

**CONJOINT ANALYSIS を用いた
介護需要関数の推定**

鈴木 亘
大日 康史

1999年10月

大阪大学
社会経済研究所
〒567-0047 茨木市美穂ヶ丘6-1

Conjoint Analysis を用いた介護需要関数の推定^{*})

鈴木 亘

大阪大学経済学研究科博士課程

and

大日康史

大阪大学社会経済研究所

要約

本稿は公的介護保険導入以前である1999年7月に実施した介護需要に関する調査(「公的介護保険に関する住民意識・実態把握のためのアンケート調査」)にもとづいて、介護サービス、家事サービス、給食サービス、訪問看護サービスの需要に関して Conjoint Analysis をおこなった。推定には random effect を含むポアソン推定法を用いた。推定結果から、全ての場合で希望利用回数が価格の減少関数であり、家庭内生産能力との強い代替性が確認された。また、この推定結果を用いて、市場均衡分析を行った。標本を実際に公的介護保険が利用可能となるであろう標本に限定した場合には、均衡価格は仮単価の5～10倍、現状の供給体制では少なく見積もっても需要の1/3も満たせない事が明らかになった。さらに、消費者余剰の損失は日本全体で年間、介護や家事サービスで約4.8～6.8兆円前後、訪問看護サービスで1.5兆円生じていることが明らかにされた。

JEL Classifications:I18,I39.D60

Keywords:Conjoint Analysis,random effect を含むポアソン推定, 公的介護保険, 市場均衡分析

連絡先：大阪府茨木市美穂ヶ丘 6-1 大阪大学社会経済研究所 大日康史

tel:06-6879-8566

fax:06-6878-2766

e-mail:ohkusa@iser.osaka-u.ac.jp

1 はじめに

公的介護保険の導入を来年に控えてその準備作業が急ピッチで進められているが、他方で、どの程度の自己負担でどの程度のサービスを楽しむことができるかについての不安も大きい。本稿では公的介護保険導入直前の時期において、Conjoint Analysis を用いてその需要予測を行う。需要予測は需要曲線の導出もさることながら、供給側の情報と合わせて最適な価格設定、また、設定された介護報酬における厚生評価、あるいは超過需要の評価に不可欠な基本的な情報である。

しかし、まだそれほど顕在化してない市場における需要動向の調査は、必然的に仮想的な意識調査にならざるを得ない。これらは、主にマーケティングの分野での手法が用いられる。介護需要に関してもいくつかの調査が行われている（阿部（1996））が、このような手法は単に仮想的な価格における需要を調査しているに過ぎず、それがいかなる要因によって決定されるかについての考察は一切なされておらず、その意味で調査結果を日本あるいは地域経済全体に拡大して考える事は非常に危険である。他方、経済学的な視点からの福祉サービス需要に関する研究は多くはないが、大日（1997,1999a）が例外的な研究である。大日（1997）は国民生活基礎調査基本調査（'86,'89,'92）の個票に基づいて在宅における要介護者の介護者を親族が行うか、ホームヘルパーが行うかという分析を通じて、そのホームヘルパーの利用は通常の財・サービスと同じ意味での需要要因に基づいており、行政による福祉サービスの割り当てとしてのホームヘルパーではないことが明らかにした。また、マージナル効果でその影響を測ると、所得水準が1%上がると0.03~1.4%ホームヘルパーの利用率は高まる。また、公的介護保険がこうしたホームヘルパーもカバーすると仮定し、その内容が自己負担1割のケースではホームヘルパー需要が2.8~1.2倍に、自己負担5割のケースでも1.95~1.14倍ホームヘルパーの需要が増加することが明らかにしている。

他方、大日（1999a）は財団法人日本中小企業福祉事業財団（通称：日本フルハップ）が1997年2月に加盟企業経営者に対して実施した介護需要に関する調査と、厚生省大臣官房政策課調査室主宰の社会保障の経済分析研究会（代表：跡田直澄大阪大学教授）によっ

て1996年9月に実施された「高齢者福祉サービスに関する実態調査」によって明らかにされた公的老人福祉サービスの実態とを併せるような形で、民間福祉サービス需要の構造並びに公的サービスとの代替性を分析している。その結果、介護需要は、民間福祉サービス需要は所得あるいは資産に強い影響を受け、特に所得弾力性は15%を上回る場合もある事が確認している。また、公的福祉サービスの代替性は見いだせていない。大日(1999a)では、仮想的な設問に対するWillingness to Payを用いて需要曲線を導出している。その意味で本稿の目的意識と非常に近い。他方で、大日(1999a)は中小企業経営者の世帯に限定されていること、また必ずしも65才以上の同居者あるいは親族がいるわけではないこと、Willingness to Payは必ずしも適切な質問方法ではないといった問題を含んでいる。

本稿では、こうした調査、研究の流れをふまえて、アンケートを実施し、分析を行う。まず、アンケートは特定地域の65才以上全世帯に調査を行う。また、仮想的な質問法としてはWillingness to Payより適切な手法であるConjoint Analysisを用いる。その上で、介護需要がいかなる要因によって決まっているのかを経済学的に考察する。

本稿は以下のように構成されている。次節では用いるアンケートのデータについてまとめられている。次節ではデータ及び説明され、第三節では推定モデルがConjoint Analysisを中心に示されている。推定結果は第4節でまとめられ、供給側の情報も用いた市場均衡分析が第5節で行われる。最後に今後の研究について触れられる。

2 データ

本稿で用いるデータは1999年7月に実施した「公的介護保険に関する住民意識・実態把握のためのアンケート調査」で、特定地域の65才以上全世帯に対して郵送法でおこなった調査である。アンケート用紙は2833枚郵送されそのうち481枚の有効回答を得ている。有効回答率は約17%である。

同調査の調査表は別紙の通りであるが、家族構成、同居世帯員の就業状況、所得、資産、公的・民間の高齢者福祉サービスの利用状況、ADL、公的介護保険の認知の程度に加えて仮想的な状況(単位あたり価格、時間)における高齢者福祉サービス利用希望の有無を

尋ねている。

要支援あるいは要介護度は、A D Lが次のような状況が満たされた場合に分類している¹⁾。

要支援者

- 立ち上がる動作が、何かにつかまればできる
- 歩行が、何かの支えがあればできる

要介護度 1

- 排泄行為（排便・排尿）について、一部介助を要する
- 入浴（浴槽の出入りや体を洗う）について、一部介助を要する

要介護度 2

- 要介護度 1 の基準を満たしている
- 立ち上がる動作ができない
- 歩行ができない

に加えて、

- 排泄行為（排便・排尿）について一部介助を要する、もしくは介助を要する

または、

- 入浴（浴槽の出入りや体を洗う）について一部介助を要する、もしくは介助を要する

要介護度 3

- 要介護度 2 の基準を満たしている
- 排泄行為（排便・排尿）について、介助を要する

- 入浴（浴槽の出入りや体を洗う）について、介助を要する

要介護度 4

- 要介護度 3 の基準を満たしており、次のような状況が少なくとも一つが成り立っている
 - － 直前の行為を思い出せない
 - － まわりのことに関心がない
 - － 毎日の日課をきちんと理解できない
 - － 生年月日、年齢や自分の名前を答えることができない
 - － 火の始末や火元の管理ができない
 - － 大声を出すことがある
 - － 一人で外へ出たり目が話せないことがある

要介護度 5

- 要介護度 4 の基準を満たしている
- 他者への意志の伝達や介護者への指示がまったくできない
- 食事の摂取について一部介助を要する、もしくは介助を要する

表 1 には以下の分析に用いる記述統計量がまとめられている。上段には健康な高齢者を含めた全標本における記述統計量を、また、下段には上の基準で要支援者あるいは要介護者と分類された標本のみにおける記述統計量がまとめられている。以下の分析でも、この 2 種類の標本を用いる。

以下の分析で重要となる Conjoint Analysis に関する情報は、次のような想定での利用希望を尋ねている。

介護サービス

- 週 1 回 2 時間ずつ週あたり料金 600 円の場合
- 週 1 回 2 時間ずつ週あたり料金 2,000 円の場合
- 週 1 回 2 時間ずつ週あたり料金 3,000 円の場合
- 週 2 回 2 時間ずつ週あたり料金 1,200 円の場合
- 週 2 回 2 時間ずつ週あたり料金 4,000 円の場合
- 週 2 回 2 時間ずつ週あたり料金 6,000 円の場合
- 週 3 回 2 時間ずつ週あたり料金 1,800 円の場合
- 週 3 回 2 時間ずつ週あたり料金 6,000 円の場合
- 週 3 回 2 時間ずつ週あたり料金 9,000 円の場合

家事サービス

- 週 1 回 2 時間ずつ週あたり料金 300 円の場合
- 週 1 回 2 時間ずつ週あたり料金 2,000 円の場合
- 週 1 回 2 時間ずつ週あたり料金 3,000 円の場合
- 週 2 回 2 時間ずつ週あたり料金 600 円の場合
- 週 2 回 2 時間ずつ週あたり料金 4,000 円の場合
- 週 2 回 2 時間ずつ週あたり料金 6,000 円の場合
- 週 3 回 2 時間ずつ週あたり料金 900 円の場合
- 週 3 回 2 時間ずつ週あたり料金 6,000 円の場合
- 週 3 回 2 時間ずつ週あたり料金 9,000 円の場合

在宅給食サービス

- 週1回週あたり料金 400 円の場合
- 週1回週あたり料金 600 円の場合
- 週1回週あたり料金 800 円の場合
- 週3回週あたり料金 1,200 円の場合
- 週3回週あたり料金 1,800 円の場合
- 週3回週あたり料金 2,400 円の場合
- 毎日週あたり料金 2,800 円の場合
- 毎日週あたり料金 4,200 円の場合
- 毎日週あたり料金 5,600 円の場合

訪問看護

- 週1回週あたり料金 500 円の場合
- 週1回週あたり料金 1,000 円の場合
- 週1回週あたり料金 2,000 円の場合
- 週2回週あたり料金 1,000 円の場合
- 週2回週あたり料金 2,000 円の場合
- 週2回週あたり料金 4,000 円の場合
- 週3回週あたり料金 1,500 円の場合
- 週3回週あたり料金 3,000 円の場合
- 週3回週あたり料金 6,000 円の場合

3 推定モデル

本稿では、Conjoint Analysis と呼ばれる手法を用いる。これは、アンケート調査を用いて財やサービスに対する個人の効用を表明させる技法の一つである。具体的には、

- いくつかの仮定的なシナリオとそれにとまなう選択肢からなる質問を作り、最も好む選択を回答させる。
- 想定シナリオや個人属性を説明変数、選択行動を被説明変数にして統計モデルを推定し
- 効用の変化や代替性を測定する

という手順からなる。従来、医療経済学の分野では、新薬や新技術の便益を評価する際に、患者に対するアンケートから、Willingness to Pay (Tolley et al(1994)) と呼ばれる方法を用いて便益金額を計算したり、Standard gamble や Time trade-off あるいは Rating Scale 等の方法により患者の効用水準を測定することが行なわれてきた。しかしながら、これらの手法は理論的にも技術的にもさまざまな問題を抱えている。例えば、Willingness to Pay により得られる金額はもちろん効用水準とは異なる概念であるし、Standard gamble、Time trade-off、Rating Scale もそれぞれ正確に効用水準を測定しているとは言いがたい。また、そもそも序数的な効用概念に従えば、効用水準は個人間で比較したり集計したりすることが可能かという理論的問題もある。これに対して、Conjoint Analysis では、直接に効用水準をみるのではなく、効用の差によって選ばれる選択行動をみているので理論的な問題点を回避している。また、Willingness to Pay に比較して、選択することを前提としておらず、さらに経済学的にもまた多くの実際の意思決定の場面とも整合的に価格を所与としているなどの利点もある。さらに、統計モデルを用いて推定するために、説明変数の変化に対する政策シミュレーションを直接的に行うことができる。²⁾

従来、Conjoint Analysis は、環境経済学や交通の経済学の分野で主に用いられてきたが、最近、医療経済学の分野でもいくつかの研究例がみられるようになってきた (Ryan(1999a), Ryan(1999b), Bryan(

and Zweifel(1999),Ratcliffe(1999),San Miguel and Ryan(1999),Johnson et al(1999),Ryan and Farrar(1994),Ryan and Hughes(1997),Van der Pol and Cairns(1997),Van der Pol and Cairns(1999),Bryan et al(1998))。その多くは、新規医療技術の導入の是非を問う分析である。例えば、Ryan(1999a) は試験管受精、Ryan and Farrar(1994) は歯科矯正技術、Ryan and Hughes(1997) は中絶技術、Van der Pol and Cairns(1997) では輸血技術、Bryan et al(1998) では膝の損傷に対する MRI の使用について Conjoint Analysis を用いた分析を行っている。わが国においては、残念ながら Conjoint Analysis を用いた研究例はほとんどない³⁾。

Conjoint Analysis の分析は通常、random effect を含む probit 推定法が用いられる。これは、Conjoint Analysis の構造そのものから由来している。つまり、被説明変数が選択行動であるので、基本的には二値変数である。これにおける適切な推定方法が probit 推定法である。また、同じ個人が想定（価格やその他の諸条件）を微妙に変えた質問に回答しているために、同一個人の回答が複数存在する。当然のことながら同一個人であるということは、調査された分析で用いることのできる情報（多くの場合説明変数を構成する）以上の情報を持っていると考えられるが、それは観察不可能である。こうした観察不可能な個人に由来する効果は individual effect として知られているが、それを除去するには固定効果モデルと random effect モデルがある。しかし、ここでは固定効果モデルを用いることはできない。なぜならば、Conjoint Analysis では微妙に変えられた想定（価格やその他の諸条件）以外の個人の情報は不変であるために、選択行動への影響が考えられる説明変数と固定効果の間には完全な多重共線性が生じる。そのために固定効果モデルではそうした説明変数の影響を評価できない。他方、random effect モデルでは individual effect を確率変数としているので固定効果モデルのような多重共線性は生じない。また、通常の random effect モデルでは説明変数と確率変数である individual effect との無相関が一致性のために仮定される。しかし、Conjoint Analysis 以外での random effect モデルではしばしば、この仮定に対する Hausman 検定（Hausman(1978)）が棄却され、random effect モデルの妥当性が失われる。ところが Conjoint Analysis では、微妙に変えられた想定（価格やその他の諸条件）以外の個人の情報は不変なので固定効果モデルでは識別できず、また微妙に

変えられた想定（価格やその他の諸条件）は設定上すべての個人で同じように変化するので確率変数との相関はそもそも 0 である。そのために Conjoint Analysis では random effect モデルは棄却されない⁴⁾。

本稿でも伝統にしたがって random effect を含む probit 推定法をも用いることはもちろん可能である。しかし、本稿での分析目的は需要予測であり、そのためには利用を希望するだけでなくその希望回数も重要な要因であること、また、たとえば週 2 回であれば利用を希望したくないが、週 3 回であれば利用を希望したいという選択行動は必ずしも矛盾していないことから、利用希望のみではなく、その頻度も被説明変数に組み込む。具体的には、単価（1 時間あるいは 1 回あたり料金）が同じグループで、そのうち利用希望の中でもっとも頻度が高い回数を希望回数とする。したがって、利用希望回数は週 0 回から 3 回までに分布する。

このようなデータの構造から伝統的な probit 推定法ではなく、ここで用いる利用希望回数のようなカウント・データに適切なポアソン推定法に random effect を加えた推定法を用いる。

カウント・データの場合、誤差項の分布に正規分布を仮定して最小自乗法を用いて推論することはできない（King(1987)）。真のモデルの被説明変数がポアソン分布に従う場合に、最小自乗推定量は不偏推定量ではない。これはデータの非線形性から由来する。

ポアソン推定法は、

$$Prob[T = k] = \frac{e^{-\lambda} \lambda^k}{k!} \quad k = 0, 1, 2, \dots \quad (1)$$

なるポアソン分布において、 $\lambda = e^{X\beta}$ なる関数形を想定し、 β を最尤法を用いて推定する。ポアソン分布における期待値は λ なので、推定された $e^{X\hat{\beta}}$ がその個人の利用希望回数の期待値になる。

また、ここではポアソン推定に random effect を想定しているので推定法は Liang and Zeger(1986) にしたがって次のように修正される。

- ステップ 1: random effect を考慮しないポアソン推定を行う。そこでの β の推定量を $\hat{\beta}$ とする。

- ステップ 2: その際の Pearson 残差

$$\hat{r}_{it} = \frac{k_{it} - e^{X_{it}\hat{\beta}}}{e^{X_{it}\hat{\beta}/2}} \quad (2)$$

- を用いて定義される R 行列を作成する。

$$R_{t,s} = \begin{cases} \hat{\phi} & \text{if } t = s \\ \hat{\alpha} & \text{if } t \neq s \end{cases} \quad (3)$$

ただし、ここで $R_{t,s}$ は同一個人の第 t 設問と第 s 設問に対応する要素であることを意味している。また、 $\hat{\phi}$ と $\hat{\alpha}$ は、

$$\begin{aligned} \hat{\phi} &= \frac{\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^{n_i} \hat{r}_{it}^2}{\sum_{i=1}^N n_i - p} \\ \hat{\alpha} &= \frac{\sum_{i=1}^N \sum_{t>t'} \hat{r}_{it} \hat{r}_{it'}}{\sum_{i=1}^N n_i(n_i - 1)/2 - p} \end{aligned} \quad (4)$$

で定義される。ここで N は個人の総数、 n_i は第 i 個人の解答総数、 t は同一個人における想定質問の相違、 p は説明変数の種類をそれぞれ示している。

- ステップ 3:

$$\sum_{i=1}^N A_i X_i (A_i^{0.5} R A_i^{0.5})^{-1} (K_i - e^{X_i \beta}) = 0 \quad (5)$$

なる解を $\hat{\beta}$ とする。ここで、 A_i は対角要素が $e^{X_{it}\hat{\beta}}$ である対角行列である。

- ステップ 4: もし、 $\hat{\beta} = \hat{\beta}$ が満たされれば終了、満たされなければ $\hat{\beta}$ を β としてステップ 2 に戻る。

この過程で収束した推定量が最終的な推定量となり、その推定量は不偏かつ一致推定量であり、分散が $H_1^{-1} H_2 H_1^{-1}$ なる正規分布に漸近収束する。ここで、 H_1 と H_2 はそれぞれ、

$$\begin{aligned}
H_1 &= \sum_{i=1}^N (A_i X_i)' (A_i^{0.5} R A_i^{0.5})^{-1} (A_i X_i) \\
H_2 &= \sum_{i=1}^N (A_i X_i)' (A_i^{0.5} R A_i^{0.5})^{-1} (K_i - e^{X_i \beta}) (K_i - e^{X_i \beta})' (A_i^{0.5} R A_i^{0.5})^{-1} (A_i X_i) \quad (6)
\end{aligned}$$

である。

説明変数は具体的には、 $T_{i,j}$ を価格 p_j における第 i 世帯の希望利用回数とする。また説明変数には、 I_i を世帯所得、 A_i を世帯の資産、 G_i をその世帯に無業者（20才以上65才未満で職業に従事していないもの）がいる場合には1、そうでない場合には0となるダミー変数、 N_i を要介護者の人数、 H_i^k ($k = 0, 1, 2$)をその世帯における要介護度が最も高い要介護者における要介護度が要支援の場合には $k = 0$ で1、要介護度1の場合には $k = 1$ で1、要介護度2の場合には $k = 2$ で1、そうでない場合にはいずれも0となるダミー変数、 S_i^{pub} を同種の公的サービスを利用した経験がある場合に1、そうでない場合には0となるダミー変数、 S_i^{prv} を同種の民間サービスを利用した経験がある場合に1、そうでない場合には0となるダミー変数を用いる。

仮説は次のようになる。介護サービス需要も通常の財と同じであれば、価格に関して減少関数となる。所得と資産はその世帯の経済的状态を示すものであり、所得効果や資産効果を評価できる。もし介護需要が正常財であれば、所得は需要を拡大させるであろう。無業者の存在、要介護者の人数、要介護度の程度はいずれも家庭の外から供給される介護サービスに対する密接な代替財としての家庭内生産の能力を意味している。とくに、無業者の存在は高い家庭内生産能力を意味するので、無業者が存在している世帯では介護サービス需要は減少するであろう。他方、要介護者の人数や要介護度の程度が高いと、家庭内生産能力との代替関係が薄れ、介護サービス需要は増加するであろう。同種の公的・民間サービスの利用経験は、一種の習慣を形成することが考えられ、特に介護サービスの利用に応じて家庭内生産能力の減退が生じると予想される。したがって、他の条件を一定として介護サービス需要を増加させると予想される。

4 推定結果

表2～5は、健康な高齢者も含んだ全標本における介護サービス、家事サービス、給食サービス、訪問看護サービスがまとめられており、表6～9は、要支援者以上の標本を用いた推定結果がまとめられている。なお表中の推定値は β であるので、利用回数の影響の程度の解釈に当たっては指数変換を行わなければならない。

全ての表について共通しているのが、価格が有意であるという点である。全標本を用いた推定結果では、介護サービスと家事サービス及び給食サービスについて二次の係数まで有意であり、訪問看護サービスでは二次の係数が有意でないので含まれていないもの、一次の係数は有意に負である。介護サービス、家事サービス、給食サービスと価格についても、一次の係数は正で有意、二次の係数は負で有意であるので凹型の関係にある。図1～4に表2～5に基づく需要関数が、図5～8に表6～9に基づく需要関数が図示されている。図1～3から分かるように、価格に関して凹型の関係に成っている場合でも大域的には右下がりであることが確認できる。

所得、資産については、全標本の推定における介護サービス、給食サービス、訪問看護サービスでいずれかが正で有意であり、要支援者以上の標本の推定においても給食サービスで正で有意となっている。これは所得効果、あるいは富効果の存在を意味する。しかしその影響は全標本を用いた推定結果で、10%の所得(資産)格差に対して、1.006～1.007倍利用希望回数が増える程度である。これは、大日(1999a)で見いだされた Willingness to Pay の所得弾力性が12～17%にも達し、資産の場合でも弾力性が5～8%であるという結果と大きく異なる。大日(1999a)と本研究では、用いているデータ、調査客体、仮想的質問の方法、分析手法の全てが異なり単純な比較は禁物であり、一層の精査が必要である。もし仮に今回の結果に基づくのであれば、公的介護保険によって一定の価格が定められるとある所得水準以下の世帯は必要なくなるということは生じにくいと言えよう。

さらに無業者の存在は全標本の場合での介護サービス、家事サービス、給食サービスの需要を有意に減少させる。その程度も大きく、無業者がいる場合にはいない場合よりも利用回数が0.73～0.77倍になる。これは在宅介護支援サービスが家計内生産によっ

て代替されていることを示している。逆に訪問看護サービスでは有意ではなく、看護サービスのよう高度に専門的なサービスには家庭内生産によって代替できないことを示している。

要支援者以上の標本の場合では全てのサービスで需要を有意に減少させる。その程度もさらに大きく、無業者がいる場合にはいない場合よりも利用回数が0.54~0.40倍になる。これは介護の必要度が高いほど、在宅介護支援サービスと家計内生産の代替の程度が高くなっていることを示しており、仮説とは逆である。この一見矛盾する結果は次のように理解できよう。つまり、ここでの分析は介護の必要性が高いにもかかわらず、なお在宅で介護している世帯が対象となっているので、そもそも家庭内生産能力が高いと予想される。もし、介護の必要性が高いにもかかわらず、家庭内生産能力が低い場合には、現行上の制度下では施設介護になる可能性が高い。実際に国民生活基礎調査を用いての大日(1999b)での分析ではそのことを明確に示している。逆に、介護の必要性が薄い場合には、もちろん施設入所が難しいので、たとえ家庭内生産能力が低くても在宅介護を選択せざるを得ない。もしそれがここでも成り立っているとすると、高い家庭内生産能力を持つ世帯における在宅介護支援サービスとの代替性は、介護の必要性が薄い場合よりもより高まってのようにみえるであろう。このことは、要支援者以上の標本では訪問看護サービスも有意で、家庭内生産によって代替されていることの理解にもつながろう。

要介護者数は全標本での給食サービス、訪問看護サービスで負で有意である一方、要支援者以上標本における給食サービスでは正で有意である。全標本での結果は仮説と整合的ではないが、健康な高齢者も含まれているので割り引いて評価すべきかもしれない。高齢者のADLに関しては、全標本においては介護サービスでの要介護度5の場合、家事サービスでの要介護度1と5の場合に、有意に健康な高齢者よりも需要が高まっている。逆に要支援者以上の標本では、要介護度4の高齢者の給食サービスに対する需要は要支援者よりも有意に低い。全標本では仮説と整合的であり、要支援者以上の標本では仮説と矛盾する結果であるが、特定の要介護度のみしか有意でないので、要介護度と需要との関係はそれほど明確には示されていない。最後に公的サービスあるいは民間サービスの利用経験は、全標本における家事サービス(民間)と給食サービス(民間)、要支援者以上標本における

介護サービス（公的）、家事サービス（公的）、給食サービス（民間）において需要に有意な影響を及ぼす。特に、全標本における給食サービス（民間）を除いて符号は正であるので、これまでの利用による習慣効果は確認される。

5 市場均衡分析

次に供給側の情報も用いて、市場均衡分析を行う。具体的には均衡価格の算定、公定される介護報酬価格における超過需要の評価およびその厚生上の損失を評価する。

当該地域における供給側の状況は表6のように要約される。表10における1999年7月の供給状況と回収率で補正した実際の利用状況との関係から、2000年4月段階での供給量を求める。ちなみに、Conjoint Analysis以外の標本を含めた全標本における公的ホームヘルパーの週あたり利用時間数は.0642361時間、訪問看護の週あたり利用回数は.0314645となっている。ここで調査への協力に関する意思決定が確率的に行われていると考えられるのであれば⁵⁾、これが当該地域での平均的な公的福祉サービスの利用状況となる。これに1999年7月から2000年4月にかけての供給体制の充実の程度を乗じたもの、つまり公的ホームヘルパーの週あたり利用時間数は.1151時間、訪問看護の週あたり利用回数は.0314645が、2000年4月時点での供給体制ということになる。この供給量で供給が固定される、つまり、供給曲線は垂直であるとして以下の分析を行う⁶⁾。

図では右下がりの需要関数の他に、垂直線と平行線があるが、垂直線は供給曲線を、平行線は介護報酬価格の位置を示している。図の見方あるいは以下の厚生分析には以下の仮定がおかれている。

- 現時点（1999年9月）では公定価格はまだ定められていないので、8月23日に厚生省が公表した仮単価を用いる。これによると、介護サービスが1時間で4020円、家事サービスが1530円、訪問看護が訪問看護ステーションからとして8300円となっている。これの一角が自己負担であるので、それが需要者の直面している価格である
- ホームヘルパーの場合には、供給側を介護と家事に分けることは不可能である。実際

には、ホームヘルパーの供給能力の内一部が介護、一部が家事に振り分けられるわけだが、ここでの精度がそうした細かい設定に耐えられるものではないので、いずれの場合にも.1151 時間とした。

- 図5～8においては、要支援者以上標本に基づいているので、推定された予想利用回数に、全標本での世帯数と要支援者以上標本の比率（例えば介護サービスの場合には $55 / 281$ ）を乗じる。
- 現在予定されている利用制限あるいは要介護度に応じた総額の制限は、分析を複雑にするだけなので明示的には組み込まない。

5.1 均衡価格の算定

まず、均衡価格を求める。図では見やすさのために需要曲線と供給曲線が交差していない場合も多いが、厳密に計算可能であり、求められた均衡価格は表11の第1列に示してある。これによると全標本では介護・家事サービスに対しても4000円以上の価格がついている。また、訪問看護サービスでは5万円近い価格となっている。

また、より現実的な要支援者以上標本においても介護サービス、訪問看護サービスで仮単価の5倍、家事サービスに至っては10倍の格差がある。また、この結果は家事サービスは確かに高度の専門性は要求されないかもしれないが、その日常性ゆえに需要が非常に旺盛で、介護サービスと単価的には遜色のない価格を出している。仮単価では、介護サービスを非常に高く評価した価格付けがされているが、そうした差別化は市場には支持されていない。

5.2 超過需要の評価

公定される介護報酬価格における超過需要の評価が表11の第2列に示してある。評価は、図の需要・供給が平均で示されているために、平均的な超過需要にこの地域における65歳以上人口を乗じている。全標本では約8000～10000時間のホームヘルパーが不足している。また、訪問看護サービスでは約2400回以上の超過需要が発生している。

要支援者以上標本においても週あたり約1000時間のホームヘルパーが、また380回の訪問看護の供給が不足している。これらはホームヘルパーで現状の供給能力の3.2倍、訪問看護の4.5倍以上であるので、現状の供給体制では少なく見積もっても需要の1/3も満たせない。

5.3 厚生上の損失

超過需要の発生に伴う厚生上の損失を議論する前に、それを評価する基準となる消費者余剰を求めておく。これは、図における供給曲線（垂直線）と水平線（仮単価）で区切られた左上の領域における需要関数（右下がりの曲線）で囲まれた領域の面積で表される。意味的には、低い価格が設定されていることによって需要者が得た効用の総和である。数式的には、需要関数の価格以外の係数を α_0 、価格の一次の係数を α_1 、二次の係数をそれぞれ α_2 、仮単価 \underline{p} 、上で導出された均衡価格を p^* 、供給量を S とすると、消費者余剰とその損失はそれぞれ、

$$\int_{p^*}^{\infty} p e^{\alpha_0 + \alpha_1 \log p + \alpha_2 (\log p)^2} dp + S(p^* - \underline{p})$$

$$\int_{\underline{p}}^{p^*} p e^{\alpha_0 + \alpha_1 \log p + \alpha_2 (\log p)^2} dp - S(p^* - \underline{p}) \quad (7)$$

で与えられる。今、需要関数が二次項を含まない場合には上式は明示的に解けてそれぞれ

$$e^{\alpha_0} \frac{1 - e^{\alpha_1 \log p}}{\alpha_1} + S(p^* - \underline{p})$$

$$e^{\alpha_0} \frac{e^{\alpha_1 \log p^*} - e^{\alpha_1 \log \underline{p}}}{\alpha_1} - S(p^* - \underline{p}) \quad (8)$$

となる。需要関数が二次項を含んでいる場合には明示的に解けないので数値積分で求める。

消費者余剰も図では高齢者一人あたりなので、それに人口を乗じて社会全体に戻した数値が表11の第3列に示してある。これによると標本の違いで若干の格差が生じているが、介護や家事サービスで20万円前後、訪問看護サービスで2.5万円前後の余剰が生じている。

次に厚生上の損失を求める。これは、供給曲線（垂直線）と水平線（仮単価）で区切られた右上の領域における需要曲線（右下がりの曲線）で囲まれた領域であり、均衡価格よりも低い価格が設定されるために、需要者が得ることのできない効用の総和である。全標本では、関数の構造上膨大な数値に昇り、介護サービスで56万円、家事サービスで138万円に達する。また、訪問看護サービスでは均衡価格がかなり高いために13万円の消費者余剰の損失にとどまっている。得られた消費者余剰と比較すると、厚生上の損失はそれぞれ約3、6、6.5倍に達し、厚生上の損失が非常に大きいことを示唆している。さらに仮にこの地域が平均的であると見なせば、日本全体の施設介護者を除く高齢者人口を1900万人とすると、年間に日本全体で10～26兆円以上の消費者余剰の損失が生じていることになる。訪問看護サービスでは2.5兆円の消費者余剰の損失が生じている。

要支援者以上標本においては損失の規模は約半分程度になる。また、得られる消費者余剰との比較では介護や家事サービスでは1.5倍強、訪問看護サービスでも3倍程度と格差はかなり縮小する。また、日本全体では介護や家事サービスで約4.8～6.8兆円前後、訪問看護サービスで1.5兆円の消費者余剰の損失が生じていることになる。

6 おわりに

本稿では特定地域の65歳以上の高齢者に行ったアンケートのデータを用いて、介護需要を分析した。しかし、まだ現時点では介護サービス市場は成立していないので、そうした仮想的な市場分析に有効な Conjoint Analysis を用いた。また、推定は random effect を含むポアソン推定法を用いた。

推定の結果、いずれの場合でも需要曲線は大域的に右下がりであり、また、家庭内生産能力との強い代替性が確認された。また、この推定結果を用いて、市場均衡分析を行った。標本を実際に公的介護保険が利用可能となるであろう標本に限定した場合には、均衡価格は仮単価の5～10倍、現状の供給体制では少なく見積もっても需要の1/3も満たせない事が明らかになった。さらに、消費者余剰の損失は日本全体で年間、介護や家事サービスで約4.8～6.8兆円前後、訪問看護サービスで1.5兆円生じていることが明らか

にされた。

今後の研究課題としては、同種の分析を他地域にも広げ、あるいは標本数を増やして、本稿で得られた結果の信頼性を高める必要があるだろう。また、逆にこの地域で継続的に調査することによって、公的介護保険導入前後の推定値の変化を通じて本稿の結果の信頼性を高めることが出来よう。さらに、本稿では供給側は一定であると仮定したが、長期的にはこの仮定はきつく、非現実的である。むしろ供給側の行動も定式化した上での社会的厚生への議論につなげていくのが建設的な方向であろう。

脚注

- *) 本稿は名古屋市立大学経済研究所主催の「医療と介護に関するプロジェクト」研究会で報告された。研究会の出席者による有意義な議論に感謝する。また、研究を補助して頂いた長瀬知子さんに感謝する。なお、本稿は1999年度文部省科学研究費補助金(奨励研究)の助成を受けている。
- 1) 実際の要介護度の認定基準は、各行為毎の介護に必要な基準時間を求め、それを基準に判断するので、ここでの基準は大まかなもので実際に行われる要介護度の認定基準とは異なる。この基準はほぼ医療保険福祉審議会老人保険福祉部会厚生省提出資料「各要介護状態区分の状態像の例(平成10年度)」(1998年7月27日)に準拠している。
 - 2) このように Conjoint Analysis は従来の手法に対して優れていると考えられているが、アンケート調査を用いて想定的な行動を質問している以上、想定質問を用いることによる誤謬が存在すると考えられる。その誤謬は、実際の選択行動ではなく「選択行動を想像することに伴う誤謬」と「想定的シナリオの想像しにくさに伴う誤謬」の2つに分けることができると考えられる。鈴木・大日(1999)では、両者を明示的に区別し、それぞれの誤謬に対しても分析を行なっている。その結果、両者の誤謬は無視し難く大きく、特に「想定的シナリオの想像しにくさに伴う誤謬」は非常に重要であり、想定的質問を用いることによる問題点を定量的に評価している。
 - 3) 例外的研究として鈴木・大日(1999)以外には、公刊はされていないが1999年度病院管理学会で福田・木下・武村・八巻(1999)が報告されている。
 - 4) すべての設問にすべての被験者が回答していればこれは厳密に成り立ち、検定の必要はない。しかし、実際にはかならずしもすべての設問にすべての被験者が回答しているわけではないので、そのことから微妙に変えられた想定(価格やその他の諸条件)と random effect との相関が生じる可能性がある。

- 5) この仮定が成立していなければ、調査への協力と他の変数とが高い相関をもつことになり、本稿での分析に系統的なバイアスをもたらすことになる。その妥当性、あるいは成立していない場合における修正のためには、ここで用いたデータではなく、当該地域の全数を調査したデータが必要である。この問題は非常に重要であるけれども現時点では、その妥当性の確認あるいはバイアスの程度の確認を行うことはできないので、将来の課題としたい。
- 6) この地域は公的介護保険の単位である市区町村によって定義されるものではない。また、たとえ市区町村であっても、他地域にある供給主体からのサービスの提供は排除されない。逆にこの地域の供給主体から他地域にいる利用者にサービスが提供されることも当然のことながらありうる。したがってこの地域にある供給主体の情報だけでは、この地域において提供される供給能力の実際であるとみなすことはできない。そこで、ここではホームヘルパーの人数や訪問看護婦の人数そのものの情報は重視せずに、あくまでもその成長率をもって供給体制の整備状況と考える。この仮定は、すべての地域で同じ成長率で整備が進められれば、現状を正しく反映しており非常に妥当なものとなる。その水準は、本文でも説明されているように、1999年7月時点での利用状況の情報を用いる。
- 7) ここでは通常の財と同様に、Willingness to Pay が高い需要者から順に財が割り当てられるという前提で消費者余剰やその損失を求めているが、この仮定は在宅介護支援サービスに関して成り立っているかどうか疑わしい。つまり、もし割り当てがWillingness to Pay と関係なく行われているのであれば、本稿での計算方法は誤りで、正しくは、本稿での消費者余剰とその損失の合計を利用できる需要者とできない需要者の比率で鞍分することになる (Kaserman and Barnett(1991))。これは単に、消費者余剰とその損失が常に、供給量と超過需要との比率に等しいことを意味するのでここでは割愛する。

References

- [1] Bryan,S., M.Buxton, R.Sheldon, A.Grant (1998), "The Use of Magnetic Resonance Imaging for The Investigation of Knee Injuries: A Discrete Choice Conjoint Analysis Exercise," *Health Economics* 7 ,pp.595-604.
- [2] Bryan,S.(1999), "Structural Reliability of Conjoint Analysis Applied to Health Care : an Empirical Investigation," presented in IHEA 2nd World Conference.
- [3] Hausman,J.(1978), "Specifiction Test in Econometrics," *Econometrica* 46,pp.1251-1271.
- [4] Johnson,F , W.Desvousges and M.Ruby(1999), "Willingness to Pay to Avoid Cardiovascular and Respiratory Conditions : Consensus Estimates of Task-Specific Stated Preferences," presented in IHEA 2nd World Conference.
- [5] Kaserman,D.L. and A.H.Barnett(1991)," An Economic Analysis of Transplant Organs: A Commnet and Extension," *Atlantic Economic Journal*,vol.XIX,pp.57-63.
- [6] King,G.(1978), *Unifying Political Methodology: The Likelihood Theory of Statisical Inference*,Cambridge University Press.
- [7] Liang,K. and S.Zeger(1986), "Longitudinal Data Analysis using Generalized Linear Model," *Bionometrika* 73,pp.13-22.
- [8] Ryan,M.(1999a), "Using Conjoint Analysis to Take Account of Patient Preferences and Go Beyond Health Outcomes. An Application to In-Vitro Fertilization," *Social Science and Medicine* 48 ,pp.535-546.
- [9] Ryan,M.(1999b), "Measuring Benefits in Health Care : The Role of Discrete conjoint analysis," presented in IHEA 2nd World Conference

- [10] Ryan, M. and S. Farrar (1994), "A Pilot Study Using Conjoint Analysis to Establish the Views of Users in the Provision of Orthodontic Services in Grampian," *Health Economics Research Unit Discussion Paper No 07/94*, Aberdeen, University of Aberdeen.
- [11] Ryan, M. and J. Hughes (1997), "Using Conjoint Analysis to Assess Women's Preference for Miscarriage Management," *Health Economics* 6, pp.261-274.
- [12] Ratcliffe, J. (1999), "Patients Preferences Regarding the Process and Outcomes of Life Saving Technology : An Application of Conjoint Analysis to Liver Transplantation," presented in IHEA 2nd World Conference.
- [13] San Miguel, A. and M. Ryan (1999), "Testing the Assumptions of Completeness and Stability of Preferences in Health Care Using Discrete Choice Models," presented in IHEA 2nd World Conference.
- [14] Telser, H. and P. Zweifel (1999), "Conjoint Analysis as a Method for Measuring Willingness to Pay for Risk Reductions," presented in IHEA 2nd World Conference.
- [15] Tolley, G., D. Kenkel and R. Fabian (1994), *Valuing Health Policy : An Economic Approach*, University of Chicago Press.
- [16] Van der Pol, M. and J. Cairns (1997), "Establishing Patient's Preferences for Blood Transfusion Support: An Application of Conjoint Analysis" *Journal of Health Services Research and Policy* 3, pp.70-76.
- [17] Van der Pol, M. and J. Cairns (1999), "Using Conjoint Analysis to Estimate Time Preference for Other's Health," presented in IHEA 2nd World Conference.
- [18] 阿部信子 (1996), 「介護サービスの需要構造から見たシルバーサービス振興課題」, 医療と社会, vol.6, no.1, pp.60-79.
- [19] 大日康史 (1997), 「在宅介護者の選択に関する意思決定 - ホームヘルパーに対する需要分析 - 」, 医療経済研究, 第4巻, pp.71-88.

- [20] 大日康史 (1999a), 「介護需要関数の推定」, 1998 年度中小企業の経営者の実態に関する調査研究会研究報告書.
- [21] 大日康史 (1999b), 「介護場所の選択と介護者の就業選択」, 医療と社会, vol.9, no.1, pp.101-121.
- [22] 鈴木亘・大日康史 (1999), 「Conjoint Analysis を用いた医療需要行動の分析」, メモ.
- [23] 福田敬・木下弘貴・武村真治・八巻心太郎 (1999), 「患者の医療機関選好に関するコンジョイント分析を用いた調査研究」, 1999 年度病院管理学会報告論文.

表 1: 記述統計量

全標本	平均	標準偏差	最小値	最大値
所得	700.3223	597.4891	0	4400
資産	3985.591	4017.523	0	12500
要介護者数	.1862464	.4281822	0	3
無職者ダミー	.3137536	.4643503	0	1
高齢者年齢	85.08889	8.357964	65	98
要支援者	.2034384	.4028445	0	1
要介護度 1	.0386819	.1929741	0	1
要介護度 2	0	0	0	0
要介護度 3	.025788	.1586159	0	1
要介護度 4	.012894	.1128981	0	1
要介護度 5	.0143266	.1189187	0	1
公的ホームヘルパー	.0075529	.0866439	0	1
公的給食サービス	.0089955	.0944879	0	1
公的看護訪問	.023988	.1531265	0	1
民間介護サービス	.0088106	.0935189	0	1
民間家事サービス	.0014837	.0385186	0	1
民間給食サービス	.0118694	.1083789	0	1
要支援者以上標本				
所得	666.7254	665.0049	0	4400
資産	3766.604	4118.516	0	12500
要介護者数	.5070423	.5017201	0	1
無職者ダミー	.6338028	.5770907	0	2
高齢者年齢	85.90909	7.526468	71	98
要支援者	1	0	1	1
要介護度 1	.1901408	.3938012	0	1
要介護度 2	0	0	0	0
要介護度 3	.1267606	.3338823	0	1
要介護度 4	.0633803	.2445082	0	1
要介護度 5	.0704225	.2567635	0	1
公的ホームヘルパー	.0155039	.1240272	0	1
公的給食サービス	.0294118	.1695823	0	1
公的看護訪問	.0882353	.2846854	0	1
民間介護サービス	.0359712	.1868919	0	1
民間家事サービス	0	0	0	0
民間給食サービス	.0583942	.2353478	0	1

Note:

表 2: 介護サービスに関する推定結果

	推定値	t 値	確率値
価格 (対数)	14.38078	3.066	0.002
価格 (対数) ²	-1.06529	-3.209	0.001
所得 (対数)	.0388031	0.886	0.376
資産 (対数)	.0596055	2.198	0.028
無業者	-.2499464	-2.168	0.030
要介護者数	-.2487305	-1.467	0.142
要支援	-.0232912	-0.155	0.877
要介護度 1	.4259325	1.395	0.163
要介護度 3	-.403494	-1.018	0.309
要介護度 4	.3996464	0.894	0.371
要介護度 5	.6029573	1.960	0.050
公的サービス	.0815043	0.211	0.833
民間サービス	.5467335	1.599	0.110
定数項	-48.49611	-2.955	0.003

Note:推定方法は、ポアソン推定における random effect モデルである。標本数は 633、世帯数は 281 である。random effect モデルにおける Hausman 検定量は 0.79 で、その確率値は 0.8507 である。したがって、random effect と説明変数との無相関という想定に棄却されない。

表3: 家事サービスに関する推定結果

	推定値	t 値	確率値
価格 (対数)	11.32803	3.375	0.000
価格 (対数) ²	-.880856	-3.520	0.000
所得 (対数)	.0304746	0.642	0.521
資産 (対数)	.0363014	1.406	0.160
無業者	-.2638502	-2.162	0.031
要介護者数	-.2731318	-1.543	0.123
要支援	-.0534816	-0.341	0.733
要介護度 1	.6314232	1.837	0.066
要介護度 3	-.3240408	-0.863	0.388
要介護度 4	-.1623261	-0.158	0.874
要介護度 5	.6370106	2.085	0.037
公的サービス	.4659668	1.538	0.124
民間サービス	-.9072747	-2.052	0.040
定数項	-35.85676	-3.265	0.001

Note:推定方法は、ポアソン推定における random effect モデルである。標本数は 628、世帯数は 279 である。random effect モデルにおける Hausman 検定量は 2.29 で、その確率値は 0.5140 である。したがって、random effect と説明変数との無相関という想定に棄却されない。

表 4: 給食サービスに関する推定結果

	推定値	t 値	確率値
価格 (対数)	24.89887	2.176	0.030
価格 (対数) ²	-2.053523	-2.253	0.024
所得 (対数)	.0315397	0.647	0.518
資産 (対数)	.0680171	2.190	0.029
無業者	-.3130521	-2.233	0.026
要介護者数	-.3738502	-1.672	0.095
要支援	-.1356942	-0.673	0.501
要介護度 1	.1581334	0.304	0.761
要介護度 3	-.2100461	-0.530	0.596
要介護度 4	-1.376942	-1.383	0.167
要介護度 5	.6807402	1.524	0.128
公的サービス	-.0172732	-0.055	0.956
民間サービス	.6439814	1.854	0.064
定数項	-75.79221	-2.113	0.035

Note:推定方法は、ポアソン推定における random effect モデルである。標本数は 638、世帯数は 285 である。random effect モデルにおける Hausman 検定量は 5.67 で、その確率値は 0.1288 である。したがって、random effect と説明変数との無相関という想定に棄却されない。

表 5: 訪問看護サービスに関する推定結果

	推定値	t 値	確率値
価格 (対数)	-.8173169	-7.869	0.000
所得 (対数)	.0728647	1.722	0.085
資産 (対数)	.0269731	0.913	0.361
無業者	-.1986977	-1.524	0.127
要介護者数	-.4164567	-2.038	0.042
要支援	.095242	0.571	0.568
要介護度 1	.3269943	0.843	0.399
要介護度 3	-.3758774	-1.173	0.241
要介護度 4	.4357978	0.850	0.395
要介護度 5	.6265881	1.440	0.150
公的サービス	.104661	0.283	0.777
定数項	4.804413	6.262	0.000

Note:推定方法は、ポアソン推定における random effect モデルである。標本数は 640、世帯数は 286 である。random effect モデルにおける Hausman 検定量は 2.54 で、その確率値は 0.2810 である。したがって、random effect と説明変数との無相関という想定に棄却されない。

表 6: 介護サービスに関する推定結果 (要支援者以上標本)

	推定値	t 値	確率値
価格 (対数)	-.7499369	-4.076	0.000
所得 (対数)	.1874047	1.494	0.135
資産 (対数)	.0865232	1.398	0.162
無業者	-.4907749	-2.088	0.037
要介護者数	.1620308	0.725	0.468
要介護度 1	.0694813	0.182	0.855
要介護度 3	-.3808745	-0.874	0.382
要介護度 4	.1798688	0.453	0.651
要介護度 5	.2255728	0.779	0.436
公的サービス	.6445405	2.059	0.039
民間サービス	.544551	1.540	0.123
定数項	3.505445	2.437	0.015

Note:推定方法は、ポアソン推定における random effect モデルである。標本数は 119、世帯数は 55 である。random effect モデルにおける Hausman 検定量は 0.30 で、その確率値は 0.5860 である。したがって、random effect と説明変数との無相関という想定に棄却されない。

表 7: 家事サービスに関する推定結果 (要支援者以上標本)

	推定値	t 値	確率値
価格 (対数)	-.4908349	-3.550	0.000
所得 (対数)	.2364517	1.570	0.116
資産 (対数)	.0481963	0.853	0.394
無業者	-.5326915	-2.145	0.032
要介護者数	.1650915	0.799	0.424
要介護度 1	.2940501	0.841	0.400
要介護度 3	-.2289915	-0.567	0.571
要介護度 4	-.4621322	-0.452	0.651
要介護度 5	.2174056	0.849	0.396
公的サービス	.7587285	2.271	0.023
定数項	1.391256	1.111	0.267

Note:推定方法は、ポアソン推定における random effect モデルである。標本数は 119、世帯数は 55 である。random effect モデルにおける Hausman 検定量は 0.05 で、その確率値は 0.8221 である。したがって、random effect と説明変数との無相関という想定に棄却されない。

表 8: 給食サービスに関する推定結果 (要支援者以上標本)

	推定値	t 値	確率値
価格 (対数)	-1.321375	-2.921	0.003
所得 (対数)	.5405434	3.551	0.000
資産 (対数)	-.0125152	-0.285	0.776
無業者	-.9104575	-2.862	0.004
要介護者数	.5340243	1.911	0.056
要介護度 1	-.557454	-1.291	0.197
要介護度 3	-.2065002	-0.538	0.590
要介護度 4	-1.971679	-2.027	0.043
要介護度 5	-.322885	-0.763	0.446
公的サービス	.4774562	0.995	0.320
民間サービス	.6976463	1.823	0.068
定数項	4.813622	1.675	0.094

Note:推定方法は、ポアソン推定における random effect モデルである。標本数は 126、世帯数は 59 である。random effect モデルにおける Hausman 検定量は 0.06 で、その確率値は 0.8116 である。したがって、random effect と説明変数との無相関という想定に棄却されない。

表9: 訪問看護サービスに関する推定結果(要支援者以上標本)

	推定値	t 値	確率値
価格(対数)	-1.037321	-4.241	0.000
所得(対数)	.4626179	3.556	0.000
資産(対数)	.0103759	0.169	0.866
無業者	-.5677756	-2.115	0.034
要介護者数	.0204072	0.066	0.947
要介護度1	-.0693795	-0.197	0.844
要介護度3	-.4049112	-1.344	0.179
要介護度4	.1003227	0.231	0.817
要介護度5	.0400342	0.087	0.931
公的サービス	.0066371	0.025	0.980
定数項	4.062565	2.265	0.024

Note:推定方法は、ポアソン推定における random effect モデルである。標本数は 128、世帯数は 60 である。random effect モデルにおける Hausman 検定量は 1.99 で、その確率値は 0.1583 である。したがって、random effect と説明変数との無相関という想定に棄却されない。

表 10: 供給側の状況

	1999 年 7 月現在	2000 年 4 月現在 (見 込み)	備考
ホームヘルパー	139	249	社協および代表的業者計、常勤換算
訪問看護	19	19	日本医師会訪問看護ステーション計
デイサービス	114	116	代表的業者計、常勤換算
在宅入浴	16	16	社協把握

Note:

表 1 1: 市場均衡分析

	均衡価格	超過需要	消費者余剰	消費者余剰の損失
全標本				
介護サービス	4299.5	10187	18.4331	56.1085
家事サービス	4016.5	8756	21.4610	138.5430
訪問看護サービス	48552	2835	2.4476	13.2800
要介護者以上標本				
介護サービス	2105.5	1016.5	14.3532	25.5667
家事サービス	1728.5	1199.4	21.6193	35.8008
訪問看護サービス	4112.5	379	2.8651	8.3021

Note:超過需要は、平均超過需要に人口を乗じたものである。消費者余剰及びその損失は、平均的消費者余剰の損失に人口を乗じ、また年間で表したもので、単位は万円である。

Fig.1: Estimated Demand Curve for Care by Home Helper

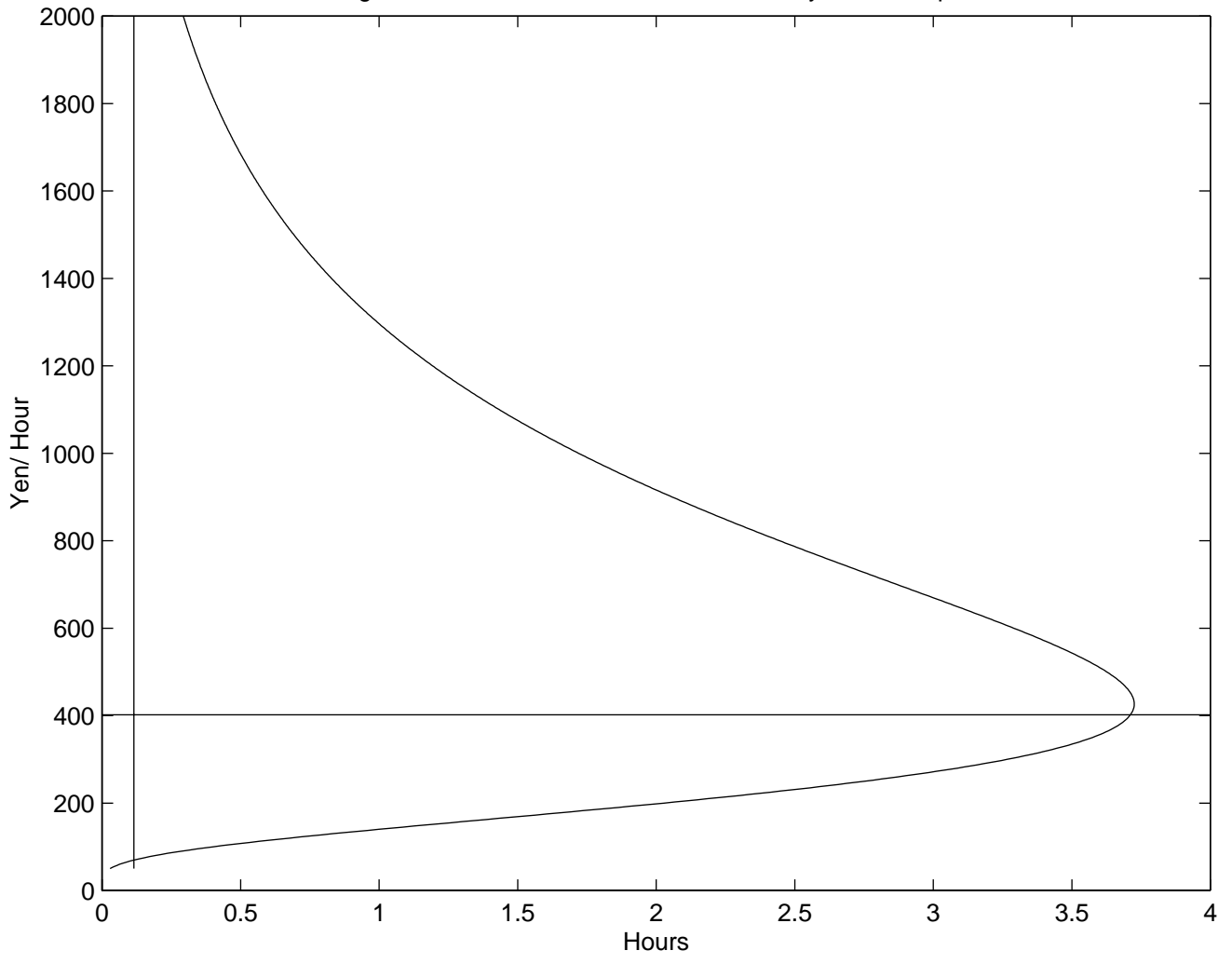


Fig.2: Estimated Demand Curve for House Keeping by Home Helper

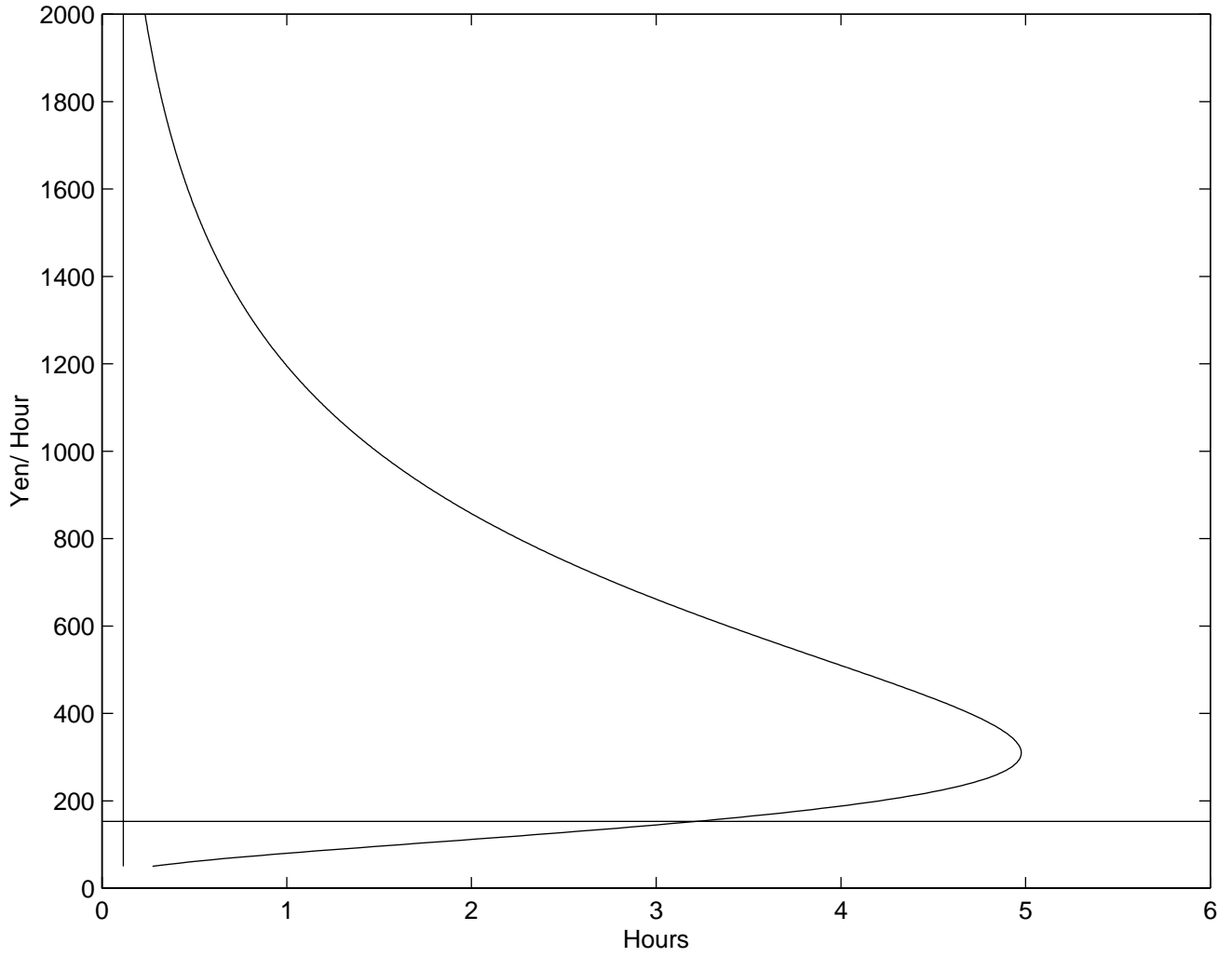


Fig.3: Estimated Demand Curve for Food Deliverly

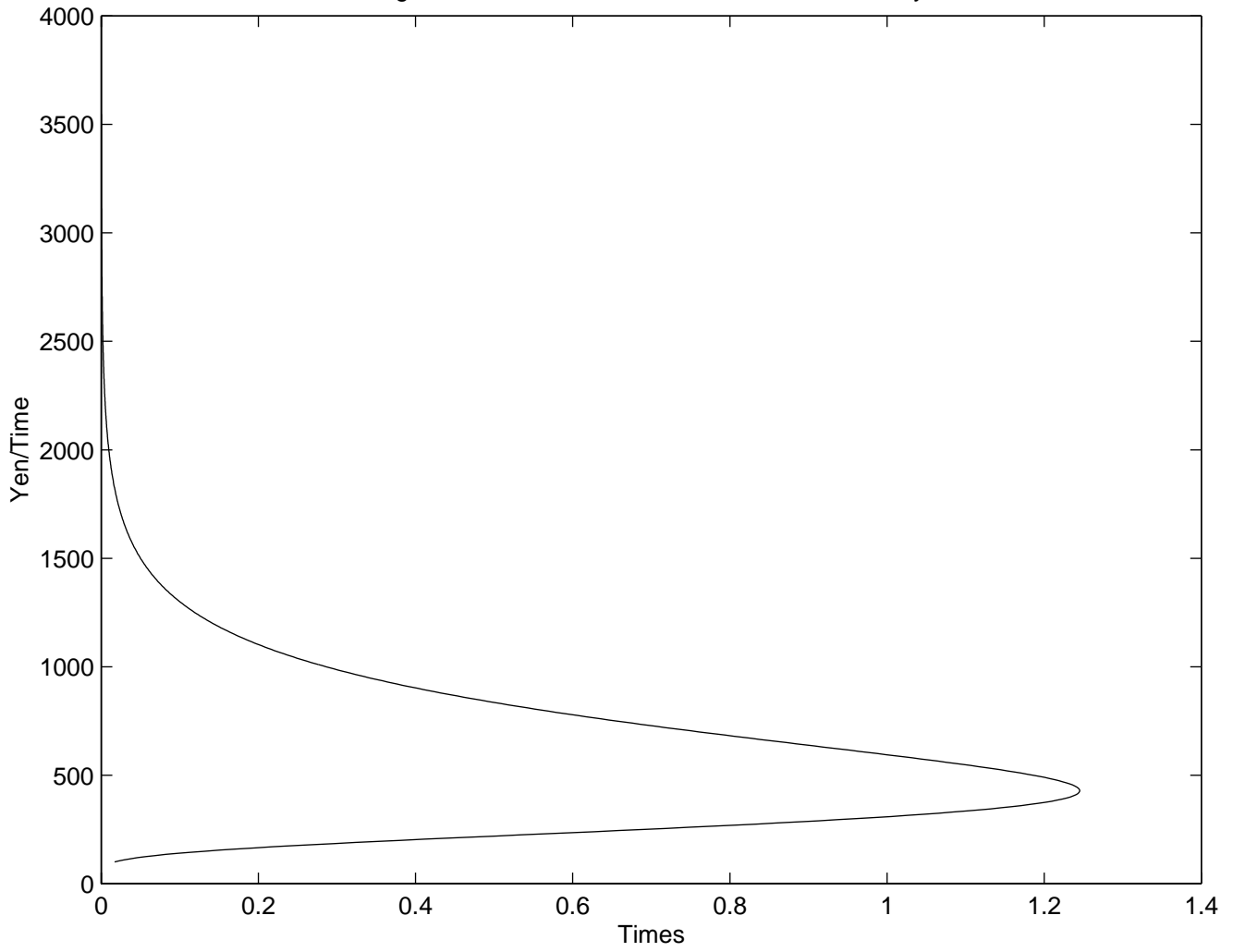


Fig.4: Estimated Demand Curve for Nursing

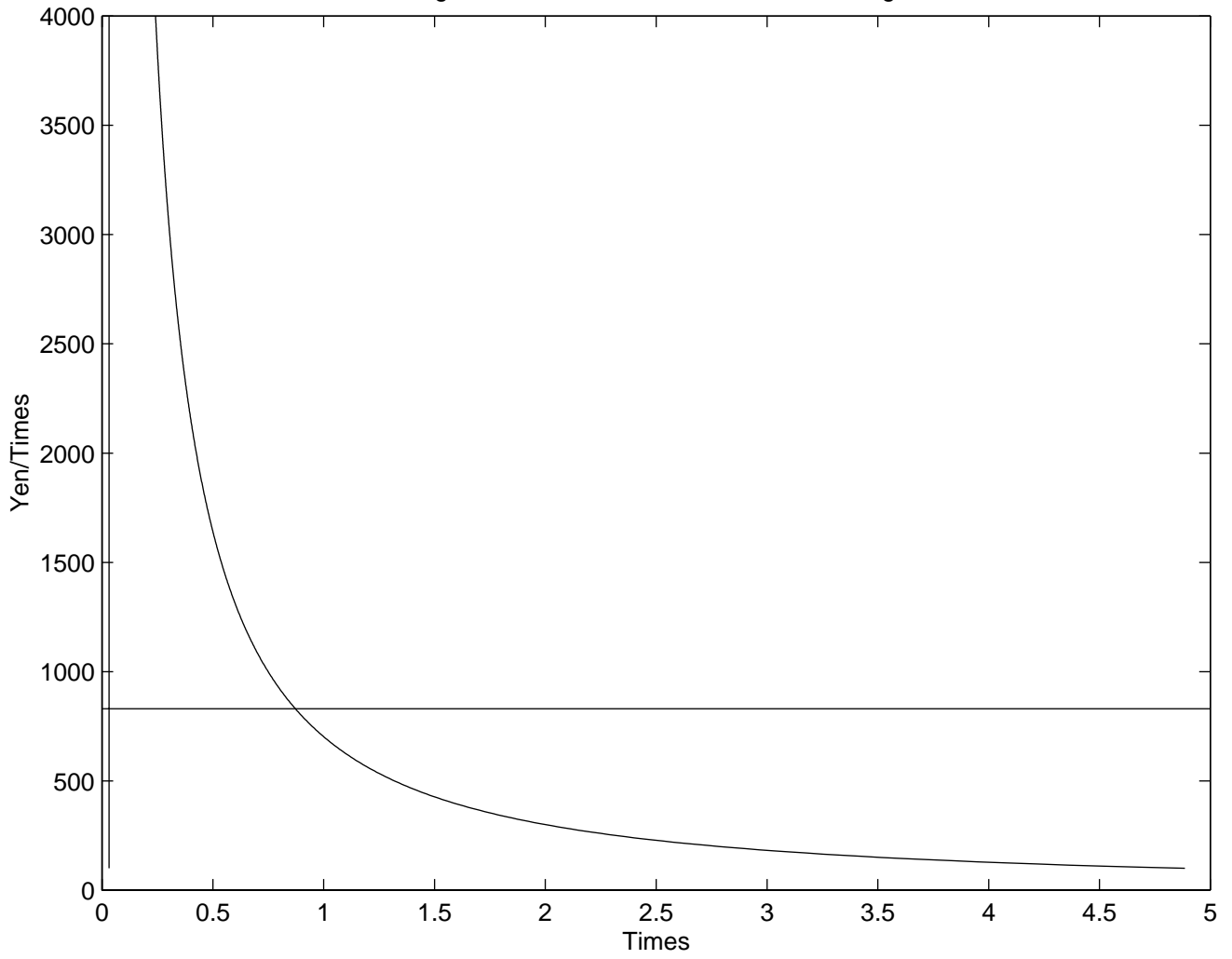


Fig.5: Estimated Demand Curve for Care by Home Helper (supported)

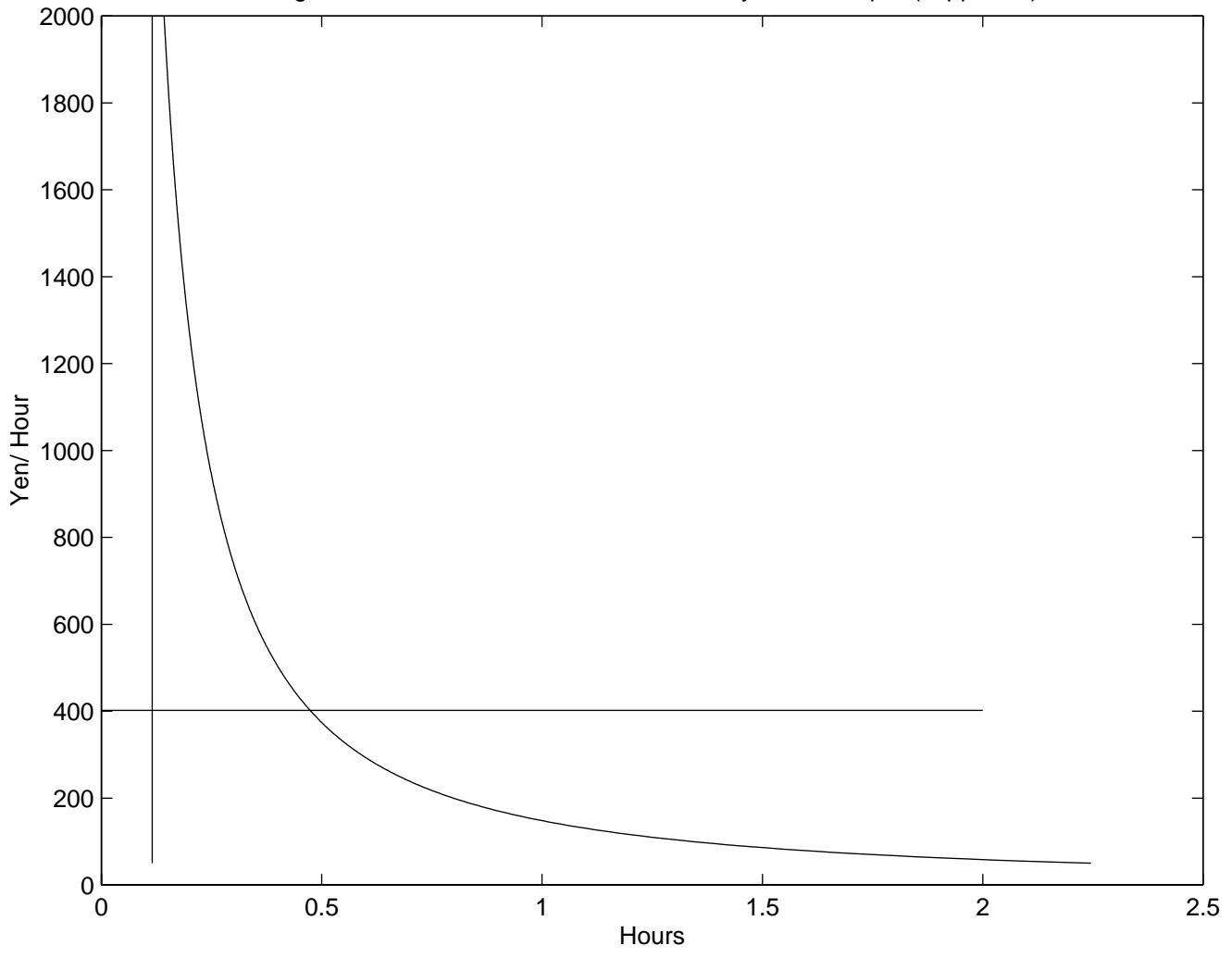


Fig.6: Estimated Demand Curve for House Keeping by Home Helper (supported)

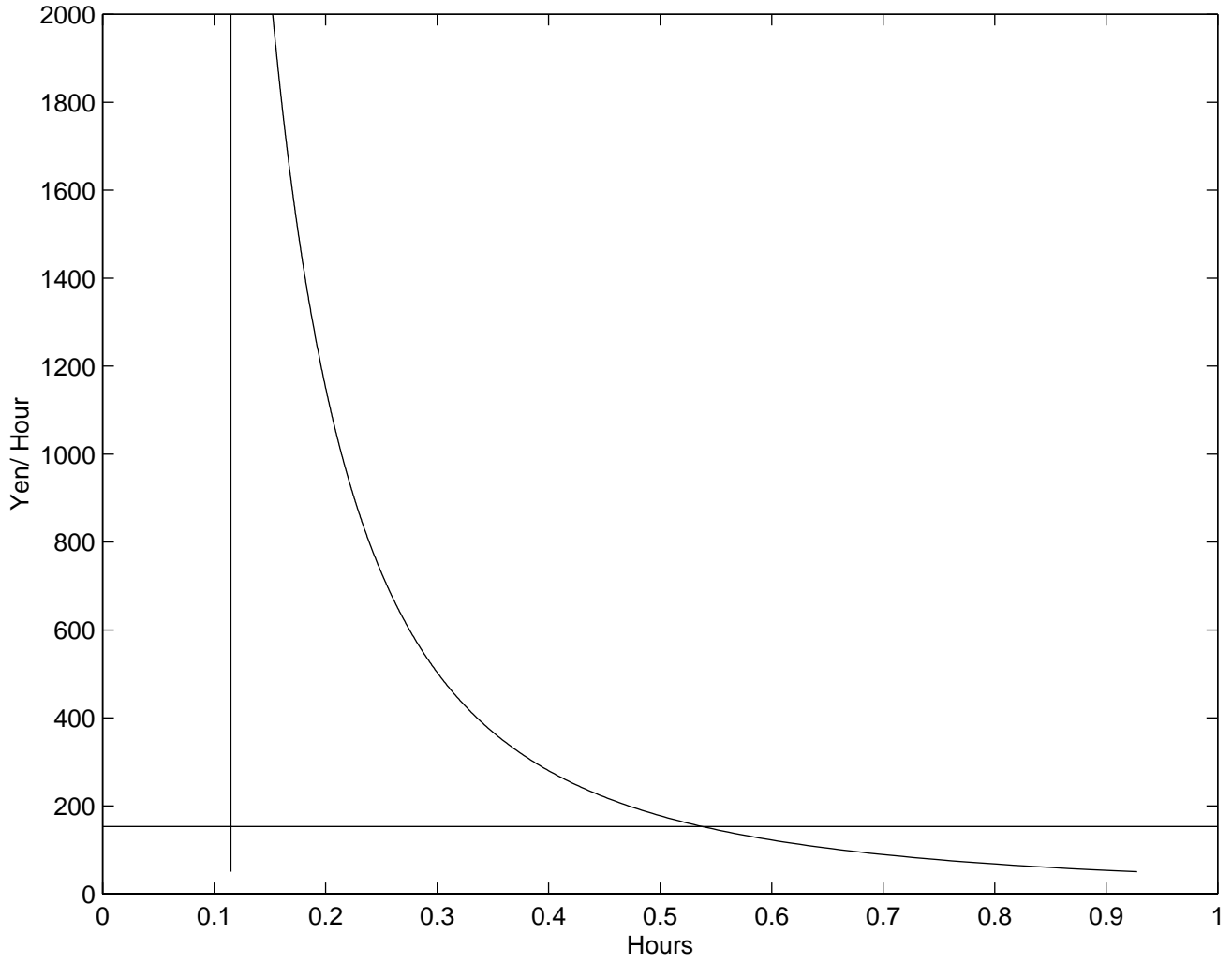


Fig.7: Estimated Demand Curve for Food Deliverly (supported)

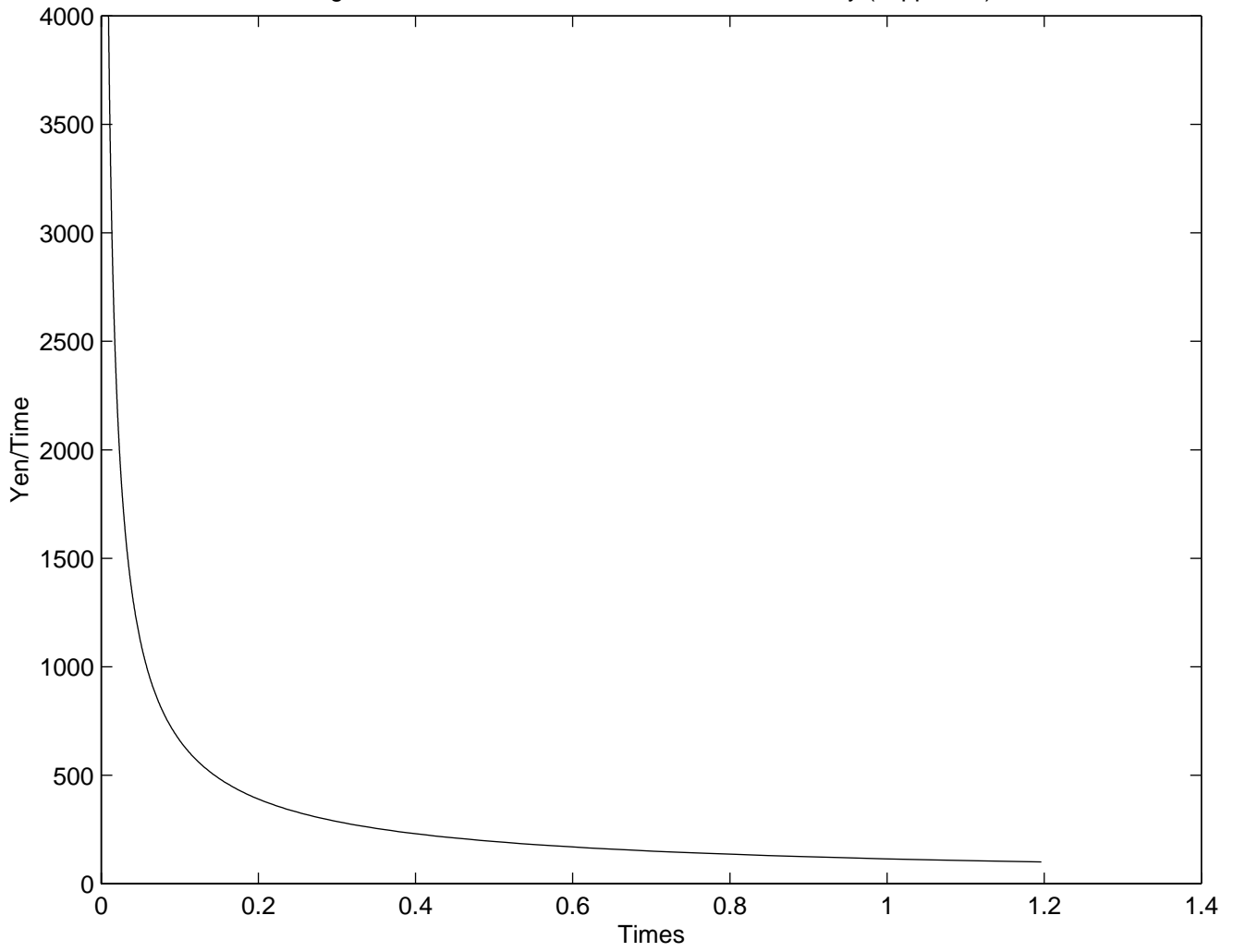


Fig.8: Estimated Demand Curve for Nursing (supported)

