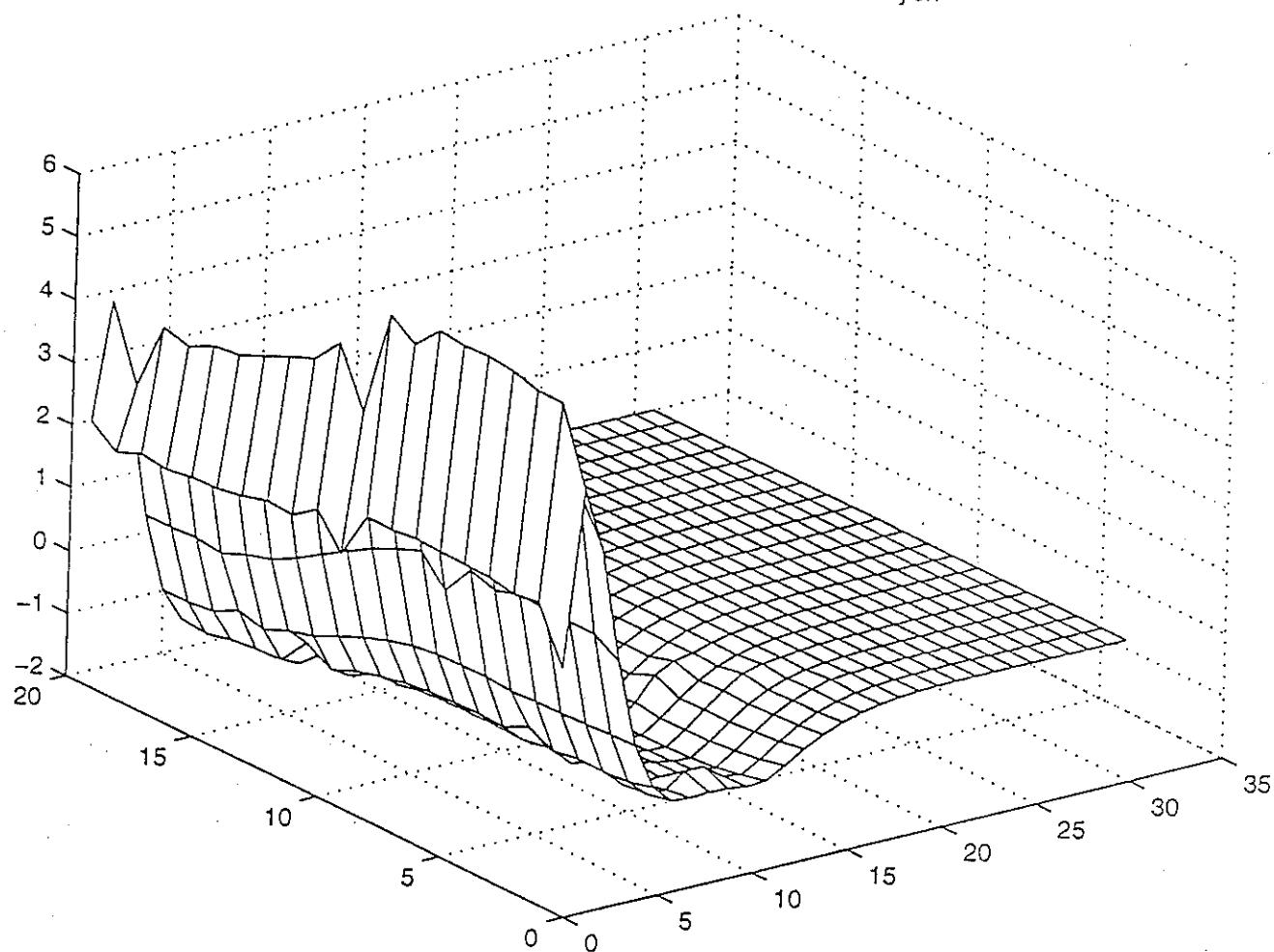


Fig 25. t value for -50 manyen - 250- manyen

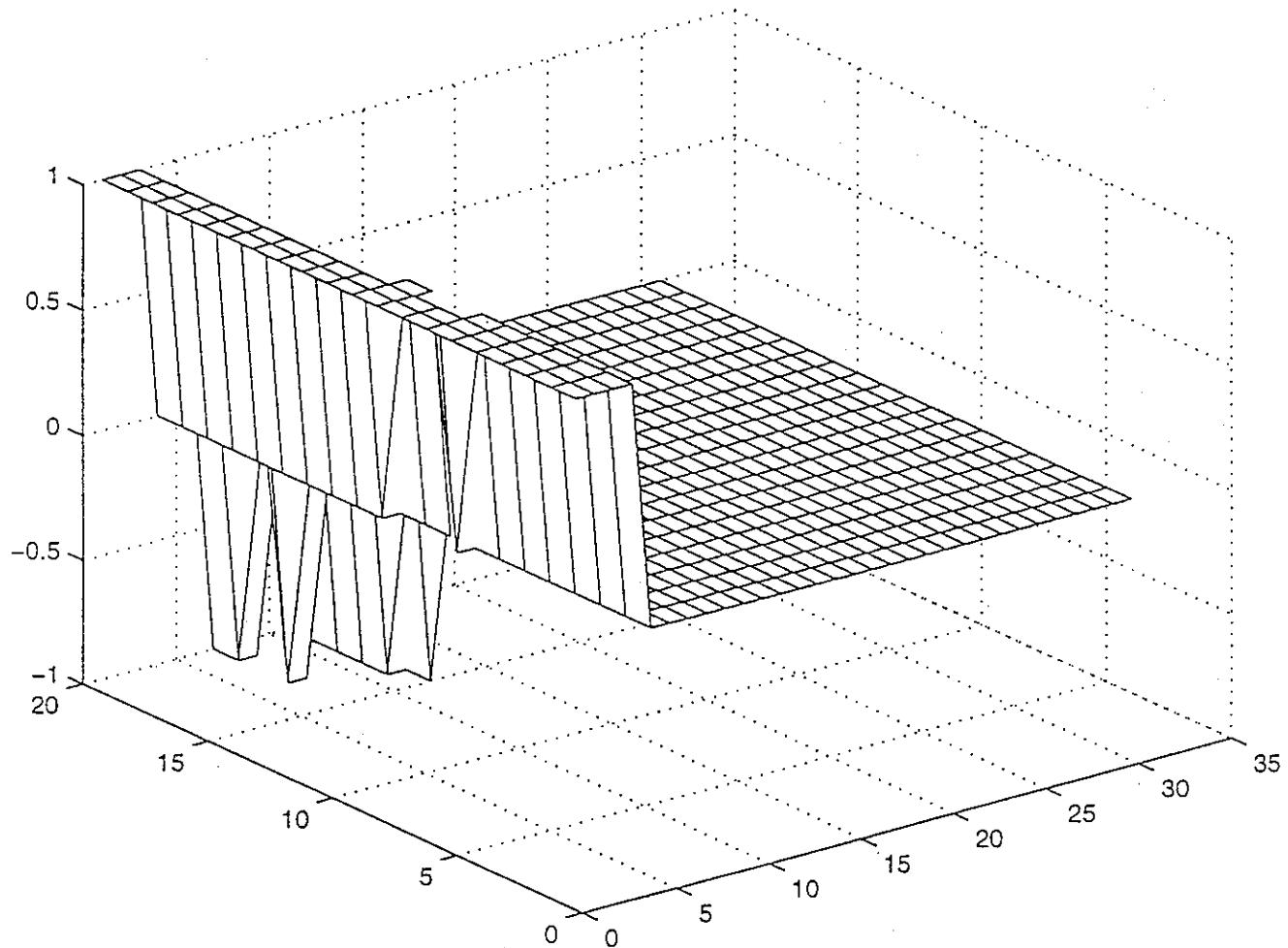


x軸：金融資産（1：純負債、2～30：0～2900万円の100万円刻み、31：2900万円以上）

y軸：健康状態（1：入院、2～10：外来、11～17：自覚症状あり、18～20：自覚症状なし）

z軸:t 値

Fig 26. significance for -50 manyen – 250– manyen

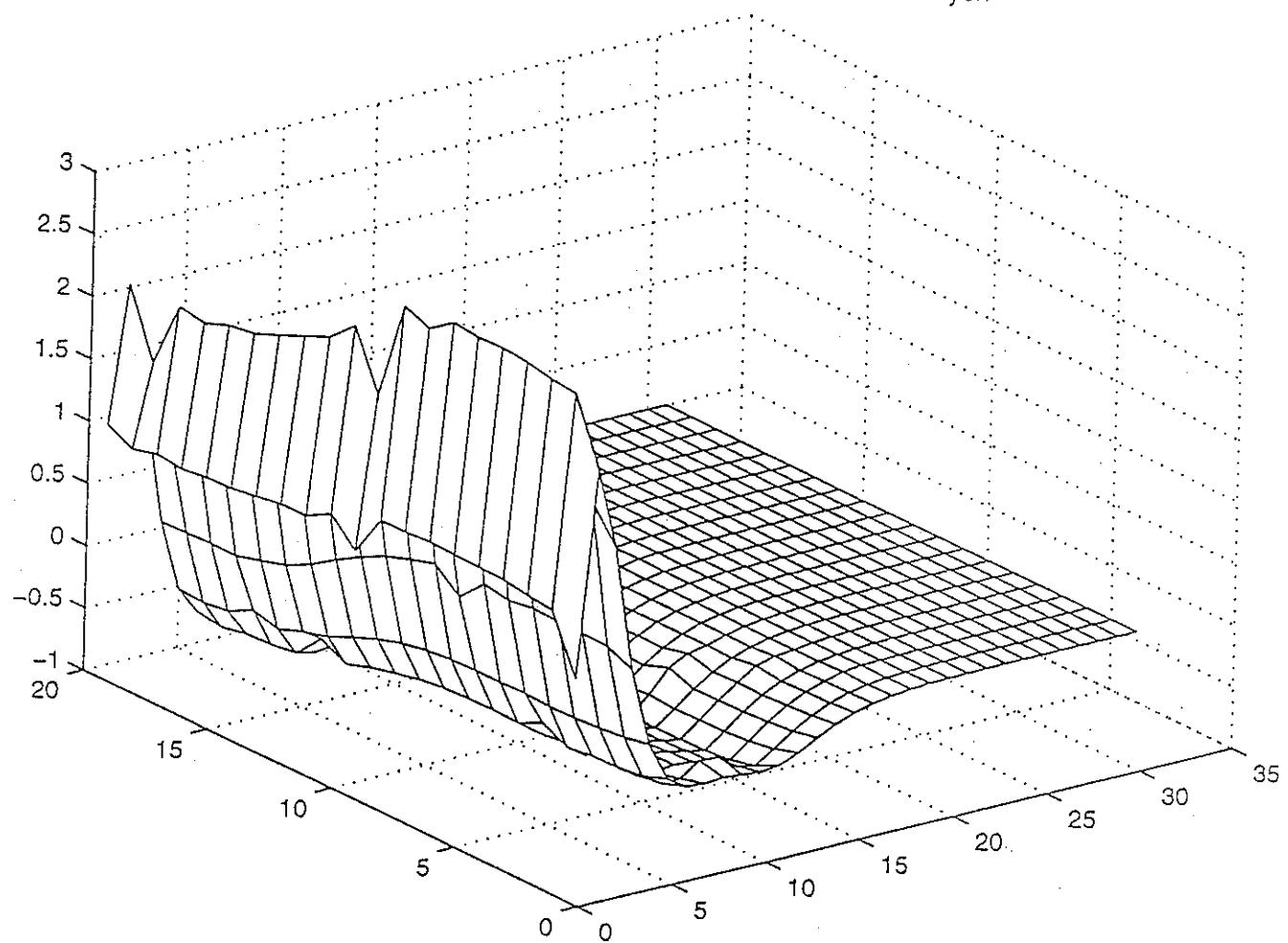


x軸：金融資産（1：純負債、2～30：0～2900万円の100万円刻み、31：2900万円以上）

y軸：健康状態（1：入院、2～10：外来、11～17：自覚症状あり、18～20：自覚症状無し）

z軸 1：正で有意、0：有意でない、-1：負で有意

Fig 27. t value for 50-150 manyen - 150-250 manyen

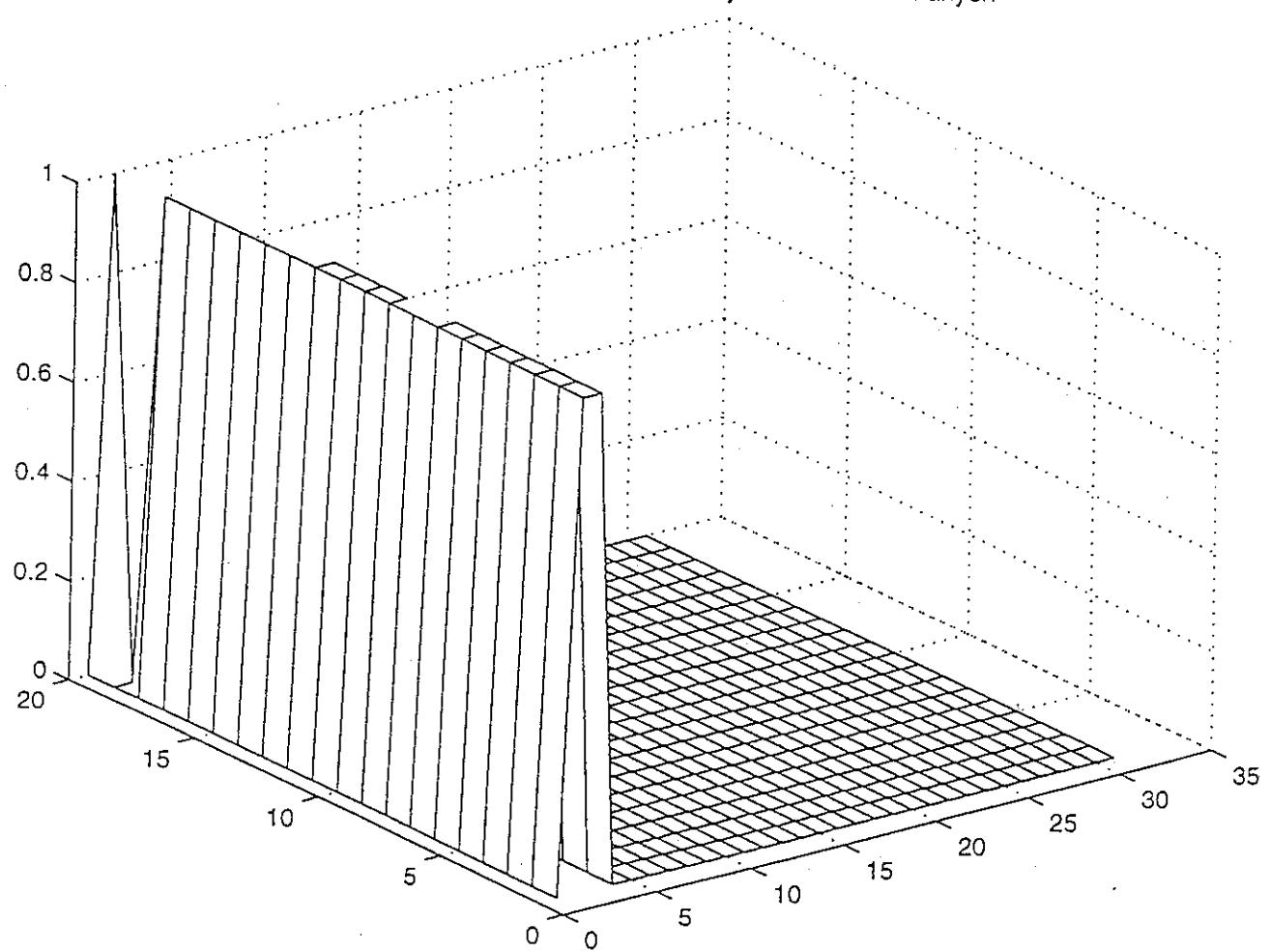


x軸：金融資産（1：純負債、2～30：0～2900万円の100万円刻み、31：2900万円以上）

y軸：健康状態（1：入院、2～10：外来、11～17：自覚症状あり、18～20：自覚症状なし）

z軸:t 値

Fig 28. significance for 50–150 manyen – 150–250 manyen

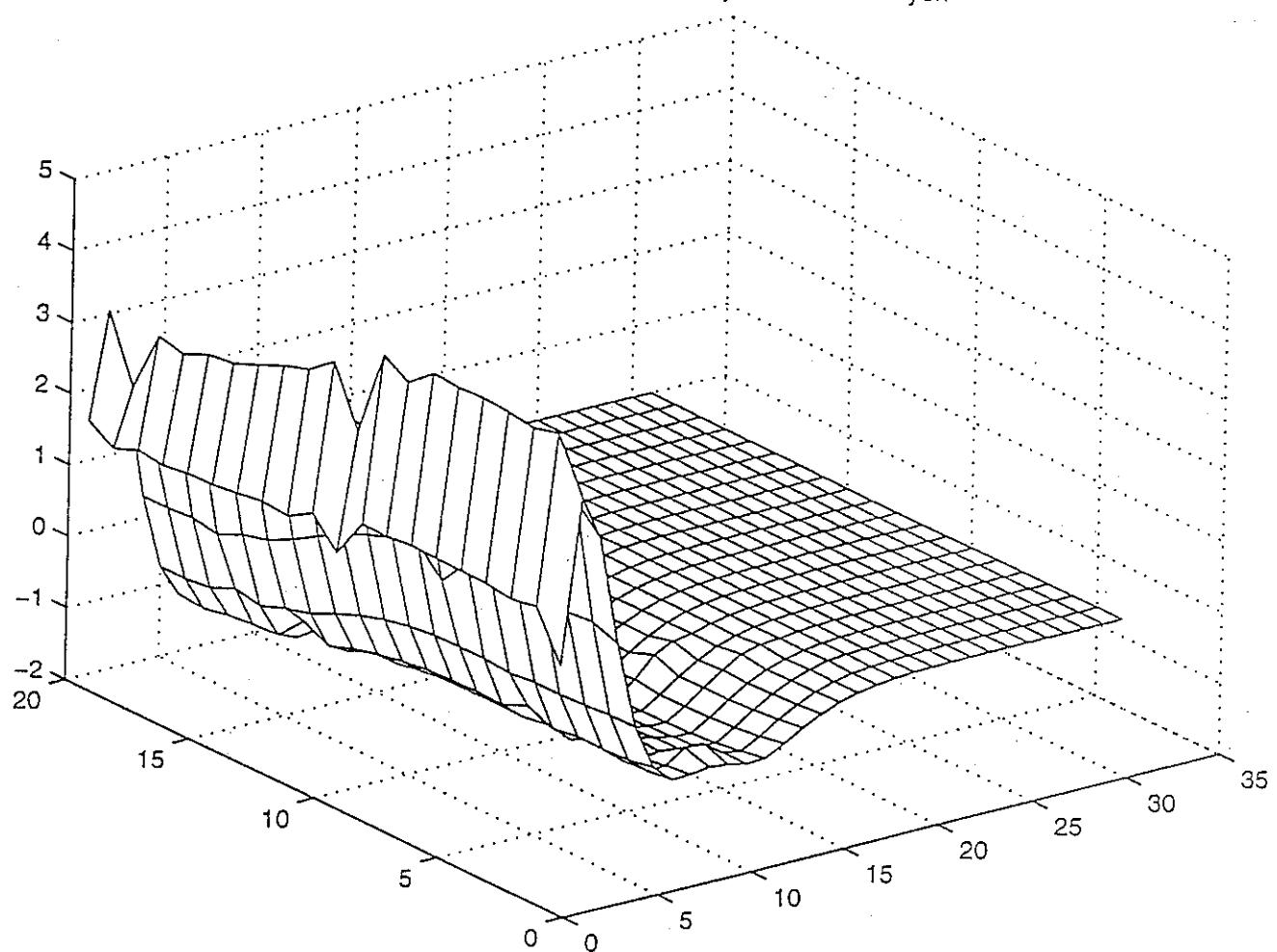


x軸：金融資産（1：純負債、2～30：0～2900万円の100万円刻み、31：2900万円以上）

y軸：健康状態（1：入院、2～10：外来、11～17：自覚症状あり、18～20：自覚症状なし）

z軸 1：正で有意、0：有意でない、-1：負で有意

Fig 29. t value for 50~150 manyen – 250~ manyen

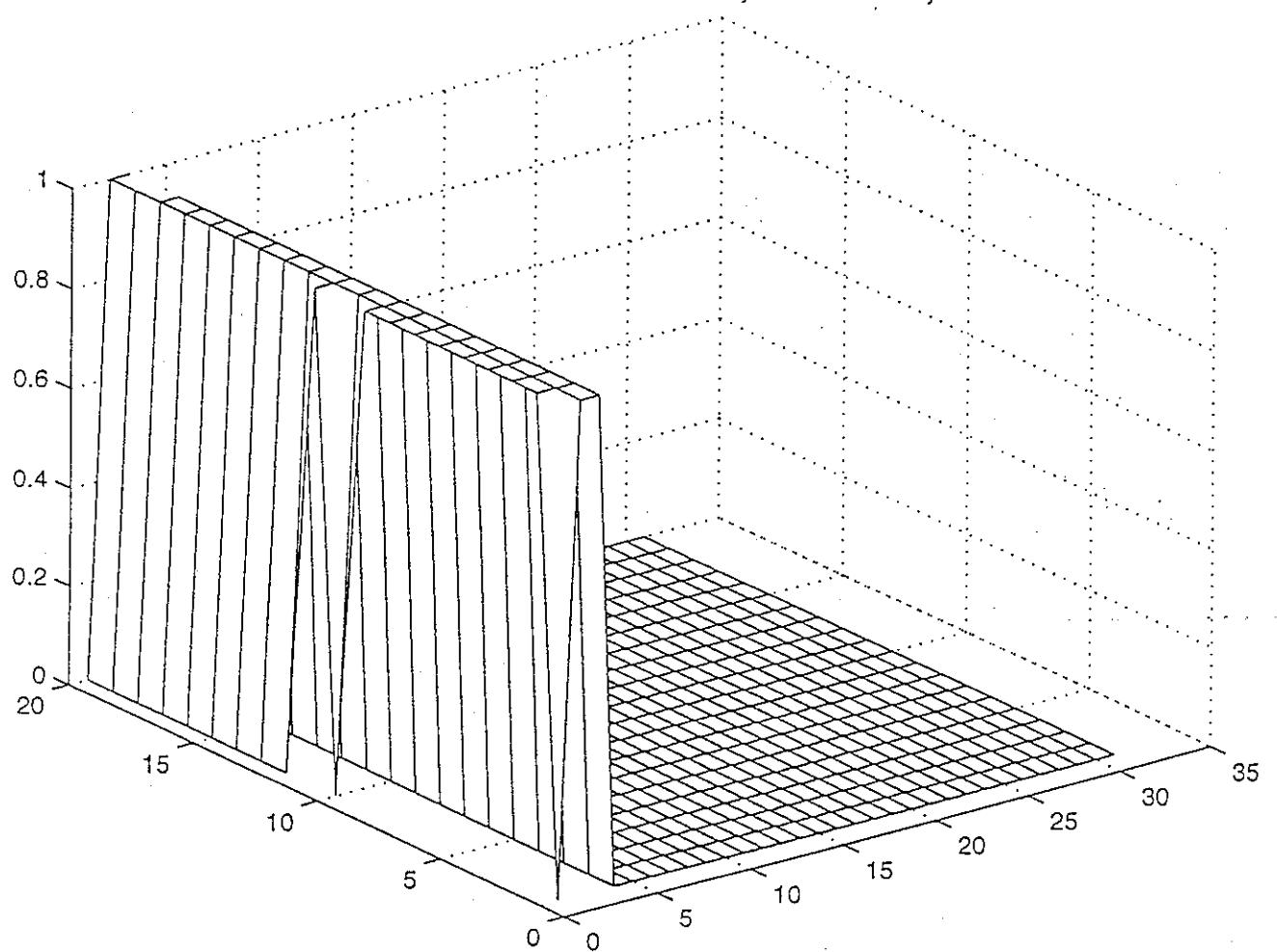


x軸：金融資産（1：純負債、2～30：0～2900万円の100万円刻み、31：2900万円以上）

y軸：健康状態（1：入院、2～10：外来、11～17：自覚症状あり、18～20：自覚症状なし）

z軸:t 値

Fig 30. significance for 50–150 manyen – 250– manyen

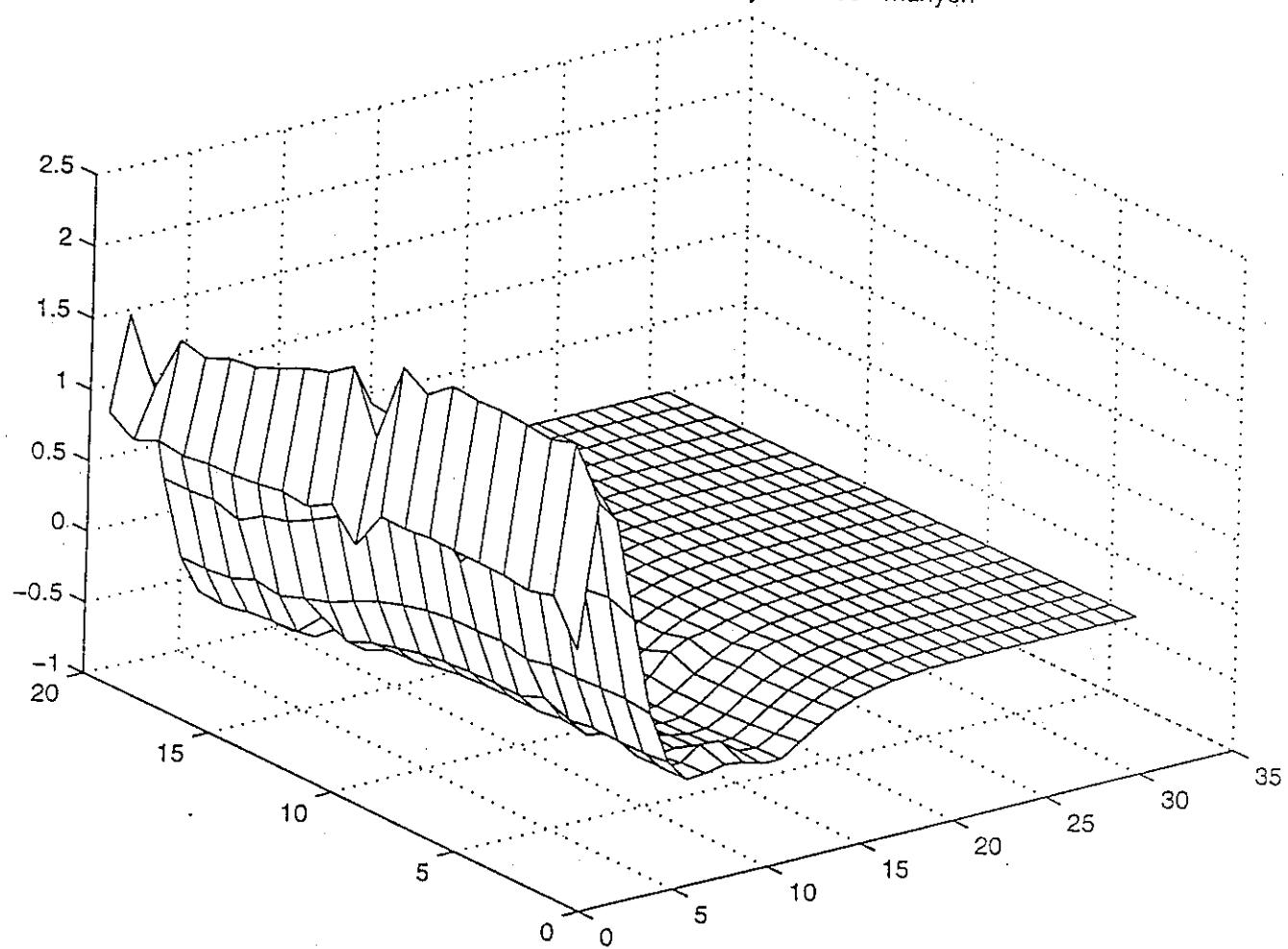


x軸：金融資産（1：純負債、2～30：0～2900万円の100万円刻み、31：2900万円以上）

y軸：健康状態（1：入院、2～10：外来、11～17：自覚症状あり、18～20：自覚症状無し）

z軸 1：正で有意、0：有意でない、-1：負で有意

Fig 31. t value for 150~250 manyen – 250– manyen

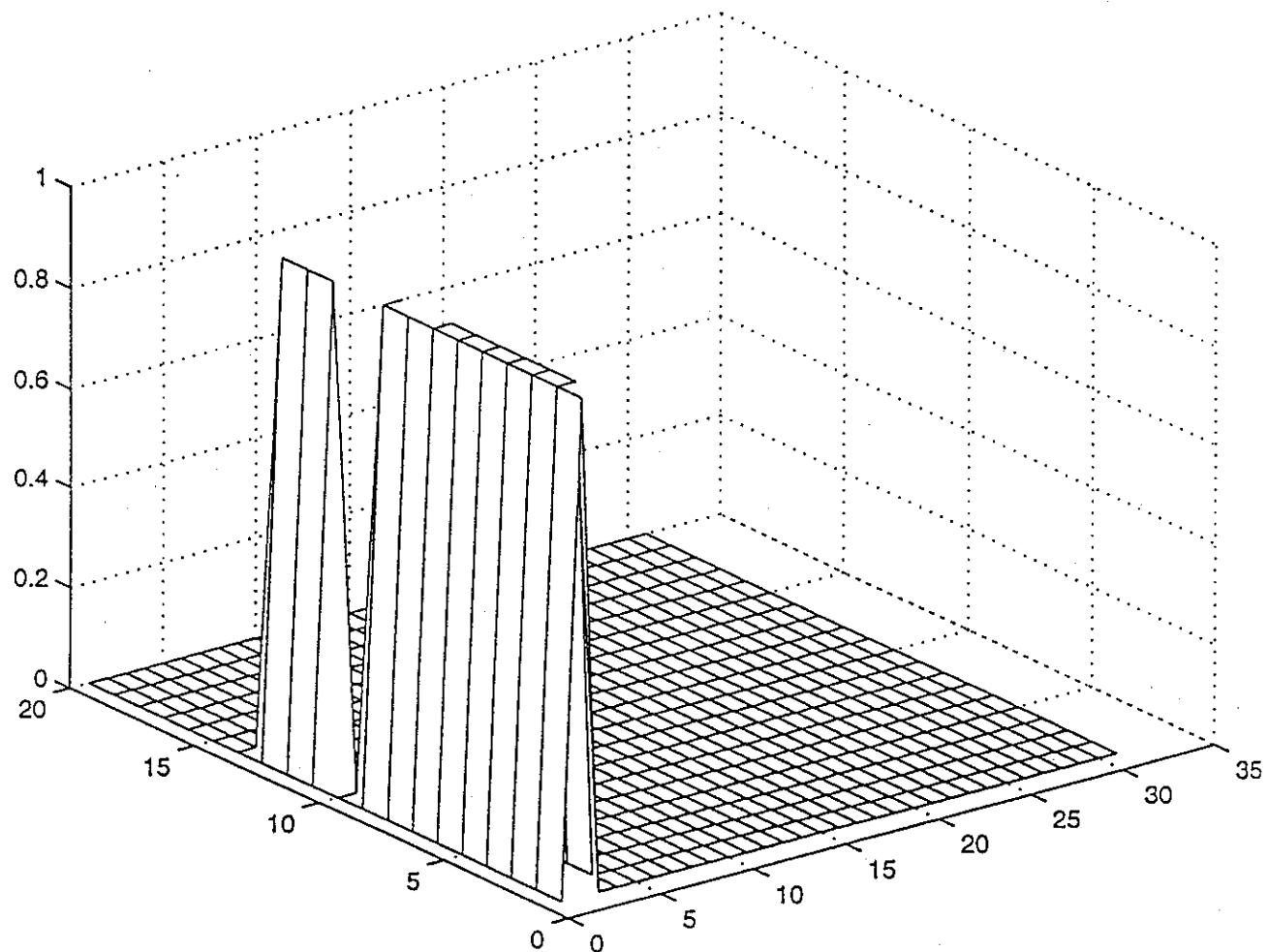


x軸：金融資産（1：純負債、2～30：0～2900万円の100万円刻み、31：2900万円以上）

y軸：健康状態（1：入院、2～10：外来、11～17：自覚症状あり、18～20：自覚症状無し）

z軸:t 値

Fig 32. significance for 150~250 manyen ~ 250~ manyen



x軸：金融資産（1：純負債、2～30：0～2900万円の100万円刻み、31：2900万円以上）

y軸：健康状態（1：入院、2～10：外来、11～17：自覚症状あり、18～20：自覚症状なし）

z軸 1：正で有意、0：有意でない、-1：負で有意

厚生科学研究費補助金（政策科学推進研究事業）
分担報告書

家族形成の構造変化と社会保障の家計行動の影響に関する研究
高齢者医療における需要の価格弾力性の測定

分担研究者 大日康史 大阪大学社会経済研究所

研究要約 本稿では、'79～'97までの社会医療診療行為別調査を用いて、高齢者医療が無料化の時代を経て老人保健制度の自己負担額の変遷から、高齢者医療における需要の価格弾力性を測定した。その結果から、患者が直面している価格（自己負担額）が10%減少すれば、外来で0.16%、入院で0.49%ほど平均的な医療費が安くなることが明らかになった。また、そこから逆算すると高齢者医療の価格弾力性はそれぞれ1.61%と5.13%になり、かなり非弾力的であると言えよう。

A. 研究目的

高齢化の進展に伴い今後一層老人医療費が増加する事が懸念されている。国民医療費抑制のための政策は様々なものが考えられているが、その中の一つの議論に高齢者医療における自己負担のあり方が模索されている。歴史的には、日本における高齢者医療の自己負担のあり方は、1972年の無料化（1983年廃止）以降、月当たり定額制（1983～1997年）を経て、月当たり定額制、そして現在の月当たり上限を定めた一回あたり定額制となっている。さらに、2000年度の改正では、1割定率制が導入される¹⁾。

こうした最適な保険制度を考察する際には、経済厚生上の評価を行うことが不可欠である。しかし、そのためには需要の価格弾力性の情報が必要である（Zweifel and Breyer(1997)）。しかしながら日本においては国民皆保険が実現していること、また、保険間の差異に乏しいことが災いし、十分な蓄積が行われているとは言い難い。また、

従来はレセプトやあるいは家計単位での調査のデータが利用できなかったために、集計されたマクロの時系列上の分析にとどまっており、十分に精緻な分析を行っているとは言い難い。

例外的な精緻な分析として、レセプトを用いた分析に山田(1997)があるが、ここでは病態をコントロールしておらず、自己負担額そのものを価格と見なしているために、測定されたものが価格弾力性が病態（重篤度）における弾力性を見ているのかが不明であるという難点がある。また、井伊・大日(1999a,b)では、受診する以前の段階における意思決定を家計に対する調査により明らかにし、そこでの自己負担率と受診率との関係から価格弾力性を分析した。これらはいずれも若人の医療保険を対象としており、高齢者医療そのものにおける分析ではない。

本稿はむしろ、需要の価格弾力性においても今後最も重要視されるであろう、高齢者医療における需要の価格弾力性を測定す

る²⁾。用いるデータは社会医療診療行為別調査である。この調査は'79～'97までが利用可能である。無料化の時代から数度の定額自己負担額の改訂を捉えることができる。本稿の基本的なアイデアはこうした自己負担額の増加により、より軽症な者が受診しなくなる過程を通じて需要の価格弾力性を捉えようとするものである。

B. 研究方法

本稿で使用するデータは、社会医療診療行為別調査である。この調査は'79～'97までが利用可能である。無料化の時代から数度の定額自己負担額の改訂を捉えることができる。表1にはこのデータの期間における制度的な変遷をまとめている。高齢者医療が無料化の時代における高齢者の定義は65歳以上であったが、その後の老人保健制度は70歳以上を対象としている。ここでは、その前後での比較をはかるために分析対象は70歳以上に絞る。また、その治療内容の違いから外来と入院も分けて分析する。その結果、外来での標本数は938085個、入院での標本数は157299個である。

記述統計量は表2にまとめられている。なおここでの医療費は、平均診療報酬引き上げ率で実質化されている。また、自己負担額は消費者物価指数で実質化されている。いずれも'79年価格である。

3 推定モデル

ある患者の治療のために用いられた医療費の総額をCとする。ここから自己負担額以外の様々な要因を排除する。まず、年齢、

性別といった患者属性(X)の影響を排除する。さらに疾病、診療行為に応じてかかる医療費が異なるのは当然であるので、それぞれのダミー変数あるいは診療行為数、受診日数(外来の場合)、入院日数(入院の場合)から成るベクトルをYとしてそれを説明変数に加えることでその影響を排除する。また、1993年までは公表、乙表の2種類の価格体系が存在しているので、それに対応するダミー変数、および1993年以前を1、そうでない場合を0とするダミーを加える。さらに、技術革新の要素を捉るためにタイムトレンド(その自乗項)を加える。これらをZとする。自己負担額(f)の相違の違いによる医療費(重篤さ)に与える影響を純粋に取り出すことが可能になる。つまり、推定式

$$\log C = \lambda + \zeta \log f + X\alpha + Y\beta + Z\gamma + \epsilon \quad (1)$$

となる。この時の ζ は理論的には負が予想される。

(1) 式をstrataを年、抽出単位を医療施設、ウエイトを復元倍率とした一般化最小自乗法を用いる。

(倫理面への配慮)

個人を特定化しない形でデータとして処理しているので、倫理上の問題は生じない。

C. 研究結果

外来の推定結果が表3に、入院の推定結果が表4にまとめてある。なお、推定式には疾病分類コードと都道府県ダミーが含まれているが、表では省略されている。表3から、女性の方が医療費が安く、75歳まで年齢とともに増加、85歳までは上下

を繰り返し、90歳以上はほぼ横這いで推移している事が分かる。処置数、受診日数は当然のことながらいずれも正で有意である。トレンドは負で有意であるので、技術革新によって費用が減少しており、それは年間0.6%の削減に貢献している。最後に自己負担率は正で有意であり、平均医療費に対する自己負担額の弾力性は1.6%である。これは、クロスセクション・データで地域間格差から推定した大日(1999)での推定値1.44～1.49%と非常に近い値であると言えよう。

表4の入院では、性別、年齢に関してはいずれも有意ではない。処置数、入院日数は当然の事ながら正で有意である。トレンドは、やはり負で有意であり、それは年間0.5%の削減に貢献している。最後に自己負担率は正で有意であり、平均医療費に対する自己負担額の弾力性は4.9%に達している。しかし、先の仮説に従うと自己負担額に応じて患者の選択行動が行う余地が大きいのは、当然のことながら外来の方であると思われる所以、入院の方が外来よりも価格弾力的であるかについては問題が残る。一つの可能性としては、自己負担額の増加と時と同じくして病床数規制が行われており、また、病床数が規制されるとより重篤な患者のみが入院することとなり、結果的に高い価格弾力性を示すという可能性が考えられる。こうした病床規制は二次医療圏毎の規制であるので、社会医療診療行為別調査と適応可能であるが、本稿では取り扱っていない。他方で外来は基本的には病床規制とは無関係なので、そうした影響は受けていない。

D. 考察

仮に需要曲線が線形で $q = a - b p$ で表されるとする。逆需要関数は $p = a / b -$

q / b である。したがって、自己負担額が p の時の平均医療費は $p + (a / b - p) / 2$ である。無料化した場合の平均医療費は $a / (2b)$ である。つまり、推定された平均医療費格差は $\{p + (a / b - p) / 2 - a / (2b)\} / \{a / (2b)\} = p b / a$ である。これが推定された 1.6(5)%に相当する。需要の価格弾力性は、 $1.6(5\%) / (1-1.6(5\%))$ に相当するので、外来と入院はそれぞれ 1.61% と 5.13% になる。これはかなり非弾力的であると言えよう。

E. 結論

本稿では、'79～'97までの社会医療診療行為別調査を用いて、高齢者医療が無料化の時代を経て老人保健制度の自己負担額の変遷から、高齢者医療における需要の価格弾力性を測定した。その結果から、患者が直面している価格（自己負担額）が10%減少すれば、外来で0.16%、入院で0.49%ほど平均的な医療費が安くなる。これは、より病態が軽い患者も、その自己負担の低さから受診する行動の現れである。また、そこから逆算すると高齢者医療の価格弾力性はそれぞれ 1.61% と 5.13% になり、若人と比べてもかなり非弾力的であると言えよう。

最後に残された課題をまとめておこう。本稿では技術革新の部分を他の要素では説明されない扇形のトレンドとして表現したが、さらにそれを診療報酬点数あるいは薬価点数への新規収載という形で、より具体的に定義する必要があろう。また、病床規制のように、ここで取り扱った以外の要因についても本稿での枠組みで取り扱えるようにデータを整備することが必要であろう。

F. 研究発表

1. 論文発表 様数の大学・研究会で報告予定
2. 学会発表
日本経済学会等において報告予定

G. 知的所有権の取得状況

特になし

【参考文献】

- Zweifel,P. and F.Breyer(1997) ,*Health Economics*,Oxford University Press.
- 井伊雅子・大日康史(1999a),「風邪における医療サービスと大衆医薬の代替性に関する研究－独自アンケートに基づく分析－」,医療と社会,vol.9,no.3,pp69-81.
- 井伊雅子・大日康史(1999b),「軽医療における需要の価格弾力性の測定-疾病及び症状を考慮した推定－」,医療経済研究,vol.6,pp.5-16.
- 大日康史(2000),"高齢者医療における外来診療需要の価格弾力性の測定,"「医療費の地域差に関する研究報告書」,医療経済研究機構.
- 山田武(1997),"医療サービスの需要について,"医療と社会 7,pp.99-112.

表1:高齢者医療自己負担額の変遷

	外来（／月）	入院（／日）
～'82	0	0
'83～'86	400	300
'87～'90	800	400
'91～'92	900	600
'93～'94	1000	700
'95	1010	700
'96	1020	710

Note:制度は通常年の途中で変わらるが、ここでは調査月での自己負担額をまとめて
いる。

表 2 : 記述統計量

外 来

医療費 (対数)	6.842248	.9584831	2.404249	11.67493
女性ダミー	0.632396	.4822601	0	1
年齢	76.90687	5.329523	70	97
処置数	9.349883	5.621119	1	74
受診日数	3.519996	4.076337	0	31
自己負担額 (対数)	5.893313	.6860935	0	6.220943

入院

医療費 (対数)	9.762565	.7940293	4.863842	13.3022
女性ダミー	0.649768	.4770437	0	1
年齢	79.18548	6.006933	70	97
処置数	27.52744	13.75184	0	129
入院月数	4.066984	6.632173	0	30
自己負担額 (対数)	6.275258	.8175469	0	6.582633

表 3 : 外来の推定結果

説明変数	推定値	t 値	p 値
女性ダミー	-.0333392	-9.371	0.000
年齢	.0062808	5.213	0.000
75歳以上年齢	-.0030928	-1.415	0.157
80歳以上年齢	-.0048799	-1.765	0.078
85歳以上年齢	.0121113	2.500	0.012
90歳以上年齢	-.0111319	-1.194	0.233
95歳以上年齢	-.0226266	-0.566	0.571
処置数	.075921	118.006	0.000
受診日数	.0892314	132.973	0.000
乙表ダミー	.1489711	26.317	0.000
'93以前ダミ	-.1299555	-11.808	0.000
トレンド	-.0060711	-4.020	0.000
負担	.015864	4.565	0.000
定数項	5.233876	55.582	0.000

Note: 標本数は1085387個、病院数は108900施設である。すべての係数が0であるという無仮説に基づくF統計量は550.54で、有意水準1%で棄却される。決定係数は0.5774である。

表 4 : 入院の推定結果

説明変数	推定値	t 値	p 値
女性ダミー	-.0048656	-0.474	0.636
年齢	.0022296	0.495	0.621
75歳以上年齢	-.001283	-0.175	0.861
80歳以上年齢	.0049106	0.696	0.487
85歳以上年齢	-.0022513	-0.279	0.780
90歳以上年齢	.0042458	0.364	0.716
95歳以上年齢	-.0107536	-0.269	0.788
処置数	.029692	70.047	0.000
入院日数	.0356198	39.520	0.000
乙表ダミー	.15511	16.881	0.000
'93以前ダミー	-.2851795	-14.584	0.000
トレンド	-.0538937	-18.657	0.000
負担	.0487637	8.563	0.000
定数項	8.639164	25.423	0.000

Note:標本数は199265個、病院数は32211施設である。すべての係数が0であるという無仮説に基づく統計量は212.43、有意水準1%で棄却される。決定係数は0.3648である。

厚生科学研究費補助金（政策科学推進研究事業）
分担報告書

家族形成の構造変化と社会保障の家計行動の影響に関する研究
検査供給関数の推定

分担研究者 大日康史 大阪大学社会経済研究所

研究要約 本稿は社会医療診療行為別調査の19年間の個票データを用いて、検査の診療報酬点数の変遷から、検査における医師の供給行動を分析した。その結果、ほとんどの検査項目で価格弾力性は有意に正であることが確認された。また、約1／3の検査項目で有意に1よりも小さいことも明らかにされた。これらは、多くの検査項目で、医学的に最適な治療が必ずしも行われているわけではないことを意味している。

A. 研究目的

医師の医療サービス供給には他の財あるいは労働とは異なり、様々なタイプが考えられる。その最も極端な形が、利他的、つまり患者の完全な代理人として行動するというモデルであろう。しかも、保険制度の下では患者は費用面を考慮しないので、医師は常に医学的に最善を尽くすと考えられている。これは世間的には広く支持される見方かもしれないが、あまりにも極端であり、経済学的には支持されない。むしろ、医師も何らかの最大化行動をとっていると考えるのが経済学的である。有名なモデルのみを取り上げると、Pauly(1973)においては医者は患者の効用よりもむしろその所得を最大化しようと行動するとされ、また Feldstein(1981)は所得も含めた医者の効用を最大化する様に行動するとされており、Staiger(1993)は診療の質と所得の加重平均を最大化するように行動するとしている。その他にもこの種のモデルは多い(Fuchs(1986), Chakley and Malcomson(1998a,b)) また、医師誘発需要仮説もこ

の系統であるがその分析は枚挙に暇がない。いずれにしてもこうしたモデルでは、医師は必ずしも医学的に最善を尽くしているわけではなく、所得や技術水準といった自分の効用を最大化していると考えている。もしそうであるならば、医学的ではない外部的な理由によって医師による医療サービス供給行動が変化する。

しかしながら、そうした医師による医療サービス供給行動がどのような形状をとるかについてはほとんど知られていない。特に、所得が効用に入っている場合にはその源泉である価格に強く反応すると予想される。実際に、Ikegami, Ikeda and Kawai(1998)では、非常にラフな形ではあるが、薬価引き下げに伴って薬剤費が低下しないことを見いだしており、医師による医療サービス供給行動が薬価の影響を受けていることを示唆している。他方で Cutler, McClellan and Newhouse(1998)で、診療行為がその償還金額、あるいは出来高払いか定額払いかに依存しないとしている。

このような問題意識に立って、本稿では

レセプト（社会医療診療行為別調査）の個票データを利用して、医療サービスの中でも特に検査に注目して、その回数と診療報酬点数の関係を分析する。検査に注目するのはまず第一にそれが国民医療費の 8.7 % (1996 年度) を占め入院費を除けば薬剤費の次の 主要な項目となっているからである。第 2 に過剰診療で槍玉に挙げられるのは薬剤に次いで検査であるからである。実際に、過剰診療に対する対応として包括化が進められている。さらにこのような分析はまだ十分が蓄積がなされていない。先行研究としては例外的な研究として池上 (1996)、医療経済研究機構(1997)、医療経済研究機構(1998)がある。それらは生化学検査のマルメを中心に分析しており、その区分変更の影響を議論している。そこでは以下に見るように、医療において最も重要なであろう（と思われる）患者の状態について全く考慮されていない。

B. 研究方法

本稿で使用するデータは、社会医療診療行為別調査であり、この調査が開始された'79 ~'97 の 19 年分を用いる¹⁾。また、病院報告、医療施設調査の情報も病院側の情報として利用する。分析は質的な違いを考慮して、若人と老人、入院と外来の 4 区分で行う。

また、ある検査の回数が 0 である標本は推定に加えない。これは、検査項目を越えて代替性がないことを意味し、ある症状の患者に対する投薬の有無は医学的に固定されていることを意味する²⁾。さらに、全ての検査項目を網羅することは原理的に不可能ではないが実際的ではないので、各区分で上位 200 検査に関して分析を行うものとする。

社会医療診療行為別調査は時系列的にも

長く、日本の医療制度の変遷とそれにおける供給の変化を見るのには最適の資料である³⁾。また、これまでにもいくつかの研究がそうした視点からなされている。医療経済研究機構(1997)では、価格指数の作成、実質医療費増の分析を行っている。実質医療費の要因分解を行っている。医療経済研究機構(1998)では、医療費価格指数の作成、出来高払いと定額払いの医療コストの計測を行っている。いずれも、データの特性を活かした分析であるものの価格指数の定義がその中心であり、医療サービスの供給行動については分析していない。

記述統計量は表 1 にまとめられている。

推定モデルは、第 i 患者の第 j 検査の回数 S_{ij} を被説明変数とする、以下のような固定効果モデルである。

$$\log S_{ij} = \alpha_i + \sum \beta_j + \sum \gamma_j \log P_j + \varepsilon_{ij} \quad (1)$$

α_i は第 i 患者の固定効果で、患者の属性、病院の属性の全てが含まれている。患者の重篤度もこれに含まれていると考えられるので、多くの他の分析のように年齢や疾病名、治療内容等で重篤度を間接的に定義する方法よりも優れている。 β_j は各検査の切片ダミー、 $\log P_j$ は各検査の診療報酬点数を示している。ここでの γ_j が供給の価格弾力性を意味する⁴⁾。

検定すべき仮説は以下の通りである。もし仮に、医師が医学的な最適な選択を行っているのであればその価格には一切反応しない。つまり、 $\gamma_j = 0$ が成り立つ。逆に、医師が一人の患者から、あるいは一つの医療行為からの収入を確保しようとすれば、価格の低下に伴い供給量を増やす。つまり、 $\gamma_j < 0$ が成り立つ。特に、 $\gamma_j = -1$ の場合には価格とは独立に収入が確保される。他方で、薬剤の文脈で Ikegami, Ikeda and Kawai(1998) 等が示しているような新薬シ

フト、高報価薬シフトの様な、より最新の、あるいはより診療報酬点数が高い検査へのシフトが生じていれば、同じ医師の収入を確保しようとする行動は $\gamma_1 > 0$ として表れる。いずれにしても $\gamma_1 = 0$ なる帰無仮説が棄却されれば、医師が医学的な最適な選択を行っているのではなく、経済的動機に基づいて選択していることになる。

(倫理面への配慮)

個人を特定化しないで形でデータとして処理しているので、倫理上の問題は生じない。

C. 研究結果

推定結果は表 2～5 に、若人入院、若人外来、老人入院、老人外来の順で示されている。

結果だけまとめると、若人入院では、1 項目が有意に負、185 項目が有意に正である。さらに、帰無仮説を価格弾力性が 1 であるとすると、65 項目で有意に 1 以下であり、2 項目で有意に 1 以上である。つまり、ほとんどの検査で正の価格弾力性を持つもののその約 1/3 では 1 以下である。同様に若人外来では、4 項目が有意に負、178 項目が有意に正、90 項目で有意に 1 以下であり、2 項目で有意に 1 以上である。老人外来では、有意に負である項目はなく、172 項目が有意に正、91 項目で有意に 1 以下であり、3 項目で有意に 1 以上である。

D. 考察

推定結果から、ほとんどの検査項目で価格弾力性は 0 と 1 の間に位置しており、いずれとも有意に異なることが明らかにされた。これらは医師が医学的な最適性からだけではなく、経済的な incentive で検査を

実施していることを強く示唆するものである。

E. 結論

今後の本格的な分析においては、まず質的に近い検査間での代替性を考慮した、つまり検査方法の選択まで含めた、より広範な研究が望まれる。また、画像診断、手術、リハビリなどの他の診療報酬上の行為についても、同様の分析が不可欠であろう。

F. 研究発表

1. 論文発表 複数の大学・研究会で報告予定

2. 学会発表

日本経済学会等において報告予定

G. 知的所有権の取得状況

特になし

【参考文献】

Chalkley,M. and J.M.Malcomson(1998) , "Contracting for health service when patient demand does not reflect quality," *Journal of Health Economics*,17,pp.1-19.

Chalkley,M. and J.Malcomson(1998) , "Contracting for Health Service with Unmonitoredquality," *The Economic Journal*,108,pp.1093-1110.

Cutler,D., M.McCellan and J.P.Newhouse (1998), "Price and Productivity in Managed Care Insurance," NBER Working Paper #6677. Feldstein,M.S.(1981), "The Rising Price of Physician's Services," *Fit Review of*

Economics and Statistic} , vol.52,
pp.121-133.

Fuchs, V.R.,(1986) ,*The Health Economy*,Harvard University Press.

Pauly,M. et al.(1973),"The Not-for-Profit Hospital as a Physicians' Cooperative," (*American Economics Review*) , vol.63,
pp.87-99.

Ikegami, Ikeda and Kawai(1998) , "Why Medical Care Cost in Japan Have Increase Despite Declining Prices for Pharmaceuticals,"*Pharmaco Economics*,
pp.97-105.

Staiger,D.(1993),「メディケア定額払い制度下での診療の質と患者数」,『日米医療システムの比較研究』,総合研究開発機構
,pp.371-389.

池上直巳(1996),「医療費の自然増の分析－検査と医薬品使用を中心として－」,社会保障研究初編『医療保障と医療費』東京大学出版会所収,第9章.

医療経済研究機構(1997)「平成8年度政府管掌保険の医療費動向などに関する研究」

医療経済研究機構(1998)「平成9年度自然増に関する研究报告書」