

インフルエンザ予防接種の需要分析

井伊 雅子* オウクサ ヤスシ^{2*}
大日 康史

目的 インフルエンザ予防接種に関しては、Cost-Effective という観点からの分析が行われてきた。しかし、多くの先進国では、強制的に接種を義務づけられておらず、個々人の自発的な意思で接種を受けている。本稿では、人々の選択という経済学的な視点から予防接種を分析する。

方法 独自に実施したアンケートを用いて2つのアプローチから分析を行う。まず一つ目のアプローチは、実際の行動に関する分析であり、これは実際にこの2シーズン（'98/'99シーズンと'99/'00シーズン）での予防接種がいかなる要因によって決まるかを分析するものである。二つ目のアプローチは Conjoint Analysis である。これは、費用をはじめさまざまな仮想的な状況における需要や選択を尋ねるものであり、本稿の文脈では価格、利便性、流行情報からなる仮想的な状況における接種希望の有無を尋ねる。

成績 実際の行動の分析では以下のことが明らかになった。'99/'00シーズンはその前のシーズンよりも接種確率が0.8%ポイント増加している。他方、昨シーズンインフルエンザに罹患した人はしていない人と比べて1.0~3.5%ポイント増加している。また、昨シーズン予防接種を受けた人は、31~47%ポイント増加している。世帯所得は最も多くの標本を使った場合でのみ有意で、10%世帯所得が高いと2.5%ポイント接種率が低くなることが示唆される。その他の場合では有意でないので強い証拠とは言えないが、接種するためにかかる時間的費用（機会費用）によって、接種率が影響を受けていることが確認される。Conjoint Analysis では、費用に関してはいずれも負で有意であり、現行の6,000円が仮に無料になった場合には43.5%ポイントの接種率向上になる。休日・夜間あるいは職場・学校での接種が可能になった場合にはそれぞれ11%、16%ポイントの接種拡大に寄与する。むしろ、大流行の情報が流れた場合には33%ポイントの増加と非常に大きな影響力を持つ。予防接種経験と昨シーズンのインフルエンザ罹患経験はいずれも正で有意で、それぞれ21%ポイント、8%ポイント程度接種を増加させる。

結論 実際の行動の分析では、'99/'00シーズン、インフルエンザ罹患経験、予防接種経験が接種に影響を与えていることが明らかにされた。また、Conjoint Analysis では、休日・夜間あるいは職場・学校での接種が可能になった場合、大流行情報が流れた場合に予防接種率が増加した。所得が有意に接種率を下げることから、機会費用が重要であることが示唆された。また、予防接種経験による効果は大きいことが確認された。

Key words : インフルエンザ予防接種, 接種確率, Conjoint Analysis, 機会費用, 予防接種経験

I はじめに

インフルエンザが、直接、間接に死亡の主要な要因になっていることはよく知られている。これは総死亡における超過死亡という概念で捉えられ

ており、アメリカのCDCをはじめ、世界的にもインフルエンザの猛威を示す指標として監視されている^{1~3)}。日本においても単純な定義によるものが従来から研究されているが^{4,5)}、より有効な指標を作成する試みがなされている⁶⁾。これによれば、'97年2月に12,405人、'98年2月に6,569人、'99年1月に22,503人の超過死亡を観察している。

インフルエンザに対する対応としては、近年ザナミビルやオセルタミビルといった特効薬の開

* 横浜国立大学経済学部

^{2*} 大阪大学社会経済研究所

連絡先：〒567-0041 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

発、認可が行われているが、予防、重症化阻止という観点、あるいは Cost-Effective という観点からも、予防接種が最も有効な対応策であることは論を待たない。その有効性は、従来は Cost-Effective の観点から、単純にインフルエンザ治療による医療費あるいは超過死亡と、予防接種の製造、接種費用とを比べた単純な分析であった⁷⁻¹⁰⁾。これらは、強制的に接種を義務づけられるような環境においては有効な議論と言えようが、現在の先進国においてその可能性は低い。むしろ、自発的に接種するような政策的誘導を議論の方が遙かに実際的に有効な議論であろう。しかし、自発的な行動を想定した時点で、予防接種の進行はもはや医学的あるいは公衆衛生上のみの問題ではなく、人々の判断、選択を扱う経済学的な問題と変質している。残念ながら、そうした選択もしくは需要という観点から、予防接種をあつかった研究は国際的にも多くはない。例外的な研究¹¹⁾では予防接種需要と労働供給の同時推定から前年度の流行、教育、保険、機会費用が高いほど予防接種をうける傾向があることを明らかにしている。ただし、linear probability モデルを用いている点、また同時推定の妥当性についても疑問が残る。

本稿では、独自に実施したアンケートを用いて2つのアプローチから分析を行う。まず一つ目のアプローチは、実際の行動に関する分析であり、これは実際にこの2シーズン（'98/'99シーズンと'99/'00シーズン）での予防接種がいかなる要因によって決まるかを分析するものである。分析の目的上、実際に接種したかどうかをもっとも正確なデータであることは当然のことであるが、実際には接種率が低く、また誰が接種しているかを先験的に知ることはできないので、十分に信頼に足るデータを収集することは困難である。そこで代替的にとった手法が2つめのアプローチとして用いる Conjoint Analysis である。これは、費用をはじめさまざまな仮想的な状況における需要や選択を尋ねるものであり、本稿の文脈では価格、利便性、流行情報からなる仮想的な状況における接種希望の有無を尋ねる。これは、実際の行動ではないために希望しながらも、実際には接種しない可能性が否定できないが、そのことを留意すれば、需要予測には有効な手法となりうる。

本稿は以下のように構成されている。次節でデ

ータを提示する。第3節では実際の接種に関する分析をまとめる。それは本稿でもっとも大きな標本上での分析と、成人のみを対象とした労働所得、就業状態、学歴等より細かい情報を利用しての若干小さい標本上での分析からなる。第4節では、Conjoint Analysis をまず概説し、その上で Conjoint Analysis に基づく分析をまとめる。最後に残された課題をまとめておく。

II データ

本稿で使用するデータは、1999年12月に首都圏（東京、神奈川、埼玉、千葉）と関西地区（大阪、京都、奈良、兵庫）において行われた調査から得られたものである。調査対象は調査会社とモニター契約を結んでいる世帯である。調査票の総配布数は1,300（首都圏が780、関西圏が520世帯、有効な回収は、1,242（首都圏が739、関西圏が503）世帯である。モニターは二層化抽出法により全人口から抽出されている。しかしながらモニター契約を結ぶか否かは世帯の判断なので偏りが生じる可能性がある。実際に、失業世帯が含まれない、自営業者が少ない、比較的高所得世帯に若干偏る事が知られている。しかしながら後で説明するようにデータは直接比較されるものではなく、推定式を通じて解析されるので、そうした偏りの多くは年齢や世帯所得といった説明変数でコントロールされていると考えられる。もちろん、そうした説明変数によっても制御できない本質的な偏りの可能性を完全に排除する事はできないが、それはむしろ標本設計や標本数の問題であり、本稿の分析では対応する事は難しい。またその偏りの方向性を事前に知ることも困難である。もちろんこの点に関して結果の解釈にあたって留意が必要である事は言うまでもないが、結果の頑健性を確かめるさらに大規模な調査が必要であろう。なお、有効回答における年齢構成は母集団と等しくなるように設計されている。

調査は主に世帯票と個人票に分けられる。世帯票は主に主婦によって記入され、世帯全員の情報が網羅される。他方、個人票は世帯の各成人世帯員によって記入される。したがって、未成年者はもちろんのこと、高齢者やその他事情により協力を得られない世帯員が少なからず存在していることに留意しておく必要がある。ちなみに世帯票

で記載のあるのは4,282人、個人票での記載があるのは2,787人である。なお以下の分析では、用いる期間（'98/'99シーズンと'99/'00シーズン）の両方に回答していない場合や、説明変数の欠損値の有無などにより、標本数は実際に記載のあった人数より少なくなっている。また、表2と表4では2シーズンのデータを使用しているため、標本数が人数の約2倍になる。

世帯票では、年齢、性別、慢性疾患の有無、世帯所得、資産、持ち家、予防接種の状況、'98/'99シーズンにおけるインフルエンザ罹患の状況が含まれている。インフルエンザ罹患は自記入つまり自覚による。したがって、医学的に正確であるとは限らない。むしろ、ここでは医学的な正確さよりも本人がいかにか認識しているかが問題であり、正確性よりも主観性が重要である。また、自記入による不正確さは、それが被説明変数ではなく説明変数として用いられるために、つまり罹患率そのものの分析ではないために、大きな問題にはならないと考えられる。個人票では、就業状態、労働所得、学歴等に加えて予防接種に関するConjoint Analysisのための仮想的設問が含まれている。したがって以下で行う実際の接種の分析でも、もっとも多く利用できる世帯票のみの分析と、労働所得、就業状態、学歴まで含めた個人票を併用しての分析に分けて行う。

表1には記述統計量がまとめられている。上段の変数群が世帯票に基づく部分である。中段の変数群が個人票に基づく部分である。最後の予防接種希望は、Conjoint Analysisでさまざまな条件下での接種希望を示している。

III 実際の接種に関する分析

1. 全標本での分析

被説明変数は第*i*個人が第*i*期（'98/'99シーズンあるいは'99/'00シーズン）に予防接種を受けた場合 $J_{i,t}=1$ 、受けていない場合 $J_{i,t}=0$ となる二値変数である。説明変数は年齢 $A_{i,t}$ 、年齢と60歳以上ダミーの交差項 $A_{i,t}^{60}$ 、性別（女性の場合1、男性の場合0） G_i 、慢性疾患ダミー C_i 、世帯所得（対数値） H_i 、世帯純金融資産 N_i 、持ち家（一戸建て） M_i^1 、持ち家（マンション） M_i^2 、'99/'00シーズンダミー D_i である。推定式は、

表1 記述統計量

	平均	標準偏差	最小値	最大値
全標本				
予防接種	0.021	0.144	0	1
年齢	36.1	21.4	0	95
(年齢-60)・60歳以上ダミー	1.28	4.15	0	35
女性ダミー	0.516	0.500	0	1
神経系慢性疾患	0.0126	0.112	0	1
循環器系慢性疾患	0.051	0.221	0	1
呼吸器系慢性疾患	0.0219	0.146	0	1
消化器系慢性疾患	0.0271	0.162	0	1
その他慢性疾患	0.0875	0.283	0	1
インフルエンザ罹患経験 ('98/'99シーズン)	0.124	0.329	0	1
世帯所得 (対数)	6.44	1.08	0	8.41
純金融資産	-1.26	15.5	-44.5	44.5
持ち家 (一戸建て)	0.610	0.488	0	1
持ち家 (マンション)	0.158	0.365	0	1
関西ダミー	0.405	0.491	0	1
成人のみ標本				
予防接種	0.012	0.111	0	1
年齢	42.7	12.7	20	70
(年齢-60)・60歳以上ダミー	0.309	1.32	0	10
女性ダミー	0.426	0.495	0	1
労働所得 (対数)	2.42	2.91	0	8.41
その他所得 (対数)	5.45	2.34	0	8.41
専門・技術職	0.1278	0.334	0	1
経営・管理職	0.029	0.169	0	1
一般事務職	0.082	0.275	0	1
生産・労務職	0.051	0.219	0	1
営業・販売職	0.099	0.299	0	1
農林漁業	0.001	0.037	0	1
その他職	0.033	0.178	0	1
医薬系大学 (院) 卒	0.007	0.084	0	1
その他大学 (院) 卒	0.288	0.453	0	1
短大・高専卒	0.150	0.357	0	1
専門学校卒	0.099	0.299	0	1
Conjoint Analysis での予防接種希望				
シナリオ1	0.112	0.315	0	1
シナリオ2	0.345	0.475	0	1
シナリオ3	0.695	0.460	0	1
シナリオ4	0.022	0.149	0	1
シナリオ5	0.077	0.267	0	1
シナリオ6	0.322	0.467	0	1
シナリオ7	0.147	0.354	0	1
シナリオ8	0.444	0.496	0	1
シナリオ9	0.776	0.417	0	1
シナリオ10	0.033	0.179	0	1
シナリオ11	0.113	0.317	0	1
シナリオ12	0.394	0.488	0	1
シナリオ13	0.159	0.365	0	1
シナリオ14	0.448	0.497	0	1
シナリオ15	0.792	0.405	0	1
シナリオ16	0.040	0.197	0	1
シナリオ17	0.141	0.348	0	1
シナリオ18	0.451	0.497	0	1

Note: ここでの全標本および成人標本における標本数は、2シーズンのデータを使用しているため、標本数が人数の約2倍の全標本で8,542個、成人のみ標本で5,332個である。Conjoint Analysisでの調査客体は成人のみ標本であるが、同一個人が最大18回回答するために標本数は40,300個となる。シナリオ1~18は本文で説明されている18通りのシナリオである。「世帯所得」、「労働所得」、「その他の所得」の単位は万円に対数値である。「純金融資産」は資産から負債を引いたもので単位は百万円である。

$$\begin{aligned}
 J_{i,t} &= \alpha_0 + \alpha_A A_{i,t} + \alpha_A^{60} A_{i,t}^{60} + \alpha_G G_{i,t} + \alpha_H H_i \\
 &\quad + \alpha_N N_i + \alpha_C C_i + \alpha_{M^1} M_i^1 + \alpha_{M^2} M_i^2 \\
 &\quad + \alpha_D D_i + \varepsilon_{i,t} \\
 J_{i,t} &= \begin{cases} 1 & \text{if } J_{i,t}^* > 0 \\ 0 & \text{otherwise} \end{cases} \quad (1)
 \end{aligned}$$

である。

次に、昨シーズンのインフルエンザ罹患経験と昨シーズンでの予防接種経験が今シーズンでの予防接種行動に及ぼす影響を検討するために、標本を'99/'00シーズンに限定した分析を行う。つまり、推定式は(1)式から D_i を除き代わりに'98/'99シーズンにインフルエンザに罹患している場合に1、そうでない場合に0となる F_i 、また'98/'99シーズンに予防接種を受けた場合に1、そうでない場合に0となる W_i を加えた

$$\begin{aligned}
 J_i &= \beta_0 + \beta_A A_i + \beta_A^{60} A_i^{60} + \beta_G G_i + \beta_H H_i + \beta_N N_i \\
 &\quad + \beta_C C_i + \beta_{M^1} M_i^1 + \beta_{M^2} M_i^2 + \beta_F F_i \\
 &\quad + \beta_W W_i + \varepsilon_i \\
 J_i &= \begin{cases} 1 & \text{if } J_i^* > 0 \\ 0 & \text{otherwise} \end{cases} \quad (2)
 \end{aligned}$$

となる。推定方法はいずれも不均一分散に頑健なprobit推定法を用いる。(1)、(2)式の推定結果はそれぞれ表2と表3にまとめられている。なお、推定結果の評価に当たっては有意水準を経済学の

伝統に従い10%基準とするが、表では異なる基準での解釈の為に確率値も記載している。また、量的な把握に $x\%$ ポイントの変化という表現を用いるが、これはもともとが $y\%$ である確率が $x+y\%$ になることを指す。

表2と表3はほぼ同じ傾向で年齢はいずれも有意で、60歳までは年齢を重ねるに従い接種確率が減少(60年間で1.8~2.4%ポイント減少)、60歳以降は増加(10年間で2.0%ポイント増加)する。慢性疾患では循環器系のみが有意で正で、1.9%ポイント増加させる。また、関西は関東よりも接種率が0.9~1.0%ポイント低い。'99/'00シーズンはその前のシーズンよりも0.8%ポイント増加している。他方、昨シーズンインフルエンザに罹患した人はしていない人と比べて3.5%ポイント増加している。注目すべきは昨シーズンの予防接種を受けた人は、30%ポイントも接種確率が増加する点である。

世帯所得は表2でのみ有意で、10%世帯所得が高いと2.5%ポイント接種率が低くなる。所得はその個人が直面している時間の価格であると経済学的には考えられるので、高所得者は実際の費用

表2 実際の予防接種の推定 (全標本: 2シーズン)

	推定値	t値	確率値	マージナル効果
年齢	-0.009	-3.910	0.0000	-0.0004
(年齢-60)・60歳以上ダミー	0.043	5.137	0.0000	0.0019
女性ダミー	0.072	1.04	0.300	0.0032
神経系慢性疾患	0.196	0.66	0.510	0.0107
循環器系慢性疾患	0.325	2.27	0.023	0.0197
呼吸器系慢性疾患	0.068	0.35	0.723	0.0033
消化器系慢性疾患	0.147	0.69	0.490	0.0076
その他慢性疾患	-0.035	-0.25	0.806	-0.0015
'99/'00シーズン	0.187	3.40	0.001	0.0084
世帯所得(対数)	-0.056	-1.94	0.052	-0.0025
純金融資産	0.003	1.32	0.186	0.0001
持ち家(一戸建て)	0.038	0.40	0.688	0.0017
持ち家(マンション)	0.085	0.73	0.467	0.0040
関西ダミー	-0.218	-2.99	0.003	-0.0094
定数項	-1.644	-7.08	0.000	

Note: 標本数は8,542個である。すべての係数が0であるという帰無仮説との尤度比検定の統計量は67.41、有意水準1%で棄却される。対数尤度は-844.58で擬似R²は0.0408である。

表3 実際の予防接種の推定 (全標本: インフルエンザ罹患経験, 予防接種経験)

	推定値	t値	確率値	マージナル効果
年齢	-0.006	-2.091	0.037	-0.0003
(年齢-60)・60歳以上ダミー	0.046	5.38	0.000	0.0021
女性ダミー	0.026	0.32	0.759	0.0011
神経系慢性疾患	-0.040	-0.11	0.912	-0.0016
循環器系慢性疾患	0.335	2.05	0.041	0.0194
呼吸器系慢性疾患	0.096	0.36	0.719	0.0045
消化器系慢性疾患	0.230	0.89	0.375	0.0122
その他慢性疾患	-0.428	-2.47	0.014	-0.0126
インフルエンザ罹患経験	0.538	4.51	0.000	0.0351
予防接種経験	1.707	8.59	0.000	0.3135
世帯所得(対数)	-0.034	-1.07	0.285	-0.0014
純金融資産	0.002	0.79	0.432	0.0001
持ち家(一戸建て)	0.085	0.58	0.560	0.0035
持ち家(マンション)	0.183	0.86	0.392	0.0088
関西ダミー	-0.243	-2.03	0.042	-0.0098
定数項	-1.827	-6.08	0.000	

Note: 標本数は4,271個である。すべての係数が0であるという帰無仮説との尤度比検定の統計量は139.7、有意水準1%で棄却される。対数尤度は-435.18で擬似R²は0.1545である。

の他に高い時間的な費用を負担していることにな
る。表3では有意でないので強い証拠とは言えな
いが、接種するためにかかる時間的な費用（機会費
用）によって、接種率がその影響を受けているこ
とが示唆される。

2. 成人のみ標本を用いての分析

さらに個人票の情報を用いて、より詳しい分析
を行う。具体的には、本人の労働所得（対数） I_i 、
本人の労働所得を除く世帯員一人当たり所得（対
数） \tilde{I}_i 、学歴ダミーベクトル E_i 、該当する職種
の場合には1、そうでない場合には0となる職種ダ
ミーベクトル O_i を加えた

$$J_{i,t} = \gamma_0 + \gamma_A A_{i,t} + \gamma_A^{60} A_{i,t}^{60} + \gamma_G G_{i,t} + \gamma_H H_{i,t} + \gamma_N N_i + \gamma_C C_i + \gamma_{M1} M_i^1 + \gamma_{M2} M_i^2 + \gamma_D D_i + \gamma_I I_i + \gamma_{\tilde{I}} \tilde{I}_i + \gamma_E E_i + \gamma_O O_i + \varepsilon_{i,t}$$

表4 実際の予防接種の推定（成人のみ標本：2シ
ーズン）

	推定値	t値	確率値	マージナル 効果
年齢	0.002	0.30	0.762	0.0001
(年齢-60)・60歳以上 ダミー	0.032	0.69	0.491	0.0007
女性ダミー	0.496	2.46	0.014	0.0117
神経系慢性疾患	0.919	2.35	0.019	0.0622
循環器系慢性疾患	0.139	0.39	0.697	0.0038
呼吸器系慢性疾患	-0.008	-0.02	0.984	-0.0002
消化器系慢性疾患	0.591	1.98	0.048	0.0273
その他慢性疾患	0.078	0.29	0.769	0.0020
'99/'00シーズン	0.107	1.06	0.289	0.0025
労働所得（対数）	0.084	1.11	0.268	0.0020
その他所得（対数）	-0.012	-0.33	0.745	-0.0003
純金融資産	-0.001	-0.32	0.749	-0.0000
持ち家（一戸建て）	-0.021	-0.11	0.913	-0.0005
持ち家 （マンション）	0.206	0.91	0.364	0.0057
専門・技術職	0.214	0.65	0.519	0.0056
一般事務職	0.110	0.29	0.770	0.0028
生産・労務職	0.279	0.75	0.451	0.0085
営業・販売職	-0.042	-0.11	0.911	-0.0010
その他職	0.004	0.01	0.992	0.0001
医薬系大学（院） 卒	0.500	1.03	0.304	0.0212
その他大学（院） 卒	-0.057	-0.30	0.768	-0.0013
短大・高専卒	-0.141	-0.63	0.527	-0.0029
専門学校卒	0.306	1.48	0.139	0.0097
関西ダミー	-0.122	-0.88	0.382	-0.0028
定数項	-3.779	-5.17	0.000	

Note: 標本数は3,420個である。すべての係数が0であるとい
う帰無仮説との尤度比検定の統計量は81.22, 有意
水準1%で棄却される。対数尤度は-207.48で擬似R²
は0.0841である。

$$J_{i,t} = \begin{cases} 1 & \text{if } J_{i,t}^* > 0 \\ 0 & \text{otherwise} \end{cases} \quad (3)$$

と、(2)式に対応する

$$J_i = \eta_0 + \eta_A A_i + \eta_A^{60} A_i^{60} + \eta_G G_i + \eta_H H_i + \eta_N N_i + \eta_C C_i + \eta_{M1} M_i^1 + \eta_{M2} M_i^2 + \eta_E E_i + \eta_W W_i + \eta_I I_i + \eta_{\tilde{I}} \tilde{I}_i + \eta_E E_i + \eta_O O_i + \varepsilon_i$$

$$J_i = \begin{cases} 1 & \text{if } J_i^* > 0 \\ 0 & \text{otherwise} \end{cases} \quad (4)$$

である。推定結果はそれぞれ表4と表5にまとめ
られている。それによると全標本とは大きく異な
り年齢あるいは60歳以上年齢は有意ではない。性
別では女性の方が0.7~1.2%ポイント接種率が高
い。慢性疾患では全標本の場合と異なり神経系、
消化器系が有意な場合もある（主に表4）。また、
有意な地域差は認められない。学歴では専門学校

表5 実際の予防接種の推定（成人のみ標本：イ
ンフルエンザ罹患経験, 予防接種経験）

	推定値	t値	確率値	マージナル 効果
年齢	-0.002	-0.18	0.855	-0.0000
(年齢-60)・60歳以 上	0.076	1.24	0.214	0.0013
女性ダミー	0.424	1.83	0.067	0.0073
神経系慢性疾患	0.602	1.53	0.127	0.0219
循環器系慢性疾患	0.176	0.57	0.566	0.0037
消化器系慢性疾患	0.376	1.00	0.316	0.0102
その他慢性疾患	-0.428	-1.56	0.120	-0.0048
インフルエンザ罹 患経験	0.399	1.73	0.083	0.0103
予防接種経験	2.469	5.80	0.000	0.4694
労働所得（対数）	0.000	0.01	0.995	0.0000
その他所得（対数）	-0.021	-0.48	0.628	-0.0004
純金融資産	0.003	0.57	0.571	0.0000
持ち家（一戸建て）	0.341	1.04	0.300	0.0056
持ち家 （マンション）	0.689	1.87	0.061	0.0222
専門・技術職	0.563	1.66	0.098	0.0135
一般事務職	0.273	0.73	0.466	0.0059
生産・労務職	0.573	1.37	0.170	0.0173
営業・販売職	0.393	1.05	0.293	0.0089
その他職	0.340	0.76	0.448	0.0084
医薬系大学（院） 卒	0.759	1.41	0.157	0.0335
その他大学（院） 卒	-0.142	-0.57	0.571	-0.0023
専門学校卒	0.552	2.32	0.021	0.0165
関西ダミー	-0.169	-0.87	0.384	-0.0028
定数項	-3.692	-4.69	0.000	

Note: 標本数は1,475個である。すべての係数が0であるとい
う帰無仮説との尤度比検定の統計量は115.1, 有意
水準1%で棄却される。対数尤度は-87.459で擬似R²
は0.2869である。

のみが正で有意である。

他方、昨シーズンインフルエンザに罹患した人はしていない人と比べて1.0%ポイント増加している。また、昨シーズン予防接種を受けた人は、47%ポイント増加している。受けていない人と比べてこうした傾向は全標本と同じである。

就業状態、職種、労働所得、その他の所得はいずれも有意ではない。したがって、機会費用による接種率への影響は確認されない。他方で、持ち家(マンション)が有意に接種率を高める傾向にある。

IV Conjoint Analysis に関する分析

1. Conjoint Analysis についての概説

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、

- いくつかの想定的なシナリオとそれにとりまら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 Pay¹²⁾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。

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。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った研究¹³⁾によると、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。しかしながら、そうした問題点を一般的に評価することは現時点では難しく、Conjoint Analysis の今後の大きな課題であると言えよう。本稿においてもそれは同様で、実際の行動とのずれを補正することが必要である。また、その信頼性を高めるためには継続的でより大規模な調査、研究が不可欠である。

従来、Conjoint Analysis は、環境経済学や交通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ている。その多くは、新規医療技術の導入の是非を問う分析で、例えば試験管受精¹⁴⁾、歯科矯正技術¹⁵⁾、中絶技術¹⁶⁾、輸血技術¹⁷⁾、膝の損傷に対するMRIの使用¹⁸⁾について Conjoint Analysis を用いた分析を行っている。また、1999年に開催された国際医療経済学会世界大会では多くの研究論文が報告された^{19)~24)}。他方、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く、例外的な研究^{13,25)}があるのみである。

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は 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²⁶⁾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。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。もっとも、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。

Conjoint Analysis で用いた仮想的な状況は以下の通りである。

シナリオ1 医療機関や保健所で平日の日中しか受けられない場合（現状）で、大流行と報じられた場合、6,000円程度の自己負担（現状）であ

れば予防接種を受けたいですか

シナリオ2 医療機関や保健所で平日の日中しか受けられない場合（現状）で、大流行と報じられた場合、3,000円程度の自己負担であれば予防接種を受けたいですか

シナリオ3 医療機関や保健所で平日の日中しか受けられない場合（現状）で、大流行と報じられた場合、無料であれば予防接種を受けたいですか

シナリオ4 医療機関や保健所で平日の日中しか受けられない場合（現状）で、大流行と報じられていない場合、6,000円程度の自己負担（現状）であれば予防接種を受けたいですか

シナリオ5 医療機関や保健所で平日の日中しか受けられない場合（現状）で、大流行と報じられていない場合、3,000円程度の自己負担であれば予防接種を受けたいですか

シナリオ6 医療機関や保健所で平日の日中しか受けられない場合（現状）で、大流行と報じられていない場合、無料であれば予防接種を受けたいですか

シナリオ7 医療機関や保健所で平日の日中の他に、夜間・休日にも受けられる場合で、大流行と報じられた場合、6,000円程度の自己負担（現状）であれば予防接種を受けたいですか

シナリオ8 医療機関や保健所で平日の日中の他に、夜間・休日にも受けられる場合で、大流行と報じられた場合、3,000円程度の自己負担であれば予防接種を受けたいですか

シナリオ9 医療機関や保健所で平日の日中の他に、夜間・休日にも受けられる場合で、大流行と報じられた場合、無料であれば予防接種を受けたいですか

シナリオ10 医療機関や保健所で平日の日中の他に、夜間・休日にも受けられる場合で、大流行と報じられていない場合、6,000円程度の自己負担（現状）であれば予防接種を受けたいですか

シナリオ11 医療機関や保健所で平日の日中の他に、夜間・休日にも受けられる場合で、大流行と報じられていない場合、3,000円程度の自己負担であれば予防接種を受けたいですか

シナリオ12 医療機関や保健所で平日の日中の他に、夜間・休日にも受けられる場合で、大流行と報じられていない場合、無料であれば予防接種

を受けたいですか

シナリオ13 学校や職場で日中に受けられる場合で、大流行と報じられた場合、6,000円程度の自己負担（現状）であれば予防接種を受けたいですか

シナリオ14 学校や職場で日中に受けられる場合で、大流行と報じられた場合、3,000円程度の自己負担であれば予防接種を受けたいですか

シナリオ15 学校や職場で日中に受けられる場合で、大流行と報じられた場合、無料であれば予防接種を受けたいですか

シナリオ16 学校や職場で日中に受けられる場合で、大流行と報じられていない場合、6,000円程度の自己負担（現状）であれば予防接種を受けたいですか

シナリオ17 学校や職場で日中に受けられる場合で、大流行と報じられていない場合、3,000円程度の自己負担であれば予防接種を受けたいですか

シナリオ18 学校や職場で日中に受けられる場合で、大流行と報じられていない場合、無料であれば予防接種を受けたいですか

保健所での接種は現在行われておらず、その意味において接種場所に保健所を加えた設問は適切でない。しかしながら、ここでの設問はあくまで仮想的なものなので、仮に回答者がそのことを知っていたとしてもそれよる歪みは生じないと推測される。もっともこれは単なる推測に過ぎないので今後の調査、研究でより適切な表現を用いなければならぬことは言うまでもない。

2. Conjoint Analysis をもちいての需要分析

被説明変数は予防接種希望の有無 $J_{i,j}$ である。添え字 j は第 j 番目の仮想的状況における予防接種希望の有無を示している。説明変数 (3), (4) 式と同じものに加えて、仮想的状況を示す価格（対数） P_j 、夜間・休日に接種できる場合に 1、そうでない場合に 0 となる R_j^1 、職場・学校で接種できる場合に 1、そうでない場合に 0 となる R_j^2 、大流行と報じられた場合に 1、そうでない場合に 0 となる K_j が加えられる。つまり、推定式は、

$$J_{i,j} = \lambda_i + \lambda_P P_j + \lambda_{R1} R_j^1 + \lambda_{R2} R_j^2 + \lambda_K K_j + \lambda_A A_i + \lambda_A^0 A_i^0 + \lambda_G G_i + \lambda_H H_i + \lambda_N N_i + \lambda_C C_i + \lambda_M M_i + \lambda_M^2 M_i^2 + \lambda_W W_i + \lambda_F F_i + \lambda_I I_i + \lambda_Y Y_i + \lambda_E E_i + \lambda_O O_i + \varepsilon_i^j$$

$$J_{i,j} = \begin{cases} 1 & \text{if } J_{i,j}^* > 0 \\ 0 & \text{otherwise} \end{cases} \quad (5)$$

となる。ここで λ_i は $N(0, \sigma_i^2)$ に従う確率変数で、individual effect を示す。これを random effect を伴う Probit 推定法を用いて推定を行う。仮想的な質問は都合18種類あるので j の最大数は18であるが、回答者によっては無回答も有りうる。すべての回答者に関して18個の標本が観察されるわけではない。推定式は、予防接種経験、昨シーズンのインフルエンザ罹患経験を含まないケース、両方含むケースの2種類の推定を行う。推定結果は表6と表7にまとめられている。

費用に関してはいずれも負で有意であり、現行

表6 予防接種の Conjoint Analysis

	推定値	t値	確率値	マージナル効果
費用（対数）	-0.153	-45.73	0.000	-0.0569
休日・夜間接種	0.283	17.37	0.000	0.1052
職場・学校接種	0.424	21.52	0.000	0.1576
大流行情報	0.884	33.79	0.000	0.3283
年齢	-0.004	-1.82	0.068	-0.0016
(年齢-60)・60歳以上ダミー	0.055	2.33	0.020	0.0205
女性ダミー	0.229	3.13	0.002	0.0850
神経系慢性疾患	0.464	1.83	0.068	0.1722
循環器系慢性疾患	0.058	0.45	0.652	0.0214
呼吸器系慢性疾患	0.192	1.02	0.308	0.0713
消化器系慢性疾患	0.222	1.42	0.157	0.0826
その他慢性疾患	-0.001	-0.01	0.991	-0.0004
労働所得（対数）	-0.060	-2.38	0.017	-0.0225
その他所得（対数）	-0.037	-3.55	0.000	-0.0138
純金融資産	0.002	1.16	0.248	0.0007
持ち家（一戸建て）	-0.063	-1.04	0.301	-0.0233
持ち家（マンション）	-0.116	-1.44	0.150	-0.0430
専門・技術職	-0.100	-0.99	0.322	-0.0371
一般事務職	-0.087	-0.80	0.424	-0.0323
生産・労務職	-0.135	-1.17	0.244	-0.0503
営業・販売職	-0.095	-0.92	0.358	-0.0352
農林業業	-0.839	-1.41	0.159	-0.3116
その他職	-0.046	-0.36	0.717	-0.0169
医薬系大学（院）卒	-0.386	-1.33	0.184	-0.1434
その他大学（院）卒	0.063	1.00	0.316	0.0233
短大・高専卒	0.081	1.00	0.318	0.0302
専門学校卒	0.095	1.09	0.276	0.0354
関西ダミー	-0.100	-2.01	0.045	-0.0371
定数項	0.016	0.06	0.950	

Note：標本数は26,449個1,697個人である。すべての係数が0であるという帰無仮説との尤度比検定の統計量は2,718.88、有意水準1%で棄却される。

表7 予防接種の Conjoint Analysis(インフルエンザ罹患, 予防接種経験含む)

	推定値	t 値	確率値	マージナル果
費用 (対数)	-0.155	-46.24	0.000	-0.0575
休日・夜間接種	0.286	17.45	0.000	0.1063
職場・学校接種	0.429	21.62	0.000	0.1593
大流行情報	0.894	34.1	0.000	0.3319
年齢	-0.005	-1.89	0.059	-0.0017
(年齢-60)・60歳以上ダミー	0.052	2.18	0.029	0.0203
女性ダミー	0.210	2.84	0.005	0.0785
神経系慢性疾患	0.335	1.26	0.208	0.1279
循環器系慢性疾患	0.061	0.47	0.639	0.0238
呼吸器系慢性疾患	0.201	1.13	0.260	0.0730
消化器系慢性疾患	0.174	1.10	0.271	0.0579
その他慢性疾患	-0.025	-0.30	0.767	-0.0126
予防接種経験	0.802	4.16	0.000	0.2050
インフルエンザ罹患経験	0.205	2.89	0.004	0.0780
労働所得 (対数)	-0.064	-2.57	0.010	-0.0241
その他所得 (対数)	-0.037	-3.57	0.000	-0.0142
純金融資産	0.002	1.32	0.187	0.0009
持ち家 (一戸建て)	-0.061	-1.01	0.313	-0.0206
持ち家 (マンション)	-0.134	-1.66	0.098	-0.0467
専門・技術職	-0.106	-1.05	0.292	-0.0387
経営・管理職	-0.080	-0.73	0.463	-0.0285
一般事務職	-0.103	-0.88	0.378	-0.0379
生産・労務職	-0.093	-0.90	0.369	-0.0331
営業・販売職	-0.880	-1.42	0.155	-0.3254
その他職	-0.035	-0.28	0.780	-0.0101
医薬系大学 (院) 卒	-0.293	-0.96	0.335	-0.1078
その他大学 (院) 卒	0.070	1.13	0.261	0.0256
短大・高専卒	0.080	0.98	0.327	0.0280
専門学校卒	0.086	0.97	0.331	0.0338
関西ダミー	-0.103	-2.06	0.039	-0.0379
定数項	0.0361	0.14	0.890	

Note: 標本数は26,499個1,697個人である。すべての係数が0であるという帰無仮説との尤度比検定の統計量は2,825.90, 有意水準1%で棄却される。

の6,000円が仮に無料になった場合には43.5%ポイントの接種率向上になる。休日・夜間あるいは職場・学校での接種が可能になった場合にはそれぞれ11%, 16%ポイントの接種拡大に寄与する。むしろ, 大流行の情報が流れた場合には33%ポイントの増加と非常に大きな影響力を持つ。

いずれにしてもこれらは仮想的な質問に基づいているので結果を鵜呑みにすることは危険であ

る。実際に, 現行の制度 (6,000円, 休日・夜間あるいは職場・学校での接種なし, 大流行情報あり)で接種希望と回答した者は11%にもものぼる(表1でのシナリオ1)が, 実際の接種率はその1/5の2.1%に過ぎない。このギャップをどのように解釈すべきかが問題である。最も単純な考えは, 残りの4/5の人は希望しながらも日常的な業務のために, 受けられないかもしくは受ける前に罹患したかのいずれかであるとする考えである。もしこうした摩擦的な関係が一定であるならば, つまり摩擦と他の説明変数が独立であるならば, 推定結果もその分割り引いて評価しなければならない。実際の行動は1/5程度という仮定の下では, 先の諸条件の影響は現行の6,000円が仮に無料になった場合には8.7%ポイントの接種率向上, 休日・夜間あるいは職場・学校での接種が可能になった場合には2.1%, 3.2%ポイントの接種拡大, 大流行情報が流れた場合には6.6%ポイントの増加になる。

予防接種経験と昨シーズンのインフルエンザ罹患経験はいずれも正で有意で, それぞれ21%ポイント, 8%ポイント程度接種を増加させる。インフルエンザ罹患経験は実際の行動における推定値よりも2倍から7倍程度高いが, 予防接種経験は半分程度である。ここでもやはり摩擦的な関係を考慮すると, それぞれの係数に1/5を乗じて4.2%, 1.6%となる。

年齢は負で有意である一方, 60歳以上になると正で有意となる傾向は表2と表3と共通しているが, その影響の大きさはそれぞれ約6倍, 10倍と非常に大きい。女性の方が有意に接種する傾向は表4と表5と同じであるがやはり10倍ほどの大きさの開きがある。このようにそれぞれの係数が非常に大きく出るのは, 仮想的な質問であり実際の行動でないためであると思われる。

労働所得は, その他所得もすべての場合で負で有意である。実物資産 (持ち家) と金融資産は, 表7での持ち家 (マンション) のみが有意である。以上から, 少なくとも Conjoint Analysis では, 機会費用は非常に影響を及ぼしていると言えよう。また関西の方がやはり3.7%ポイントほど接種率は低い。学歴, 就業状態, 職種, 慢性疾患 (表6を除く) は有意ではない。

V おわりに

本稿では、予防接種に関する独自のアンケートを行い、実際の行動と Conjoint Analysis の2つのアプローチを試みた。まず実際の行動の分析では以下のことが明らかになった。'99/'00シーズンはその前のシーズンよりも接種率が0.8%ポイント増加している。他方、昨シーズンインフルエンザに罹患した人はしていない人と比べて1.0~3.5%ポイント増加している。また、昨シーズン予防接種を受けた人は、31~47%ポイント増加している。

世帯所得は最も多くの標本を使った場合でのみ有意で、10%世帯所得が高いと2.5%ポイント接種率が低くなることが示唆される。その他の場合では有意でないので強い証拠とは言えないが、接種するためにかかる時間的費用(機会費用)によって、接種率が影響を受けていることが確認される。他方で、成人にのみ標本を限定すると就業状態、職種、労働所得、その他の所得はいずれも有意ではない。さらに年齢、性別、慢性疾患、地域差、学歴等に関しては、全標本か成人のみ標本かで結果が大きく異なるが、何らかの影響は示唆されるので、その分析は今後の課題であろう。

Conjoint Analysis における希望と実際の行動のバイアスを5倍として、またバイアスと説明変数とが独立であるという仮定の下では、現行の6,000円が仮に無料になった場合には8.7%ポイントの接種率向上、休日・夜間あるいは職場・学校での接種が可能になった場合には2.1%、3.2%ポイントの接種拡大、大流行情報が流れた場合には6.6%ポイントの増加になる。

また、Conjoint Analysis では、機会費用に関してかなりはっきりした傾向が確認され、労働所得、その他所得もすべての場合で負で有意である。他方で資産は有意ではない。学歴、就業状態、職種、慢性疾患は有意ではない。

最後に残された課題をまとめておこう。本稿で得られた多くの事実は、今まで認識されていなかっただけに今後の政策にとって重要な示唆が含まれているが、その頑健性については今後ともさらなる吟味が必要であろう。例えば、異なる調査客体、あるいは異なる質問形式に対して同様の結果が得られるかどうかを確認することが重要であ

る。特に、Conjoint Analysis という仮想的質問法と実際の行動とのギャップを橋渡しする分析が急務であろう。また、今回の調査は世帯調査であったので、老人福祉施設や病院に入所・入院している方は対象に含まれていない。しかし、多くのインフルエンザによる死亡は、そうした施設で起こっているのだから、そこでの接種のあり方が非常に重要となる。本稿での分析はそこまで視野に含めることができないので、それには別個の研究が必要であろう。

本稿は、1999年度厚生科学研究政策科学推進研究事業「軽医療における受診行動の分析」(H11-政策-015)(代表:大日康史)の研究成果の一環である。同事業のメンバーの有益な議論に感謝する。国立感染症研究所の谷口研究員、進藤研究員にはさまざまな助言を頂いた。本稿は医療経済学研究会、医療科学研究所、日本公衆衛生学会、日本ワクチン学会、大阪大学医学部総合診療部研究会で報告され、同志社大学の船橋講師、日本福祉大学の二本教授、大阪大学医学部の吉矢教授、笠原助教授、山本助手をはじめとする出席者から貴重なコメントを頂いた。また、匿名のレフェリーからは本稿を改訂するのに非常に有益なコメントを頂いた。記して感謝する。井伊は医療科学研究所から第8回(平成10年度)研究助成を頂いた。最後に、松本和子さんから研究補助を頂いた事を感謝する。

(受付 2000. 3. 6)
(採用 2000.11.22)

文 献

- 1) Serfling RE. Methods for Current Statistical Analysis of Excess Pneumonia-Influenza Deaths. Public Health Rep 1963; 78: 494-506.
- 2) Assad F, Cockburn WC, Sundaresan TK. Use of Excess Mortality from Respiratory Diseases in the Study of Influenza. Bulltin of WHO. 1973; 49: 219-233.
- 3) Choi K and Thacker SB. An Evaluation of Influenza Mortality Surveillance, 1962-1979. I. Am J Epidemiology. 1981; 113: 215-226.
- 4) 橋とも子, 川南勝彦, 蓑輪眞澄, 他. インフルエンザの流行と超過死亡. 日本公衆衛生雑誌, 1999; 46-4: 263-273.
- 5) 橋とも子, 蓑輪眞澄. インフルエンザによる超過死亡. Journal of National Institution of Public Health. 1999; 48-4: 291-297.
- 6) Shindo N, M. Ii, Y. Ohkusa, K. Taniguchi. A Newly Developed Japanese Pneumonia and Influence Mortality Model and Statistical Analysis Influenza Excess Mortality by Stochastic Frontier Estimation. ISER DP.

- 2000; 501.
- 7) Nichol K. L., K. L. Margolis, J. Wuorena, T. V. Sternberg. The Efficiency and Cost Effectiveness of Vaccination Against Influenza among Elderly Persons Living in the Community. *The New England Journal of Medicine*. 1994; 778-784.
 - 8) Gross P. A., A. W. Hermogenes, H. S. Sacks, J. Lau, R. A. Levandowski. The Efficiency of Influenza Vaccine in Elderly Persons: A Meta-analysis and Review of Literature. *Annals of Internal Medicine*. 1995; 123: 519-527.
 - 9) Levy E. French Economic Evaluations of Influenza and Influenza Vaccination. *Pharmaco Economics*. 1996; IX, Supple. III: 62-66.
 - 10) Scott G. W., H. M. Scott. Economic Evaluation of Vaccination Against Influenza in New Zealand. *Pharmaco Economics*. 1996; IX: 51-60.
 - 11) Mullahy J. It'll Only Hurt a Second? Microeconomic Determinants of Who Gets Flue Shots. *Health Economics*. 1999; 8: 9-24.
 - 12) Tolley G., D. Kenkel, R. Fabian. *Valuing Health Policy: An Economic Approach*. University of Chicago Press. 1994.
 - 13) 大日康史. 医療需要行動の Conjoint Analysis. *医療と社会*, 2000; 10-1: 125-144.
 - 14) Ryan M. Using Conjoint Analysis to Take Account of Patient Preferences and Go Beyond Health Outcomes. An Application to In-Vitro Fertilization. *Social Science and Medicine*. 1999; 48: 535-546.
 - 15) Ryan M., S. Farrar. A Pilot Study Using Conjoint Analysis to Establish the Views of Users in the Provision of Orthodontic Services in Grampian. *Health Economics Reserch Unit Discussion Paper*. Aberdeen, University of Aberdeen. 1994; 07-94.
 - 16) Ryan M., J. Hughes. Using Conjoint Analysis to Assess Women's Preference for Miscarriage Management. *Health Economics*. 1997; 6: 261-274.
 - 17) Van der Pol M., J. Cairns. Establishing Patient's Preferences for Blood Transfusion Support: An Application of Conjoint Analysis. *Journal of Health Services Research and Policy*. 1997; 3: 70-76.
 - 18) Bryan S., M. Buxton, R. Sheldon, A. Grant. The Use of Magnetic Resonance Imaging for The Investigation of Knee Injuries: A Discrete Choice Conjoint Analysis Exercise. *Health Economics*. 1998; 7: 595-604.
 - 19) Bryan S. Structural Reliability of Conjoint Analysis Applied to Health Care: an Empirical Investigation. presented in IHEA 2nd World Conference. 1999.
 - 20) Johnson F, W. Desvousges, M. Ruby. Willingness to Pay to Avoid Cardiovascular and Respiratory Conditions: Consensus Estimates of Task-Specific Stated Preferences. presented in IHEA 2nd World Conference. 1999.
 - 21) Ratcliffe. J. 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. 1999.
 - 22) San Miguel A., M. Ryan. Testing the Assumptions of Completeness and Stability of Preferences in Health Care Using Discrete Choice Models. presented in IHEA 2nd World Conference. 1999.
 - 23) Telser H., P. Zweifel. Conjoint Analysis as a Method for Measuring Willingness to Pay for Risk Reductions. presented in IHEA 2nd World Conference. 1999.
 - 24) Van der Pol M., J. Cairns. Using Conjoint Analysis to Estimate Time Preference for Other's Health. presented in IHEA 2nd World Conference. 1999.
 - 25) 福田 敬, 木下弘貴, 武村真治, 八巻心太郎, 他. 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, 1999.
 - 26) Hausman J.. Specification Test in Econometrics. *Econometrica*. 1978; 46: 1251-1271.
-

AN EMPIRICAL RESEARCH FOR DEMAND OF INFLUENZA VACCINATION

Masako Ii*, Yasushi OHKUSA^{2*}

Key words: Influenza vaccination, Actual vaccination rate, Conjoint analysis, Opportunity cost, Habit formation effect

Purpose This article examines the demand for influenza vaccination in Japan.

Methods Original data were obtained from a survey conducted by the authors. Two approaches, usual demand analysis and conjoint analysis, were employed. The second approach, conjoint analysis, uses people's statements on how they would respond to different hypothetical situations. In this research, we ask people whether they wish to be vaccinated given different circumstances such as costs of vaccination, degree of convenience, and outbreak news.

Results In the demand analysis, the vaccination rate during the 1999–2000 season was found to have increased by 0.8 percentage points compared to that of the previous season. The rate increased by 1.0 to 3.5 percentage points among the group of people who experienced influenza in the previous season. The vaccination rate also increased by 31–47 percentage points for those who were vaccinated in the previous season. A 10 percentage increase in household income decreased the demand for vaccination by 2 percentage points. Although household income was significant in only with the largest sample, this result may indicate that the time or opportunity cost for vaccination decreases the vaccination demand. In the conjoint analysis, the financial cost was significantly negative. When the cost was reduced from the current level of 6,000 yen to free of charge, the vaccination rate would increase by 43.5 percentage points. Were vaccination available at night or during holidays,¹ or at school or work, the rate would increase by 11 percentage points, or 16 percentage points, respectively. Most of all, news of influenza prevalence was very influential in increasing the desire for vaccination by 33 percentage points. Vaccination experience and last year's influenza experience were both significantly positive, increasing the rate by 22 and 8 percentage points, respectively.

Conclusions In the demand analysis, influenza experience and history of vaccination during the 1999–2000 season were found to be influential regarding the decision for vaccination. From the conjoint analysis, providing vaccination of night or during holidays, as well as at work or at schools would increase the demand. News of influenza outbreaks were also found to increase the vaccination demand. Higher income, however, was found to have a negative influence, suggesting that opportunity costs may be an important factor for some individuals. Habit formation effects through a history of vaccination plays quite an important role in vaccination demand.

* Faculty of Economics, Yokohama National University

^{2*} Institute of Social and Economic Research, Osaka University