間(5人以上の事業所) 単位: 1万円

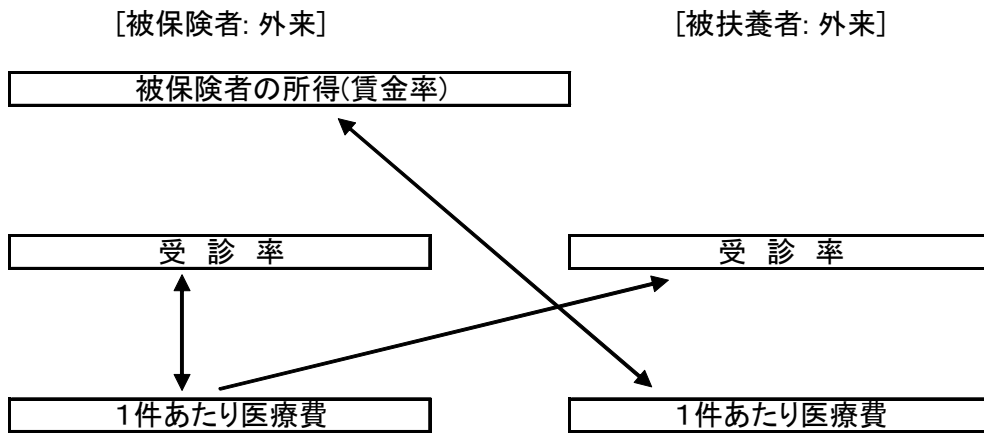
図 2：因果性検定の結果

(2変数間のテスト 1)



* 矢印は、グレンジャーの意味で因果性あり(ラグ数2, 5%有意水準)

(VARによるテスト 1)



* 矢印は、グレンジャーの意味で因果性あり(ラグ数3, 5%有意水準)

VARの外生変数: 実効自己負担率(被保険者) × 実効自己負担率(被扶養者)

表 2 : VARs の推定結果

	被保険者			被扶養者		
	賃金率	受診率	1件あたり医療費	賃金率(被保険者)	受診率	1件あたり医療費
賃金率 (-1)	0.330 0.099 [3.32]	0.598 0.394 [1.51]	7.017 8.167 [0.85]	0.251 0.092 [2.73]	0.592 0.470 [1.25]	19.663 8.309 [2.36]
賃金率 (-2)	0.065 0.099 [0.66]	0.244 0.392 [0.62]	7.886 8.112 [0.97]	0.059 0.096 [0.61]	0.680 0.491 [1.38]	9.716 8.667 [1.12]
賃金率 (-3)	0.348 0.099 [3.53]	-0.741 0.392 [-1.89]	-14.664 8.117 [-1.80]	0.332 0.087 [3.81]	-0.293 0.445 [-0.65]	-3.441 7.854 [-0.43]
賃金率 (-4)	0.070 0.094 [0.74]	0.383 0.374 [1.02]	22.156 7.738 [2.86]			
受診率 (-1)	0.001 0.023 [0.06]	0.312 0.093 [3.35]	-3.374 1.925 [-1.75]	-0.020 0.017 [-1.19]	0.268 0.087 [3.09]	-0.468 1.529 [-0.30]
受診率 (-2)	-0.018 0.024 [-0.74]	0.044 0.096 [0.45]	3.814 1.994 [1.91]	-0.007 0.017 [-0.41]	0.173 0.087 [2.00]	1.447 1.528 [0.94]
受診率 (-3)	0.029 0.025 [1.17]	-0.012 0.098 [-0.12]	3.964 2.037 [1.94]	0.046 0.017 [2.78]	-0.040 0.085 [-0.47]	1.876 1.503 [1.24]
受診率 (-4)	0.026 0.024 [1.10]	-0.037 0.094 [-0.38]	-0.708 1.946 [-0.36]			
1件あたり医療費 (-1)	0.000 0.001 [0.13]	-0.007 0.003 [-2.06]	0.116 0.069 [1.68]	0.000 0.001 [-0.04]	-0.003 0.005 [-0.49]	0.152 0.092 [1.65]
1件あたり医療費 (-2)	-0.001 0.001 [-0.65]	0.003 0.003 [0.97]	0.089 0.067 [1.31]	0.001 0.001 [1.09]	0.000 0.005 [0.02]	0.213 0.089 [2.38]
1件あたり医療費 (-3)	0.000 0.001 [-0.13]	-0.001 0.003 [-0.23]	0.015 0.066 [0.23]	0.002 0.001 [1.88]	0.000 0.005 [0.04]	0.195 0.089 [2.18]
1件あたり医療費 (-4)	0.000 0.001 [0.32]	0.003 0.003 [0.97]	0.073 0.054 [1.36]			
定数項	0.039 0.021 [1.80]	0.245 0.085 [2.87]	7.107 1.765 [4.02]	0.003 0.011 [0.23]	0.081 0.058 [1.39]	2.939 1.029 [2.85]
実効自己負担率 (被保険者)	0.000 0.000 [0.69]	-0.002 0.001 [-2.91]	-0.208 0.016 [-12.94]			
実効自己負担率 (被扶養者)				0.002 0.001 [2.93]	-0.003 0.003 [-0.78]	-0.207 0.057 [-3.62]
Jan95D				-0.001 0.003 [-0.20]	0.077 0.013 [5.97]	-0.429 0.229 [-1.87]
自由度調整済み 決定係数	0.90	0.54	0.98	0.91	0.42	0.56
回帰の標準誤差	0.00	0.01	0.22	0.00	0.01	0.23
F統計量	87.35	12.19	566.32	115.37	9.18	15.21
対数尤度	563.49	393.77	21.04	568.72	368.02	14.83
AIC	-8.93	-6.18	-0.11	-9.05	-5.79	-0.05
SBC	-8.61	-5.85	0.21	-8.78	-5.51	0.23

表 3 : VARs のラグ数の検定

ラグ数に対する χ^2 乗検定統計量 (括弧内はP値, 標本期間: 1993.01-2003.03)

ラグ数	被保険者				被扶養者			
	賃金率	受診率	1件あたり医療費	結合分布	賃金率	受診率	1件あたり医療費	結合分布
1	11.12 [0.01]	19.22 [0.0002]	6.62 [0.08]	38.42 [0.00001]	10.05 [0.01]	12.85 [0.004]	8.36 [0.03]	35.64 [0.00004]
2	1.81 [0.61]	1.44 [0.69]	6.27 [0.09]	11.47 [0.24]	1.96 [0.58]	5.85 [0.11]	6.28 [0.09]	17.18 [0.04]
3	13.72 [0.003]	3.62 [0.30]	8.95 [0.03]	27.30 [0.001]	21.24 [0.00009]	0.67 [0.87]	5.80 [0.12]	29.77 [0.0004]
4	1.78 [0.62]	1.97 [0.57]	9.61 [0.02]	20.02 [0.01]				
自由度	3	3	3	9	3	3	3	9

(参考) AIC

ラグ数	被保険者	被扶養者
0	-13.99	-13.42
1	-15.07	-14.77
2	-15.22	-14.90
3	-15.39	-14.99
4	-15.41	-14.91

表 4 : VARs の残差の検定

VAR残差の正規性テスト (Cholesky直交)

χ^2 乗検定の帰無仮説: 残差は多重正規分布に従う

被保険者											
	歪度	χ^2 乗	(自由度)	確率	尖度	χ^2 乗	(自由度)	確率	Jarque-Bera	(自由度)	確率
賃金率	0.04	0.04	1	0.84	3.60	1.82	1	0.18	1.86	2	0.39
受診率	0.56	6.42	1	0.01	5.08	22.13	1	0.00	28.56	2	0.00
1件あたり医療費	-0.23	1.11	1	0.29	3.99	5.02	1	0.03	6.13	2	0.05
結合分布		7.57	3	0.06		28.97	3	0.00	36.54	6	0.00

被扶養者											
	歪度	χ^2 乗	(自由度)	確率	尖度	χ^2 乗	(自由度)	確率	Jarque-Bera	(自由度)	確率
賃金率	0.23	1.10	1	0.29	3.34	0.60	1	0.44	1.71	2	0.43
受診率	-0.25	1.25	1	0.26	4.86	17.7	1	0.00	18.97	2	0.00
1件あたり医療費	0.37	2.86	1	0.09	10.96	324.4	1	0.00	327.24	2	0.00
結合分布		5.22	3	0.16		342.7	3	0.00	347.92	6	0.00

図 3-1 : IRF-被保険者 (受診率)

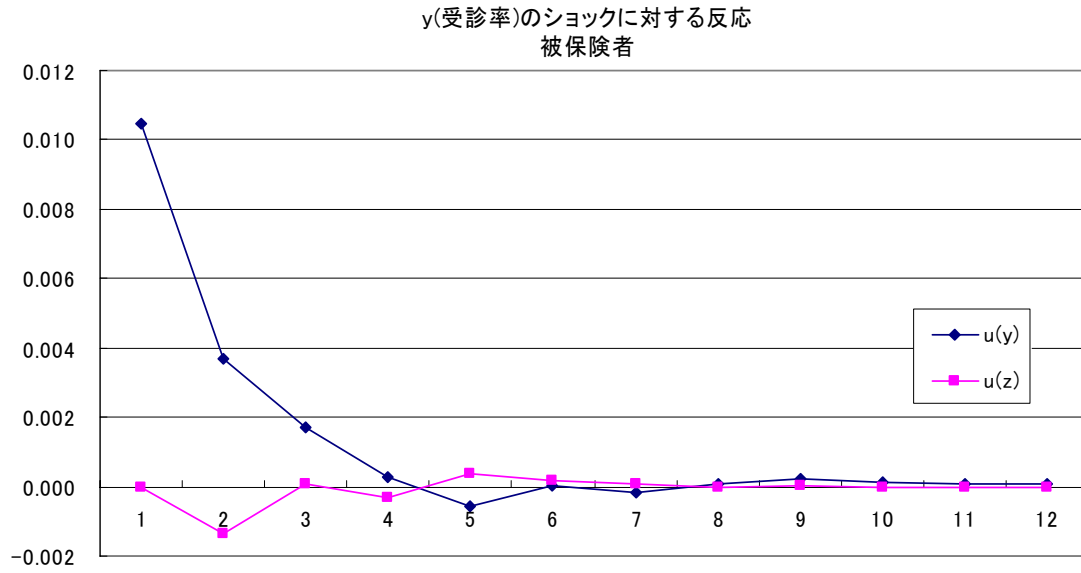


図 3-2 : IRF-被保険者 (一件あたり医療費)

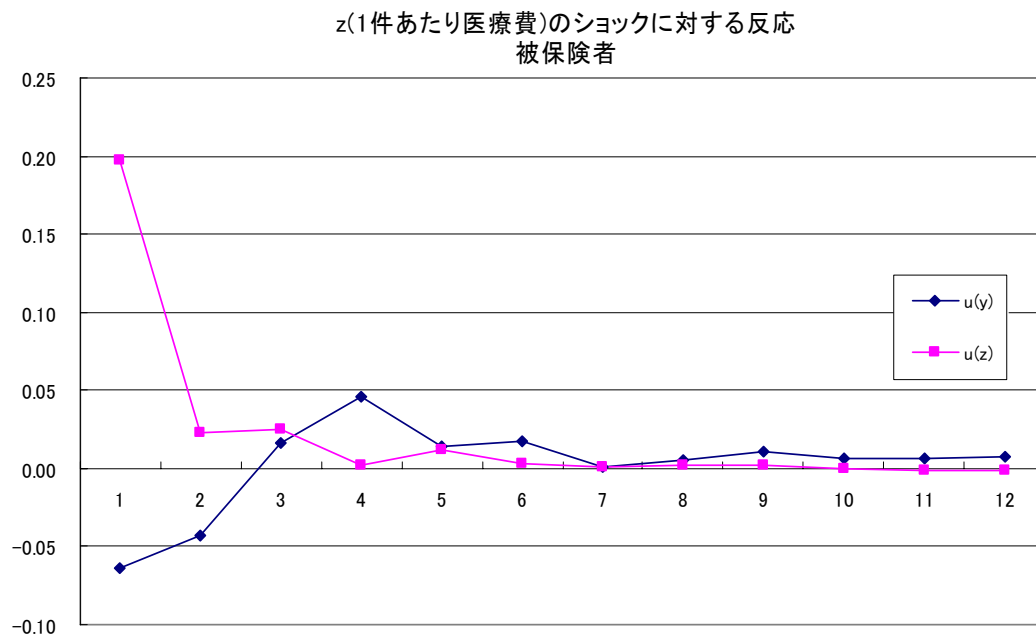


図 3-3 : IRF—被扶養者（受診率）

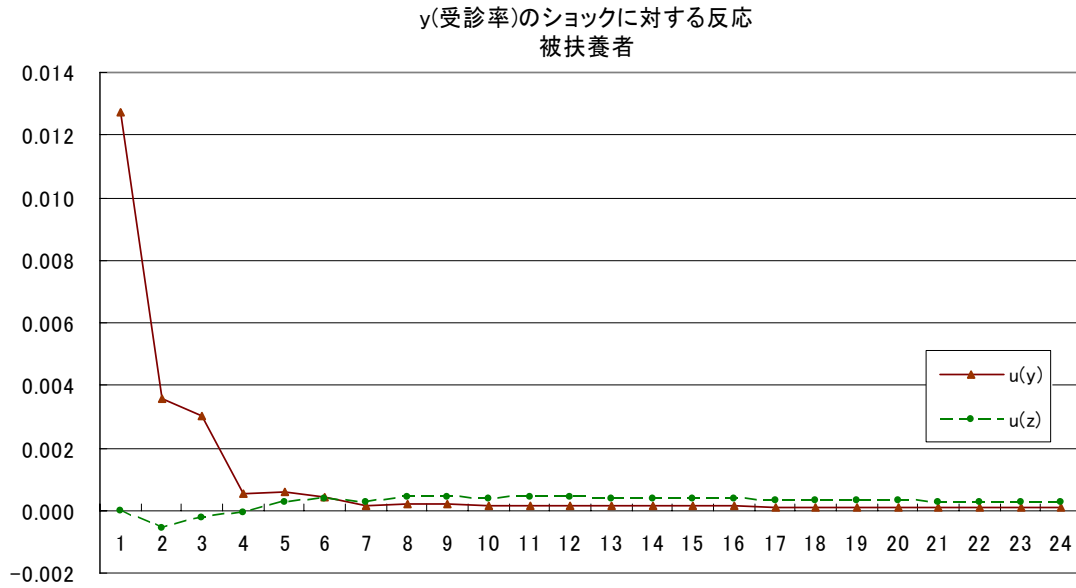


図 3-4 : IRF—被扶養者（一件あたり医療費）

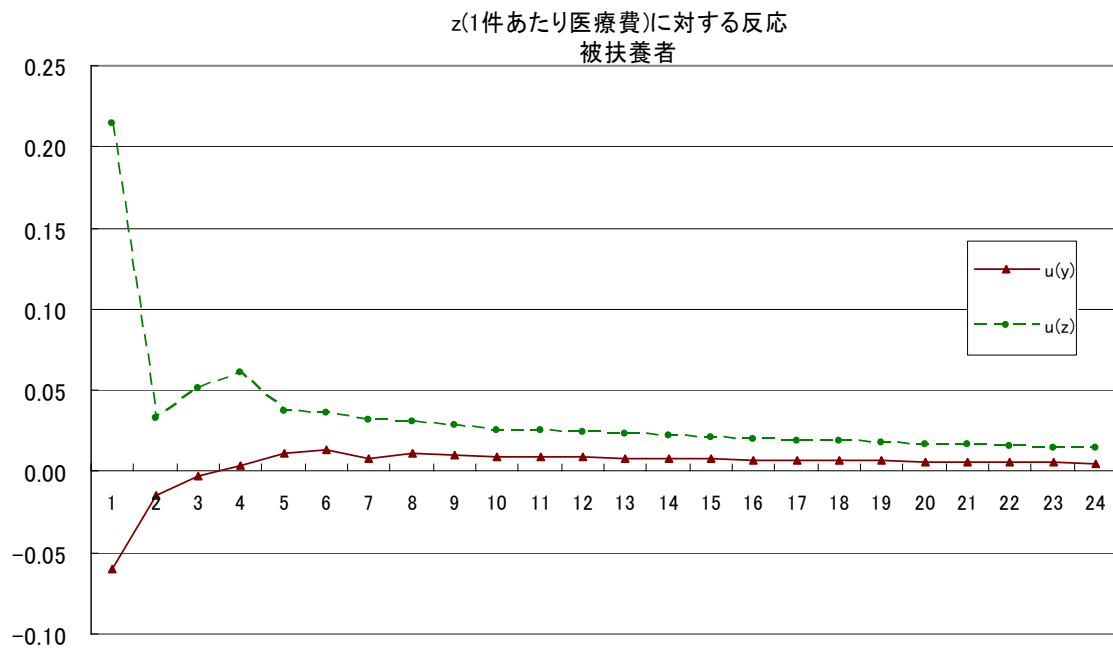


表 5：一件あたり医療費の分散分解

期間	被保険者: 1件あたり医療費の分散分解				被扶養者: 1件あたり医療費の分散分解			
	標準誤差	賃金率	受診率	1件あたり医療費	標準誤差	賃金率	受診率	1件あたり医療費
1	0.22	8.33	8.70	82.97	0.23	2.58	6.97	90.46
2	0.22	8.17	11.96	79.87	0.23	6.03	6.96	87.00
3	0.22	8.47	12.25	79.28	0.24	7.61	6.53	85.85
4	0.23	9.14	15.60	75.26	0.25	7.27	6.16	86.56
5	0.24	16.34	14.62	69.04	0.25	9.19	6.09	84.72
6	0.24	17.65	14.79	67.56	0.26	10.82	6.10	83.08
7	0.24	17.96	14.74	67.30	0.26	11.71	6.02	82.27
8	0.25	19.26	14.55	66.19	0.27	12.93	6.01	81.06
9	0.25	20.38	14.51	65.12	0.27	14.08	6.00	79.92
10	0.25	21.14	14.42	64.44	0.27	15.03	5.97	79.01
11	0.25	21.80	14.36	63.85	0.28	15.90	5.95	78.15
12	0.25	22.37	14.33	63.30	0.28	16.70	5.93	77.37
13	0.25	22.90	14.28	62.81	0.28	17.41	5.91	76.68
14	0.25	23.33	14.25	62.42	0.29	18.04	5.90	76.06
15	0.25	23.67	14.22	62.11	0.29	18.61	5.88	75.50
16	0.26	23.97	14.20	61.83	0.29	19.13	5.87	75.00
17	0.26	24.23	14.18	61.59	0.29	19.59	5.86	74.55
18	0.26	24.44	14.16	61.40	0.29	20.01	5.85	74.15
19	0.26	24.62	14.14	61.23	0.29	20.38	5.84	73.78
20	0.26	24.78	14.13	61.09	0.30	20.72	5.83	73.45
21	0.26	24.90	14.12	60.98	0.30	21.03	5.82	73.15
22	0.26	25.01	14.11	60.88	0.30	21.31	5.82	72.87
23	0.26	25.10	14.10	60.79	0.30	21.56	5.81	72.63
24	0.26	25.18	14.10	60.72	0.30	21.79	5.80	72.40

表 6：構造型 VARs の推定結果

	説明変数	係数値	標準誤差	t統計量	確率
被保険者	C(2)	-0.02	0.36	-0.06	0.96
	C(4)	-23.87	6.76	-3.53	0.00
	C(5)	-6.11	1.70	-3.59	0.00
	C(1)	0.00	0.00	15.68	0.00
	C(3)	0.01	0.00	15.68	0.00
	C(6)	0.20	0.01	15.68	0.00
被扶養者	C(2*)	-0.51	0.46	-1.12	0.26
	C(4*)	-16.91	7.78	-2.17	0.03
	C(5*)	-4.69	1.52	-3.08	0.00
	C(1*)	0.00	0.00	15.68	0.00
	C(3*)	0.01	0.00	15.68	0.00
	C(6*)	0.21	0.01	15.68	0.00

被保険者: 賃金率の残差 = $C(1) \times u(w)$
 受診率の残差 = $C(2) \times$ 賃金率の残差 + $C(3) \times u(y)$
 1件あたり医療費の残差 = $C(4) \times$ 賃金率の残差 + $C(5) \times$ 受診率の残差 + $C(6) \times u(z)$

被扶養者: 賃金率の残差 = $C(1*) \times u(w)$
 受診率の残差 = $C(2*) \times$ 賃金率の残差 + $C(3*) \times u(y)$
 1件あたり医療費の残差 = $C(4*) \times$ 賃金率の残差 + $C(5*) \times$ 受診率の残差 + $C(6*) \times u(z)$

図 4-1：構造型 VARs の IRF－被保険者（受診率）

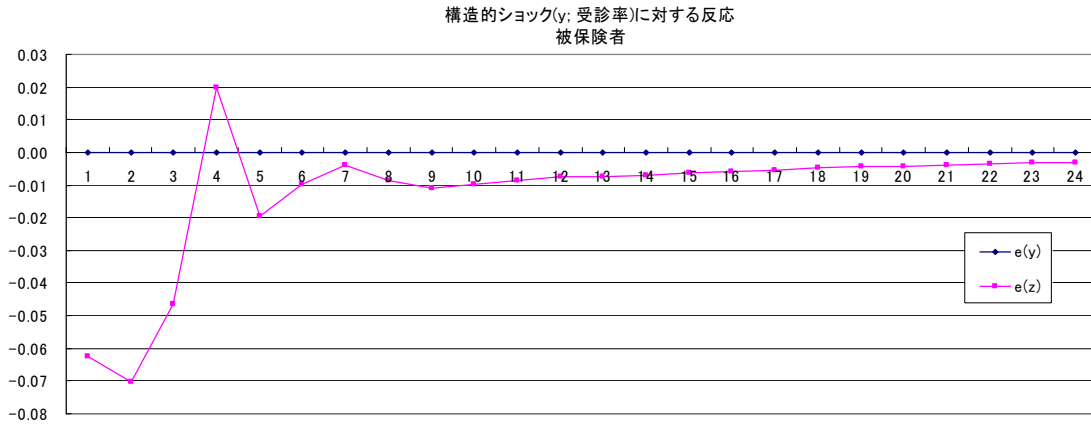


図 4-2：構造型 VARs の IRF－被保険者（一件あたり医療費）

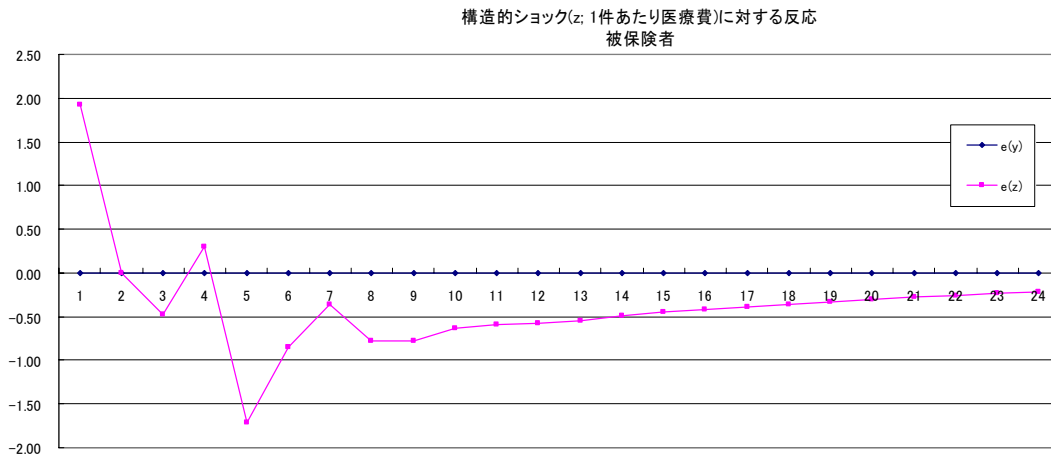


図 4-3 : 構造型 VARs の IRF - 被扶養者 (受診率)

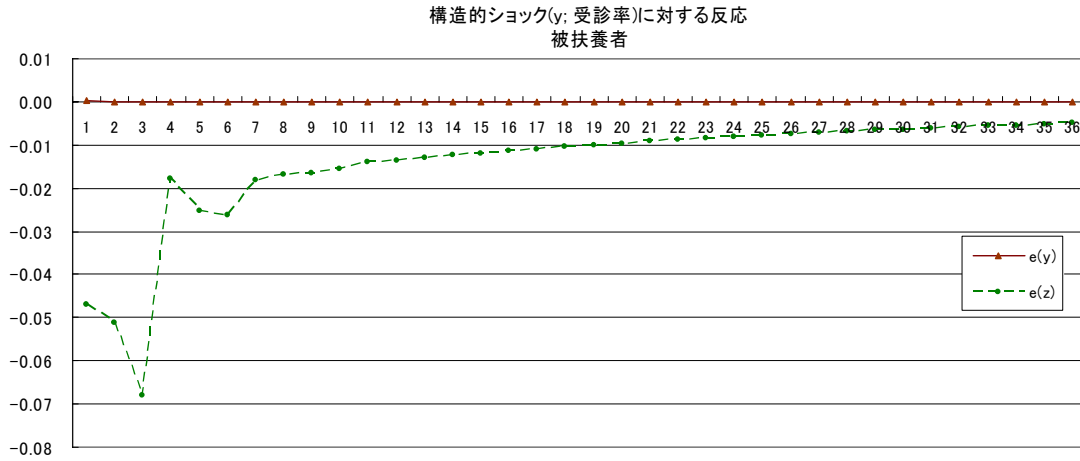


図 4-4 : 構造型 VARs の IRF - 被扶養者 (一件当たり医療費)

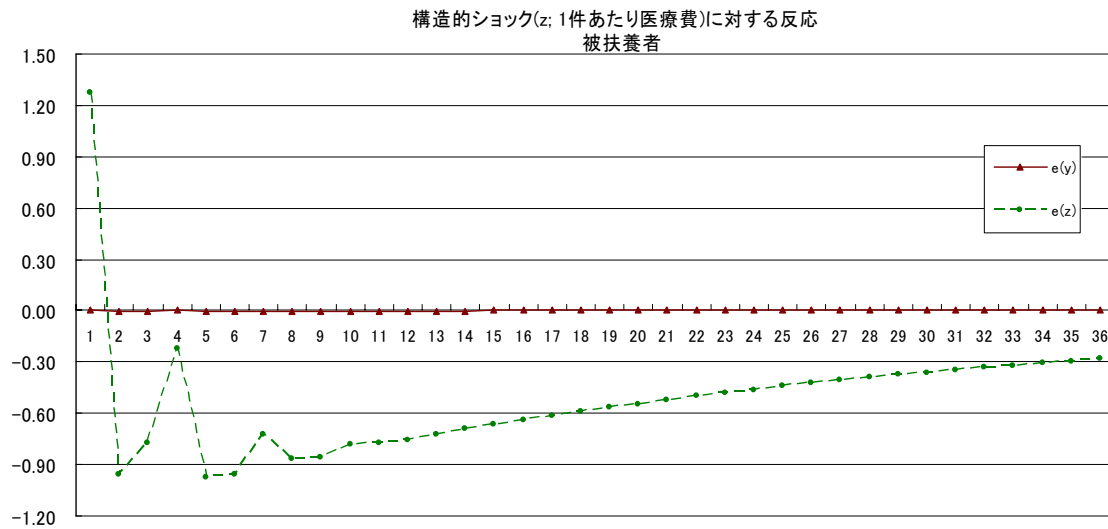


表 A : Perron テストの結果

被説明変数: 被保険者の1件あたり価格 (y)

標本期間: 1993:01 2003:03

説明変数	係数値	標準誤差	t統計量	確率
定数項	9.03	1.45	6.22	0.00
DU	-1.60	0.26	-6.15	0.00
D(TB)	-3.30	0.23	-14.45	0.00
t	0.01	0.00	2.64	0.01
DT	-0.01	0.00	-2.03	0.04
y(-1)	0.48	0.08	5.76	0.00
$\Delta y(-1)$	-0.17	0.05	-3.15	0.00
決定係数	0.984	AIC(赤池情報量基準)		-0.14
自由度調整済決定係数	0.983	SC(シュワルツの基準)		0.02
回帰の標準誤差	0.220	F統計量		1191.48
ダービン=ワトソン統計量	2.09	確率 (F統計量)		0.00

IPSS Discussion Paper Series 既刊論文（直近分）

No	著者	タイトル	刊行年月
2005-01	加藤久和	年金財政の持続可能性と経済成長について	2005年5月
2005-02	府川哲夫	国保老人の外来受診者1人当たり医療費	2005年8月
2005-03	稲垣誠一	Projections of the Japanese Socioeconomic Structure Using a Microsimulation Model (INAHSIM)	2005年10月
2005-04	Takashi Oshio and Satoshi Shimizutani	The impact of social security on income, poverty, and health of the elderly in Japan	2005年10月