

Figure 1.1 A average number of illness and injuries

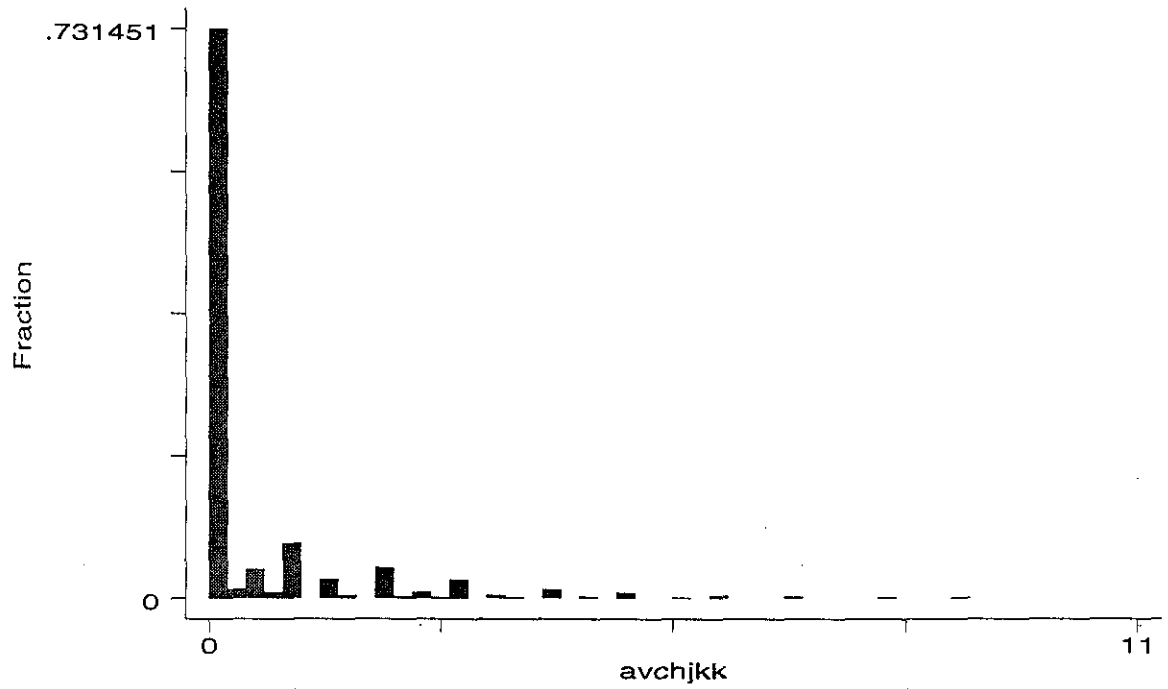


Figure 1.1 B average number of perceived symptoms

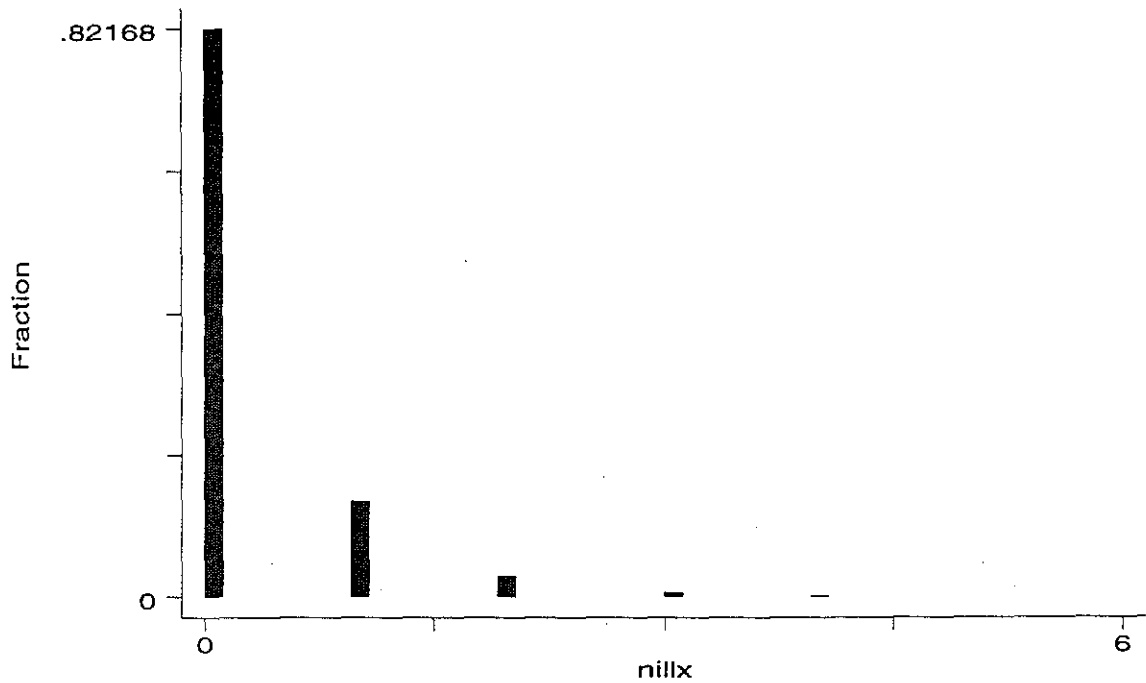


Figure 1.2 A number of illness and injuries

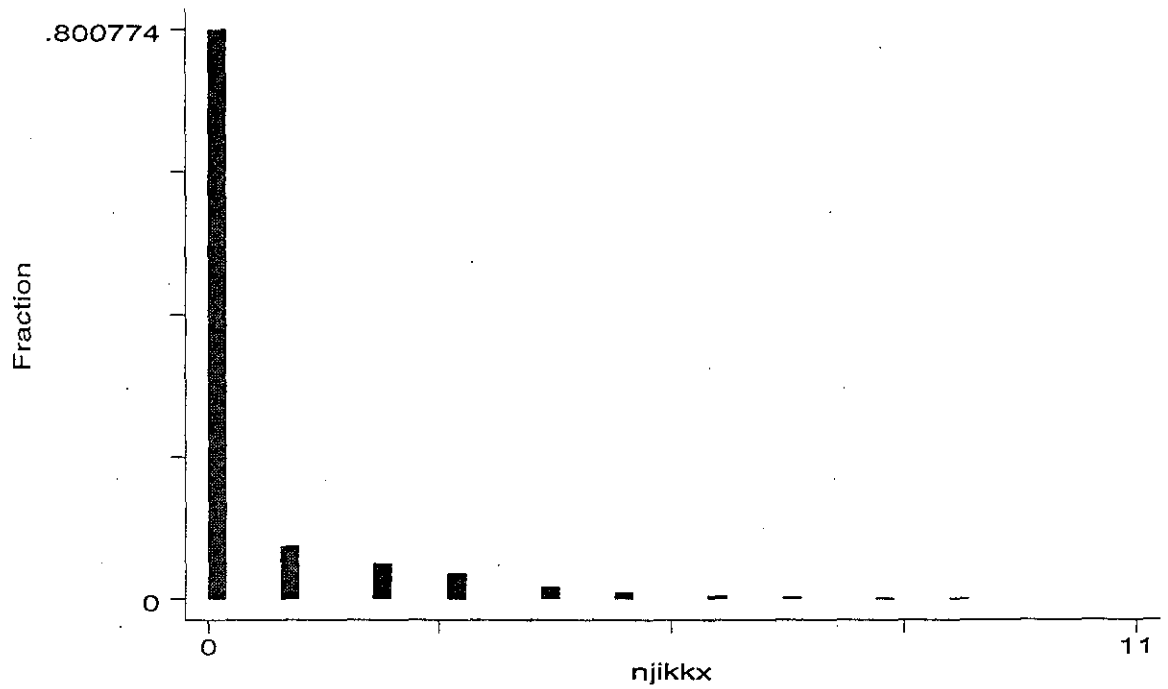


Figure 1.2 B number of perceived symptoms

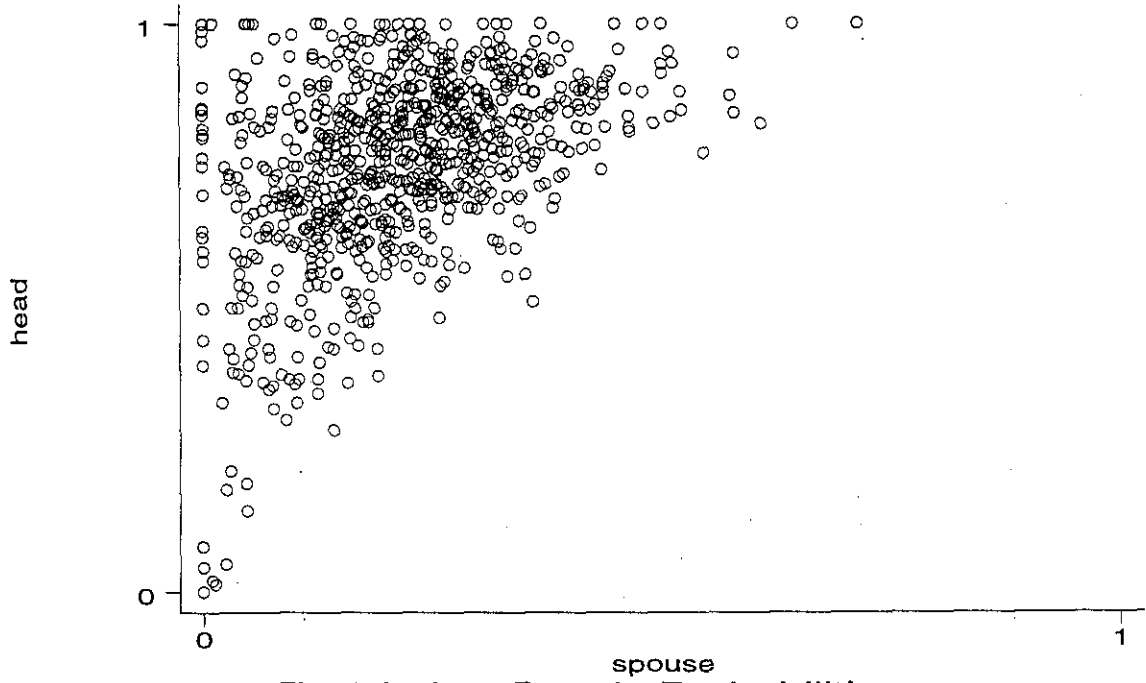


Fig.2 Labor Supply Probabilities

STATIST

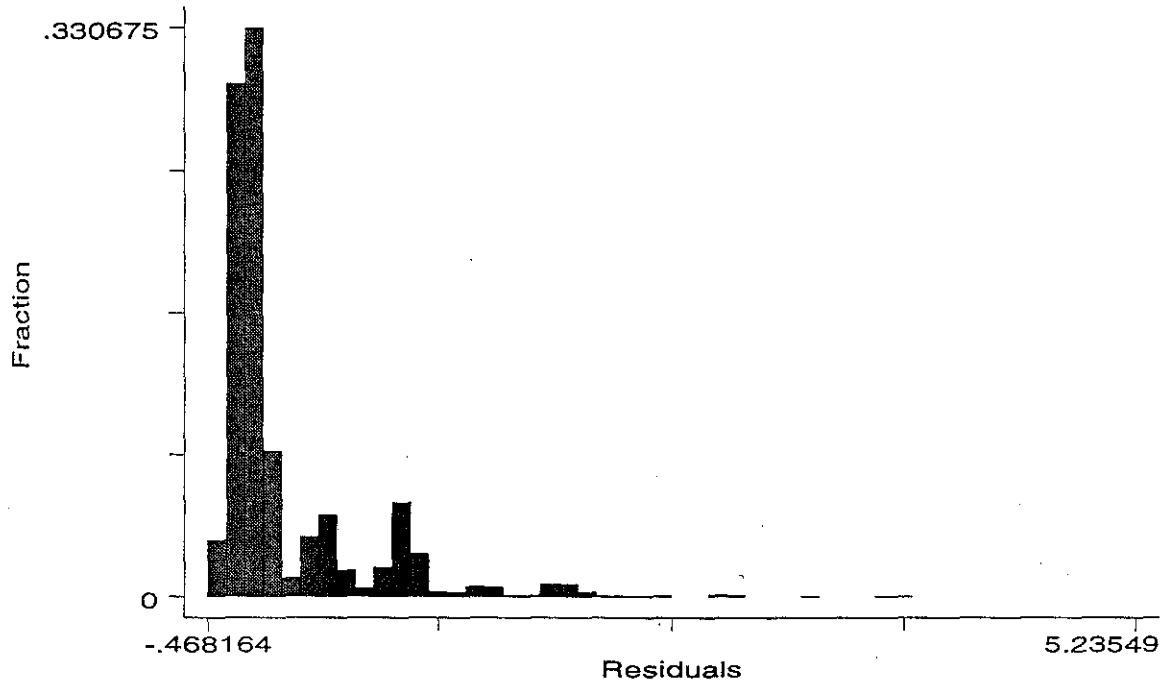


Figure 3.1 health endowment (#ill&injuries)

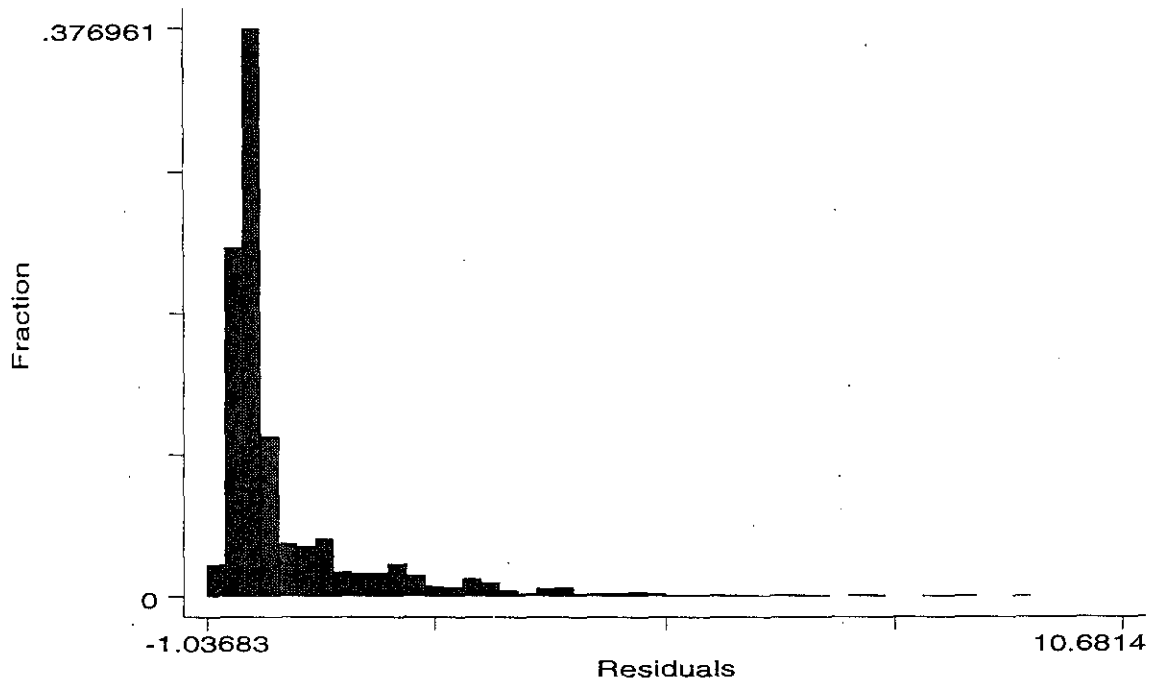


Figure 3.2 health endowment (#perceived symptoms)

厚生科学研究費補助金（政策研究推進研究事業）
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
公的年金と家計の経済厚生に関する研究

分担研究者 滋野由紀子 大阪市立大学経済学部

研究要約 本稿は、『国民生活基礎調査』の大調査年（1986、1989、1992、1995、1998年）の個票を用いて、公的年金制度が70歳以上の高齢者を世帯員に含む家計の経済厚生に与える影響についての検証を試みた。経済厚生指標としては、家計の消費支出額を取り上げている。公的年金の加入の消費支出に対する内生性を考慮した結果、公的年金の受給は、高齢者世帯の消費を増加させることが明らかとなった。

A. 研究目的

我が国の公的年金制度では、20歳以上の国民は全てが国民年金に加入することが義務づけられ、国民皆年金制度が採られている。しかしながら、雇用者以外の人々¹にとっては、国民年金保険料を支払わなくとも、その分、老後の給付が受けられなくなるだけで、懲罰はない。そのため、事実上、公的年金に加入するか否かを選択できる仕組みとなっている。実際に国民年金第1号被保険者の未加入者数は約158万人で、被保険者総数の約8.87%（社会保険庁『平成7年公的年金加入状況調査』による）にのぼっている。また、超高齢社会の到来を目前にひかえ、公的年金の財源問題は深刻化しており、公的年金制度のあり方そのものが問われている。

これまでに、公的年金が家計の貯蓄行動に与える影響についての研究は、Feldstein(1974)以来、我が国に於いても安藤・山下・村山(1986)、高山他(1990)、麻生(1992)等いくつかなせれている。しかしながら、公的年金は現在では老後の生活になくはならないものと一般的に認識されているが、公的年金の受給が消費に与える影響についての分析はほとんどなされていない。そこで、本稿は我が国の公的年金が

家計の経済厚生に与える影響について分析することを目的とするものである。『国民生活基礎調査』(1986、1989、1992、1995、1998年)の個票を用いて、高齢者を含む世帯の消費に、高齢者世帯員の公的年金受給の有無が与える影響を検証する。その際に、公的年金の加入選択の意思決定にも配慮することにする。

B. 研究方法

1. データ

本研究で使用するデータは、『国民生活基礎調査』の大調査年(1986、1989、1992、1995、1998年)の個票である。この調査では、世帯員ごとに年齢、性別、要介護か否か、公的年金の加入の有無、公的年金の受給の有無、就業状態等の情報を得ることができる。また、世帯の情報として、所得、所得の内訳、金融資産、固定資産税の支払い額、生活保護世帯か否か等を知ることができる。

推定で用いるサンプルは以下の通りである。

(消費関数)

本稿では、家計の経済厚生代理変数として、世帯の消費支出額を用いることにする。したがって、消費関数の推定を行う。公的年金受給が家計の経済厚生に与える影響を検証することが本分析の目的であるから、公的年金に加入し保険料を納めていれ

¹ 雇用者については、保険料を労使折半して事業主が一括して納入するため、事実上も強制加入の仕組みとなっている。

ば年金を受給している²であろう 70 歳以上の高齢者を世帯員に含む世帯にサンプルを限定する。さらに、雇用就業者は自らの意志に関わりなく、厚生年金や共済組合等に加入させられ、保険料は給料から天引きで納入される仕組みになっているため、それらの年金を受給している 70 歳以上の人を世帯員に含む世帯をサンプルから除去する。言い換えると、国民年金（基礎年金）のみを受給しているか何も年金を受給していない 70 歳以上の世帯員のみを含む世帯にサンプルを限定する。こうして自らの意志で公的年金の加入を実質的に決定できたであろう世帯に限定することにより、公的年金加入については受給の有無が、家計の経済厚生に与える影響をより明確にすることができるであろう。消費関数の推定では、以上の 2 種類のサンプルを使用する。

(公的年金加入選択関数)

公的年金加入選択関数については、公的年金の加入状況を分析の対象とする。公的年金の加入状況は、世帯員ごとにわかるため、分析は個人単位で行う。公的年金の保険料を納めるのは、60 歳未満であるため、サンプルは 60 歳未満の個人に限定する。

2. 推定モデル

第一段階として、公的年金加入の有無を説明するモデルを考える。公的年金に加入しているならば 1、加入していない場合を 0 という二値変数とする probit モデルを考える。

$$P^* = \beta_0 + \beta_1 X_2 + \varepsilon$$

$$P = 1 \text{ if } P^* \geq 0$$

$$= 0 \text{ otherwise}$$

説明変数としては、年齢、年齢二次項、性別、要介護者数、70 歳以上の世帯員数、子供の人数、単身ダミー、就業の有無、勤労所得（対数値）、その他所得（対数値）、固定資産税（対数値）、生活保護世帯ダミー、調査年ダミー、地域（都道府県）ダミーを取り上げる。

² 在職年金制度等で、公的年金に加入していても自らの選択で給付を受けていない人がいないという意味である。

第二段階として、世帯消費支出額（対数値）を第一段階の推定結果を用いて求めた公的年金受給の確率の推定値とその他の要因で説明するモデルを考える。

$$C = \alpha_0 + \alpha_1 P + \alpha_2 X_1 + \varepsilon$$

公的年金受給確率の推定値は世帯員個人ごとに求められる。そこで、世帯の受給確率としては、70 歳以上の世帯員が 1 人も公的年金を受給しない確率を算出する。

その他に世帯の消費支出額に影響を与える変数（ X_1 ）としては、まず世帯員数とライフステージによって消費は変化することから世帯構成によって消費は影響を受けると考えられるので、70 歳以上世帯員数、60 歳未満世帯員数、要介護者数を考慮する。次に、世帯所得の対数値、純金融資産、固定資産税の対数値も考慮する。純金融資産は貯蓄現在高から借入金残高を差し引いたものである。固定資産税は、実物資産の代理変数である。何れも正の符号が期待される。

調査年ダミー、地域（都道府県）ダミーも考慮する。

C. 研究結果

分析に用いたデータの記述統計量は、表 1、表 2 の通りである。

第一段階の公的年金加入選択の推定結果より、経済的要因である勤労所得、その他所得、純金融資産、固定資産税は何れも有意に正である。

消費関数の推定結果は表 3、表 4 に掲げている。表 3 はサンプルを 70 歳以上の世帯員を含む全ての世帯としたもの、表 4 はそのサンプルから 70 歳以上で被用者年金（厚生年金、共済組合等）からの受給を受けている人を含む世帯をサンプルから除去したものである。

D. 考察

第一段階の結果では、金融資産、実物資産の保有額が多い人ほど、公的年金に加入しているということなので、公的年金の加入の有無とその他の資産とは代替関係にはないことがわかる。

次に、消費関数の推定結果では、公的年金受給に関する変数の結果をみると、表3、表4ともに有意に正である。これより、公的年金の受給は、世帯の消費を増加させる、すなわち家計の経済厚生を高めると言って良いであろう。

その他の変数については、世帯の人数に関する変数である70歳以上世帯員数、60歳未満世帯員数が有意に正であり、世帯人数が増えれば家計の消費は増加する。要介護者数については有意な結果は得られていない。世帯所得、純金融資産、固定資産税については消費に有意に正の効果があることが確認できる。

E. 結論

公的年金の加入の消費支出に対する内生性を考慮した結果、公的年金の受給は、高齢者世帯の消費を増加させる、すなわち家計の経済厚生を高めることが明らかとなっ

F. 研究発表

1. 論文発表
投稿準備中
2. 研究発表
2000年秋期日本経済学会で報告予定

G. 知的所有権の取得状況

なし

参考文献

- 麻生良文(1992)「公的年金と資本蓄積」高山憲之・原田泰編『高齢化の中の金融と貯蓄』所収、日本評論社、pp.57-74。
- アルバート安藤・山下道子・村山淳喜(1986)「ライフサイクル仮説に基づく消費・貯蓄行動の分析」『経済分析』第101号。
- 奥野正寛・吉川洋(1992)「高齢化政策の理論的基礎」金森久雄他編『高齢化社会の経済政策』所収、東京大学出版会、pp.285-308。
- 高山憲之・舟岡史雄・大竹文雄・有田富美子・上野大・久保克行(1990)「家計の貯蓄と就労に関する

経済分析—公的年金との関係に焦点を当てて—」『経済分析』第121号。

Feldstein, M. S. (1974), "Social Security, Induced Retirement and Aggregate Capital Accumulation," *Journal of Political Economy*, vol.82, no5, pp. 905-926..

表 1 記述統計量
(70歳以上の世帯員を含むサンプル)

変数名	平均値	標準偏差	最小値	最大値
消費支出 (対数値)	3.200783	.6098215	0	6.905753
要介護者数	.091033	.2976783	0	2
70歳以上世帯員数	1.571805	.6123678	1	5
60歳未満世帯員数	2.781868	1.874496	0	9
世帯所得 (対数値)	6.317027	.7862505	.6931472	9.29661
固定資産税 (対数値)	3.674846	2.28942	0	11.51293
純金融資産	415.6109	1064.475	-2250	3250
生活保護世帯ダミー	.0054538	.0736486	0	1
公的年金受給確率(推定値)	.7035229	.2558544	.004404	.9999991

サンプル数は 53,534。

表 2 記述統計量
(70歳以上の世帯員を含み、被用者年金受給者を除くサンプル)

変数名	平均値	標準偏差	最小値	最大値
消費支出 (対数値)	3.225582	.6000199	0	6.905753
要介護者数	.0911473	.297561	0	2
70歳以上世帯員数	1.545367	.6096488	1	5
60歳未満世帯員数	3.016413	1.809491	0	9
世帯所得 (対数値)	6.358444	.7667479	.6931472	9.29661
固定資産税 (対数値)	3.687432	2.302773	0	11.51293
純金融資産	363.1215	1048.404	-2250	3250
生活保護世帯ダミー	.0054252	.0734565	0	1
公的年金受給確率(推定値)	.715112	.2567742	.004404	.9999991

サンプル数は 43,494。

表 3 公的年金の加入選択を考慮した消費関数の推定結果
(70歳以上の世帯員を含むサンプル)

	推定値	t 値	確率値
要介護者数	.0243443	3.432	0.001
70歳以上世帯員数	.0545526	15.206	0.000
60歳未満世帯員数	.0744301	48.666	0.000
世帯所得 (対数値)	.233621	65.493	0.000
固定資産税 (対数値)	.0140932	12.603	0.000
純金融資産	.0000181	8.703	0.000
生活保護世帯ダミー	-.3190923	-10.996	0.000
公的年金受給確率(推定値)	.0592277	5.710	0.000
定数項	3.259834	35.828	0.000

サンプル数 53534、Adj R-squared 0.3739。

表 4 公的年金の加入選択を考慮した消費関数の推定結果
(70歳以上の世帯員を含み、被用者年金受給者を除くサンプル)

	推定値	t 値	確率値
要介護者数	.0186608	2.375	0.018
70歳以上世帯員数	.0417001	10.525	0.000
60歳未満世帯員数	.0736991	41.337	0.000
世帯所得 (対数値)	.2282913	57.932	0.000
固定資産税 (対数値)	.0126722	10.121	0.000
純金融資産	.0000136	5.865	0.000
生活保護世帯ダミー	-.3494958	-10.806	0.000
公的年金受給確率(推定値)	.0484597	4.202	0.000
定数項	3.409585	34.235	0.000

サンプル数 43494、Adj R-squared 0.3566。

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
Grossman モデル及び Phillipson-Becker's prediction の Non Parametric 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 本稿では、Grossman モデルあるいは Phillipson and Becker モデルを検証するために高齢者世帯における健康状態と金融資産、それに年齢あるいは公的年金受給額との3次元分布を Non-Parametric の手法を用いて検討した。推定は非常に良好なものであり、Non-Parametric 推定の有用性が示された。また、部分的にはあるが両モデルが棄却されないことも確認された。

A. 研究目的

本稿の目的は二つある。まず第一の目的は、医療経済学の理論モデルとしては標準的な Grossman(1972a,b)のモデルを検証するものである。Grossman モデルの実証分析には既に多くの蓄積がある（例えば、Newhouse and Phelps(1974),Duan et al. (1984),Zweifel(1985),Muirien(1986),Wagstaff(1986)）が、それらはいずれもその比較静学上の含意を確認するという方法をとっている。しかしながら Grossman モデルの本質は、(金融)資産と健康資本の動学的な変遷を描写するものであり、従来の推定方法のように平均的な変化を捉える方法は間接的な検証にとどまっていると言わざるを得ない。本稿では、そうした従来の推定方法ではなく、(金融)資産と健康資本に関する分布が年齢とともにどの様に変化するかを直接検証するものである。

本稿の第2の目的は、公的年金による家計の資源配分、具体的には健康投資、ひいては寿命への影響を含意とする Phillipson and Becker(1998)の検証である。これは、年金が生存のみを条件とする支払のため

に、最適な配分を崩してまでもより長期に生存する可能性を高めようとする歪みをもたらすため、Phillipson and Beckerでこれをモラルハザードであるとしている。この検証も先の目的と密接に関わっており、それに公的年金の影響を組み入れたものであると理解できる。

いずれにしてもこれらの目的のためには、分布そのものを推定する Non-Parametric 推定の手法を用いなければならない。具体的には、Roughness Penalty Approach(Green and Silverman(1994))を用いる。

このような手法は広く用いられている(Fisher,Nychka and Zervos(1995))が、医療経済学の分野では最近、Parklin, Rice and Sutton(1999)が受診確率や自己申告による健康状態が性別ごとに年齢や観察年などに関してどのような分布となるかを、Roughness Penalty Approachを用いて推定を行っている。そこではさらに説明変数に健康状態を入れた semi parametric estimation も試みている。

B. 研究方法

本稿では、国民生活基礎調査（'86、'89、'92、'95、'98）における70歳以上高齢者のみの世帯をデータとして用いる。もし一世帯に複数の高齢者がいる場合には、世帯の金融資産は頭割りしている。分布は金融資産、健康状態、年齢（あるいは公的年金受給額）の3次元で構成される。つまり、Grossman モデルに関しては金融資産、健康状態、年齢の3次元で、Phillipson and Becker の検証に際しては金融資産、健康状態、公的年金受給額の3次元で構成する。

金融資産は純負債、2900万までの100万刻み、2900万以上の31区分、健康状態は入院、通院、通院していないが自覚症状あり、自覚症状なしの4つの定義を、全標本での分布1:9:3:7にスケールを調整した20区分、年齢は70-74、75-79、80-84、85-の4区分、公的年金受給額は50万未満、50-150万、150-250万、250万以上の4区分を用いる。

年齢階層毎の金融資産と健康状態に関する分布は観測されるが、これ自身は、measurement error や small sample bias を含んだものであり、これ自身では仮説検定に耐えるものではない。そこでそうしたノイズを除いた金融資産、健康状態、年齢（あるいは公的年金受給額）の3次元で定義される分布関数を想定する。Roughness Penalty Approach は分布関数の curvature に関して罰を与えながら実際のデータと推定された分布関数との差の自乗和を最小にするように分布関数を求める。

（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

各年齢階層毎の分布が図1~4にある。図から明らかなように、健康状態に関らず0~100万円が非常に高く、次いで800万円程度にわずかな集積が見られる。このような傾向は、基本的には4つの年齢階層（図1~4）でも共通である。ただし、年齢が上がるに従い当初はほぼ均一に分布していたものが、85歳以上階層では入院あるいは外来の割合が急激に増加する。また、800万円程度の集積も年齢階層が上がるに従い、その確率は若干低下している。これらの観測事実は、Grossman モデルの含意と矛盾するものではない。しかし、それだけでは印象にすぎないので、厳密な仮説検定が必要である。

そのためには年齢階層間で確率が同じであるとする帰無仮説の検定を行えばよい。図5、7、9には、それぞれ70-74歳の各係数から、75-79歳、80-84歳、85歳以上での係数を引いたものの t 値を図示したものである。また、それだけでは有意かどうかはわかりにくいので、正で有意の場合に1、負で有意の場合に-1、有意でない場合に0にして図示したのが図6、8、10である。同様に、75-79歳の各係数から、80-84歳あるいは85歳以上での、また、80-84歳の各係数から85歳以上での係数を引いたものの t 値が図11、13、15に、また、それが有意であるかどうかを図示したものが図12、14、16に示されている。

次に年齢に替えて公的年金受給額で分布を定義し、Phillipson and Becker の検証を行う。各公的年金階層毎の分布が図17~20にある。また、先と同様に t 値とのその有意であるか否かに関する図が図21~32にある。

D. 考察

図によると全体的には金融資産が100万円以下程度において年齢が上がるにしたがい健康状態が悪い高齢者の割合が増加し、逆に同じ金融資産の階層で健康状態が良い高齢者の割合が低下している傾向が読み取れる。もちろんこれは加齢にともなう健康状態の悪化を意味するので、必ずしもGrossmanモデルの妥当性を高く意味するものではない。

また、図8で示されているように70-74歳と80-84歳での係数を比較では、金融資産が800万円程度、健康状態が良好なグループで有意に年齢に従い割合が低下している。つまりこれらの年齢階層では、加齢にともない健康状態と金融資産が低下するとするGrossmanモデルの含意を確認できる。

年齢に替えて公的年金受給額を用いた場合でも全体的な分布の状況は年齢階層別と大きく異ならないが、先に見られた入院の割合の急激な増加は確認されない。他方で公的年金受給額が上がるに従い、特に250万円以上の場合には、100万以下のピークが鋭くなく、1000万円程度までなだらかに分布していることがわかる。しかしながら、検定に関する図では、それらの変化は有意ではなく、統計上相違が無い。また、健康状態に関しても、かなり低い資産階層で、資産を一定として公的年金額が多いほうが健康状態が良い（つまり、図では負で有意）ことがしばしば確認される。これらはPhillipson and Beckerの含意と整合的である。

E. 結論

推定自身は非常に良好なものであったが、二つの理論モデルの検証という意味では、必ずしも明確なものではなかった。い

ずれにしても、こうしたNon-Parametric推定の有用性は示されたわけなので、今後はより精緻な分析が行われることが期待される。

本稿での推定上の問題として、高齢者世帯のみを標本として用いているために、その内生的な選択という問題が生じていると思われる。つまり、元気なときは独り暮らしあるいは老夫婦で生活しているものの、健康状態が悪化すれば子供らと同居してこの分析の対象から消えるということが生じ得よう。この場合、例えば年齢階層の高い層で高齢者のみで生活している世帯ということは、相対的に健康状態が良い高齢者に限定されてくる。この場合加齢に伴う健康状態あるいは金融資産の悪化は観測されにくくなる。この問題に対する対応としては、同一の個人をパネルで追えば良いわけであるが、それは将来的な課題である。

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】

Duan, N., W. Manning, C. N. Morris and J. P. Newhouse (1984), "Health and Labor Market Success: The Role of Various Diseases," *Review of Economics and Statistics*, LXI, pp. 1-8.

Fisher, M. D. Nychka and D. Zervos (1995), "Fitting the Term Structure of Interest Rates With Smoothing Splines," *Board of Governors*

of the Federal Reserve System, Finance and Economics Discussion Series 98/1.

Green, P.J. and B.W.Silverman(1994) , Nonparametric Regression and Generalized Linear Models: A Roughness Penalty Approach,Chapman & Hall.

Grossman, M.,(1972a) ,"The Demand for Health: A Theoretical and Empirical Investigation," National Bureau of Economic Research, New York.

Grossman, M.,(1972b),"On the concept of health capital and the demand for health," Journal of Political Economy, vol.80, pp.223-255.

Muurién,J.M.(1986),"Demand for Health: A Generalized Grossman Model," Journal of Health Economics, vol.1, pp.5-28.

Newhouse,J.P. and C.E.Phelps(1974),"New Estimates of Price and Income Elasticities of Medical Services," in Rosett ed. The Role of Health Insurance in the Health Services Sector, NBER.

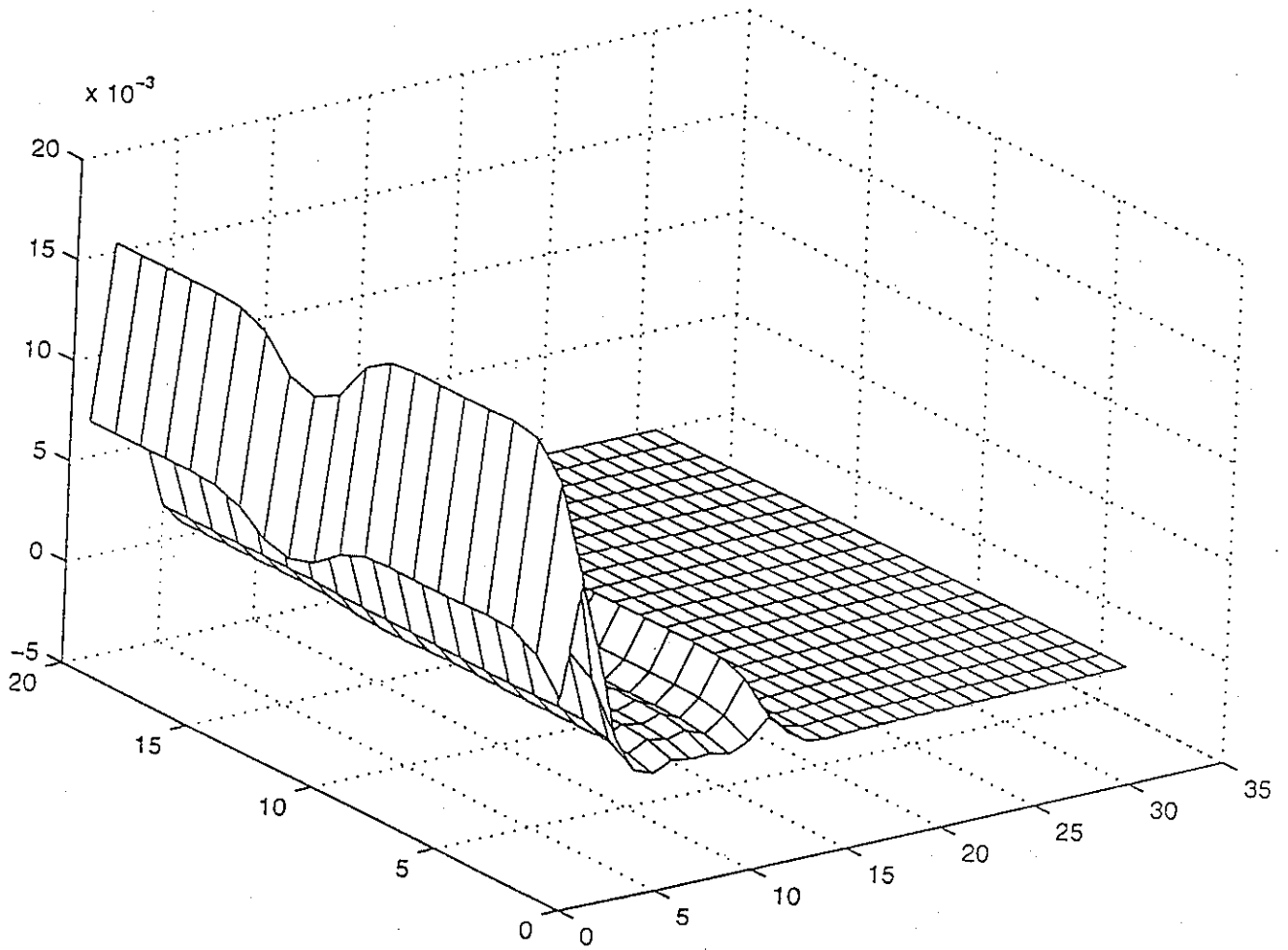
Parklin D., N.Rice, and M.Sutton(1999),"Non and semi-parametric estimation of age and time heterogeneity in repeated cross-sections: an application to self-reported morbidity and general practitioner utilization," Health Economics, vol.8, pp429-440.

Phillipson, T.J. and G.S.Becker(1998) ,"Old-age longevity and mortality-contingent claims," Journal of Political Economy, vol.106, pp.551-573.

Wagstaff,A.(1986),"The Demand for Health: Some New Evidence," Journal of Health Economics, vol.5,pp.195-223.

Zweifel,P.(1985),"The Effect of Aging on the Demand and Utilization of Medical Care," in Tilquin.C. ed System Science in Health and Social Services for the Elderly and Disabled, Peragmon Press.

Fig 1. AGE70-74

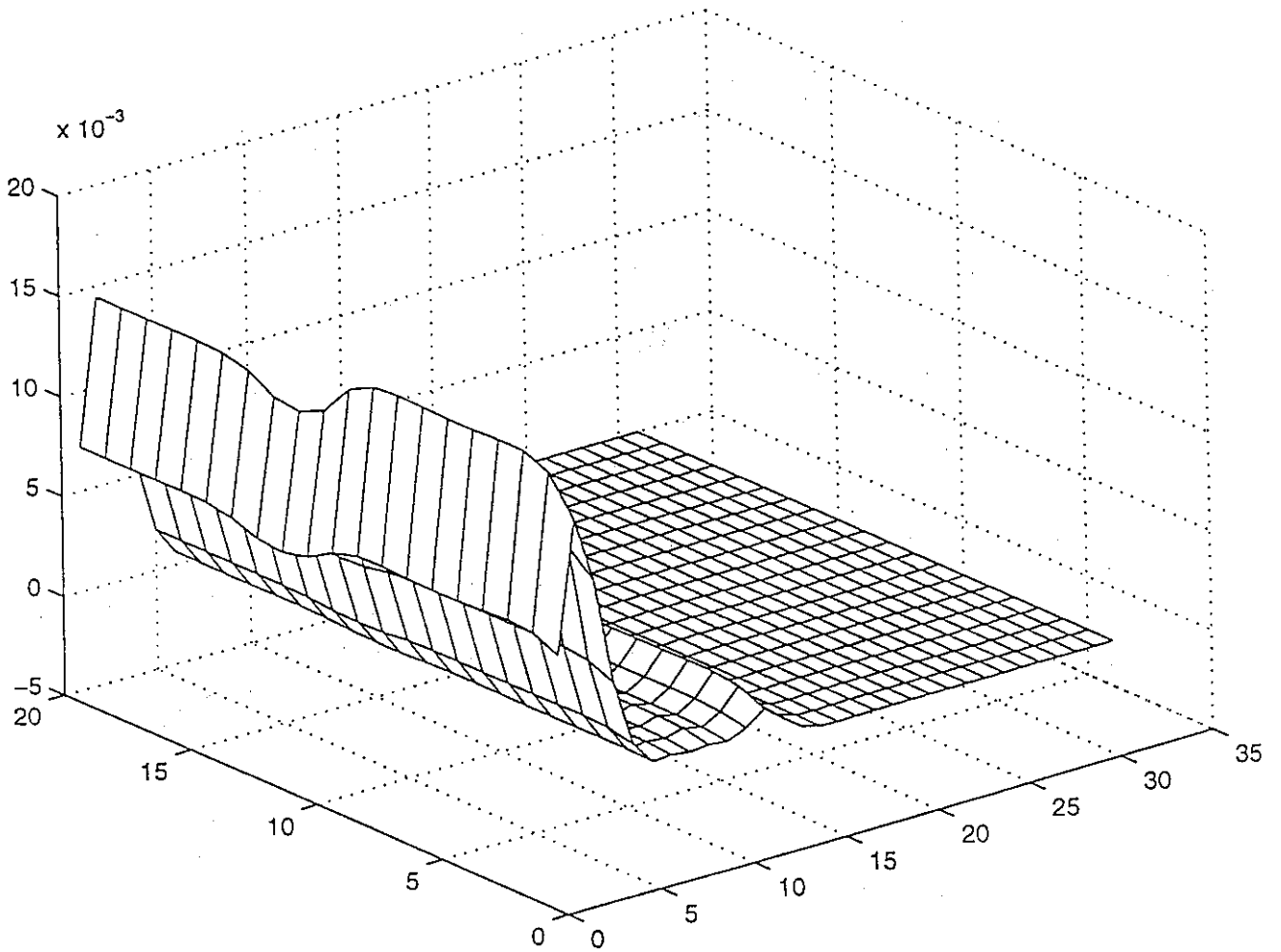


x軸: 金融資産 (1: 純負債、2~30: 0~2900万円の100万円刻み、31: 2900万円以上)

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: 確率

Fig 2. AGE75-79

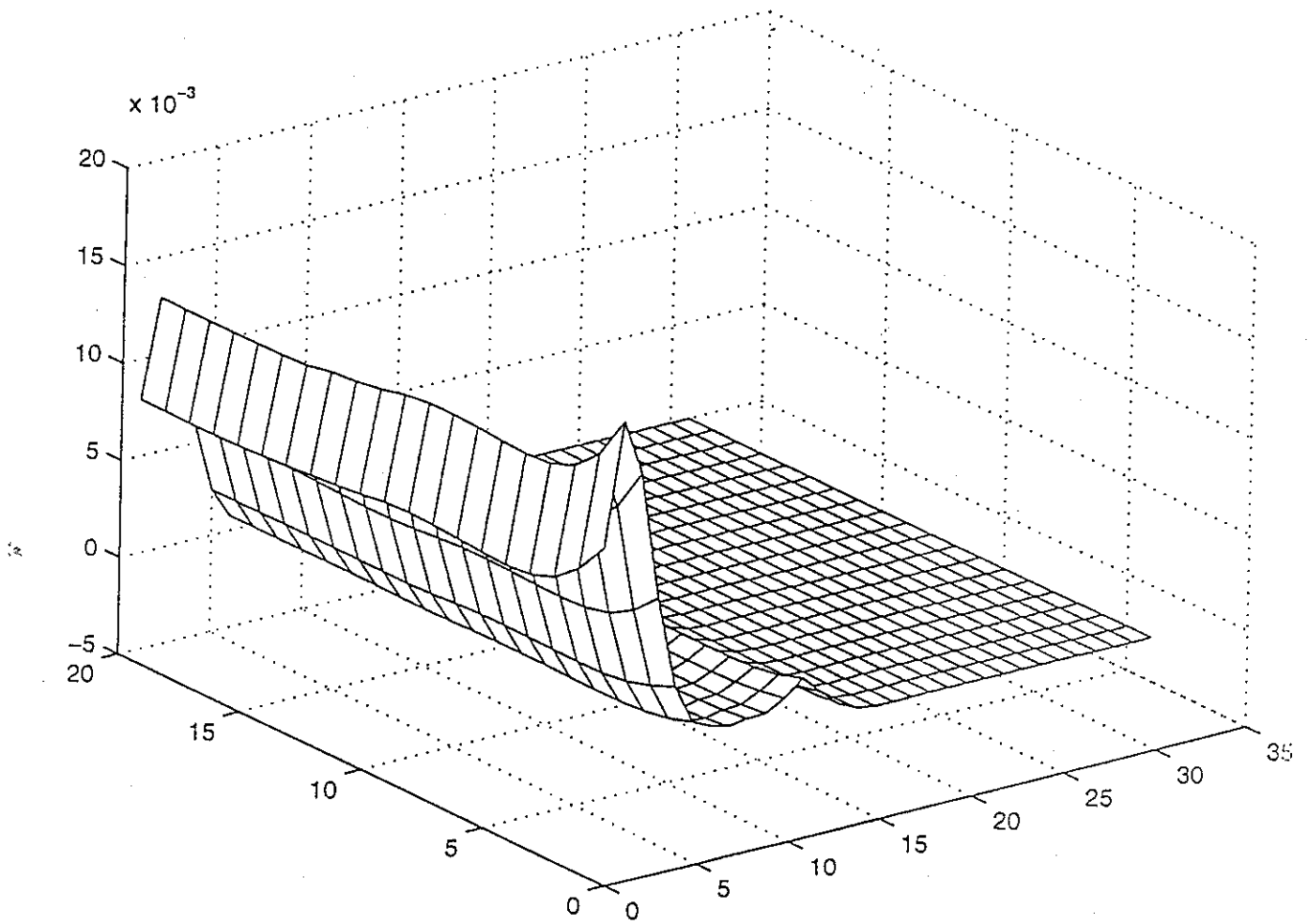


x軸: 金融資産 (1: 純負債、2~30: 0~2900万円の100万円刻み、31: 2900万円以上)

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: 確率

Fig 3. AGE80-84

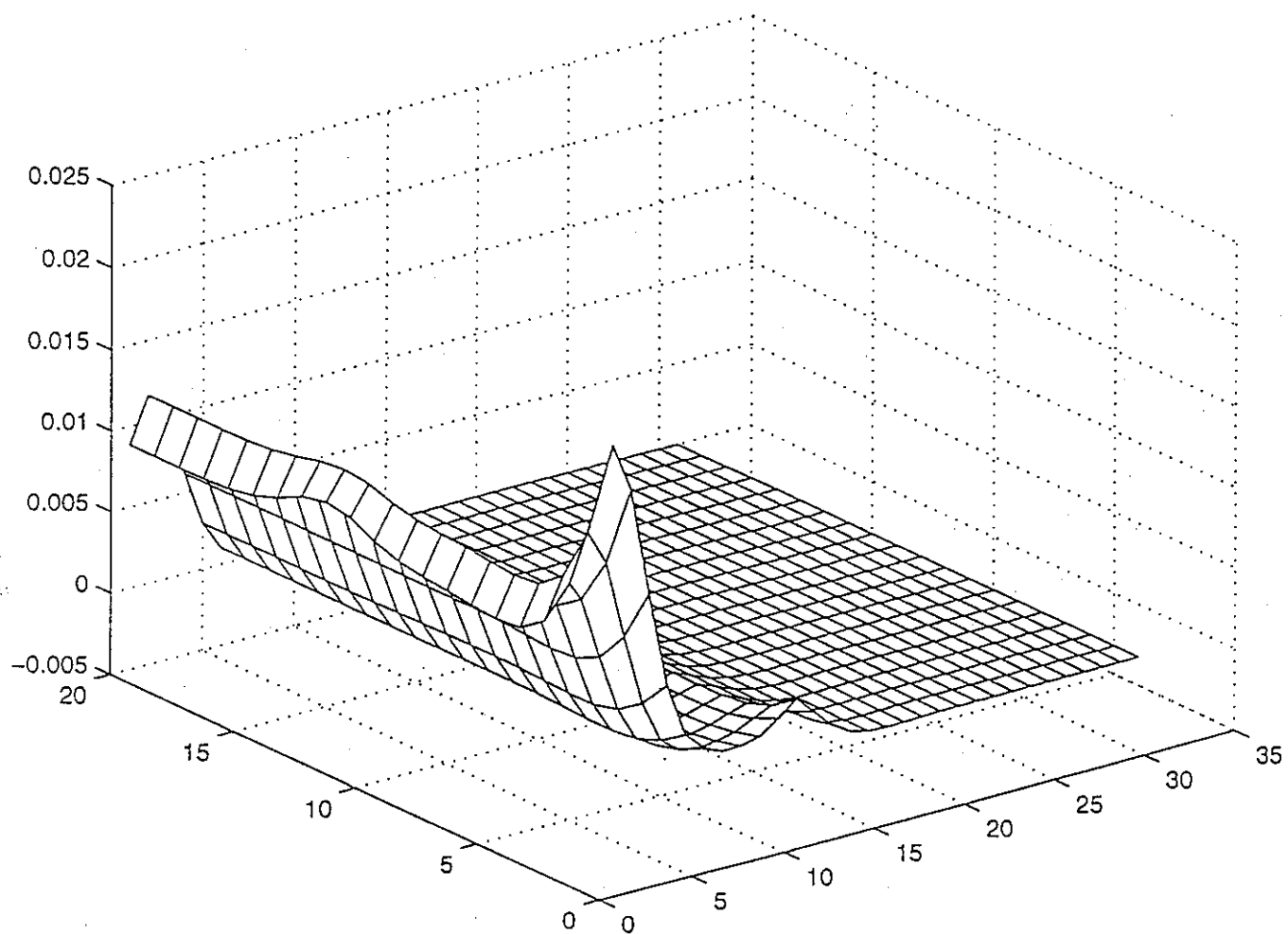


x軸：金融資産（1：純負債、2～30：0～2900万円の100万円刻み、31：2900万円以上）

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：確率

Fig 4. AGE85-



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：確率