

風邪（図Ⅱ－3－1）においては、年収別のグラフがほぼ重なっている。高血圧（図Ⅱ－3－2）・網膜剥離（図Ⅱ－3－3）・心筋梗塞（図Ⅱ－3－4）においては、年収399万円以下の群が他の2群と比較してグラフが下方に乖離していることがわかる。

各シナリオ・各群におけるWTPの平均値を以下の表に示す。

<表Ⅱ－6> 年収別のWTP

年収(万円)	N	WTPの平均値			
		風邪	高血圧	網膜剥離	心筋梗塞
≤399	92	3000.0	6652.2	192934.8	772826.1
400－799	371	2973.0	7924.5	220485.2	915633.4
≥800	266	2977.4	7864.7	239849.6	1026691.7
計	729	2978.1	7742.1	224074.1	938134.4

4つのシナリオそれぞれについて、3群間で平均値の比較を行ったノンパラメトリック検定の結果を以下の表に示す。

<表Ⅱ－7> 年収別のWTP－3群間比較(Kruskal Wallis 検定)

	風邪	高血圧	網膜剥離	心筋梗塞
カイ2乗	0.188	4.970	6.250	6.021
自由度	2	2	2	2
漸近有意確率 $p$	0.910	0.083	0.044	0.049

網膜剥離および心筋梗塞は5%水準で有意差を認め、高血圧は10%水準で有意差を認める。すなわち網膜剥離・心筋梗塞については、低所得層のWTPが有意に低いといえる。

### 3) 順序回帰分析

年収以外の諸要因の影響を除外するために、WTP を従属変数、年収のほかに年齢・入院歴・私的医療保険の加入・外来受診頻度の変化および関連する自覚症状を独立変数として、順序回帰分析を行った。私的医療保険の加入状況について「わからない」、または外来受診頻度の変化について「覚えていない」と答えた59名は除外し、計670名を分析対象とした。

#### ①風邪

従属変数としてWTP、独立変数として年齢・年収・私的医療保険・入院歴・外来受診頻度の変化・風邪の関連症状（高い熱、体がひどくだるい、せき・たん）を投入し、順序回帰分析を行った。WTPは1000円、2000円、3000円、4000円以上の4群に再カテゴリー化した。

<表Ⅱ-8>風邪—各変数の要約

	カテゴリー	N
WTP(円)	1,000	34
	2,000	220
	3,000	280
	≥4,000	136
年収(万円)	≤399	82
	400-799	340
	≥800	248
年齢(歳)	40-44	325
	45-49	187
	50-54	100
	55-59	58
私的医療保険	加入	479
	非加入	191
入院歴	なし	342
	あり	328
外来受診頻度の変化	減った	68
	変化なし	410
	増えた	192
高い熱	なし	598
	あり	72
体がひどくだるい	なし	513
	あり	157
せき・たん	なし	498
	あり	172

<表Ⅱ-9> 順序回帰分析-パラメーター推計値

風邪		B	標準誤差	Wald	自由度	有意確率	95%信頼区間	
							下限	上限
閾値	[WTP=1,000]	-3.192	.303	111.133	1	.000	-3.785	-2.598
	[WTP=2,000]	-.976	.257	14.419	1	.000	-1.480	-.472
	[WTP=3,000]	.242	.253	.914	1	.339	-.253	.737
位置	[年代=40-44]	-.137	.169	.658	1	.417	-.470	.195
	[年代=45-49]	.039	.177	.049	1	.824	-.308	.386
	[年代=50-54]	.051	.193	.070	1	.791	-.327	.429
	[年代=55-59]	0			0			
	[年収≤399]	.009	.150	.004	1	.951	-.285	.303
	[年収=400-799]	.029	.099	.087	1	.767	-.165	.223
	[年収≥800]	0			0			
	[私的医療保険=加入]	.017	.101	.030	1	.863	-.181	.216
	[私的医療保険=非加入]	0			0			
	[入院歴=なし]	-.054	.090	.363	1	.547	-.231	.122
	[入院歴=あり]	0			0			
	[外来通院の頻度変化=減った]	.106	.167	.403	1	.525	-.222	.434
	[外来通院の頻度変化=変化なし]	-.044	.103	.185	1	.667	-.246	.157
	[外来通院の頻度変化=増えた]	0			0			
	[高い熱=なし]	-.169	.156	1.182	1	.277	-.475	.136
	[高い熱=あり]	0			0			
	[体がひどくだるい=なし]	-.147	.112	1.713	1	.191	-.366	.073
	[体がひどくだるい=あり]	0			0			
[せき・たん=なし]	.132	.107	1.521	1	.218	-.078	.341	
[せき・たん=あり]	0			0				

$pseudoR^2 = 0.012$

いずれの独立変数も10%水準で有意とならず、他の要因を調整しても、年収の多寡によって風邪のWTPは差異がないことが明らかとなった。

## ②高血圧

従属変数としてWTP、独立変数として年齢・年収・私的医療保険・入院歴・外来受診頻度の変化を投入し、順序回帰分析を行った。なお高血圧は通常無症状であるから、関連する症状は組み入れなかった。WTPは4000円、8000円、12000円、16000円以上の4群に再カテゴリー化した。

<表Ⅱ-10>高血圧-各変数の要約

	カテゴリー	N
WTP(円)	4,000	298
	8,000	239
	12,000	93
	≥16,000	40
年収(万円)	≤399	82
	400-799	340
	≥800	248
年齢(歳)	40-44	325
	45-49	187
	50-54	100
	55-59	58
私的医療保険	加入	479
	非加入	191
入院歴	なし	342
	あり	328
外来受診頻度の変化	減った	68
	変化なし	410
	増えた	192

<表Ⅱ-11> 順序回帰分析—パラメーター推計値

高血圧		B	標準誤差	Wald	自由度	有意確率	95%信頼区間	
							下限	上限
閾値	[WTP=4,000]	-.656	.187	12.373	1	.000	-1.022	-.291
	[WTP=8,000]	.363	.183	3.942	1	.047	.005	.722
	[WTP=12,000]	.925	.184	25.235	1	.000	.564	1.286
位置	[年代=40-44]	-.248	.156	2.541	1	.111	-.554	.057
	[年代=45-49]	-.084	.163	.265	1	.607	-.403	.235
	[年代=50-54]	-.155	.177	.767	1	.381	-.503	.192
	[年代=55-59]	0			0			
	[年収≤399]	-.193	.138	1.948	1	.163	-.463	.078
	[年収=400-799]	.027	.091	.090	1	.764	-.152	.206
	[年収≥800]	0			0			
	[私的医療保険=加入]	-.030	.093	.100	1	.751	-.213	.154
	[私的医療保険=非加入]	0			0			
	[入院歴=なし]	.037	.083	.196	1	.658	-.126	.200
	[入院歴=あり]	0			0			
	[外来通院の頻度変化=減った]	.032	.151	.045	1	.831	-.264	.328
	[外来通院の頻度変化=変化なし]	.085	.094	.831	1	.362	-.098	.269
	[外来通院の頻度変化=増えた]	0			0			

$pseudoR^2 = 0.012$

前項のKruskal Wallis検定では、低所得層における高血圧のWTPが10%水準では有意に低いが、5%水準では有意差を認めないという結果が得られた。しかし、他の要因をも調整した順位回帰分析では、いずれの独立変数も10%水準で有意とならなかった。他の要因を調整した場合、年収の多寡によって高血圧のWTPは差異がないことが明らかとなった。

### ③網膜剥離

従属変数としてWTP、独立変数として年齢・年収・私的医療保険・入院歴・外来受診頻度の変化・関連する症状（目のかすみ）を投入し、順序回帰分析を行った。WTPは10万円、15万円、20万円、25万円以上の4群に再カテゴリー化した。

<表Ⅱ-12>網膜剥離-各変数の要約

	カテゴリー	N
WTP(円)	100,000	203
	150,000	140
	200,000	174
	≥250,000	153
年収(万円)	≤399	82
	400-799	340
	≥800	248
年齢(歳)	40-44	325
	45-49	187
	50-54	100
	55-59	58
私的医療保険	加入	479
	非加入	191
入院歴	なし	342
	あり	328
外来受診頻度の変化	減った	68
	変化なし	410
	増えた	192
目のかすみ	なし	536
	あり	134

<表Ⅱ-13> 順序回帰分析-パラメーター推計値

網膜剥離	B	標準誤差	Wald	自由度	有意確率	95%信頼区間	
						下限	上限
閾値 [WTP=100,000]	-1.194	.220	29.547	1	.000	-1.624	-.763
[WTP=150,000]	-.504	.215	5.506	1	.019	-.925	-.083
[WTP=200,000]	.222	.213	1.092	1	.294	-.194	.639
位置 [年代=40-44]	.125	.166	.566	1	.452	-.201	.451
[年代=45-49]	-.053	.173	.095	1	.758	-.393	.286
[年代=50-54]	-.015	.189	.007	1	.936	-.386	.355
[年代=55-59]	0			0			
[年収≤399]	-.273	.147	3.436	1	.064	-.561	.016
[年収=400-799]	-.117	.099	1.384	1	.239	-.312	.078
[年収≥800]	0			0			
[私的医療保険=加入]	-.030	.101	.088	1	.767	-.227	.168
[私的医療保険=非加入]	0			0			
[入院歴=なし]	-.119	.090	1.756	1	.185	-.296	.057
[入院歴=あり]	0			0			
[外来通院の頻度変化=減った]	-.070	.162	.188	1	.665	-.388	.248
[外来通院の頻度変化=変化なし]	.003	.101	.001	1	.977	-.196	.201
[外来通院の頻度変化=増えた]	0			0			
[目のかすみ=なし]	-.044	.112	.151	1	.698	-.264	.177
[目のかすみ=あり]	0			0			

$pseudoR^2 = 0.011$

前項のKruskal Wallis検定では、低所得層について網膜剥離のWTPが5%水準で有意に低いという結果が得られた。他の要因をも調整した順位回帰分析では、いずれの独立変数も5%水準で有意とならなかったものの、[年収≤399]における $p=0.064$ であり、10%水準では有意となる。年収399万円以下の低所得層において、網膜剥離のWTPが低いことを弱いながら支持する結果となった。

④心筋梗塞

従属変数としてWTP、独立変数として年齢・年収・私的医療保険・入院歴・外来受診頻度の変化・関連する症状（動悸・息切れ、前胸部痛、めまい、足の冷え・むくみ）を投入し、順序回帰分析を行った。WTPは30万円、60万円、90万円、150万円以上の4群に再カテゴリー化した。

<表Ⅱ-14>心筋梗塞-各変数の要約

	カテゴリー	N
WTP(円)	300,000	198
	600,000	202
	900,000	122
	≥1,500,000	148
年収(万円)	≤399	82
	400-799	340
	≥800	248
年代(歳)	40-44	325
	45-49	187
	50-54	100
	55-59	58
私的医療保険	加入	479
	非加入	191
入院歴	なし	342
	あり	328
外来受診頻度の変化	減った	68
	変化なし	410
	増えた	192
動悸・息切れ	なし	619
	あり	51
前胸部の痛み	なし	639
	あり	31
めまい	なし	605
	あり	65
足の冷え・むくみ	なし	547
	あり	123



<表Ⅱ-15> 順序回帰分析—パラメーター推計値

心筋梗塞	B	標準誤差	Wald	自由度	有意確率	95%信頼区間	
						下限	上限
閾値 [WTP=300,000]	-1.108	.318	12.109	1	.001	-1.732	-.484
[WTP=600,000]	-.144	.314	.210	1	.647	-.760	.472
[WTP=900,000]	.375	.314	1.429	1	.232	-.240	.990
位置 [年代=40-44]	.220	.164	1.801	1	.180	-.101	.540
[年代=45-49]	.081	.170	.226	1	.634	-.252	.414
[年代=50-54]	.199	.187	1.133	1	.287	-.167	.565
[年代=55-59]	0			0			
[年収≤399]	-.289	.147	3.863	1	.049	-.577	-.001
[年収=400-799]	-.153	.099	2.378	1	.123	-.347	.041
[年収≥800]	0			0			
[私的医療保険=加入]	-.064	.101	.395	1	.530	-.262	.135
[私的医療保険=非加入]	0			0			
[入院歴=なし]	.052	.090	.335	1	.562	-.124	.229
[入院歴=あり]	0			0			
[外来通院の頻度変化=減った]	-.292	.157	3.469	1	.063	-.599	.015
[外来通院の頻度変化=変化なし]	.107	.102	1.109	1	.292	-.093	.307
[外来通院の頻度変化=増えた]	0			0			
[動悸・息切れ=なし]	-.075	.188	.157	1	.692	-.444	.295
[動悸・息切れ=あり]	0			0			
[前胸部の痛み=なし]	.090	.220	.168	1	.682	-.341	.522
[前胸部の痛み=あり]	0			0			
[めまい=なし]	-.104	.163	.406	1	.524	-.423	.216
[めまい=あり]	0			0			
[足の冷え・むくみ=なし]	-.040	.126	.100	1	.752	-.287	.207
[足の冷え・むくみ=あり]	0			0			

$pseudoR^2 = 0.023$

前項のKruskal Wallis 検定では、低所得層について心筋梗塞のWTPが5%水準で有意に低いという結果が得られた。他の要因をも調整した順位回帰分析においても、[年収≤399]における $p=0.049$ であり、年収399万円以下の低所得層において心筋梗塞のWTPが5%水準で有意に低かった。

### Ⅲ. 外来への受診頻度

#### 1. 外来受診頻度および主観的健康感の定量化

##### 1) 外来受診頻度の変化

###### ①期間Bの外来受診（図Ⅲ-1-1）

「1回もかかっていない」127人、「1回だけかかった」63人、「2-3回かかった」236人、となっており、期間Bにおける受診が3回以下のケースが半数を超えた。

###### ②外来受診頻度の変化（図Ⅲ-1-2）

「かなり増えた」「やや増えた」の合計205人が、「やや減った」「かなり減った」の合計79人を大きく上回った。また、「変わらない」464人、「わからない」47人、となった。

##### 2) 主観的健康感

期間Bの主観的健康感（図Ⅲ-2-2）は、期間Aの主観的健康感（図Ⅲ-2-1）と比較すると、「悪い」はほぼ変化がないが、「やや悪い」が増加し、「ふつう」「よい」が減少している。（図Ⅲ-2-3）

「主観的健康感の変化」は、マイナス側に比較的多く分布している。（図Ⅲ-2-4）

#### 2. 自己負担割合増加による外来受診頻度の変化

##### ①自己負担不変群と増加群の比較

「自己負担不変群」（国保本人）は111名、「自己負担増加群」（社保・共済本人）は271名であった。両群の「外来受診頻度の変化」を以下の表に示す。

<表Ⅲ-1>自己負担不変群・増加群における「外来受診頻度の変化」

	かなり減った (-2)	減った (-1)	変わらない (0)	やや増えた (1)	増えた (2)	計
自己負担不変群	3	6	61	27	14	111
自己負担増加群	8	17	185	42	19	271

自己負担不変群は、自己負担増加群と比較して、外来受診頻度が「増えた」割合が比較的高く、「変わらない」割合が比較的低い。(図Ⅲ-3)

不変群における「外来受診頻度の変化」の点数の平均値 0.387(標準偏差 0.876)、増加群の平均値 0.173(標準偏差 0.767)であり、両群ともに外来受診頻度は増加している。t 検定による平均値の比較では、t 値=2.373、有意水準  $p=0.018$  であり、5%水準で有意差を認める。

<表Ⅲ-2> 「外来受診頻度の変化」平均値の比較-t 検定

	t 値	自由度	有意確率 (両側)	平均値 の差	差の 標準誤差	差の95%信頼区間	
						下限	上限
外来受診頻度の変化	2.373	380	0.018	0.214	0.090	0.037	0.391

## ②2元配置分散分析

「外来受診頻度の変化」について、「主観的健康感の変化」の要因を除外した上で、両群間の比較を行う。すなわち、「外来受診頻度の変化」を従属変数とし、「公的医療保険の種別」(自己負担不変群・増加群) および「主観的健康感の変化」を独立変数として2元配置分散分析を行う。

<表Ⅲ-3> 「外来受診頻度の変化」: 各要因別の平均値

公的医療保険の種別	主観的健康感の変化	平均値	標準偏差	N
自己負担不変群	悪化	0.875	0.833	32
	不変	0.257	0.755	70
	改善	-0.333	1.118	9
	計	0.387	0.876	111
自己負担増加群	悪化	1.085	0.775	47
	不変	0.043	0.503	209
	改善	-0.867	1.187	15
	計	0.173	0.767	271
総計	悪化	1.000	0.801	79
	不変	0.097	0.583	279
	改善	-0.667	1.167	24
	計	0.236	0.805	382

<表Ⅲ-4> 「外来受診頻度の変化」：2元配置分散分析の結果

従属変数：「外来受診頻度の変化」

	タイプⅢ平方和	自由度	平均平方	F値	有意確率
修正モデル	75.919	5	15.184	33.411	0.000
切片	4.508	1	4.508	9.920	0.002
「公的医療保険の種別」	1.158	1	1.158	2.547	0.111
「主観的健康感の変化」	58.156	2	29.078	63.984	0.000
「公的保険の種別」*「主観的健康感の変化」	3.487	2	1.744	3.837	0.022
誤差	170.877	376	0.454		
総和	268.000	382			
修正総和	246.796	381			

$$R^2 = 0.277, \text{Adjusted}R^2 = 0.272$$

「公的医療保険の種別」\*「主観的健康感の変化」の有意水準 $p=0.022$ であり、5%水準で有意である。すなわち、「公的医療保険の種別」と「主観的健康感の変化」に交互作用がある。よって、各因子ごとの水準間の差の検定はあまり意味を持たない。

そこで、「主観的健康感の変化」の影響を除外するために、「主観的健康感の変化」=0(不変)の群(n=279)のみを抽出した。

自己負担不変群(n=70)の平均値0.257(標準偏差0.755)、自己負担増加群(n=209)の平均値0.043(標準偏差0.503)であり、両群ともに外来受診の頻度は増加している。t検定による平均値の比較では、t値=2.690、有意水準 $p=0.008$ であり、1%水準で有意差を認める。

<表Ⅲ-5> 「主観的健康感の変化」の影響を除外した「外来受診頻度の変化」平均値の比較-t検定

	t値	自由度	有意確率 (両側)	平均値 の差	差の 標準誤差	差の95%信頼区間	
						下限	上限
外来受診頻度の変化	2.690	277	0.008	0.214	0.080	0.057	0.371

また、「主観的健康感の変化」以外の要因による影響をも調整することを目的として、「外来受診頻度の変化」を従属変数、「公的医療保険の種別」「性別」「年収」「入院歴」を独立変数として順序回帰分析を行った。

<表Ⅲ-6> 「外来受診頻度の変化」：順序回帰分析

	B	標準誤差	Wald	自由度	有意確率	95% 信頼区間	
						下限	上限
閾値 [外来通院の頻度変化 = -2]	-6.174	1.414	19.075	1	0.000	-8.945	-3.403
[外来通院の頻度変化 = -1]	-4.202	1.309	10.301	1	0.001	-6.769	-1.636
[外来通院の頻度変化 = 0]	0.363	1.269	0.082	1	0.775	-2.124	2.851
[外来通院の頻度変化 = 1]	2.074	1.298	2.553	1	0.110	-0.470	4.617
位置 [年収≤399]	-0.887	0.582	2.320	1	0.128	-2.028	0.254
[年収 400-799]	0.021	0.330	0.004	1	0.949	-0.625	0.667
[年収≥800]	0.	.	.	0.	.	.	.
[性別=男]	-0.758	0.498	2.315	1	0.128	-1.734	0.218
[性別=女]	0.	.	.	0.	.	.	.
[年代=40-44]	-0.849	0.506	2.813	1	0.094	-1.840	0.143
[年代=45-49]	-0.075	0.499	0.023	1	0.880	-1.052	0.902
[年代=50-54]	-0.643	0.550	1.371	1	0.242	-1.721	0.434
[年代=55-59]	0.	.	.	0.	.	.	.
[公的保険の種別=自己負担不変群]	0.906	0.355	6.522	1	0.011	0.211	1.601
[公的保険の種別=自己負担増加群]	0.	.	.	0.	.	.	.
[入院歴=なし]	0.087	0.296	0.087	1	0.769	-0.493	0.667
[入院歴=なし]	0.	.	.	0.	.	.	.
[私的医療保険加入=加入]	-0.616	1.047	0.347	1	0.556	-2.668	1.436
[私的医療保険加入=非加入]	-0.327	1.054	0.096	1	0.757	-2.392	1.739
[私的医療保険加入=不明]	0.	.	.	0.	.	.	.

$pseudoR^2 = 0.06$

[公的医療保険の種別=1] の有意確率  $p=0.011$  であることから、他の要因による影響を調整後も、自己負担不変群は増加群に比較して、5%水準で有意に「外来受診頻度の変化」が増加している。逆に言えば、自己負担増加群は不変群よりも外来受診頻度の増加が抑制されている。

#### IV. 医療費負担を属性に組み入れた消費者選好に関する設問

##### 1) ケース1：発熱・悪寒・倦怠感

<表IV-1-1> ケース1のコンジョイント分析結果

属性 attribute	水準 level	全標本 (n=795)		年収 399 万円以下 (n=92)		年収 1,000 万円以上 (n=127)	
		効用値 utility	重要度 importance	効用値 utility	重要度 importance	効用値 utility	重要度 importance
自己負担割合	3割	1.5321	48.06	1.4946	47.68	1.4803	46.47
	4割	0.6918		0.7174		0.6732	
	5割	0.0063		0.0217		0.0236	
	10割	-2.2302		-2.2337		-2.1772	
医療機関の種別	開業医	0.0075	6.98	0.0245	6.90	-0.0531	7.72
	一般病院	-0.0075		-0.0245		0.0531	
外来待ち時間	15分	0.4987	12.88	0.5951	14.22	0.5512	13.72
	1時間	-0.4987		-0.5951		-0.5512	
インフォームド・コンセント	十分	0.8101	21.09	0.8478	21.41	0.7697	21.59
	不十分	-0.8101		-0.8478		-0.7697	
医師のレベル	高い	0.2906	10.99	0.2446	9.79	0.3189	10.50
	普通	-0.2906		-0.2446		-0.3189	

最適な水準の組み合わせは、自己負担 3 割(効用値 1.5321)、開業医(0.0075)、待ち時間 15 分(0.4987)、インフォームド・コンセントが十分(0.8101)、医師のレベルが高い(0.2906)。

最大効用値=1.5321+0.0075+0.4987+0.8101+0.2906=3.1390

<表IV-1-2> ケース1(全標本)のトレードオフ分析

属性	水準間の移動	効用値の変化
自己負担割合	3割→4割	-0.8403
	3割→5割	-1.5258
	3割→10割	-3.7623
医療機関の種別	開業医→一般病院	-0.0150
外来待ち時間	15分→1時間	-0.9974
インフォームド・コンセント	十分→不十分	-1.6202
医師のレベル	高い→普通	-0.5812

2) ケース2：食欲不振・体重減少・胃痛

<表IV-2-1>ケース2のコンジョイント分析結果

属性 attribute	水準 level	全標本 (n=795)		年収 399 万円以下 (n=92)		年収 1,000 万円以上 (n=127)	
		効用値 utility	重要度 importance	効用値 utility	重要度 importance	効用値 utility	重要度 importance
自己負担割合	3割	1.4195	45.89	1.3533	44.11	1.4016	45.46
	4割	0.7258		0.7011		0.7165	
	5割	0.0138		-0.0380		0.0157	
	10割	-2.1591		-2.0163		-2.1339	
医療機関の種別	一般病院	0.0767	6.97	0.0625	6.90	-0.0020	6.37
	大学病院	-0.0767		-0.0625		0.0020	
外来待ち時間	15分	0.5031	13.04	0.5516	13.86	0.5295	13.03
	3時間	-0.5031		-0.5516		-0.5295	
インフォームド・コンセント	十分	0.8506	21.95	0.8234	20.75	0.8130	21.92
	不十分	-0.8506		-0.8234		-0.8130	
医師のレベル	高い	0.3846	12.16	0.5462	14.38	0.4272	13.22
	普通	-0.3846		-0.5462		-0.4272	

最適な水準の組み合わせは、自己負担3割(効用値1.4195)、一般病院(0.0767)、待ち時間15分(0.5031)、インフォームド・コンセントが十分(0.8506)、医師のレベルが高い(0.3846)。

最大効用値=1.4195+0.0767+0.5031+0.8506+0.3846=3.2345

<表IV-2-2>ケース2(全標本)のトレードオフ分析

属性	水準間の移動	効用値の変化
自己負担割合	3割→4割	-0.6937
	3割→5割	-1.4057
	3割→10割	-3.5786
医療機関の種別	一般病院→大学病院	-0.1534
外来待ち時間	15分→3時間	-1.0062
インフォームド・コンセント	十分→不十分	-1.7012
医師のレベル	高い→普通	-0.7692

### 3) ケース3：胸部動脈瘤

＜表Ⅳ-3-1＞ケース3のコンジョイント分析結果

属性 attribute	水準 level	全標本 (n=795)		年収399万円以下 (n=92)		年収1,000万円以上 (n=127)	
		効用値 utility	重要度 importance	効用値 utility	重要度 importance	効用値 utility	重要度 importance
自己負担割合	3割	1.2610	40.60	1.2391	39.58	1.2283	38.61
	4割	0.6107		0.5652		0.4764	
	5割	-0.8240		0.0380		-0.0394	
	10割	-1.7893		-1.8424		-1.6654	
医療機関の種別	一般病院	0.0236	7.06	0.0598	6.98	-0.0807	7.37
	大学病院	-0.0236		-0.0598		0.0807	
外来待ち時間	15分	0.3066	9.39	0.3777	11.49	0.3328	9.14
	3時間	-0.3066		-0.3777		-0.3328	
インフォームド・コンセント	十分	0.8557	22.95	0.8071	21.44	0.8524	23.56
	不十分	-0.8557		-0.8071		-0.8524	
医師のレベル	高い	0.7198	20.01	0.7554	20.52	0.7644	21.33
	普通	-0.7198		-0.7554		-0.7644	

最適な水準の組み合わせは、自己負担3割(効用値1.2610、一般病院(0.0236)、待ち時間15分(0.3066)、インフォームド・コンセントが十分(0.8557)、医師のレベルが高い(0.7198)。

$$\text{最大効用値} = 1.2610 + 0.0236 + 0.3066 + 0.8557 + 0.7198 = 3.1667$$

＜表Ⅳ-3-2＞ケース3(全標本)のトレードオフ分析

属性	水準の移動	効用値の変化
自己負担割合	3割→4割	-0.6503
	3割→5割	-2.0850
	3割→10割	-3.0503
医療機関の種別	一般病院→大学病院	-0.0472
外来待ち時間	15分→3時間	-0.6132
インフォームド・コンセント	十分→不十分	-1.7114
医師のレベル	高い→普通	-1.4396

各属性を重要度の順に並べると、ケース1(比較的頻繁に遭遇する急性症状があり、生命の危険はほとんどないと考えられるケース)においては、「自己負担割合」48.06、「インフォームド・コンセント」21.09、「外来待ち時間」12.88、「医師のレベル」10.99、「医療機関の種別」6.98とな



っている。

ケース2(持続的または間欠的な中等度以上の症状があり、生命の危険も否定できないケース)においては、「自己負担割合」45.89、「インフォームド・コンセント」21.95、「外来待ち時間」13.04、「医師のレベル」12.16、「医療機関の種別」6.97 となっている。ケース3(現時点では無症状であるが、疾病の存在と生命の危険が明白であるケース)においては、「自己負担割合」40.60、「インフォームド・コンセント」22.95、「医師のレベル」20.01、「外来待ち時間」9.39、「医療機関の種別」7.06 となっている。

「自己負担割合」が最も重要な属性であり、続いて「インフォームド・コンセント」が重要視されているのは各ケースで共通している。ケース3は他のケースと比較して「医師のレベル」がより重要視されている。

年収の多寡と「自己負担割合」の重要度に関連性は認められなかった。低所得層も高所得層も、「自己負担割合」の増加によって大幅に効用値を低下させる。「外来待ち時間」については、いずれのケースでもわずかながら低所得層が高所得層よりも重要度が高かった。また、特にケース3においては、高所得層が「インフォームド・コンセント」「医師のレベル」をより重視する傾向が認められた。

## D. 考 察

### I. インターネットによるアンケート調査の利点と限界

アンケート調査の方法には、郵送法・面接法・留置法・集合法・電話法などの手段が確立しているが、近年はインターネット調査法が拡大しつつある。企業のマーケティング・リサーチには繁用されているが、学術研究への応用はまだ少ない。

従来法にも言えることだが、特にインターネット法では標本誤差(sampling error)に注意が必要である。一般人口と比較したインターネット利用者の特性として、現在のところ若年・青壮年層に偏っている点が顕著である。今回の我々の研究では、サンプル集団が若年層に偏ることを回避

するために、被調査者の年齢を40-59歳に限定した。回収されたサンプルの年代別内訳を見ると、高年齢層ほどその構成割合が低くなっていた。

若年・青壮年層への偏りという問題は、インターネットの爆発的な普及によって、過去よりも現在、現在よりも将来において、より希薄化していくであろう。即ち、一般人口とインターネット利用者の年齢差は漸次縮小することが期待される。

しかしインターネット利用者の中でも、調査会社のモニターに応募・登録してアンケートに回答するような積極的ユーザーは限定されている。自発的な応募者のみを抽出するという方法は有意抽出法のひとつであり、無作為抽出 (random sampling) された標本と比較して既に大きな標本誤差を生じてしまっている。<sup>8</sup> また、一般のモニター登録者は多くが謝礼目当てである。中には回答に当たっての姿勢に真摯さを欠き、設問をよく読まずに適当に回答していることが否定できないケースもある。そのような非標本誤差 (non sampling error) の発生を念頭に置く必要がある。

インターネット調査法における回答の信頼性について、それを支持する報告もある。森田らは、インターネット利用者による回答と、乱数による疑似回答を比較し、両者に有意差が認められたことから、少なくともインターネット利用者が全くでたらめな回答をしているわけではないことを明らかにしている。<sup>9</sup> また、森田らは、同じ歯科質問調査を5ヶ月間おいて実施した結果、再現性が認められることを報告している。<sup>10</sup>

## II. 医療費の支払意志額 (WTP)

### 1) どの程度の医療費負担を受忍しうるか?

4つの仮想的なシナリオについて、支払いカード法を用いて支払意志額を質問した。

提示された支払意志額 ( $X$ ) 以上の価格による購入を受忍する者の数を、「受忍者数 ( $Y$ )」と定義した。受忍者数 ( $Y$ ) は、その価格における需要量とは異なる。なぜなら、多くの医療サービスは代替手段が存在しないため、受忍しうる価格を上回る価格であってもその負担を甘受しなければならないからである。いわゆる「軽医療」、すなわち風邪や下痢などその対処法が一般人にとってもなじみ

があり、自然治癒や大衆医薬・民間療法などの代替手段が存在するものについては、たとえば「価格弾力性」を推定することに意義がある。<sup>11</sup> その意味では、4つのシナリオの第一番目である「風邪」については、受忍者数( $Y$ )が需要量に近似すると考えてよい。なぜならば、自然治癒が期待でき、大衆医薬は容易に得られ、民間療法も存在するからである。「風邪」による外来初診の支払意志額の平均値は 2,989.9 円となったが、実際の負担額が受忍限度を超える場合、受診を取りやめることが想定される。

2 番目のシナリオである「高血圧」については、代替手段が全く無いわけではない。また、決して勧奨されないが医療サービスを購入しない、すなわち医療機関に受診しないで病状を放置するという手段も選択されうる。このため、受忍者数( $Y$ )は実際の需要量よりも小さいながら、極端に乖離しているわけではないと考えられる。高血圧の場合は定期的な通院を余儀なくされ、1ヶ月の外来通院費の支払意志額平均値は 7,698.1 円となった。実際の負担額が受忍限度を超える場合、受診を取りやめる可能性は否定できない。

しかしながら、残る2つのシナリオ(網膜剥離・心筋梗塞)については、全く代替手段が無く、医療サービスを購入しないことは回復不可能な後遺症や死亡をもたらすことになる。したがって実際の負担額が受忍限度を超えても、サービス購入を取りやめることは選択肢にはほとんど成り得ないと考えられる。すなわち、価格に対する受忍者数( $Y$ )と実際の需要量ははるかに乖離していると考えられる。

「網膜剥離」の手術によって「失明」が回避された場合、入院費の支払意志額の平均値は約 22.3 万円となった。しかし、この金額をもって「片眼の価値」と同視することはできないだろう。また、「心筋梗塞」に対する救命処置・心カテーテル術によって「死亡」が回避された場合、入院費の支払意志額の平均値は約 95 万円となった。しかし、この金額をもって「生命の価値」と同視することはできないだろう。その理由として、仮想的な状況下で想定される支払意志額が、その状況がまさに現実化したときの支払意志額よりも、低く提示される可能性があることが挙げられる。

## 2) 年収別の WTP

WTP が収入に影響することは、先行研究でも理論的に明示されている。<sup>12</sup> また、虚血性心疾患を対象に WTP を計測した実証研究においても、低所得者において WTP が相対的に低値となることが明らかにされている。<sup>13,14</sup> 本研究では、低・中・高所得層の3群間で「かぜ」および「高血圧」の WTP に有意差は認められなかった。「網膜剥離」については、ノンパラメトリック法による3群間の平均値の比較において、低所得層の WTP が有意に低いことが示されたが、他の要因を調整した順位回帰分析では5%水準で有意とならなかった。「心筋梗塞」では、平均値の比較・順位回帰分析いずれにおいても、低所得層の WTP が有意に低いことが示された。これらの結果は、先行研究と概ね一致するものである。

## Ⅲ. 自己負担割合増加による外来受診頻度の変化

公的医療保険の自己負担割合が受療行動に及ぼす影響については、いくつかの先行研究がある。平成9年(1997年)9月に被用者保険の本人負担が1割から2割に引き上げられた。それ以前の時期に実施された独自のアンケート調査による実証研究<sup>15</sup>では、外来医療の利用の有無と利用回数を「1割負担群」と「3割負担群」で比較した結果、1年間に外来医療を一度でも利用した割合が高かったのは「1割負担群」であったが、1年間の利用回数では両群間に差が認められなかった。平成9年9月改正による影響について、健康保険組合のレセプト個票データを用いた実証研究<sup>16</sup>では、「本人」よりも「家族」、特に高齢者に医療費抑制効果が大きかったことが明らかにされている。やはり平成9年9月改正による影響について、平成8年度と平成10年度の「健康保険組合事業年報」における集計データを用いた実証研究<sup>17</sup>によれば、改正前の外来受診率が高いほど受診率の低下が大きかった。

本研究は、平成15年(2003年)4月の改正による影響について、独自アンケートの結果を用いて検証した。先行研究から「本人」と「家族」の受療行動には差異があることが考えられたため、本研究では自己負担増の影響をクリアカットに検証するために、分析対象を「本人」に限定した。