

1999年7月老人保健適用者外来薬剤費一部負担無料化の効果

増原宏明
村瀬邦彦

I はじめに

1982年に高齢者医療費の負担の公平化と総合的な保健対策による高齢者の健康の確保を目指して、老人保健法が制定され、老人医療において定額の自己負担が導入された。その後、幾度かの改定を経て1997年9月、医療保険制度の安定的な運営の確保と負担の世代間公平性を図るため、健康保険と老人保健(以下老健)の改定が実施された¹⁾。薬剤処方に対して、供給者側・需要者側双方にコスト意識を喚起させるべく、外来薬剤に対する種類・日数に応じた一部負担が導入された。しかしながらこの外来薬剤費一部負担は、2年も経たないうちに、老人について1999年7月から特例措置により国が代わって負担することとされ²⁾、実質的に「無料化」となった。この改定に対して、上野(1999)は、無料化による「医科」のマクロの医療費の増加率は軽微なものであるとしている。

無料化が、必要不可欠な医療サービスさえも需要できない状態から脱却させるものであれば、この改定の意義があるが、余分の可能性のある受診を促進させるものであるならば、希少な医療資源を浪費することになる。そこで本稿では、1998年から1999年度における3組合健康保険(以下健保)のレセプトデータとマスターデータを素材とし、マイクロデータの立場から1999年7月に実施された「老人保健適用者外来薬剤費一部負担無料化」が、老人の調剤処方と外来の受診行動にどのような影響を与えたのか、試験的な分析を試み

る。

本稿の分析の特徴はcount dataを用いての分析であり、類似の研究には1997年の医療保険の改定でhurdle negative binomialモデルを用いて外来の分析をした吉田・伊藤(2000)、Yoshida and Takagi(2002)、同じく歯科の分析をした吉田・川村(2004)などがある。Count dataとは被説明変数が非負の整数値を取るデータであり、「受診しない」行動に注意して分析できる。2つ目の特徴として、count dataモデルは、受診することとその後の何日受診するかという意思決定が分離した2段階の意思決定仮説と、何日受診するかのみを決定する1段階の意思決定仮説という2つの受診行動から無料化の評価を行うことができる点が挙げられる。

以下、IIにおいて、健保レセプトデータをもとに調剤と外来の記述統計をとり、外来薬剤費一部負担無料化が実施された1999年7月前後における高齢者医療受診行動の比較を男女別・年齢階級別に行う。IIIにおいて、健保レセプトデータからcount dataを構築し、1段階の意思決定仮説と2段階の意思決定仮説双方の立場から、無料化の効果を分析する。IVでは本稿のまとめを行う。

II 記述統計

1 使用データ

本節では、組合健康保険レセプトデータ³⁾に対して、分析のため以下の加工・抽出作業を行い、2つのデータを作成した。データは、医療機関から保険者への診療報酬請求(レセプト)と、保険

者が被保険者の加入情報をまとめたデータ（マスターデータ）からなっている⁴⁾。データの作成方法は以下のとおりである。1), マスターデータから、1998年もしくは1999年7~12月のいずれかに加入していた個人でかつ71歳以上⁵⁾の個人を抽出する。2), 受診年月が1998(1999)年7~12月のレセプトデータを抽出する⁶⁾。3), 当該期間中に入院した患者を特定化し、マスターデータから除外する⁷⁾。4), 3)によって入院患者を除外した加入者の外来、調剤のレセプトデータを、年度別、診療区分別に抽出し、患者ごとに集計する。

データの設定時期を上記のように設定した理由は、1) 1~3月はインフルエンザなどにより年度ごとに受診が大きく変化すること、2) 2000年4月より介護保険制度が始まり外来について代替される可能性があること、を考慮したためである。

外来と調剤のレセプトを分析する理由は、調剤の処方には医師の処方箋が必要であり、外来・歯科を経ないと発生しないからである。また院内処方も存在するので、外来も分析する必要がある。いずれにせよ、外来薬剤費一部負担が無料化されることで、もし調剤処方に影響があるならば、それは調剤レセプトに表れるものと考えられる。

なお調剤レセプトは、一部歯科受診をした個人のものも含まれているが、制度改定の影響は同一であることと、外来からのものか歯科からのものか識別不可能であるため、本稿ではそのまま使用している。無料化以前は外来レセプトの薬剤費一部負担の項目から院内処方を把握できるが、無料化以降と、無料化以前であっても薬剤費一部負担が発生しないような場合には、これを把握できない。データ上外来の院内処方は分析に限界があるので、近似的に調剤・外来レセプトを使用することとする。さらに、老健適用者はその大部分が国民健康保険(国保)に加入していると考えられるが、データの制約から国保を利用できないため、本稿では健保のデータを用いて近似的な分析を行う。

外来については、1999年4月から1回500円から530円(ただし1月4回まで)と自己負担額が引き上げられ、1998年にくらべ受診抑制の方

向に働いたと考えられる。本稿の分析目的は無料化であるから、この影響を除外するため4~6月のレセプトを用いない。しかし、引き上げによる外来受診の減少の可能性は考慮しなくてはならない。

2 記述統計結果

まず、調剤・外来ごとに年度別の加入者(患者)あたりの診療日数、決定点数を算出し、その結果を表にまとめた。表1は加入者あたりのもの、表2は患者あたりのもので、それぞれ左側に調剤が、右側に外来の結果が記載されている。

表1より、加入者あたりの調剤の処方日数は、老健適用者外来薬剤費一部負担無料化が実施された1999年7月以降に70-74歳階級と75-79歳階級の女性を除いた階級で増加しており、とりわけ男性の70-74歳階級と75-79歳階級は増加率が10%を超えている。同様に調剤の点数も、1999年7月以降に男性の80-84歳階級と女性の70-74歳階級以外は増加しており、75-79歳階級の女性以外は12%以上の増加率である。

これに対して、表1の右側に記載されている外来は、日数が1999年7月以降に男性の75-79歳階級と80-84歳階級が増加している以外はすべて減少に転じ、とりわけ女性は全ての階級に減少が観察される。

表2は患者あたりの日数と点数である。左側の調剤については、日数が男女問わず全ての年齢階級で1999年7月以降に上昇に転じており、中でも男性の増加率は9%以上と顕著である。同様に下段に示した点数についても、男女問わず全ての年齢階層で無料化後の上昇が確認され、中でも男性の75-79歳階級と85-99歳階級が19%以上の増加率を示している。表2の右側の外来については、日数が男性の70-74歳階級と女性の75-79歳階級と80-84歳階級では1999年7月以降に減少している。また点数についても男女とも、表1の加入者あたりでみたときと同じように、減少を示した年齢階層と上昇に転じた年齢階層が混在している。外来については、女性の加入者あたりで日数が減少しているが、その他については増加して

表1 男女別加入者あたり日数・点数の推移

年齢階級	調剤日数			外来日数		
	1998年	1999年	増加率(%)	1998年	1999年	増加率(%)
70-74(男)	3.113	3.528	13.316	13.430	12.240	-8.856
75-79(男)	3.336	3.996	19.755	14.369	15.045	4.707
80-84(男)	3.450	3.540	2.615	13.308	15.233	14.463
85-99(男)	2.214	2.292	3.551	10.682	10.528	-1.442
70-74(女)	4.203	4.039	-3.897	17.945	17.289	-3.655
75-79(女)	4.530	4.466	-1.409	19.212	17.780	-7.453
80-84(女)	4.282	4.614	7.764	20.443	18.944	-7.334
85-99(女)	2.986	3.291	10.213	15.345	14.533	-5.297

年齢階級	調剤点数			外来点数		
	1998年	1999年	増加率(%)	1998年	1999年	増加率(%)
70-74(男)	1,863.247	2,133.021	14.479	9,341.009	8,304.717	-11.094
75-79(男)	2,248.700	2,802.072	24.608	12,533.171	14,800.692	18.092
80-84(男)	2,449.680	2,295.168	-6.307	13,584.970	12,182.963	-10.320
85-99(男)	1,357.321	1,528.296	12.596	13,691.695	11,274.770	-17.652
70-74(女)	2,330.779	2,296.916	-1.453	11,049.245	10,748.729	-2.720
75-79(女)	2,460.773	2,667.716	8.410	13,133.948	12,054.507	-8.219
80-84(女)	2,568.889	2,897.664	12.798	15,672.644	15,971.474	1.907
85-99(女)	1,701.319	1,920.646	12.892	14,658.689	12,320.739	-15.949

出所) 筆者作成。

いる年齢階層もあれば減少している年齢階層もある。

III 医療需要関数の推定

1 データ

本節では count data の手法を用いて医療需要関数を推定し、その効果をより精緻に分析する⁸⁾。医療需要の代理変数として、診療日数を用いるものとする。説明変数に使用するものは、マスターデータの情報を用いて、本人ダミー(本人を1とする)、性別ダミー(女性を1とする)、健保組合ダミー(F2, F3の組合に加入しているときそれぞれ1とする)、年齢階級ダミー⁹⁾、世帯賃金である。さらに薬剤費一部負担無料化前を表す1998年ダミーである¹⁰⁾。

世帯賃金とは、被保険者本人の報酬月額であり、被扶養者については扶養者の報酬月額を割り振る。本稿が分析対象とする老健適用者は、年金所得や

利子所得を得ていると考えられるが、データからはこれを利用することができない。そこで世帯賃金を所得の代理変数として使用する。またレセプトデータには疾病分類コードが存在するが、レセプト記載疾病名と実際罹患している疾病との間に隔たりが存在すると、しばしば指摘される。外来受診者と調剤全てを分析対象にするので、疾病分類コードの情報を使用しない。

2 推定モデル

(1) Hurdle モデル

Hurdle モデルとは、医療機関で受診するか否かという0か1かの選択に関して、 f_H という累積分布関数に従い、そして一度受診した後河日受診するかは0でtruncateされた f_T という密度関数に従うと仮定される。またこのモデルは two part model (TPM) とも呼ばれている。 $y_i, i=1, \dots, N$ を被説明変数となる count data, $\mathbf{x}_i \sim K \times 1$ を説明変数のベクトルとすると、この hurdle

表2 男女別患者あたり日数・点数の推移

年齢階級	調剤日数			外来日数		
	1998年	1999年	増加率(%)	1998年	1999年	増加率(%)
70-74(男)	8.586	9.388	9.341	18.229	17.584	-3.537
75-79(男)	8.994	10.647	18.378	19.070	22.317	17.023
80-84(男)	11.087	12.955	16.840	19.152	25.154	31.337
85-99(男)	9.514	10.414	9.468	18.978	19.694	3.775
70-74(女)	9.940	10.487	5.500	22.037	22.658	2.817
75-79(女)	10.932	11.431	4.568	24.764	23.754	-4.076
80-84(女)	11.514	12.127	5.323	26.594	25.891	-2.644
85-99(女)	10.627	11.814	11.163	23.772	24.160	1.632

年齢階級	調剤点数			外来点数		
	1998年	1999年	増加率(%)	1998年	1999年	増加率(%)
70-74(男)	5,138.764	5,676.399	10.462	12,679.176	11,930.375	-5.906
75-79(男)	6,061.714	7,466.599	23.176	16,634.239	21,954.360	31.983
80-84(男)	7,872.272	8,398.227	6.681	19,550.543	20,117.508	2.900
85-99(男)	5,832.811	6,942.829	19.031	24,323.793	21,090.453	-13.293
70-74(女)	5,512.171	5,963.252	8.183	13,569.041	14,086.764	3.815
75-79(女)	5,938.028	6,827.686	14.982	16,929.718	16,105.450	-4.869
80-84(女)	6,907.805	7,615.441	10.244	20,388.307	21,828.748	7.065
85-99(女)	6,055.233	6,894.793	13.865	22,708.390	20,482.987	-9.800

出所) 筆者作成。

モデルの確率密度関数は以下のように表すことができる。

$$f(y_i) = f_H(0)^{d_i} [(1 - f_H(0)) \times f_T(y_i | y_i > 0)]^{1-d_i} \quad (1)$$

$d_i = 1 - \min(1, y_i)$ であり、 $f_T(y_i | y_i > 0) = f_{NB}(y_i) / (1 - f_{NB}(0))$ とする。(1) から容易にわかるように、 $(1 - f_H(0))$ をカッコの外に出すと、2値選択と0でtruncateされた条件付密度に分割することができる。2値選択部分は通常 $f_H(0) = (1 + \exp(\mathbf{x}_i \beta_H))^{-1}$ とlogitモデルに特定化される。他方0でtruncateされた部分については、 $f_{NB}(y_i)$ にnegative binomialモデルを仮定し、

$$\begin{aligned} f_T(y_i | y_i > 0) &= \frac{f_{NB}(y_i)}{1 - f_{NB}(0)} \\ &= \frac{\Gamma(y_i + \nu_{NB,i})}{\Gamma(\nu_{NB,i}) \Gamma(y_i + 1)} \\ &\quad \times \left(\left(\frac{\nu_{NB,i} + \mu_{NB,i}}{\nu_{NB,i}} \right)^{\nu_{NB,i}} - 1 \right)^{-1} \\ &\quad \times \left(\frac{\mu_{NB,i}}{\nu_{NB,i} + \nu_{NB,i}} \right)^{y_i} \quad (2) \end{aligned}$$

とする。ただし $\mu_{NB,i} = \exp(\mathbf{x}_i \beta_{NB})$ 、 $\nu_{NB,i} = \alpha_{NB}^{-1} \mu_{NB,i}$ である。また $\beta_H, \beta_{NB} \sim K \times 1$ はパラメータベクトルであり、 α_{NB} はNBモデルの係数である。このモデルをhurdle negative binomial 1 (HNB1) モデルという。hurdleモデルにおける被説明変数 y_i の平均は、 $E(y_i | x_i) = ((1 - f_H(0)) / (1 - f_{NB}(0))) \mu_{NB,i}$ となる。

このhurdleモデルが医療経済学で用いられる理由は、Pohlmeier and Ulrich (1995)、Gertham (1997) が主張しているように、受診するかしないかは患者が決定をし (contract decision)、その後何日受診をすべきかは主に医師が決定する (frequent decision) という意思決定仮説を近似することである。医師がfrequent decisionを決定しているかどうかについては議論の分かれるところであるが、少なくとも受診することとしないこと、そして何日受診するかという意思決定が独立した行動と捉えることができる。本稿ではこれを2段階の意思決定仮説と呼ぼう¹¹⁾。

(2) Finite Mixture モデル

Count data の基本モデルとして用いられる Poisson モデルと、これに Gamma 分布に従う誤差項を仮定した negative binomial モデルを、観察不可能な個人ごとの異質性を考慮し、多頻度患者、少頻度患者というような2つ以上のサブグループに分離して分析するものを finite mixture (FM) モデルという。つまり FM はサンプルをいくつかの潜在的なサブグループに分割し、混合分布として捉える推定方法であり¹²⁾、latent class model (LCM) と呼ばれる。

ここで $\pi_j, j=1, \dots, C$ を、あるサンプルがサブサンプル j に属する確率としよう。ただし $\sum_{j=1}^C \pi_j = 1$ である。このとき確率密度関数は、

$$f(y_i) = \sum_{j=1}^{C-1} \pi_j f_j(y_i) + \pi_C f_C(y_i) \quad (3)$$

となる^{13,14)}。そして $f_j(y_i), j=1, 2, \dots, C$ は通常以下のような NB モデル

$$f_j(y_i | \mathbf{x}_i) = \frac{\Gamma(y_i + n_{j,i})}{\Gamma(n_{j,i})\Gamma(y_i + 1)} \times \left(\frac{\nu_{j,i}}{\nu_{j,i} + \mu_{j,i}} \right)^{\nu_{j,i}} \left(\frac{\mu_{j,i}}{\mu_{j,i} + \nu_{j,i}} \right)^{y_i} \quad (4)$$

と特定化される。HNB モデルと同様に $\mu_{j,i} = \exp(\mathbf{x}_i' \beta_j)$, $\nu_{j,i} = \alpha_j^{-1} \mu_{j,i}$ であり、FM-NB1 モデルという。

Hurdle モデルは、未受診者と受診者のみを分離するが、FM モデルは π_j という潜在変数 (latent variable) を用いて「事後的」にはあるが、少頻度患者・多頻度患者という2つのサブグループに分離することができるので、この π_j をある種の健康状態に関する解釈が可能となる¹⁵⁾。医療分析において、急性疾患患者と慢性疾患患者を分離することは重要なことであるが、FM モデルを用いることで、近似的に少頻度患者と多頻度患者を分離して観察することができる。

FM モデルは2タイプに分離をしてはいるが、前節で述べたような2段階の意思決定ではなく、受診全てを決定するものと解釈できる。そこで本稿では FM モデルを1段階の意思決定仮説と呼ぶことにする¹⁶⁾。

1段階・2段階の意思決定仮説という2つの count data モデルがあることで、政策評価をするさいどちらに立脚するかで、経済学的な解釈が大きく異なる。前者においては、何日受診が増加(減少)したのか、また FM モデルであればどちらのサブグループに強く働いたのかを分析できる。後者については、ある制度改定の効果が、受診するか否かの意思決定と、その後の受診のどちらに強く働くのかを判断できる。

3 結 果

(1) 基本統計量

表3は、調剤と外来の基本統計量である。表の左側は1998年のものであり、右側が1999年のものである。1998年が6,714、1999年が6,726と後者のほうが若干多い。

調剤処方日数は、1998年が3.866日、1999年には3.996日となり、1999年に3.368%増加する。これに対して調剤処方日数が0である0比率は、1998年に0.632、1999年には0.646と2.150%ポイントという若干の上昇が認められる。すなわち0比率が上昇したにもかかわらず、処方日数が増加しており、調剤の処方を受けた個人がより頻繁に調剤薬局に通っていることがわかる。外来に関しては、1998年が17.285日、1999年には16.378日と5.248%下落する。0比率も0.256から0.301と17.571%ポイント増加し、受診の抑制が示唆される。女性ダミーの平均値は0.8であり、また本人ダミーが0.05であることから、本稿で用いた組合健保の老健適用者は、被扶養者の女性が多いということになる。年齢構成については、75-79歳階級がもっとも多く、1998年の0.323、1999年では0.310となる。次いで多いのが70-74歳階級で、1998年・1999年ともに0.235となる。年齢の平均値が1998年では79.383歳、1999年は79.603歳であり、1999年に0.277%上昇する。世帯人数は、1998年・1999年ともに約3.2人となる。

(2) 推定結果

推定結果を記述する前に、ひとまず先に述べた様々なモデルの情報量基準について言及しよう。

表3 基本統計量

	1998年		1999年	
	サンプル	6,714	サンプル	6,726
	平均	標準偏差	平均	標準偏差
調剤診療日数 (0比率)	3.866 (0.632)	7.481	3.996 (0.646)	7.821
外来診療日数 (0比率)	17.285 (0.256)	25.166	16.378 (0.301)	24.392
女性ダミー	0.774	0.418	0.766	0.423
本人ダミー	0.050	0.219	0.061	0.240
F2ダミー	0.286	0.452	0.283	0.450
F3ダミー	0.389	0.488	0.433	0.496
年齢	79.383	5.789	79.603	5.947
75-79歳ダミー	0.323	0.468	0.319	0.462
80-84歳ダミー	0.246	0.431	0.251	0.433
85-99歳ダミー	0.195	0.396	0.205	0.404
ln(世帯所得)	3.849	0.413	3.828	0.427
ln(世帯人数)	1.173	0.467	1.153	0.475

出所) 筆者作成。

調剤・外来のデータともに Poisson, NB1, HNB1, FM2-NB1 の4つの推定を試みた。調剤データの AIC (Akaike's Information Criterion) はそれぞれ 154,863, 51,051, 49,302, 49,306 であり, BIC (Bayesian Information Criterion) は 154,945, 51,148, 49,482, 49,516 であった。外来データについては, AIC が 374,806, 96,890, 94,382, 93,731 であり, BIC は 374,888, 96,988, 94,562, 93,941 であった。2つのデータに共通する特徴は, HNB1, FM2-NB1 の情報量基準が比較的近い値をとっており, また Poisson, NB よりも低い値となっていることである。情報量基準で見ると, 調剤データについては HNB1 が, 外来データについては FM2-NB1 が優越している。さらに尤度比検定を行ってもどちらのデータとも, Poisson, NB1 モデルが支持されることはなかった。これらの結果から, 少なくとも FM2-NB1 か HNB1 のどちらかといえそうである。

Jemernez-Martin et al. (2002) や Gerdtam (1997) などでは, AIC・BIC をベースにして hurdle モデルと FM モデルの選択を行っている

が, これら情報量基準のみの結果から, 調剤は2段階の意思決定仮説, 外来は1段階の意思決定仮説であると結論付けることは危険である。2段階の意思決定仮説を近似する hurdle モデルは, 受診の有無を表す部分に重点を置いているので, 比較的受診日数が高い部分でのモデルの適合が悪く, FM モデルは混合分布にしているためこの部分での適合がよいことを, Deb and Trivedi (2002) は指摘している。また Winkelmann (2004) では, FM モデルが HNB モデルよりも情報量の観点からは望ましいが, Hurdle モデルに分類される probit Poisson log-normal モデルで推定を試みたところ, これが最も優越する結果となった。つまり, 1段階か2段階かは推定モデルの仮定に依存し, これを変更することでモデル選択は変化するのである。そこで本稿では, 2つの仮説を1つに絞るための議論をここで留め, 1段階と2段階の意思決定仮説双方の立場から, 外来薬剤費一部負担無料化の効果を検証する。

表4は, 調剤データの結果である¹⁷⁾。表の左側に FM2-NB1 が, 右側には HNB1 の推定結果が記載されている。まず1段階の意思決定仮説を

近似する FM 2-NB 1 モデルの結果を概観すると、表の上に low, high という項目があり、これはサンプルの平均値で評価した事後的な少頻度患者、多頻度患者を表す。本稿が分析対象とする 1999 年 7 月の外来薬剤費一部負担無料化は 1998 年ダミーで表され、これが少頻度患者の場合負であるが有意でないことから、1999 年 7 月以降の調剤処方増加は限定的なものと考えられる。同様に

多頻度患者についても、1998 年ダミーについては負で有意であることから、1999 年 7 月以降の調剤処方増加したといえる。

2 段階の意思決定仮説を表す HNB 1 モデルの推定結果は、表 4 の右側に記載されている。表の上にある hurdle は調剤処方(受診)するかしないかという事象を表し、正の値であれば調剤処方の確率が大きくなる。NB は調剤処方した後、何日

表 4 調剤推定結果

	FM 2-NB 1		HNB 1	
	low	high	Hurdle	NB
定数項	0.231 (0.333)	2.338*** (0.139)	-0.672*** (0.192)	2.032*** (0.133)
女性ダミー	0.704*** (0.089)	0.175*** (0.042)	0.507*** (0.050)	0.116*** (0.039)
本人ダミー	1.791*** (0.145)	0.059 (0.072)	1.518*** (0.101)	0.069 (0.067)
F 2 ダミー	-0.738*** (0.105)	-0.130*** (0.041)	-0.497*** (0.049)	-0.055 (0.038)
F 3 ダミー	-0.294*** (0.077)	0.025 (0.032)	-0.240*** (0.045)	0.054* (0.032)
75-79 歳ダミー	0.164** (0.080)	0.109*** (0.038)	0.096* (0.050)	0.119*** (0.038)
80-84 歳ダミー	-0.036 (0.094)	0.177*** (0.042)	-0.035 (0.054)	0.222*** (0.040)
85-99 歳ダミー	-0.745*** (0.132)	0.055 (0.050)	-0.429*** (0.059)	0.148*** (0.046)
ln(世帯賃金)	-0.130* (0.076)	-0.005 (0.032)	-0.105** (0.048)	0.018 (0.032)
ln(世帯人数)	0.229*** (0.078)	0.013 (0.039)	0.241*** (0.044)	0.034 (0.036)
1998 年ダミー	-0.002 (0.129)	-0.101*** (0.032)	0.058 (0.037)	-0.079*** (0.027)
α	23.745*** (1.824)	3.219*** (0.358)		7.596*** (0.376)
$\alpha \times 1998$ 年ダミー	-0.379 (2.561)	0.216 (0.532)		-0.214 (0.514)
π	0.778*** (0.011)			
$\pi \times 1998$ 年ダミー	-0.015 (0.015)			
Log likelihood		-24,625,043		-24,626,794

注) 1) *** は 1% 有意水準, ** は 5% 有意水準, * は 10% 有意水準で係数が 0 であるとする帰無仮説が棄却されることを示す。

2) 括弧内は White の一貫性のある標準誤差である。

3) low, high は平均値に基づく事後的な少頻度患者, 多頻度患者である。

出所) 筆者作成。

調剤薬局に行くかを表す。hurdle部分の1998年ダミーは正であるが、有意でない。NB部分は負で1%水準で有意であり、1999年7月以降に調剤処方が促進されたことを意味する。

続いて外来の推定結果である表5を分析する。表4と同様に左側にFM2-NB1が、右側にHNB1が記載されている。FM2-NB1の1998年ダミーは多頻度患者が負、少頻度患者が正となるが、両者ともに有意でない。HNB1については、hurdle部分の1998年ダミーが正で有意、

NB部分は負であるが有意でなく、受診するかしないかについては1999年に抑制されたといえる。

以上をまとめるならば、調剤については1段階の意思決定仮説に照らし合わせると、多頻度患者は1999年7月以降に調剤処方を促進させ、少頻度患者についてはこれが限定的であった。また2段階の意思決定仮説で評価するならば、1999年7月以降の調剤処方を受けるか受けないかについては限定的ながら抑制させ、1度処方を受けた後については促進させたといえる。外来についても同

表5 外来推定結果

	FM2-NB1		HNB1	
	low	high	Hurdle	NB
定数項	2.737*** (0.090)	2.879*** (0.186)	1.532*** (0.213)	2.969*** (0.085)
女性ダミー	0.140*** (0.023)	0.607*** (0.052)	0.647*** (0.049)	0.175*** (0.023)
本人ダミー	0.003 (0.043)	1.431*** (0.092)	2.290*** (0.147)	0.040 (0.041)
F2ダミー	-0.020 (0.023)	-0.854*** (0.056)	-1.259*** (0.058)	-0.019 (0.022)
F3ダミー	0.048*** (0.019)	0.787*** (0.046)	-1.179*** (0.056)	0.036* (0.019)
75-79歳ダミー	0.075*** (0.022)	-0.025 (0.048)	-0.047 (0.058)	0.101*** (0.022)
80-84歳ダミー	0.082*** (0.024)	0.022 (0.050)	-0.153** (0.060)	0.138*** (0.024)
85-99歳ダミー	0.027 (0.028)	-0.460*** (0.060)	-0.672*** (0.061)	0.051* (0.027)
ln(世帯賃金)	-0.030 (0.023)	-0.144*** (0.045)	-0.231*** (0.054)	-0.030 (0.020)
ln(世帯人数)	0.012 (0.022)	0.424*** (0.042)	0.636*** (0.048)	0.037* (0.021)
1998年ダミー	-0.011 (0.024)	0.059 (0.044)	0.203*** (0.041)	-0.011 (0.022)
α	2.509*** (0.229)	88.827*** (3.472)		18.192*** (0.723)
$\alpha \times 1998$ 年ダミー	0.821* (0.444)	2.888 (5.561)		1.279 (1.039)
π	0.407*** (0.011)			
$\pi \times 1998$ 年ダミー	0.045** (0.019)			
Log likelihood		-46,837.530		-47,166.774

注) 表4の注)参照。

出所) 筆者作成。

表6 1999年7月薬剤費一部負担無料化の限界効果

	全体		男		女	
	FM2-NB1	HNB1	FM2-NB1	HNB1	FM2-NB1	HNB1
調剤	0.114	0.117	0.093	0.064	0.121	0.138
外来	-0.483	-0.809	-0.484	-0.925	-0.477	-0.755
調剤	0.109	0.120	0.089	0.066	0.116	0.142
外来	-0.516	-0.852	-0.507	-0.951	-0.514	-0.801

注) 上段2つはサンプルの平均値で評価したもの、下段2つは1998年の平均値で評価したものである。

出所) 筆者作成。

様に、1段階の意思決定仮説で評価すると多頻度患者は受診促進、少頻度患者は受診抑制をしたがどちらも限定的な効果しかなかったといえる。2段階の意思決定仮説では、受診するかしないかという決定については、受診をするという意思決定を1999年7月以降抑制させ、その後何日受診するかという意思決定については限定的な受診の促進があったといえる。

外来については、HNB1モデルのhurdle部分のみに受診抑制が明示的に出ている他は、限定的な抑制・促進しか観察されない。この要因として考えられるのは、1999年4月から導入された自己負担額の引き上げである。1回500円から530円に自己負担額が引き上げられたことで、1999年4月以降には受診の抑制をした可能性がある。ところが1999年7月からの無料化で、今度は自己負担額が引き下げられる個人も存在し、トータルでは1999年7月以降に自己負担がさほど変化しない可能性がある。これが外来の推定結果に表れている。仮に外来受診に対しなら影響もなかったとしても、調剤については無料化以降に、1段階の意思決定仮説での多頻度患者の調剤処方を促進させ、また2段階の意思決定仮説での1度処方を受けた後については促進させたといえることができる。

(3) 限界効果

表6は薬剤費一部負担無料化の限界効果を計算したものである。推定式が非線形であるので評価点によってこれが異なるが、本稿では、例としてサンプル平均と外来薬剤費無料化前の1998年の

平均値の2つを用いて算出した。表の上段がサンプル平均で評価したものであり、下段が1998年の平均値で評価したものである。それぞれサンプル全体と、男女別に計算した。サンプル平均でみた場合、1999年7-12月で前年同時期に比べ、調剤(外来)はFMモデル0.114(0.483)日、HNBモデルで0.117(0.809)日の増加(下落)をする。1998年平均で評価した場合には、調剤(外来)はFMモデルで0.109(0.516)日、HNBモデルで0.120(0.852)日の増加(下落)をする。

男女別にみると、サンプル平均と1998年平均で評価したものと、男性の調剤はFMモデルで約0.09日、HNB1モデルでは0.06~0.07日の増加、男性の外来はFMモデルで約0.5日、HNB1モデルでは1日弱減少する。女性についても同様に、調剤のFMモデルで約0.1日、HNB1モデルで約0.14日の増加、外来ではFMモデルで約0.5日、HNB1モデルでは約0.8日下落する。

IV 終わりに

本稿では、1999年7月に行われた外来薬剤費一部負担無料化による、高齢者の外来受診と調剤処方の影響を、組合健保のレセプトデータという限られた素材ではあるが、マイクロデータを用いて分析した。主要な結論は以下のとおりである。第1に、1999年7月から実施された外来薬剤費一部負担無料化は、1999年7月以降の外来受診について、2段階の意思決定仮説の受診の有無を表す

決定については、受診を抑制する方向に作用した。それ以外は限定的な効果しかもたない。第2に調剤では、1段階の意思決定仮説での多頻度患者が調剤処方を促進させ、また2段階の意思決定仮説での1度処方を受けた後の調剤処方を促進させた。第3に1999年7～12月の前年同時期における限界効果は、調剤については双方の仮説ともに0.10～0.12日ほどの増加となり、外来についてはもし存在するのであれば0.5～0.9日の減少となる。また男女別では、女性の限界効果の方が男性のそれよりも高かった。

以上より、1999年7月の薬剤費一部負担の無料化は、調剤の処方日数について処方を受けるか受けないかということと、少頻度患者についてはそれほど処方促進効果を持たなかったので、調剤処方をそれほど必要としない個人は無料化によっても行動を変化させず、必要最低限の医療を受けるためのアクセスの障害は発生しなかったといえる。他方で、多頻度患者と一度調剤処方を受けた個人の処方促進効果があったので、少なくとも調剤処方を必要とした個人は、無料化の恩恵を受けたといえる。これらには、慢性疾患患者と、(慢性疾患患者であってもなくても)余分な可能性のある処方を多くする個人がいると考えられる。もし後者の影響に重点を置くならば、1999年7月に薬剤費一部負担無料化に移行するのではなく、慢性疾患患者の必要な受診を抑制しない程度の「定額制の薬剤費一部負担」(例えば1ヵ月あたりの定額自己負担)などにより、最低限の負担を求めて、余分の可能性のある調剤処方を促進させない政策も考えられうる。

平成15年3月投稿受理

平成16年9月採用決定

謝辞

本稿は、文部科学省科学研究費補助金特定領域研究B「世代間利害調整プロジェクト」における研究成果の一部である。また日本学術振興会特別研究員制度より研究助成を受けている。本稿において、各健康保険組合のご協力により、組合健康保険レセプトデータの入手の機会を得ることが可能となった。ここに深く感謝の意を表したい。また執筆段階で、

故鶴田忠彦教授、浅子和美教授(以上一橋大学)、小椋正立教授(法政大学)、鈴木亘助教授(学芸大学)、そしてレフェリーの2人より有益なコメントを頂戴した。ここにあらためて感謝したい。なお、本稿は筆者の個人的な意見であり、研究会を代表するものではない。当然のことながら、本稿に含まれる一切の誤謬の責任は筆者のみに帰すものである。

注

- 1) 外来に関しては、1ヵ月4回を限度として1回500円。外来薬剤費一部負担については、内服薬は投薬ごとに1日につき、1種類0円、2～3種類30円、4～5種類60円、6種類以上100円、外用薬は1日分につき1種類50円、2種類100円、3種類以上150円、頓服薬は1種類10円である。また外来自己負担は1999年4月から1回530円となった。
- 2) 本稿では、1999年7月の外来薬剤費一部負担の公費立替を「無料化」と定義する。
- 3) それぞれ組合員が数万人以上の健保組合であり、ここでは便宜上F1、F2、F3と呼ぶ。
- 4) 本稿で用いられたデータのより詳しい記述は、増原他(2002)を参照せよ。
- 5) 年齢を71歳以上に設定したのは、老健制度が70歳を迎えた月、もしくはその翌月から適用されるので、適用、不適用の影響を排除するためである。
- 6) 同一医療機関の同一診療区分で、同じ月に2枚以上のレセプトが発生することは定義上ありえない。本稿で用いたデータには、このような「重複レセプト」と疑われるものが存在したのでこれを除外した。重複レセプトを、ID、受診年月、医療機関、診療区分、診療実日数、決定点数、自己負担、疾病コードが同一のものと定義した。
- 7) 入院患者を分析対象としないのは、例えば1ヵ月入院するとその間は外来受診ができず、これにより外来や調剤の医療費、診療日数はbiasを持つことになる。そこで本稿では、事後的に入院をしなかった個人のみを分析対象とする。
- 8) 制度改定を分析するには時系列情報を含むので、一時的なマクロショックと恒久的な制度改定を識別するdifference-in-differences(D in D)も分析手法として考えられる。本稿の目的は、1段階と2段階という意思決定仮説の立場から制度改定の効果を分析することであるので、D in Dを用いない。
- 9) 70-74歳、75-79歳、80-84歳、85-99歳の4階級。
- 10) F1、F2の健保組合には附加給付制度が存在するが、本稿の分析期間における老健外来は定額制であり、また調剤についても薬剤費一部負担はそれほど高額になるとは考えにくく、実際

に附加給付は発生していなかった。

- 11) Pohlmeier and Ulrich (1995), Gerdtham (1997) のように主に医師が frequent decision を決定していると仮定し、これを2段階の意思決定仮説と呼ぶこともある。しかし、医師が決定しているかどうかはわからないので、Pohlmeier and Ulrich や Gerdtham のような定義は用いない。
- 12) Deb and Trivedi (1997), Cameron and Trivedi (1998) を参照せよ。
- 13) FM モデルは、対数尤度が大域的に一意の最大値を持たず、2つ以上の局所的最大値を持つことがある。本稿においては、初期値を様々とすることによって、対数尤度を最大化した。
- 14) 本稿では、少頻度患者と多頻度患者のみに関心があるので、 $C=2$ の場合を取り上げる。これは 2 point FM モデルと呼ばれ、FM 2-NB モデルと略す。
- 15) Deb and Trivedi (1997, 2002) では、アメリカの National Medical Expenditures Survey (NMES) と Rand Health Insurance Experiment (RHIE) のデータで、Hurdle モデルと FM モデルを用いた受診行動の分析をし、FM モデルを支持している。Gerdtham and Trivedi (2001) では、スウェーデンのデータを用いて、同様に FM モデルを支持している。また、Jemernez-Martin et al. (2002) は、EU 加盟国で gatekeeper 制度の有無に着目して、2つのモデルの比較を行っている。
- 16) FM モデルを、Deb and Trivedi (1997, 2002), Gerdtham and Trivedi (2001) では LCM と呼んでおり、直接1段階の意思決定仮説とは呼んでいない。しかし、一般に Poisson, NB モデルを需要関数とみなすことと、hurdle モデルとの対比を明確にするために、本稿ではこの言葉を用いる。
- 17) クロスダミーを入れたもの、クロスダミーを様々組み合わせて推定を行ったが、これらの推定式のパフォーマンスは芳しくなかったので、本稿ではクロスダミーが説明変数に加えないものを掲載する。

参考文献

- 上野智明 (1999) 「老人の薬剤二重負担廃止による影響」, 日医総研ワーキングペーパー No. 26。
- 増原宏明・今野広紀・比佐章一・鶴田忠彦 (2002) 「医療保険と患者の受診行動—国民健康保険と組合健康保険のレセプトによる分析—」『季刊社会保障研究』Vol. 38, No. 1, pp. 1-13。
- 吉田あつし・伊藤正一 (2000) 「健康保険制度の改正が受診行動に与えた影響」『医療経済研究』Vol. 7, pp. 101-119。
- ・川村 颯 (2004) 「1997年自己負担率の改定と歯科サービスの需要及び供給の変化」『医療と社会』Vol. 13, No. 4, pp. 94-112。
- Cameron, A. C., P. K. Trivedi, F. Milne and J. Piggott (1988) “A Microeconomic Model of the Demand for Health Care and Health Insurance in Australia,” *Review of Economic Studies*, Vol. 55, No. 1, pp. 85-106。
- and ——— (1998) *Regression Analysis of Count Data*, Cambridge, Cambridge University Press。
- Deb, P. and P. K. Trivedi (1997) “Demand for Medical Care by the Elderly: A Finite Mixture Approach,” *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 12, No. 3, pp. 313-336。
- and ——— (2002) “The Structure of Demand for Health Care: Latent Class versus Two-part Models,” *Journal of Health Economics*, Vol. 21, No. 4, pp. 601-625。
- Gerdtham, U. G. (1997) “Equity in Health Care Utilization: Further Tests Based on Hurdle Models and Swedish Micro Data,” *Health Economics*, Vol. 6, No. 3, pp. 303-319。
- and P. K. Trivedi (2001) “Equity in Swedish Health Care Reconsidered: New Results Based on the Finite Mixture Model,” *Health Economics*, Vol. 10, No. 6, pp. 565-572。
- Jemernez-Martin, S., J. M. Labeaga and M. M. Martinez-Granado (2002) “Latent Class versus Two-Part Models in the Demand for Physician Services across the European Union,” *Health Economics*, Vol. 11, No. 4, pp. 301-321。
- Pohlmeier, W. and V. Ulrich (1995) “An Econometric Model of the Two-Part Decision-making Process in the Demand for Health Care,” *Journal of Human Resources*, Vol. 30, No. 2, pp. 339-361。
- Winkelmann, R. (2004) “Health Care Reform and the Number of Doctor Visits—An Econometric Analysis,” *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 19, No. 4, pp. 455-472。
- Yoshida, A. and S. Takagi (2002) “Effects of the Reform of the Social Medical Insurance System in Japan,” *Japanese Economic Review*, Vol. 53, No. 4, pp. 444-465。

(ますはら・ひろあき 日本学術振興会
特別研究員)

(むらせ・くにひこ (株)日本IBM金融ソ
リューションセンター IT スペシャリスト)