

勤労者家計における保健医療費支出と診療代支出の動向

——年間収入階級別および勤務先企業規模別の分析——

田 中 滋・三上芙美子

I はじめに

本稿は、勤労者家計の保健医療費支出と診療代支出を、(1)年間収入階級別、ならびに(2)勤務先企業規模別に分析した結果の報告である。健康保険制度別にみられる需要指標の動向の差を検討した昨年の報告〔文献(11)〕、および消費実態調査報告個票を使用し、年齢を調整したクロス・セクションで家計の各種所得の医療需要への影響を分析した理論計量経済学会における報告とあわせ、下記の2項目を目的とする、医療需要の経済分析の試みの一環を成す。

- (1) 「医療需要」概念の実証的把握の仕方に関する方法論上の整理、および具体的対応物の指定による実証作業
- (2) 対象集団の区分ごとの、景気変動や価格変化に対する感応の度合の差の測定と分析

本報告の具体的目標としては、次の2点を検討することが中心課題となる。

1. 名目値でみた1人当たり医療費は一貫して上昇を続けてきたが、1件当たり価格で調節した実質額ではどうか。実質支出額に与える所得、ヘルス・サービス価格、および一般物価水準の影響の相対的な大きさはそれぞれどれだけか。
2. 対象期間の途中で被用者保険被扶養者への保険給付率が5割から7割へと改善された。これまでの研究では、この2つの数字を直接的に医療需要指標と結びつけて分析している場合が多い。これを、診療1件当たり患者自己負担額の変化として、率の変更だけではなく、“価格”の絶対水準の変動とあわせて指数化し、需要分析に用いるとどのような結果が得られるであろうか(手続についてはⅡ節 §2で説明される)。

II モデルとデータ

§1 理論モデル

辻村〔文献(1)～(3)〕、続〔文献(4)～(5)〕、牧〔文献(6)～(9)〕によって開発された、ベルヌーイ・ラプラス型効用関数に基づく線型需要方程式を用いる。ヘルス・サービスに対する需要分析への応用は、文献(11)の補論で詳説されているため、ここでは本報告の理解に必要と思われるモデルの骨格だけを示す。

家計の選好関数は、(2.1)式で表わされる、ベルヌーイ・ラプラス型¹⁾におく。

$$U = U(H, X) \\ = \alpha_h \log(\alpha_h + H) + \alpha_x \log(\alpha_x + X) \quad (2.1)$$

U : 効用指標

H : 家計によるヘルス・サービス消費量(本報告の場合、保健医療費支出もしくは診療代支出額に特定化)

X : H 以外のすべての財貨・サービスの消費量

$\alpha_h, \alpha_x, a_h, a_x$: 選好パラメタ

(2.1)式の特化から明らかなように、限界効用が正値をとるためには、 $(\alpha_h + H) > 0$, $(\alpha_x + X) > 0$, および $\alpha_h > 0$, $\alpha_x > 0$ が要求される。従って、もし、 H および X が家計にとって必需品であるとすれば(最低でも $H > 0$, $X > 0$ となるため)、 a_h と a_x は負値となる。反対に、もし、 H および X が家計にとって非必需品であれば、それぞれの消費量がゼロであっても効用指標は正の値をとることになり、 $a_h > 0$, $a_x > 0$ とならざるをえない。以上から、 $-a_h$, $-a_x$ を理論的生活最低必要量と呼ぶ。計測の結果、 $a_h < 0$, $a_x < 0$ が確認されれば、それは当該家計集団にとって H および X が必需品であるということである。

一方、予算制約は(2.2)式で示される。

$$Y = P_h H + P_x X \quad (2.2)$$

昨年に引続き、本報告のための資料収集・加工、回帰計測作業、計測結果の整理について多大な協力を得た、中央大学経済学部笠原隆・小山文代の両君に感謝する。

1) ゴッセン型選好関数が飽和点を持つのに対し、この型では、後述のように最低生活必要量が明示される。

Y: 観察期間の可処分所得

P_h : ヘルス・サービスの価格 (保健医療価格指数もしくは診療代価格指数——後述——が該当する)。

P_x : Xの価格 (消費者物価指数を使用する)

一方、効用最大化のための限界効用均等条件は(2.3)式で表わされる。

これを(2.2)式と連立し、 H について解けば、ヘルス・サービスに対する需要関数(2.4)式が導かれる。

$$\frac{\partial U / \partial H}{P_h} = \frac{\partial U / \partial X}{P_x} = \lambda \quad (2.3)$$

λ : 所得の限界効用

$$H = A_0 + A_1 \frac{Y}{P_h} + A_2 \frac{P_x}{P_h} \quad (2.4)$$

ただし、 $A_0 = \alpha_x a_h / (\alpha_h + \alpha_x)$, $A_1 = \alpha_h / (\alpha_h + \alpha_x)$, $A_2 = \alpha_h a_x / (\alpha_h + \alpha_x)$ である。従って、 $A_0 < 0$ の場合 H は必需品, $A_2 < 0$ の場合 X は必需品といえることがわかる。ヘルス・サービスが劣等財でない限り、 A_1 は正值をとる²⁾。

最後に、所得弾力性および価格弾力性を(2.5)式、(2.6)式に示す。

$$\frac{\partial H}{\partial Y} \cdot \frac{Y}{H} = \frac{\alpha_h}{\alpha_h + \alpha_x} \cdot \frac{Y}{P_h H} = A_1 \frac{Y}{P_h H} \quad (2.5)$$

$$\begin{aligned} \frac{\partial H}{\partial P_h} \cdot \frac{P_h}{H} &= - \frac{\frac{\alpha_h}{\alpha_h + \alpha_x} (Y + P_x a_x)}{\frac{\alpha_h}{\alpha_h + \alpha_x} (Y + P_x a_x) - \frac{\alpha_x}{\alpha_h + \alpha_x} P_h a_h} \\ &= - \frac{A_1 Y + A_2 P_x}{A_1 Y + A_2 P_x + A_0 P_h} = - \frac{A_1 Y + A_2 P_x}{P_h H} \end{aligned} \quad (2.6)$$

§2 使用データ

本報告の分析対象は前述のように勤労者家計である。それは、(1)勤労者世帯に関しては多種類の所得データが存在する、(2)多様なグループの集まりである一般世帯にくらべ、勤労者世帯は母集団として相対的に均質的である、の2つの理由による。世帯人員数や、非核労働者の収入による影響を排除するため、4人世帯 (うち有業人員1人) からのデータのみを使用する。資料としては、家計の支出額と所得については「家計調査報告」、消費者物価指数と保健医療価格指数に関しては「消費者物価指数年報」を利用し、さらに診療代価格指数は「社

2) ベルヌーイ・ラプラス型の特徴として、所得の係数 A_1 が価格 P_h , P_x と無関係な形に需要関数が導かれる。言い換えれば、支出拡張線の勾配が相対価格のいかんによらず一定となるわけである。

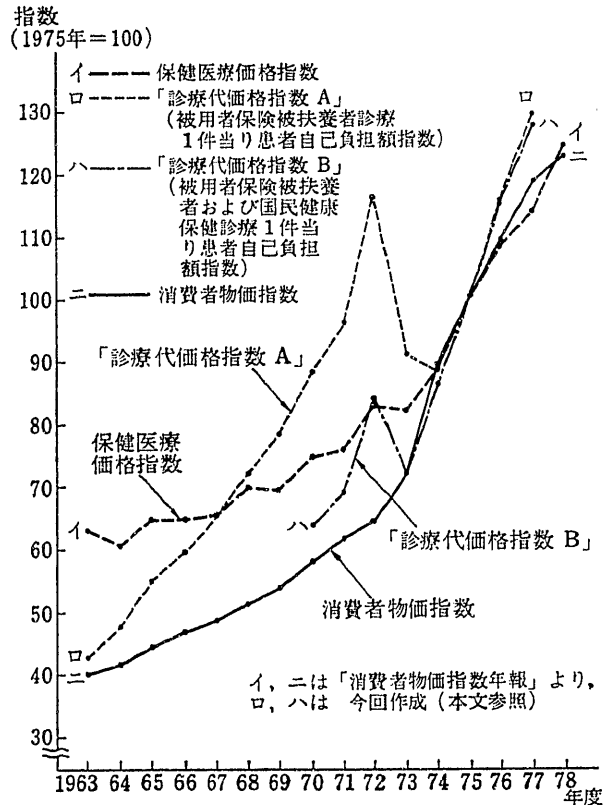


図 2-1 保健医療価格指数および「診療代価格指数」

会保障統計年報」ならびに「保険と年金の動向」の諸データより作成した。

最後の、診療代価格指数とは、“被用者保険被扶養者診療1件当り³⁾患者自己負担額指数”に当るもので、以下に述べる手順で計算された⁴⁾。

(a) 1963年度—1972年度:

- (イ) 政府管掌健康保険被扶養者自己負担額 Z_1' = 政管被扶養者分診療費保険給付額 I_1'
- (ロ) 組合管掌健康保険被扶養者自己負担額 Z_2' = 組合被扶養者分診療費保険給付額 I_2' - 付加給付額 F_2'
- (ハ) 被用者保険被扶養者診療1件当り平均患者自己負担額 $S' = (Z_1' + Z_2') / (\text{政管被扶養者分診療件数 } Q_1' + \text{組合被扶養者診療件数 } Q_2')$

3) ある観察期間の医療費は“1件当り医療費”と“件数”の積であるが、“1件当り医療費”は“1日当り医療費”と“1件当り日数”に分解できる。さらに、“1日当り医療費”は、

$$\sum_{i=1}^n (\text{診療行為 } i \text{ の価格}) \times (\text{診療行為 } i \text{ の回数}) \text{ から成っ$$

ている。本報告では、“1件当り医療費”を診療の価格とみなして分析をすすめている。

4) 計算があまりに繁雑になるため、政管健保と組合健保で勤労者の健康保険を代表させ、共済組合と船員保険データは使用しない。

(b) 1973 年度:

(イ) $Z_1^{73} = I_1^{73} \times 5/7 - \text{政管被扶養者分高額療養費支給額 } C_1^{73}$ (注: 5/7 は、年度央で保険給付率が 5 割から 7 割に改善されたため)

(ロ) $Z_2^{73} = I_2^{73} \times 5/7 - F_2^{73} - \text{組合被扶養者分高額療養費支給額 } C_2^{73}$ (注: 同上)

(ハ) $S^{73} = (Z_1^{73} + Z_2^{73} - \text{老人医療費公費支給額被用者保険分 } E^{73}) / (Q_1^{73} + Q_2^{73})$

(c) 1974 年度—1978 年度⁵⁾:

(イ) $Z_1' = I_1' \times 3/7 - C_1'$

(ロ) $Z_2' = I_2' \times 3/7 - F_2' - C_2'$

(ハ) $S' = (Z_1' + Z_2' - E') / (Q_1' + Q_2')$

(d) 1975 年度の S^{75} を 100 とし、 $S^{63} \sim S^{78}$ を指数化。

消費者物価指数、保健医療価格指数、診療代価格指数は図 2-1 にまとめられている⁶⁾(同図では、前述の被用者保険被扶養者診療代指数が A、ほぼ同様の手順で作成された、国保診療費自己負担分をも包摂する総合指数が B として表示されている)。

収入階級は 16 に分けられているが、第 1 階級はデータ不足のため今回の作業の対象とはしていない。従って、第 2 階級が最も低所得層であり、第 16 階級が最高所得層である。一方、企業規模は 7 階層に分かれ、以下の文中では①～⑦で示されているが、下からそれぞれ従業員数 5～9 人、10～29 人、30～99 人、100～299 人、300～499 人、500～999 人、1000 人以上の企業を指す。⑧は官公庁等である。

表 3-1 年間収入階級別にみた勤労者家計における診療代支出の回帰係数

計 測 対 象	定数項	説 明 変 数		R^2	D-W 比	構造パラメタ推定値			
		所 得	物 価			α_h	α_x	α_h	α_x
総 合	482 (1.83)	0.0218 (13.06)	-1,908 (4.00)	.954	2.33	.0218	.9782	-493	-87,523
年間収入階級 (2)	743 (.90)	0.0181 (3.05)	-1,340 (1.02)	.541	2.13	.0181	.9819	-756	-73,992
" (3)	-296 (.27)	.0220 (2.21)	-123 (.07)	.411	1.80	.0220	.9780	303	-5,570
" (4)	3,548 (3.07)	.0274 (2.42)	-5,248 (2.41)	.348	2.24	.0274	.9726	-3,648	-191,743
" (5)	1,012 (1.68)	.0280 (4.32)	-2,466 (1.99)	.704	3.13	.0280	.9720	-1,041	-87,977
" (6)	1,739 (4.20)	.0325 (6.85)	-3,924 (4.23)	.833	2.84	.0325	.9675	-1,797	-120,738
" (7)	2,197 (5.67)	.0372 (9.09)	-5,579 (6.16)	.894	1.37	.0372	.9628	-2,282	-150,135
" (8)	2,426 (5.50)	.0333 (8.61)	-5,798 (5.77)	.884	1.71	.0333	.9667	-2,510	-174,062
" (9)	1,807 (4.08)	.0246 (6.82)	-4,081 (3.93)	.861	2.78	.0246	.9754	-1,853	-165,692
" (10)	1,581 (2.42)	.0288 (6.84)	-4,921 (3.49)	.859	2.63	.0288	.9712	-1,628	-170,808
" (11)	1,244 (1.68)	.0196 (4.44)	-3,250 (2.01)	.753	1.34	.0196	.9804	-1,269	-165,479
" (12)	-165 (.19)	.0216 (4.38)	-1,857 (.97)	.821	2.10	.0216	.9784	169	-85,813
" (13)	-1,838 (1.17)	.0030 (.36)	4,325 (1.25)	.448	1.44	.0030	.9970	1,844	1,427,393
" (14)	-3,158 (1.66)	.0005 (.07)	6,644 (1.90)	.431	2.12	.0005	.9995	3,160	12,533,484
" (15)	-5,233 (2.11)	.0101 (.91)	6,938 (1.66)	.475	1.80	.0101	.9899	5,286	690,348
" (16)	-4,978 (2.27)	.0247 (2.50)	1,803 (.40)	.649	1.89	.0247	.9753	5,104	72,966

注) 1 計測対象期間は1963—1977年(ただし年間収入階級(2)については1972年の数値を除いた計測)。

2 () 内は t 値。

5) たとえば1976年度の保険給付率 $(1 - Z_i / (I_i + F_i + C_i + Z_i))$ は、政管では 73.3%，組合では 81.0 %であった。

6) 疾病構造や診療行為の変化によって、価格指数が受けるであろう影響の意味について、社会保障研究所研究第二部長(現在千葉大学教授)地主重美先生より貴重なコメントをいただいたことに感謝する。

表 3-2 年間収入階級別にみた勤労者家計における保健医療費支出の回帰係数

計 測 対 象	定数項	説 明 変 数		$\bar{R}^2$	D-W 比	構造パラメタ推定値			
		所 得	物 価			$\hat{\alpha}_h$	$\hat{\alpha}_x$	$\hat{d}_h$	$\hat{d}_x$
総 合	979 (.56)	.0268 (.22)	-2,088 (.50)	.884	2.29	.0268	.9732	-1,006	-77,823
年間収入階級 (2)	11,960 (2.23)	.1046 (2.41)	-20,480 (2.10)	.417	1.67	.1046	.8954	-13,357	-195,793
" (3)	-286 (.10)	.0176 (.68)	1,082 (.20)	.327	1.89	.0176	.9824	291	61,512
" (4)	-727 (0.20)	-.0137 (.40)	5,301 (.71)	.096	1.58	—	—	—	—
" (5)	2,639 (2.42)	.0452 (4.02)	-5,366 (2.19)	.785	2.32	.0452	.9548	-2,764	-118,822
" (6)	610 (.45)	.0221 (1.50)	-64 (.02)	.604	1.03	.0221	.9779	-624	-2,919
" (7)	231 (.19)	.0217 (1.81)	262 (.09)	.738	1.06	.0217	.9783	-236	12,083
" (8)	-686 (.38)	.0081 (.55)	3,409 (.81)	.595	1.34	.0081	.9919	-691	420,812
" (9)	-612 (.60)	.0102 (1.31)	2,853 (1.17)	.825	1.72	.0102	.9898	619	279,159
" (10)	-118 (.10)	.0205 (2.81)	412 (.15)	.878	2.25	.0205	.9795	121	20,132
" (11)	-1,998 (1.52)	.0080 (1.04)	4,897 (1.58)	.850	2.44	.0080	.9920	2,014	612,508
" (12)	4,374 (2.17)	.0344 (3.08)	-8,327 (1.73)	.672	2.05	.0344	.9656	-4,530	-242,064
" (13)	-3,164 (1.91)	-.0027 (.31)	9,266 (2.39)	.720	1.92	—	—	—	—
" (14)	-10,440 (2.30)	-.0295 (1.45)	26,310 (2.47)	.558	1.76	—	—	—	—
" (15)	-8,593 (5.19)	-.0159 (2.04)	20,473 (5.33)	.849	2.49	—	—	—	—
" (16)	-7,856 (2.77)	-.0058 (.46)	18,570 (2.67)	.707	1.56	—	—	—	—

注) 1 計測対象期間は1963—1977年 (ただし年間収入階級(2)については1972年の数値を除いた計測)。

2 () 内はt値。

III 計測結果

勤労者世帯年間収入階級別の、診療代および保健医療費を従属変数とした医療需要関数の計測結果を、表 3-1 および表 3-2 にそれぞれ掲げる。一方、勤務先企業規模別の保健医療費について計測した結果は、表 3-3 に示すとおりである。また、観察期間についてこれらの従属変数の実際値と理論値(推計値)をそれぞれの分類について求め、グラフに表わしたものが、図 3-1 および図 3-2 である。

最初に収入階級別計測結果をみると、総合(全収入階級について加重平均したもの)では診療代についても保健医療費についても、回帰式のあてまはりが良好であり、特に診療代については $\bar{R}^2$ が、.954 と高い。所得のパラメタは正、物価のパラメタは負といずれも有意に推計され、よく知られている平均的家計消費行動パターンとコンシステントである。診療代についてこれを収入階級別

にみると(表 3-1), $\bar{R}^2$ の値は、階級(5)から(12)までが高く、(2)から(4)までの低所得階層および(13)から(16)までの高所得階層では低く計測されている。階級(5)から(12)までの中所得階層では、所得、物価ともにパラメタの符号は理論値とコンシステントであり、階級(12)の物価パラメタを除きすべてt値も大きい。低所得階層では、パラメタの符号はコンシステントに推計されたが、物価のパラメタ推定値は階級(2)と(3)について有意ではない。他方、高所得階層では物価のパラメタが正と推計され、さらに所得のパラメタは階級(16)を除きt値が小さく有意でない。

同じく収入階級別の計測結果を保健医療費についてみると(表 3-2), 回帰式のあてまはりが良好でパラメタ推定値の符号もコンシステントに示された階級は、(5), (6), (12)の3グループのみである。階級(2)と(3)は $\bar{R}^2$ が低い。階級(4)はパラメタ推定値が有意でない。

表 3-3 勤務先企業規模別にみた勤労者家計における保健医療費支出の回帰係数

計 測 対 象	定数項	説 明 変 数		$\bar{R}^2$	D-W 比	構造パラメタ推定値			
		所 得	物 価			$\hat{\alpha}_h$	$\hat{\alpha}_x$	$\hat{\alpha}_h$	$\hat{\alpha}_x$
勤務先企業の従業員数が5~9人である家計	540 (.71)	.0206 (3.55)	- 362 (.21)	.951	2.18	.0206	.9794	- 551	- 17,635
同 10~29 人の家計	1,215 (1.32)	.0258 (4.04)	- 2,106 (1.03)	.953	0.77	.0258	.9742	- 1,247	- 81,628
同 30~99 人の家計	- 105 (.25)	.0204 (6.90)	274 (.28)	.985	1.60	.0204	.9796	- 107	13,951
同 100~299 人の家計	2,064 (2.98)	.0319 (6.41)	- 4,531 (2.69)	.970	1.49	.0319	.9681	- 2,132	-141,993
同 300~499 人の家計	544 (.51)	.0198 (3.08)	- 574 (.24)	.941	2.81	.0198	.9802	- 555	- 29,064
同 500~999 人の家計	2,347 (1.47)	.0294 (3.12)	- 4,758 (1.29)	.902	1.50	.0294	.9706	- 2,418	-161,837
同 1,000人以上の家計	1,949 (2.42)	.0249 (5.46)	- 3,580 (1.92)	.970	1.89	.0249	.9751	- 1,999	-144,006
勤務先が官公庁等である家計	1,780 (1.11)	.0207 (3.33)	- 2,829 (.87)	.957	2.15	.0207	.9793	- 1,818	-136,799

注) 1 計測対象期間は1963—1978年。

2 () 内はt値。

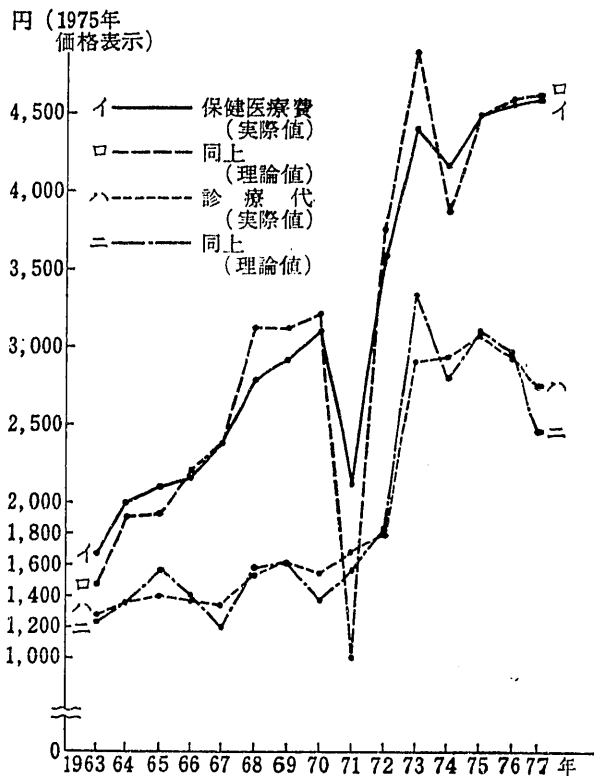


図 3-1-1 年間収入階級別にみた1世帯1ヵ月当りの実質保健医療費および診療代支出額：実値と理論値〔階級総合〕

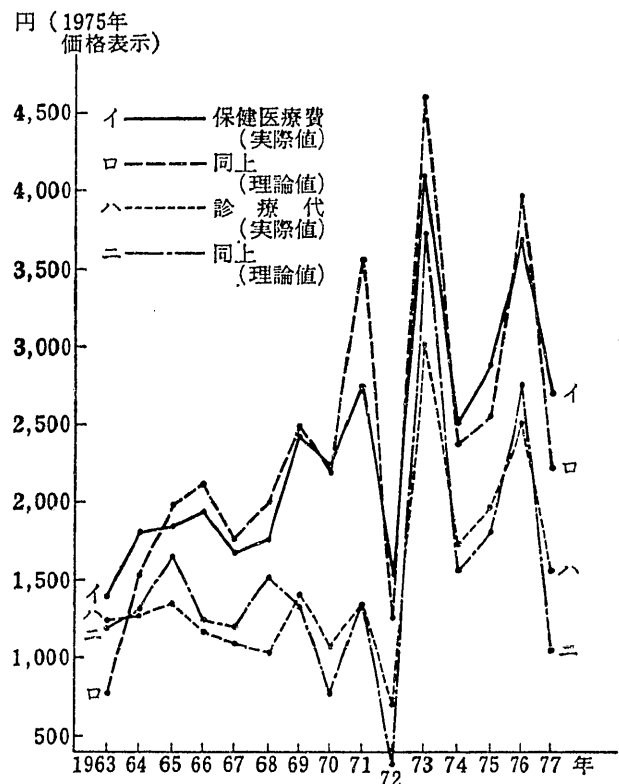


図 3-1-2 〔年間収入階級(5)〕

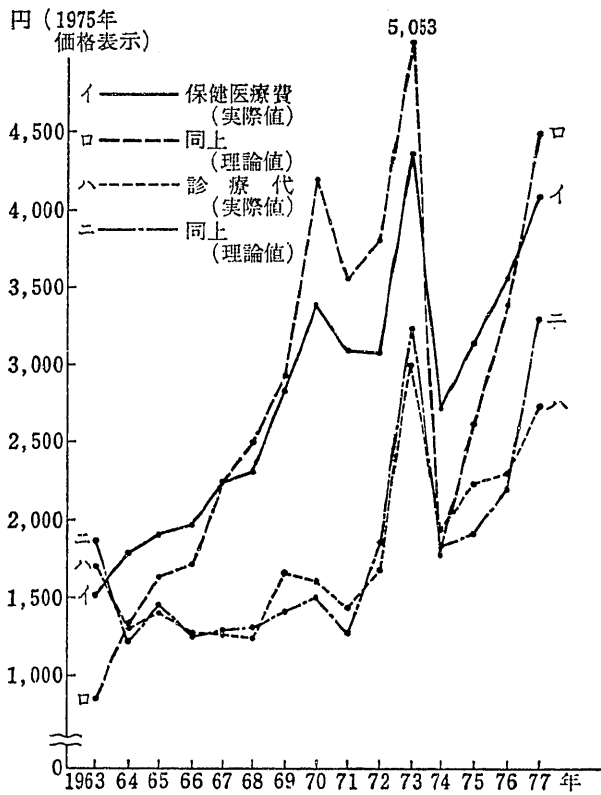


図 3-1-3 〔年間収入階級(6)〕

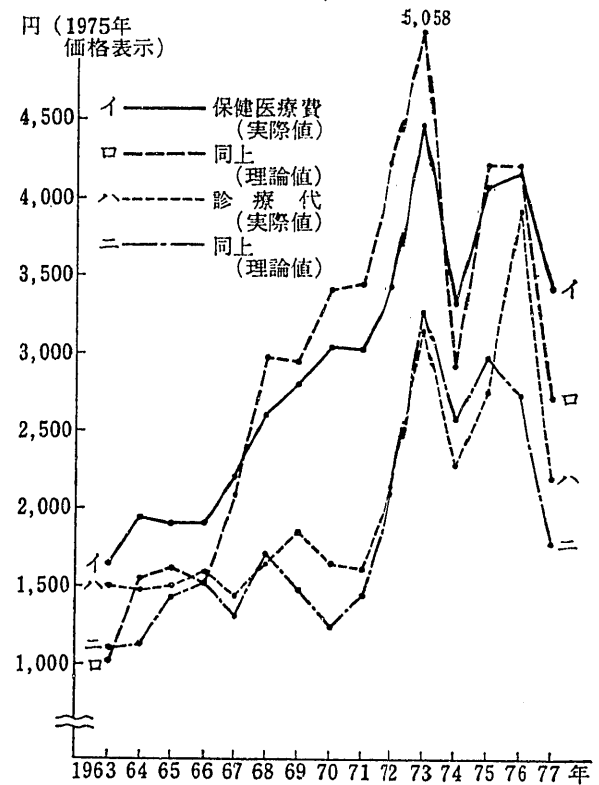


図 3-1-4 〔年間収入階級(7)〕

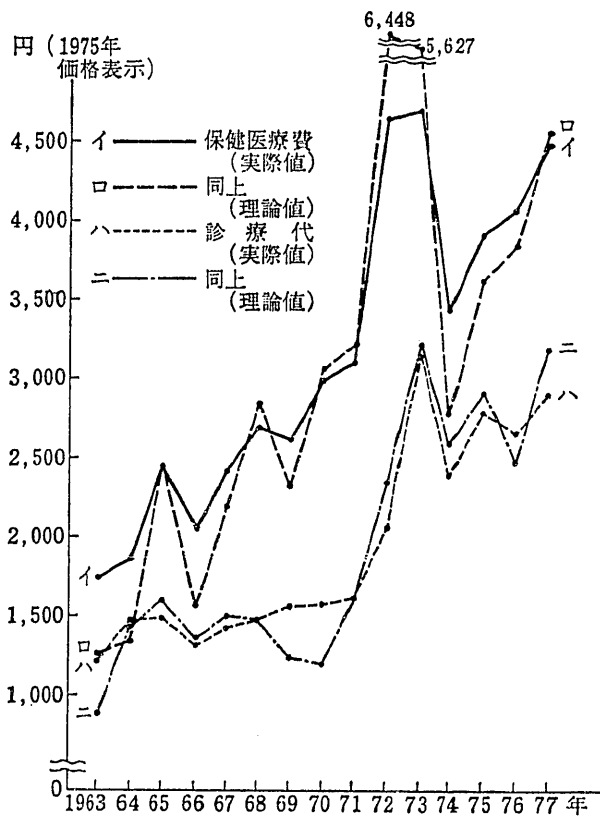


図 3-1-5 〔年間収入階級(8)〕

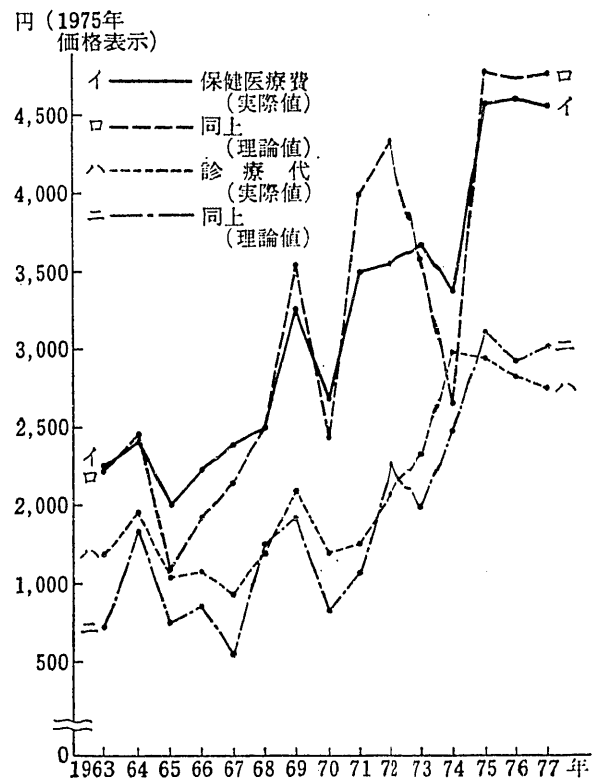


図 3-1-6 〔年間収入階級(9)〕

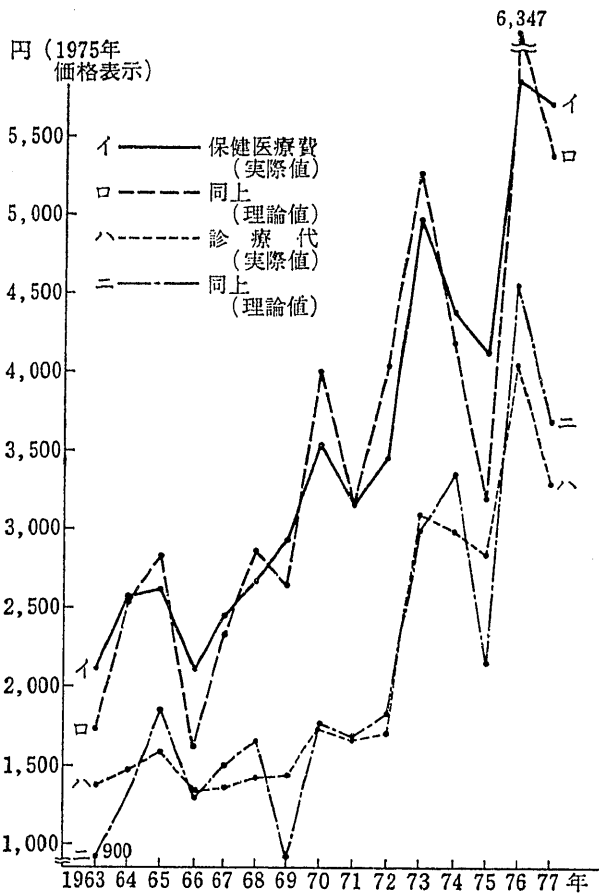


図 3-1-7 〔年間収入階級(10)〕

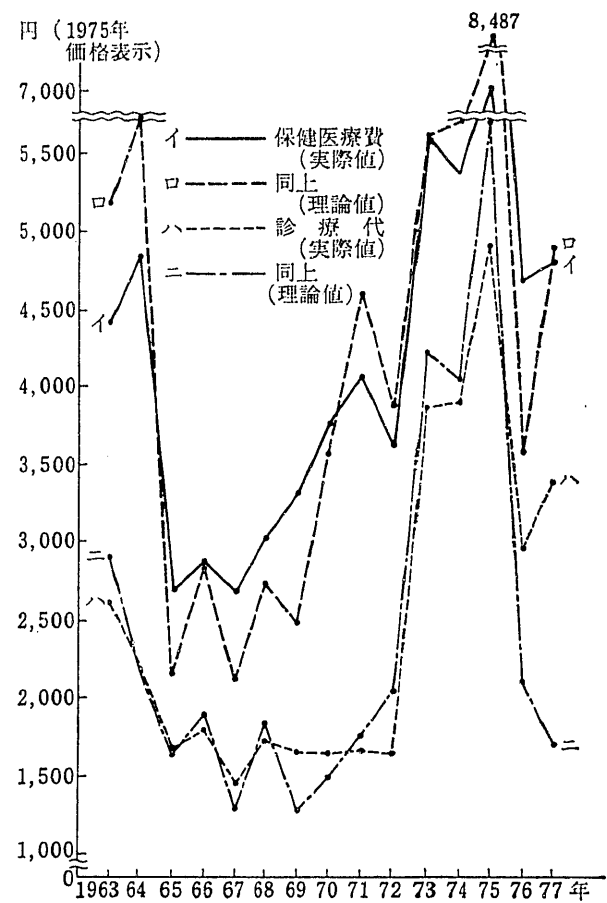


図 3-1-9 〔年間収入階級(12)〕

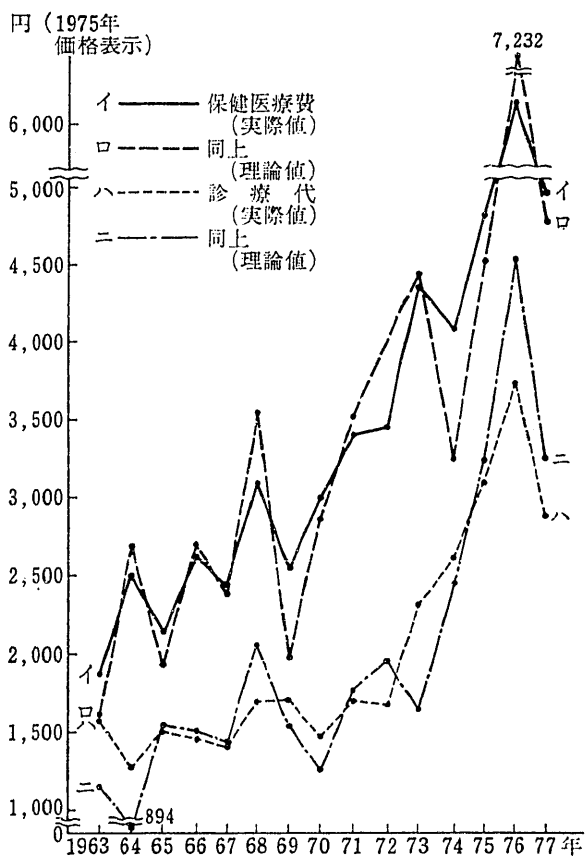


図 3-1-8 〔年間収入階級(11)〕

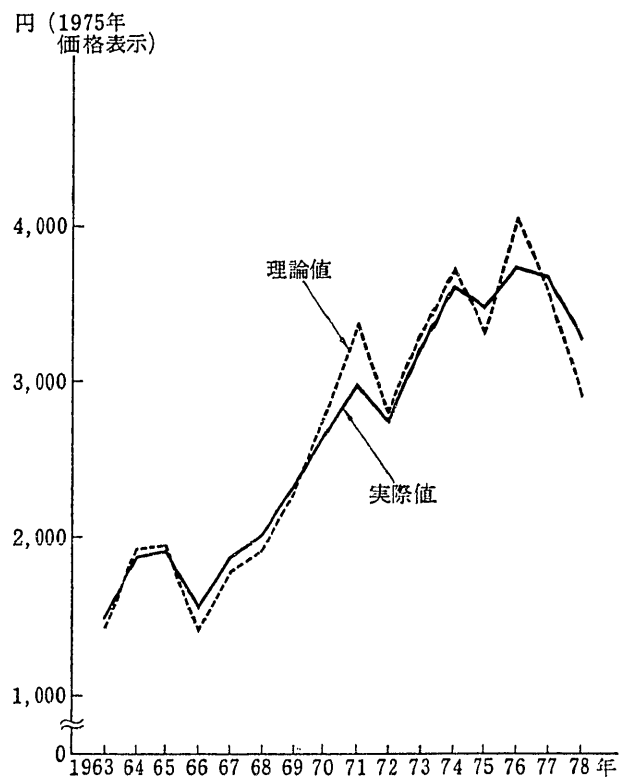


図 3-2-1 勤務先企業規模別にみた1世帯1ヵ月当りの実質保健医療支出額：実際値と理論値〔従業員数5～9人〕

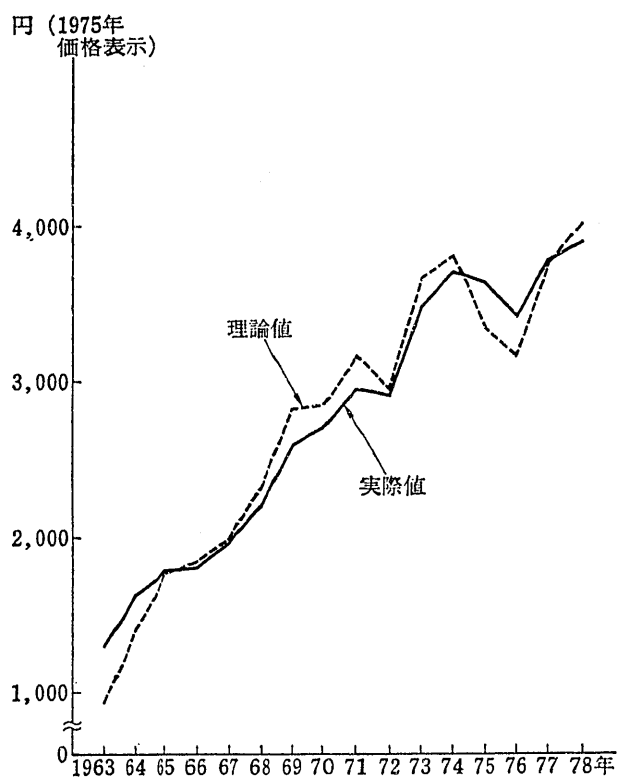


図 3-2-2 〔従業員数 10~29 人〕

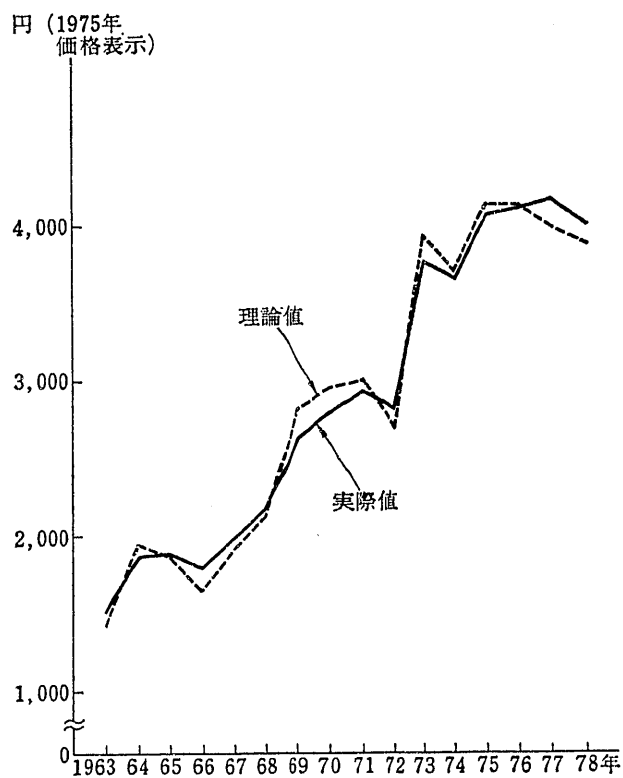


図 3-2-3 〔従業員数 30~99 人〕

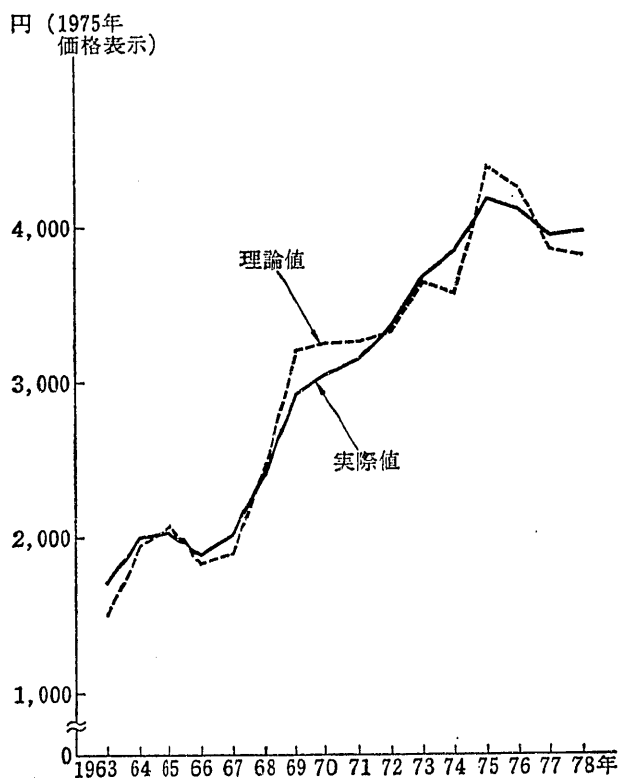


図 3-2-4 〔従業員数 100~299 人〕

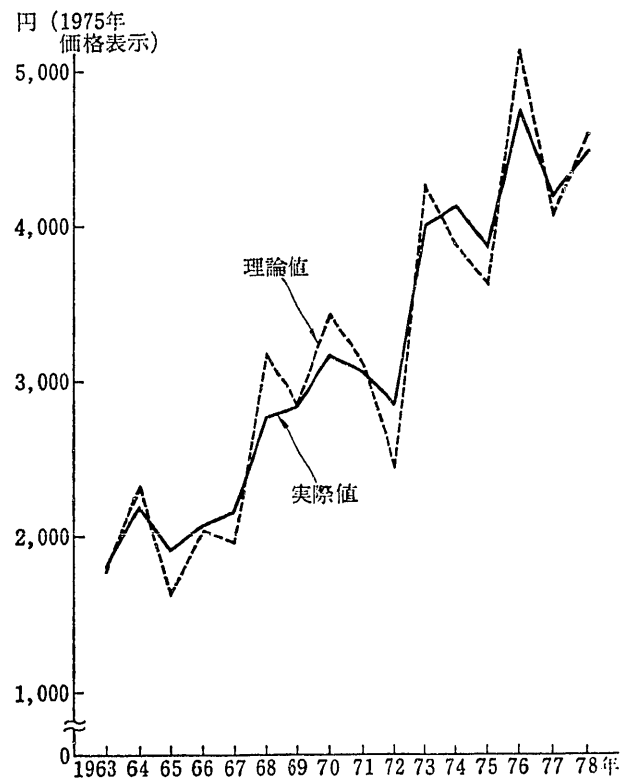


図 3-2-5 〔従業員数 300~499 人〕

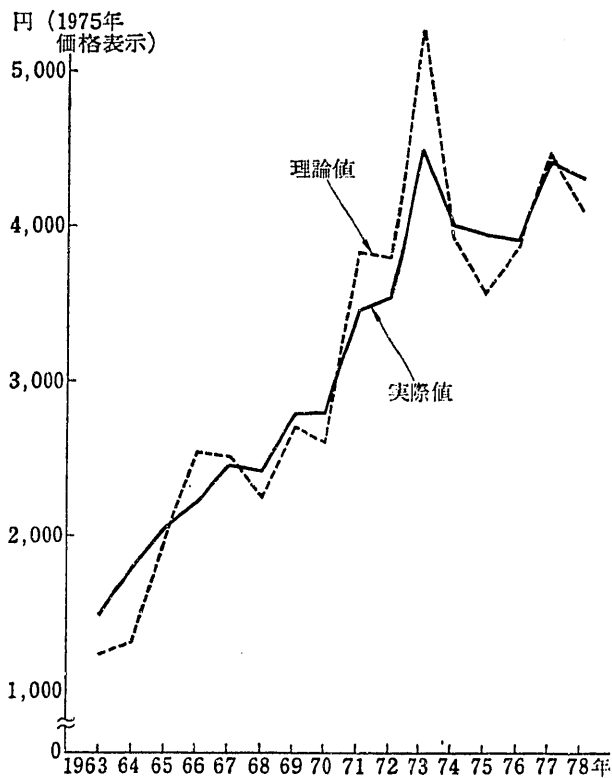


図 3-2-6 〔従業員数 500～999 人〕

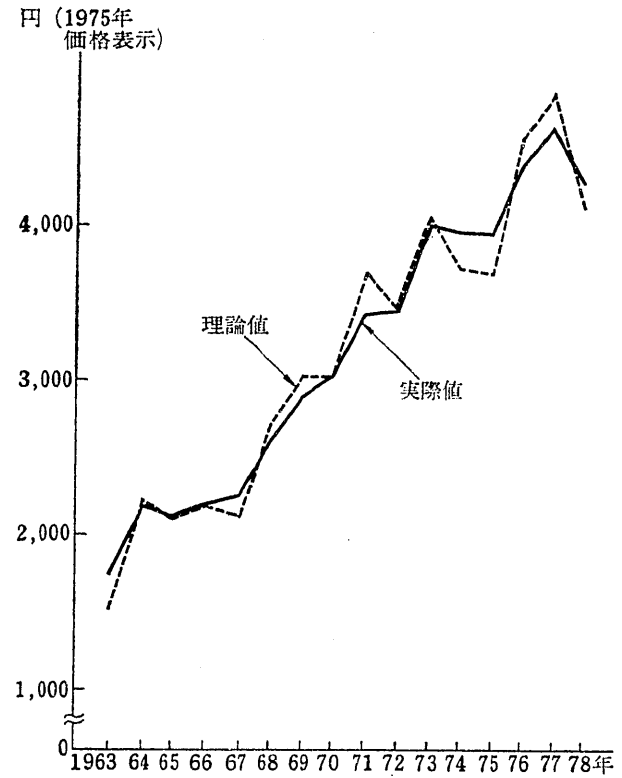


図 3-2-7 〔従業員数 1,000 人以上〕

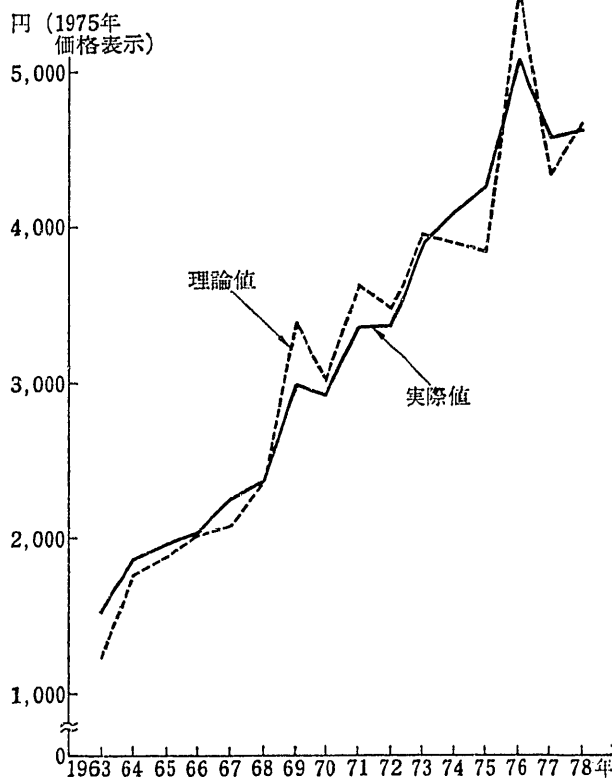


図 3-2-8 〔勤務先官公庁等〕

階級(7)から(11)までについては、 $\bar{R}^2$ は高いが、物価のパラメタ推定値は正となり t 値も低く信頼しがたい。階級(13)から(16)までの高所得層においては、所得が負の効果、物価が正の効果をもつと推計され、いわゆる平均的家計消費行動とは逆の結果が示された。特に物価のパラメタは有意に正と推計され、 $\bar{R}^2$ も決して低くはない。

次に勤務先企業規模別計測結果を概観してみよう(表3-3)。ここでは、すべての規模グループについて決定係数がきわめて高い。図3-2からもあてはまりの良いことが、一見してわかる。そして、規模グループ③を除きすべてのグループにおいて所得のパラメタ推定値は正、物価のパラメタ推定値は負となっており、勤務先規模の大小にかかわらず、平均的家計消費行動パターンとコンシステントであるという結果を得た。規模グループ間の比較をすると、物価の保健医療需要に及ぼす効果は、勤務先企業規模の大きいほど大であるが、所得のそれに及ぼす効果はどの規模グループについても大差はないことが示された。

なお、計測された医療需要関数の回帰係数から効用関数パラメタ、 α_h 、 α_x 、 a_h 、 a_x の推定値を間接的に求めた数値も、それぞれ該当の表に示しておく。これらの構

造パラメタ推定値からみても、勤務先企業規模別の計測結果は、満足すべきものであるといえよう。すなわち、効用関数パラメタの制約条件($\alpha_i > 0$, $\alpha_i + q_i > 0$, $i = h, X$)がすべての規模グループについてほぼ満たされており、また $\hat{a}_h$, $\hat{a}_x$ の符号がグループ③を除くすべての規模グループにおいて共に負であるから、保健医療とその他の財がいずれも必需財であることがおおむね示された。

以上、計測結果の概要を述べたが、次節では若干の吟味を加えていく。

IV 若干の考察

§1 計測結果の検討

収入階級別の回帰式では、診療代と保健医療費のいずれに関しても、中所得階級において最もあてはまりが良いことがわかった。このことは、それらの階級の勤労者世帯が最も敏感に所得や物価という経済諸変数に反応して医療需要量を決定する、という傾向を示唆するものである。他方、低所得階層について回帰式のあてはまりが良くないのは、医療費扶助や各種の社会福祉による影響も大きく、医療需要行動が経済変数、特に物価にそれほど感応しないためであろう。これに対して高所得階層において経済変数、特に所得に対する反応が有意に認められない理由は、年々のフローの所得がフローの医療需要量に効果をもつというよりも、むしろ、何らかのストック的変数、たとえば習慣形成効果や金融資産などが影響力をもっているためであるかもしれない。さらに、高所得階層の診療代に関する計測結果では、構造パラメタ推定値 $\hat{a}_h$, $\hat{a}_x$ が共に正の符号となっており、従って定義によれば、医療もその他の財も、双方とも非必需品ということになる。明らかに高所得階層については、少なくとも診療代を従属変数とした場合、この医療需要モデルが妥当するとはいいがたいのであろう。

ところで、この医療需要関数において、物価変数は、医療価格(指数)に対する一般物価(指数)の相対的な大きさ、という形で表わされている。計測にあたってこの物価変数のパラメタが負の値に推定されると期待されたのは、所得変数のパラメタが正の値をとる限り、医療を除いたその他の財が必需品とみなされるためには($\alpha_x < 0$ を満足するためには)、物価変数のパラメタ値が負でなくてはならないからである。すなわち、相対的に一般物価が上昇すると、食料、衣服、家賃、水道・ガス・電気などの生活必需財により多くの支出を要し、保健医療サービスの消費量が削減されるわけである。特に低所得階層および中所得階層に属する、生活水準が相対的に

あまり豊かでない世帯においては、このような行動がとられることは不思議ではない。実際、計測結果からも、物価変数のパラメタ推定値が負となっているのは、主として低・中所得階層についてである。計測結果をみると、高所得階層においては反対に物価変数のパラメタが正の値に推定されている。特に保健医療に関して、たとえば収入階級(15)についてみると、この傾向が有意に表われている。

しかしながら、今回の需要分析だけからは、所得階層間の行動の相違について、これ以上立ち入った分析を進めることはできない。また、上に述べたことから、もちろん他の条件を不変と仮定した上での議論であることはいうまでもない。むしろここでは、社会福祉の恩恵をほとんど受けず、かといって生活水準が著しく高いというわけでもない中所得階層が、年々変化する経済変数に最も敏感に反応するであろう、という指摘にとどめておく。

次に、今回の計測で最もあてはまりの良い結果が得られた勤務先企業規模別の保健医療需要回帰式について、若干の検討を試みたい。収入階級別にグループ分けした場合よりも、勤務先企業規模別にディスアグリゲイトした場合の方が、あてはまりが良く、平均的家計消費行動パターンとのコンシステンシーを明確に示している理由には、以下の3点が挙げられよう。

第1に、企業規模別では、当該グループに属するサンプル世帯は皆ほぼ同じ種類の保険に加入しているから、健康保険の種類の違いによる影響、たとえば付加給付率の差異による影響をほとんど受けない。規模グループ①から⑥までは、従業員1,000人未満の中小企業に勤務する者の世帯であり、その大部分は政管健保に加入している。グループ⑦は大企業に勤務する者の世帯で、組合健保の加入者であり、グループ⑧の官公は各種共済組合に加入している世帯である。収入階級別の計測では、同じ収入階級に属していても、相異なる種類の健保に加入している世帯が混在しているため、この影響が含まれてしまう。

第2に、勤務先企業規模別の方が、時系列のサンプルが相対的に安定しているといえる。すなわち、観察期間中(1963~1978年)勤労者が転職して異なる規模の企業にはいる割合はさほど大きくないと思われ、同じ規模グループについては年々同質のサンプル世帯をフォローしている確率が相対的に高く、変数とデータとの対応に問題が少ない。これに対して収入階級別の方は、「収入の大きさが相対的に同じグループ」を毎年フォローしている

ため、同一サンプル世帯がいつの年にも同一収入階級に属している確率はかなり低い。すなわち、ある世帯がひとつの収入階級から他の収入階級へとその所属グループを移動する確率は、勤務先企業規模が変化する確率よりはるかに高いと思われる。従って、ディスアグリゲートしたグループ別に医療需要行動を観察しようとする際のデータの一貫性は、企業規模階級別の場合の方が相対的に良好である。

第3の理由は、そしてこれが最も大きな要因かもしれないが、世帯所得のサンプルの散らばりが、勤務先企業規模の各グループ内で相対的により大きく存在することである。すなわち、同一グループに属していて企業規模が同じところに勤務していても、個々の勤労者の所得水準には差があるであろう。従って所得の散らばりの比較的大きいサンプル世帯から成る勤務先規模別の計測では、おのおののグループについて、平均的家計消費行動を反映するような結果が出たということである。収入階級別の診療代および保健医療費についての計測においても、全収入階級のサンプルを含めた「総合」の回帰結果は、あてはまりの良い平均的パターンを示している。

§2 ヘルス・サービスに対する需要の所得弾力性と価格弾力性

Ⅱ節 §1で述べた弾力性値を、各年の実際値の近傍で計算したものが図4-2～図4-4に示されている⁷⁾。いずれのケースについても、ヘルス・サービスの価格 P_h よりも所得 Y に感応的である点が特徴である。これを別な観点からみると、(4.1)式で表わされるように、他財価格 P_x との交差弾力性が大きいということになる。

$$\left| \frac{\partial H}{\partial Y} \cdot \frac{Y}{H} \right| = \left| \frac{\partial H}{\partial P_h} \cdot \frac{P_h}{H} \right| + \left| \frac{\partial H}{\partial P_x} \cdot \frac{P_x}{H} \right| \quad (4.1)$$

その場合、 X の価格変化により H への需要量は大きな影響を受ける。 P_x 変化による H の量の変化を図4-1に示す。前節の大部分の計測結果でみられたように、 X は必需品とする。従って、 X^* が最低生活必要量である。 H

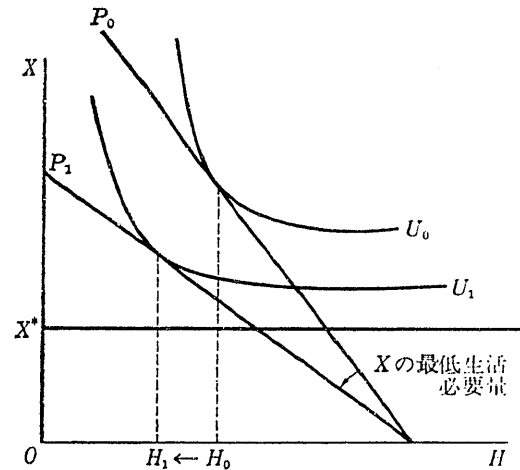


図 4-1

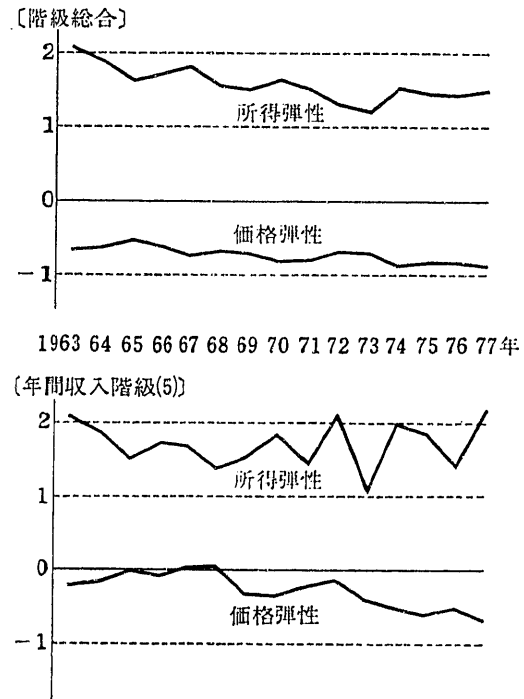


図 4-2-1 年間収入階級別にみた勤労者家計診療代支出額の価格弾力性と所得弾力性：各年の実際値の近傍における弾力性の推移

7) 牧〔文献(8)、(9)〕による、保健医療費と診療代の所得弾性と価格弾性の値は次のとおりであった(階層区分はなし)。

年次	所得弾力性		価格弾力性	
	保健医療費	診療代	保健医療費	診療代
1960	.489	2.347	-.604	-2.674
1965	.418	1.843	-.460	-1.877
1970	.399	1.710	-.389	-1.561
1975	—	1.728	—	-1.167

と X の相対価格が P_0 線で表わされる状態の時、当該家計は U_0 の無差別曲線に接し、 H_0 のヘルス・サービスを消費する。しかし、 X の価格が上昇し、相対価格線が P_1 になった時には、効用指標は U_1 に低下し、 H の消費量も H_1 に減少する。観測された弾力性値は、この経路の影響が大きいことを示唆している。ただし、全体の傾向としては、所得弾性の絶対値が縮小ないし横這いであるのに対し、価格弾性の絶対値は拡大しつつあることが

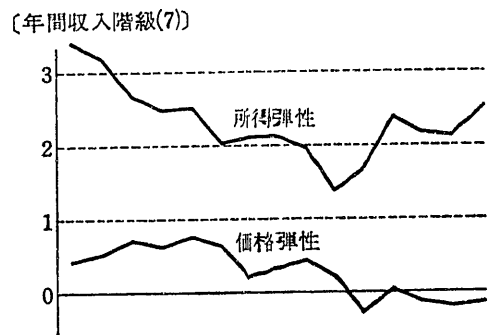
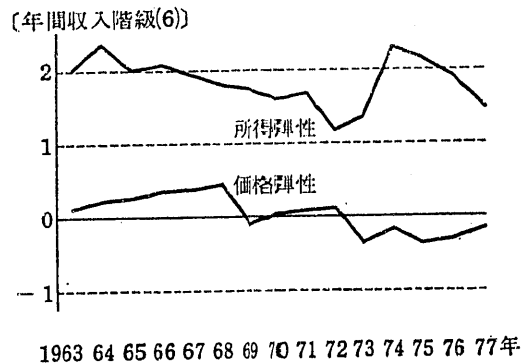


図 4-2-2 〔年間収入階級(6)および(7)〕

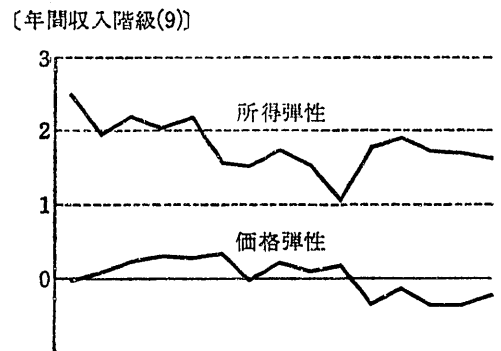
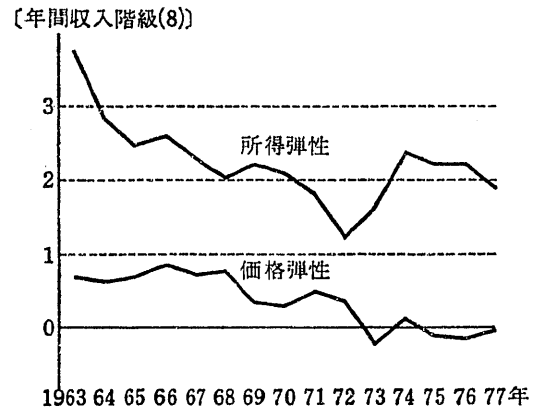


図 4-2-3 〔年間収入階級(8)および(9)〕

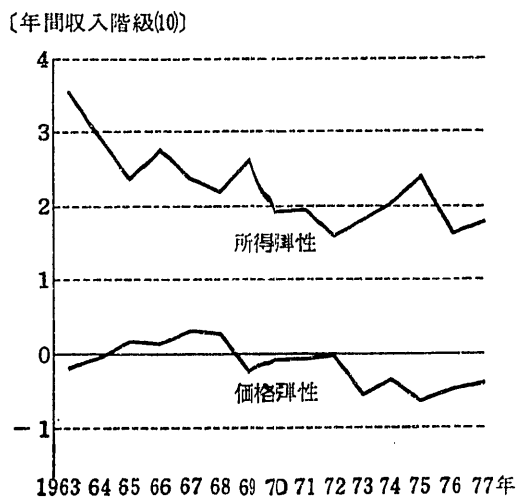
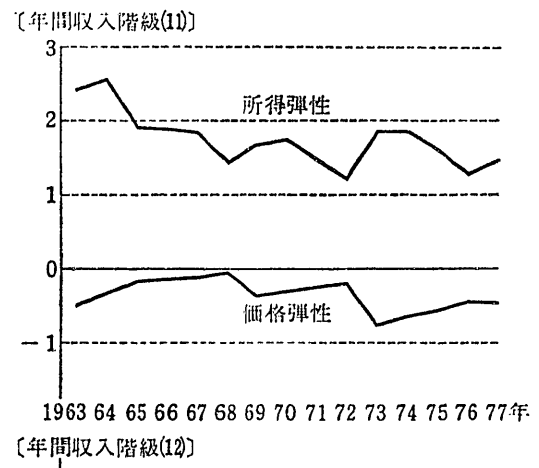


図 4-2-4 〔年間収入階級(10)〕



〔年間収入階級(12)〕

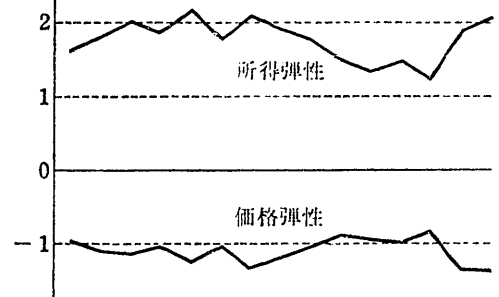


図 4-2-5 〔年間収入階級(11)および(12)〕

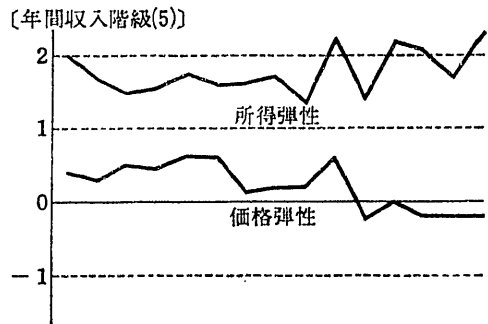
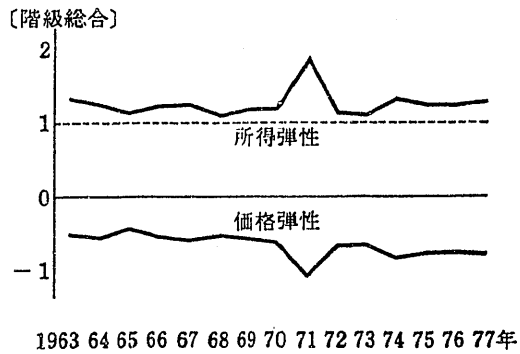


図 4-3-1 年間収入階級別にみた勤労者家計保健医療費支出額の価格弾力性と所得弾力性：各年の実際値の近傍における弾性値の推移

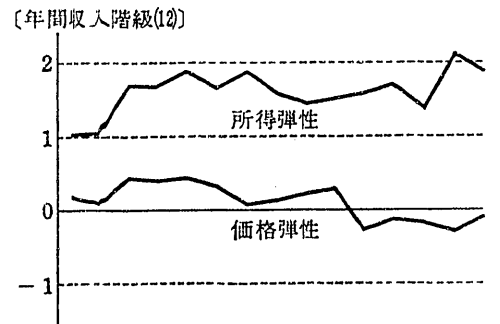
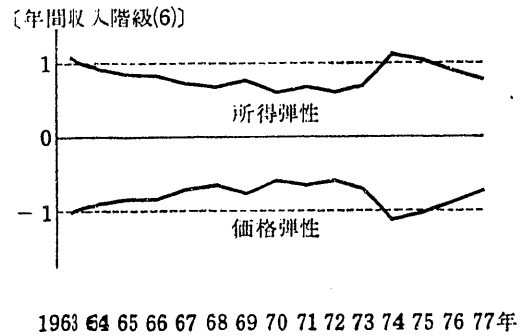


図 4-3-2 〔年間収入階級(6)および(12)〕

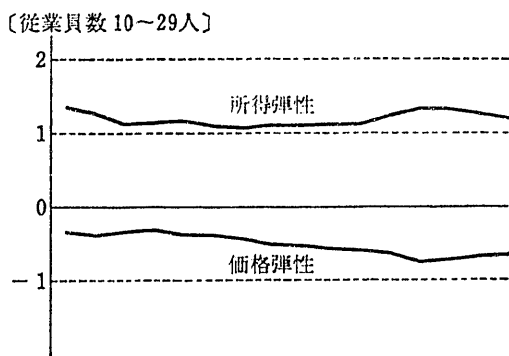
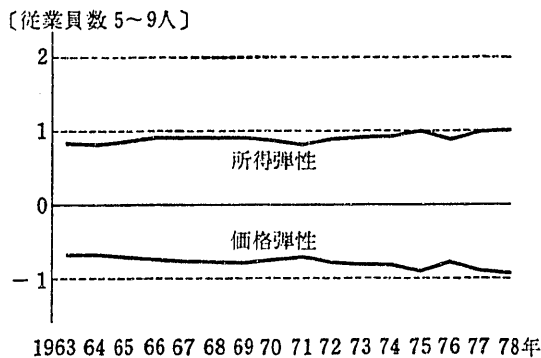


図 4-4-1 勤務先企業規模別にみた勤労者家計保健医療費支出の価格弾力性と所得弾力性：各年の実際値の近傍における弾性値の推移

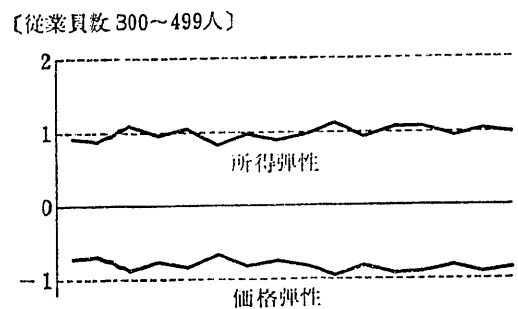
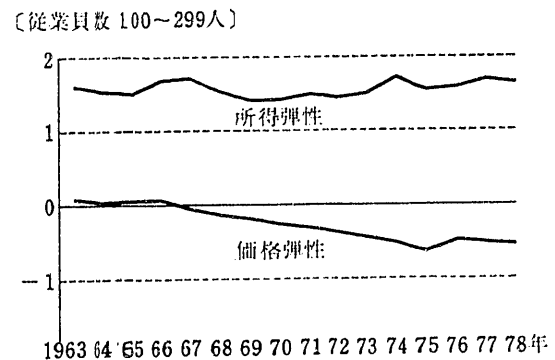


図 4-4-2 〔従業員数 100～299 人および 300～499 人〕

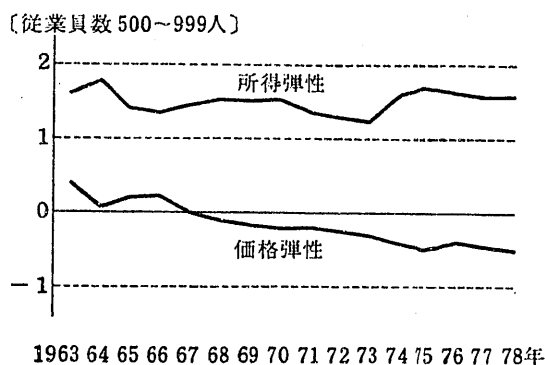


図 4-4-3 〔従業員数 500~999人〕

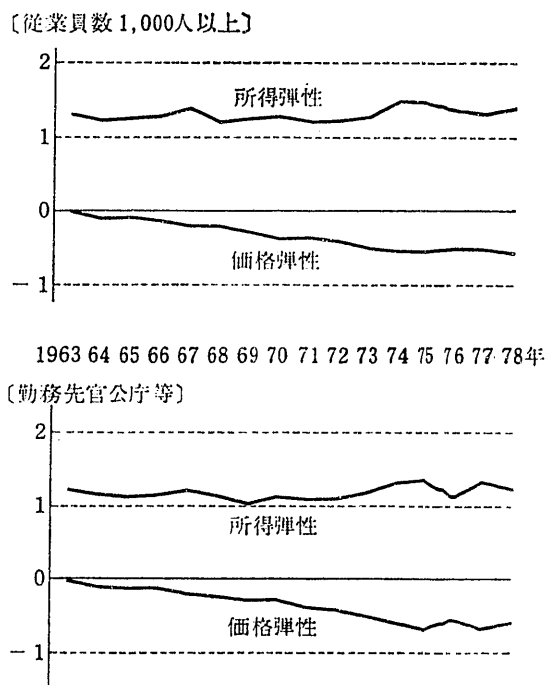


図 4-4-4 〔従業員数 1,000 人以上および官公庁〕

観察される。

収入階級別に診療代の弾性値をみると(図 4-2), 相対的に低所得である階層で価格弾性の絶対値が小さく, ヘルス・サービスがより必需品的であることがわかる。反対に, 相対的に高所得である階層では, ヘルス・サービスは非必需品に近くなる。一方, 企業規模別の弾性値推移(図 4-4)では, 小企業従事者世帯の方が, 大企業従事者および官公庁勤務者の世帯より価格 P_h の変化に感応的である(最近年ではこの差は縮小しつつあるが)。この点については, 「組合健保(従業員 1,000 人以上の企業の勤務者)や共済組合(官公庁勤務者)の被扶養者にはさまざまな形の付加給付等の保護があるため, それらの世帯では相対的に価格に非感応的になる(なれる)の

に対し, 小企業従事者世帯では, 価格変化に敏感にならざるをえない」という仮説を提示したい。

V おわりに

国民総医療費は急増を続けているとはいえ, 名目値ではなく実質値でみた保健医療費と診療代の動向を観察する限り(図 3-1-1 および図 3-2-1 参照), 家計からのヘルス・サービスへの実質支出額は, 1973 年以降ははっきりと頭打ち傾向を示している。それが, 国民の健康水準の上昇に起因するのであれば全く問題はないし, また, 健保や公費でカバーする部分が増加したためだとすれば, 財政上の問題は別として, 各世帯構成員の健康の維持という点に関してはやはり好ましい出来事とみなせよう。しかし, 実質支出額頭打ちの理由がこの点だけで説明できるとは言い難く, 価格上昇の影響を考えざるをえない。この支出抑制圧力については, ヘルス・サービスの価格上昇もその原因の一部ではあるが, 前節 §2 における弾性値の分析からわかるように, むしろ一般物価水準の上昇によって, ヘルス・サービスに向けられる可処分所得が減少したことの方が主因であるとみなせよう。政管健保の赤字が予想を下廻ったことが報じられているが, このような一般的インフレーションの影響による受診抑制圧力が働いていることを忘れてはなるまい。なぜなら, 医師数・病床数・薬剤生産額等で代表される医療サービス供給量が増加を続けている以上, 物価上昇がないとすれば, 必ずヘルス・サービス消費量は増えるはずだから

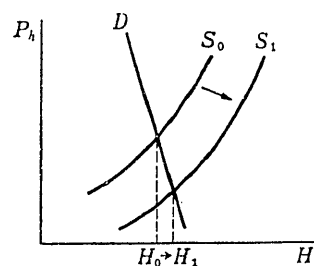


図 5-1

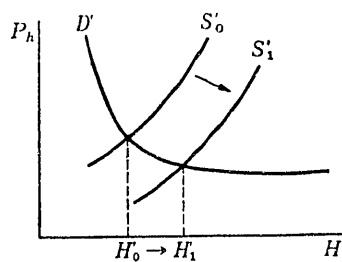


図 5-2

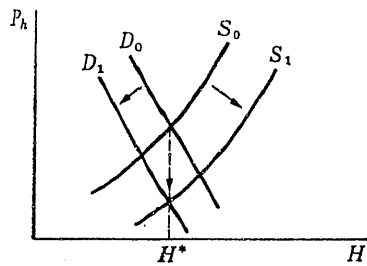


図 5-3

である(図 5-1 および図 5-2 参照)。需要曲線が弾力的であるほど(図 5-2)、供給増(供給曲線の右シフト)による消費量増加は大きい。しかし、インフレーションによって(交差弾力性の大きさを通じ)、ヘルス・サービスに向けられる可処分所得が減少すると、図 5-3 にみられるように需要曲線は左シフトし、交点で決まる消費量は、供給量上昇にもかかわらず増大しない(一般財の市場と異なり、診療サービスでは、需要側に対する価格は保険で決められているので低下しない。しかし、医師実質賃金の一般勤労者賃金に対する比率や、薬剤価格といった供給面の指標は下降しよう)。

本稿で報告した作業に加え、国民健保加入者も含めた全世帯を対象とした、都道府県別の時系列分析からも興味ある結果を得た⁸⁾。今後については、3 財(診療代・その他の医療サービス・他のすべての財貨サービス)モデルによる消費行動の把握とともに、供給側の経済分析もすすめていく予定である。最後に、2 年にわたりこの研究作業の機会を与えていただいた社会保障研究所に感謝の意を表したい。

参考文献

- (1) 辻村江太郎『消費者行動の理論』、有斐閣、1964 年。
- (2) 辻村江太郎『消費構造と物価』、頸草書房、1968 年。

8) 本報告のより詳細な内容とあわせ、文献(12)に発表されている。

- (3) 辻村江太郎・黒田昌裕『日本経済の一般均衡分析』、筑摩書房、1974 年。
- (4) 続 幸子“スタグフレーション期におけるトイレット・ペーパー市場の分析”，*Keio Economic Observatory Review*, No. 1, pp. 35-75, 1975 年。
- (5) 続 幸子“商品別市場機能分析から見たスタグフレーションの発生と終息”，*Keio Economic Observatory Review*, No. 3, pp. 1-59, 1978 年。
- (6) 牧 厚志“消費需要関数導出のための選好関数の性質と測定値”，『三田商学研究』19 巻 6 号，pp. 19-47, 1977 年。
- (7) 牧 厚志“The Analysis of Consumption Demand Using the Estimated Preference Function”，*Keio Business Review*, No. 15, pp. 147-177, 1978 年。
- (8) 牧 厚志“60 費目分割による消費者選好場の測定と結果の分析”，*Keio Economic Observatory Review*, No. 3, pp. 107-216, 1978 年。
- (9) 牧 厚志“サービス関連費目を細分化した消費者選好場の測定と結果の分析”，『三田商学研究』22 巻 2 号，pp. 89-130, 1979 年。
- (10) 都村敦子“医療サービスに対する需要と供給の見通し”，『季刊社会保障研究』14 巻 1 号，pp. 2-17, 1978 年。
- (11) 田中 滋“医療政策の効果測定の理論的枠組について”，『季刊社会保障研究』15 巻 2 号，pp. 31-48, 1979 年。
- (12) 田中 滋“勤労者家計保健医療費支出の計量分析”，『慶應経営論集』2 巻 2 号，1980 年。
- (13) 社会保障モデル開発委員会『社会保障の計量経済学』、大蔵省印刷局、1979 年。

資料

- [1] 家計調査報告
- [2] 消費者物価指数年報
- [3] 社会保障統計年報(総理府社会保障制度審議会事務局)
- [4] 保険と年金の動向：『厚生指標』増刊号(厚生統計協会)