

## 人工透析患者における外来受診行動についての分析

西川 浩平  
増原 宏明  
荒井 由美子

### 概要

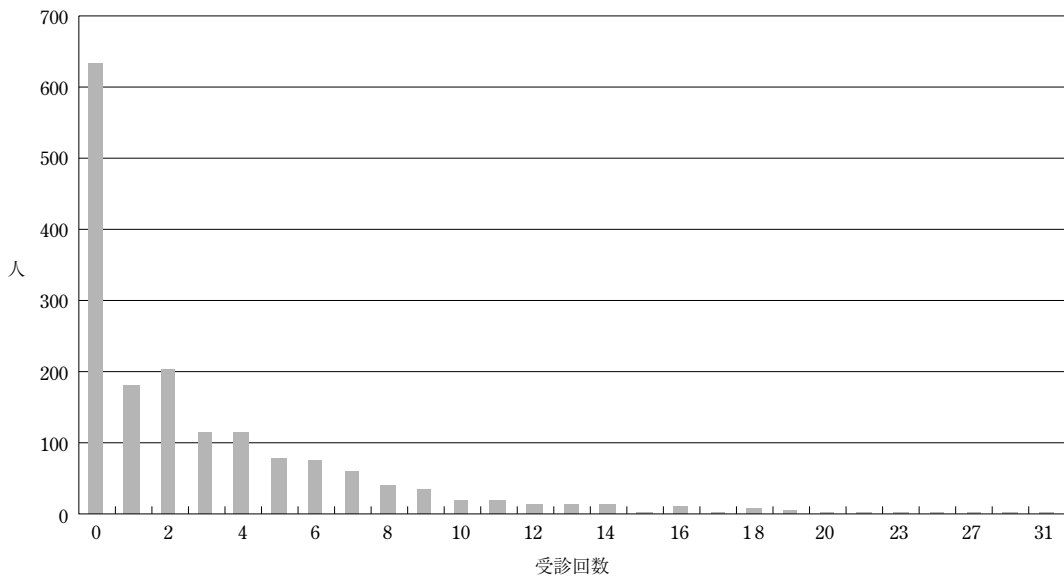
慢性腎不全で人工透析を受けている患者の人工透析部分での自己負担上限額は、上位所得者は2万円、それ以外の所得者は1万円となっており、自己負担額の上限は設定されている。しかし、人工透析以外の医療サービスについては、上限額の設定は行われているわけではなく、自己負担率を負担する必要がある。人工透析部分の医療サービスについては、生命に直接関係するため、所得に関係のない必需品であるといえるが、人工透析以外の医療サービスについては、所得階層によって財の性質が異なり、受診行動に違いが生じている可能性がある。そこで本稿では、上記の問題を検討するため、人工透析を受診している患者の所得と受診行動の関係を明らかにすることを目的として、人工透析の自己負担限度額が所得に関係なく1万円だった時期の人工透析患者を対象として、レセプトデータを用いた分析を行う。ただし、分析上の問題として、人工透析以外での医療機関への受診については、1カ月間に1度も受診しない個人がかなりの割合を占めていた。そのため本研究では、非負の整数値をとる count data モデルを用い、人工透析以外での外来受診が一度もなかった患者も含め、さらに、外来受診の有無と、その後の受診の決定が分離した Hurdle Negative Binominal Model (HNBM) を用いて分析を行った。分析結果より、以下が明らかとなった。人工

透析患者全体では、住民税非課税世帯、住民税課税世帯、上位所得者と所得階層が上がっていくほど、人工透析以外での外来受診の確率は高くなり、受診回数も多くなる傾向にある。加えて、65歳未満で上位所得者に属する人工透析患者が人工透析以外で外来受診する確率は他の患者よりも50.5%ポイント高く、受診回数も1.572回多くなっている。

### I はじめに

厚生労働省は医療費適正化の観点から、平成17年の医療法改正において、高額療養費の基準額（自己負担限度額）の見直しを行った。この改正を受けて2006年10月より、慢性腎不全で人工透析を受けている患者のうち、70歳未満で所得の多い者の自己負担限度額は1万円から2万円に引き上げられた。

人工透析に要する医療費というのは、外来の場合で1日4時間・週3回前後の透析を受けて月平均35万円程度であり、インシュリン注射やエリスロポエチン注射等で生じる医療費の加算があると50万円程度になるとされている<sup>1)</sup>。加えて、病状は長期間にわたって持続するので、全体としての医療費は非常に高額なものになる。そのため、国の財政的な負担は非常に大きく、医療保険財政が悪化している現在の状況を考えると、患者の所得に応じて相応の負担を強いるという今回の改正の主旨は納得のいくものである。



出所) 筆者作成。

図1 人工透析患者の人工透析外での受診回数

ただし、人工透析を受けている患者は、当然ながら人工透析以外の医療サービスも受診する。上記のように、人工透析を受けている患者は週3回前後の透析治療が必要となってくるため、人工透析部分の受診回数を増減させるのは生命に関わることになる。それに比べれば、人工透析以外での医療機関への受診については、患者の意思で、医療機関への受診が決定されている余地が大きいと考えられる。

このような考え方に従うならば、人工透析を受けている患者において、人工透析部分の医療サービスについては所得に関係なく必需品であるといえるが、人工透析以外の医療サービスについては、所得階層によって財の性質が異なり、受診行動の違いが生じている可能性がある。

そこで本稿では、上記の問題を検討するため、人工透析を受診している患者の所得と受診行動の関係を明らかにすることを目的として、人工透析の自己負担限度額が所得に関係なく1万円だった時期の人工透析患者を対象として、レセプトデータを用いた分析を行う。人工透析患者における人工透析以外の部分での患者の受診行動と所得の関

係を実証的に分析した研究というのは、筆者が知る限り行われていない<sup>2)</sup>。

ただし、患者の受診行動を分析するにあたって、受診しなかった患者をどのように扱うかという問題がある。図1は本稿で用いたレセプトデータから得られた、人工透析患者における人工透析以外での医療機関への外来受診回数を示しているが、人工透析以外での医療機関への外来受診については、ある期間に一度も受診しない個人がかなりの割合を占めていることが確認できる。これらの患者を除いて分析をすることは、受診回数が0の患者を適切に取り扱うことができていない。そのため本稿では、非負の整数値をとる count data モデルを用い、人工透析以外での外来受診が一度もなかった患者も含め、さらに、外来受診の有無と、その後の受診の決定が分離した Hurdle Negative Binominal Model (HNBM) を用いて分析を行う。

近年、日本でも HNBM を用いた分析は行われてきており、1997年の医療保険制度の改定による外来受診の変化を分析した吉田・伊藤[2000]、これに加えて自己負担率の弾力性を議論

したYoshida and Takagi [2002], 1997年の医療保険制度の改定による歯科の外来受診の変化を分析した吉田・川村 [2004], 老人保健制度適用による外来受診の変化を分析した増原 [2004], 1999年の老人保健適用者への外来薬剤費一部負担無料化の効果を分析した増原・村瀬 [2005] などがある。

以下, IIで推定モデルについて説明し, IIIでデータの作成方法を示す。IVではHNBMによる分析結果の解釈を行い, Vで本稿のまとめと課題に触れる。

## II 推定モデル

医療経済学においてHNBMを用いる利点は, 異なった意思決定が混在するモデルに対応できることにある。Pohlmeier and Ulrich [1995] やGerdthán [1997] が主張しているように, 受診するかしないかを決定する段階においては, 患者の意思が大きく影響しているといえるが, その後の受診回数については, 医師の及ぼす影響といった, 患者自身の意思以外の要因も強く働いているといえる。したがって, 受診するかどうかという意思決定と何日受診するかという意思決定は独立した行動として捉える必要がある。

HNBMとは, 観測されるデータにおいて0の頻度がNegative Binominal Model (NBM)と比較して非常に高い点に注目したモデルであり, 0の頻度が高くなるのは, 0-1の部分と1以上の部分では異なったデータ発生過程に対応しているためと考える。そのため, 上記の独立した意思決定の問題に対応できる分析手法であり, principal-agent仮説を近似するモデルとみなされることもある<sup>3)</sup>。

本稿のHNBMでは, 医療機関で受診するか否かという0か1かの選択に関しては $f_1$ という累積分布関数に従い, そして一度受診した後に何日受診するかは0でtruncateされた $f_2$ という密度関数に従うと仮定する。したがって, HNBMの分布は,

$$\Pr[y] = f_1(0) \quad \text{if } y = 0,$$

$$\Pr[y] = \frac{1-f_1(0)}{1-f_2(0)} \times f_2(y) \quad \text{if } y \geq 1.$$

として求められる。そして,  $y_i, i = 1, \dots, N$ を被説明変数となるcount data,  $x_i \sim K \times 1$ を説明変数のベクトルとすると, このHNBMの確率密度関数は以下のように表すことができる。受診するか否かを示す, 2値選択部分は通常 $f_1(0) = (1 + \exp(x_i \beta_1))^{-1}$ とlogitモデルにて特定化される。他方, 受診後の0でtruncateされた部分についてはNBMを仮定し,

$$f_2(y_i | x_i, y_i > 0) = \frac{\Gamma(y_i + \psi_{2,i})}{\Gamma(\psi_{2,i})\Gamma(y_i + 1)} \left[ \left( \frac{\lambda_{2,i} + \psi_{2,i}}{\psi_{2,i}} \right) - 1 \right]^{-1} \\ \times \left( \frac{\lambda_{2,i}}{\lambda_{2,i} + \psi_{2,i}} \right)^{y_i}$$

とする。 $\lambda_{2,i} = \exp(x_i \beta_2)$ ,  $\psi_{2,i} = \alpha^{-1} \lambda_{2,i}^k$ である。ただし,  $\beta_1, \beta_2 \sim K \times 1$ はパラメーターベクトルであり,  $\alpha$ はNegative Binominalモデルの係数である。そして,  $k=1$ のときをHurdle Negative Binominal 1 Model (HNB1),  $k=0$ のときをHurdle Negative Binominal 2 Model (HNB2)と呼ぶ。

また, HNBMにおける被説明変数 $y_i$ の平均, 分散については以下ようになる。

$$E(y_i | x_i) = \frac{(1-f_1(0))}{(1-f_2(0))} \times \lambda_{2,i}$$

$$V(y_i | x_i) = \frac{(1-f_1(0))}{(1-f_2(0))}$$

$$\cdot \left[ \lambda_{2,i} + \alpha_{2,i} \lambda_{2,i}^{2-k} + \left( 1 - \frac{(1-f_1(0))}{(1-f_2(0))} \right) \lambda_{2,i}^2 \right]$$

## III データの説明

本稿で用いたデータは, A県下のある市町村の協力によって得ることができた, 国民健康保険診療報酬明細書(レセプト)および被保険者本人マスタ(5万人以下), 被保険者家族マスタである。レセプトデータは, 医療機関が保険者に対して医療費の請求を行う際に発生するデータであ

り、被保険者本人マスタは、保険者が被保険者の加入情報をまとめたデータ、被保険者家族マスタは本人マスタを家族ごとにまとめたマスタである。両者を用いることで、ある年月の被保険者の受診回数（受診回数0を含む）を正確に把握することができる。なおデータとして用いたA県下のある市町村は、県庁所在地の近隣にあり、総人口10万人以下、高齢者化率は全国平均を下回っている。そのため、結果についての解釈には、一定の留意は必要である。

データ期間は2004年4月から2006年8月までのため、人工透析にかかる上位所得世帯への自己負担限度額の引き上げが行われる前のものである。レセプトには、個人ID番号・世帯ID番号・生年月日・年齢・性別・診療区分・受診（受療）年月・決定点数・受診（受療）日数（受診実日数）・自己負担額・ICD10コード（ただし各年5月のみ）などが記載されている。被保険者本人マスタには、個人ID番号・世帯ID番号・続柄・性別・生年月日などが記載されている。被保険者家族マスタには、世帯ID番号・住民税課税状況（当年、前年、前々年）・老人保健住民税課税状況（当年・前年・前々年）などが記載されている。

本稿の分析対象である慢性腎不全で人工透析を受けている患者のレセプト特定化については、細谷・林・今野・鶴田〔2004〕に則り、以下の(1)～(5)の手順にしたがった。また、人工透析以外の月単位での外来受診部分のレセプトについては、以下の(6)～(9)の手順にしたがって特定した。

- (1) 腎不全に関する疾病コード（code：1402）を有する、主病名の把握できる5月の患者のレセプトを抽出する
- (2) 疾病コード（code：1402）を有する患者の被保険者IDを確認し、そのIDの患者の全レセプトを抽出する
- (3) (2)で抽出されたデータのうち、診療実日数が8日以上データを抽出する
- (4) 人工透析の診療報酬点数は1960点であるため、(3)で抽出したレセプトのうち、こ

の数字以下の点数しか算定されていない患者のレセプトを除く

- (5) 人工透析患者は毎月定期的に人工透析を受ける必要があるため、上記の(3)(4)の条件を満たすレセプトのうち、連続10カ月以上受診していた患者のレセプトを抽出し、これらのレセプトを人工透析部分のレセプトとする
- (6) (2)で抽出された全レセプトから、(5)で人工透析を受けていると特定された患者の全レセプトを抽出する
- (7) (6)で抽出されたレセプトから、人工透析部分のレセプトを除く
- (8) 本稿の目的は人工透析患者の人工透析以外での外来受診と所得の関係を分析することにあるため、(7)で得られたレセプトから入院があった月のレセプトを除外する
- (9) (8)で得られたレセプトを患者ごとに月単位で集計し、その集計したものを人工透析以外での外来受診部分のレセプトとする

最後に、マスタデータを利用して、上記の手順で得られた人工透析以外で医療機関へ受診した患者のレセプトと、その患者の世帯所得とを一致させる必要がある。そのため、レセプトに記載されている患者の個人ID番号と被保険者本人マスタに記載されている個人ID番号を一致させ、人工透析を受けていると特定された患者の世帯ID番号を確認する。そして、その世帯ID番号と被保険者家族マスタの世帯ID番号を一致させることで、人工透析患者の世帯所得を確認した。

#### IV 推定結果

##### 1 記述統計量

表1は、IIIで記した手順から得られた人工透析を受けている患者全員、その人工透析を受けている患者全員から65歳未満を抽出したグループ、65歳以上を抽出したグループの記述統計量を示している。65歳で人工透析患者を分類したのは、高齢者と高齢者以外の人工透析患者の所得と受診回数の関係を比較するためである<sup>4)</sup>。

表1 記述統計量

		全サンプル				65歳未満				65歳以上			
		平均	標準偏差	最小	最大	平均	標準偏差	最小	最大	平均	標準偏差	最小	最大
所得	住民税非課税世帯	0.332	0.471	0	1	0.395	0.489	0	1	0.278	0.448	0	1
	住民税課税世帯	0.609	0.488	0	1	0.543	0.498	0	1	0.664	0.473	0	1
	上位所得世帯	0.060	0.237	0	1	0.062	0.241	0	1	0.058	0.234	0	1
外来受診回数	人工透析	12.976	0.806	9	15	13.031	0.696	9	15	12.929	0.885	9	15
	人工透析以外	2.864	3.925	0	31	3.196	4.173	0	24	2.582	3.682	0	31
	人工透析以外の受診回数0の割合	0.390	0.488	0	1	0.380	0.486	0	1	0.397	0.490	0	1
		(39.0%)	(632人)			(38.0%)	(283人)			(39.7%)	(349人)		
外来医療費	人工透析	416,123,600	54,403,750	254,930	717,470	425,578,500	48,316,840	270,090	619,770	408,111,600	57,902,980	254,930	717,470
	人工透析以外	26,530,810	46,589,270	0	604,820	27,075,530	42,208,160	0	436,460	26,069,220	50,021,600	0	604,820
自己負担率	1割	0.519	0.500	0	1	0.004	0.063	0	1	0.956	0.206	0	1
	2割	0.011	0.105	0	1	0.004	0.063	0	1	0.021	0.142	0	1
	3割	0.470	0.499	0	1	0.996	0.063	0	1	0.024	0.153	0	1
性別ゲーム (男=1)		0.742	0.438	0	1	0.640	0.480	0	1	0.828	0.378	0	1
年齢	60歳未満	0.301	0.459	0	1	0.657	0.475	0	1				
	60～64歳	0.157	0.364	0	1	0.343	0.475	0	1				
	65～69歳	0.298	0.458	0	1					0.551	0.498	0	1
	70～74歳	0.131	0.338	0	1					0.243	0.429	0	1
	75歳以上	0.112	0.315	0	1					0.206	0.405	0	1
季節ゲーム	1～3月	0.314	0.464	0	1	0.309	0.462	0	1	0.318	0.466	0	1
	4～6月	0.268	0.443	0	1	0.262	0.440	0	1	0.273	0.446	0	1
	7～9月	0.206	0.404	0	1	0.214	0.410	0	1	0.199	0.400	0	1
	10～12月	0.212	0.409	0	1	0.215	0.411	0	1	0.210	0.407	0	1
サンプル数		1,622				744				878			

通院日数0を除いた記述統計量

		全サンプル				65歳未満				65歳以上			
		平均	標準偏差	最小	最大	平均	標準偏差	最小	最大	平均	標準偏差	最小	最大
外来受診回数	人工透析	12.962	0.832	9	15	13.028	0.723	9	15	12.904	0.913	9	15
	人工透析以外	4.692	4.083	1	31	5.158	4.240	1	24	4.285	3.899	1	31
外来医療費	人工透析	417,277,700	58,949,560	255,920	717,470	420,532,300	47,977,570	270,090	595,890	414,441,600	66,980,850	255,920	717,470
	人工透析以外	43,467,650	53,109,910	700	604,820	43,696,730	46,364,700	700	436,460	43,268,010	58,399,340	700	604,820
自己負担率	1割	0.502	0.500	0	1	0.007	0.080	0	1	0.934	0.249	0	1
	2割	0.014	0.118	0	1	0.007	0.080	0	1	0.026	0.161	0	1
	3割	0.484	0.500	0	1	0.993	0.080	0	1	0.040	0.195	0	1
性別ゲーム (男=1)		0.753	0.432	0	1	0.625	0.485	0	1	0.864	0.343	0	1
サンプル数		990				461				529			

注) 1) サンプルユニットは、月単位で集計された数値を用いている。

2) 上位所得世帯は課税所得額145万円以上。

出所) 筆者作成。

本稿の目的は、人工透析を受けている患者の所得と外来受診の関係を分析することにあるため、自己負担率が同じ患者を対象にしたほうが、より精緻な分析が行えると考えられる<sup>5)</sup>。そのため、65歳を基準に患者を2つのグループに分類した<sup>6)7)8)</sup>。

まず、人工透析患者における人工透析部分での受診回数についてみていくと、受診回数の平均は

12.976日、12-15日の患者が全体の95%以上を占めている。そして、65歳未満と65歳以上を比較しても、それぞれ13.031日、12.929日になっており、人工透析部分での受診回数については、65歳未満の患者と65歳以上の患者の差はほとんどないといえる。医療費の平均についても、全患者で41万6,124円、65歳未満のグループで42万5,579円、65歳以上のグループで40万8,112

円と若干の違いはあるが、細谷・林・今野・鶴田〔2004〕が示した金額に近い数値になっている。また、所得階層別にみた受診回数を示す表2に注目しても、特に所得階層が高くなるほど、受診回数が多くなるといった傾向は認められない。

次に、人工透析患者における人工透析以外での外来受診（および受診回数0を除いた場合）についてみていく。1カ月あたりの平均受診回数は、全患者を対象にしたケースで2.864（4.692）日、65歳未満を対象にしたケースで3.196（5.158）日、65歳以上を対象にしたケースで2.582（4.285）日になっており、65歳以上の患

者の平均受診回数の方が少なくなっている。また、1カ月間に人工透析以外で外来受診をしなかった、受診回数0の患者については、それぞれ632人、283人、349人、比率では39.0%、38.0%、39.7%になっており、受診回数0の患者が非常に多いことが確認できる。

所得階層別に受診回数を示した、表2の人工透析以外の受診回数（および受診回数0を除いた場合）に注目すると、全患者をサンプルに用いたケースでは、低位所得者層に該当する住民税非課税世帯で平均2.015（4.185）日、中位所得者層に該当する住民税課税世帯で平均3.116（4.617）

表2 世帯所得別の外来受診回数記述統計量

	全サンプル				全サンプル（受診回数0を除く）	
	外来受診回数				外来受診回数	
所得階層	人工透析	人工透析以外	人工透析以外の受診回数0の割合	人工透析以外の受診回数0の人数	人工透析	人工透析以外
住民税非課税世帯	13.043 (0.592)	2.015 (3.144)	0.519 (0.500)	279人	13.012 (0.662)	4.185 (3.384)
住民税課税世帯	12.927 (0.915)	3.116 (3.837)	0.325 (0.469)	321人	12.925 (0.903)	4.617 (3.857)
上位所得世帯	13.103 (0.586)	5.010 (6.661)	0.330 (0.473)	32人	13.138 (0.634)	7.477 (6.915)
	65歳未満				65歳未満（受診回数0を除く）	
	外来受診回数				外来受診回数	
所得階層	人工透析	人工透析以外	人工透析以外の受診回数0の割合	人工透析以外の受診回数0の人数	人工透析	人工透析以外
住民税非課税世帯	13.044 (0.556)	2.643 (3.605)	0.473 (0.500)	139人	13.077 (0.541)	5.013 (3.573)
住民税課税世帯	13.000 (0.788)	2.881 (3.458)	0.344 (0.476)	139人	12.966 (0.813)	4.392 (3.404)
上位所得世帯	13.217 (0.629)	9.500 (7.232)	0.109 (0.315)	5人	13.244 (0.663)	10.659 (6.796)
	65歳以上				65歳以上（受診回数0を除く）	
	外来受診回数				外来受診回数	
所得階層	人工透析	人工透析以外	人工透析以外の受診回数0の割合	人工透析以外の受診回数0の人数	人工透析	人工透析以外
住民税非課税世帯	13.041 (0.634)	1.258 (2.263)	0.574 (0.496)	140人	13.077 (0.541)	5.013 (3.573)
住民税課税世帯	12.877 (0.991)	3.278 (4.073)	0.312 (0.464)	182人	12.966 (0.813)	4.392 (3.404)
上位所得世帯	13.000 (0.529)	0.961 (1.685)	0.529 (0.504)	27人	13.244 (0.663)	10.659 (6.796)

注) 表の値は平均値、括弧内は標準偏差を表す。

出所) 筆者作成。

日、上位所得層に該当する上位所得世帯で平均 5.010 (7.477) 日と、世帯所得が上昇するにつれて患者の平均受診回数は増加している。65歳未満のグループについては、住民税非課税世帯と住民税課税世帯に属する人工透析患者の間では、平均受診回数に大きな違いはないが、上位所得世帯に属する人工透析患者の平均受診回数については 9.500 (10.659) 日と非常に大きな数値を示している。それに対して、65歳以上のグループでは、住民税非課税世帯に属する人工透析患者は 1.258 (5.013) 日、住民税課税世帯に属する人工透析患者は 3.278 (4.392) 日となっており、住民税非課税世帯に属する人工透析患者よりも住民税課税世帯に属する人工透析患者のほうが多く外来受診していることが確認できる。ただし、上位所得世帯に属する人工透析患者における外来受診回数の平均は、最も少ない数値である 0.961 日を示している<sup>9)</sup>。

## 2 HNBM による推定結果

表 3 は HNB1, HNB2 による推定結果を示している。本稿の推定において、所得については「住民税非課税世帯」、自己負担率は「1割」、性別は「女性」、年齢は「60歳未満」を基準としているので、推定されたダミー変数の係数は、この基準からの乖離を示していることになる。また、表の各モデル左側の hurdle 部分については、HNB1, HNB2 で同じ結果となるため、それぞれ一括して記載している。ただし、HNB1 と HNB2 の対数尤度を比較すると、全てのモデルにおいて HNB2 の対数尤度のほうが高い数値となっているので、以下では HNB2 の推定結果について解釈を行っていく。

まずは 1 段階目の意思決定を示す hurdle 部分についてみていく。この段階での意思決定は、患者が医療機関へ受診するかしないかという事象を表し、正の値であれば医療機関へ受診する確率が高くなる。全患者を対象としたモデル I をみると、住民税課税世帯ダミー、上位所得世帯ダミーともに正で有意な数値が得られている。したがって、住民税非課税世帯に属する人工透析患者より

も、住民税課税世帯や上位所得世帯に属する人工透析患者のほうが、人工透析以外で医療機関へ受診する確率が高いといえる。

65歳未満で自己負担率が 3 割の患者を対象としたモデル II の hurdle 部分については、住民税課税世帯ダミー、上位所得世帯ダミーともに正で有意な数値が得られている。それに対して、65歳以上で自己負担率が 1 割の患者を対象としたモデル III の hurdle 部分については、住民税課税世帯ダミー、上位所得世帯ダミーともに正の数値が得られているが、上位所得世帯ダミーについては統計的には有意な数値は得られていない。

このような結果となった理由として、65歳以上の患者を対象としたモデル III の上位所得世帯の属するサンプルが少数しか得られなかったことが影響していると考えられる。この点を確認するためには、他地域のレセプトデータを用いるか、より長期間のレセプトデータを得て、データセットを拡大させる必要がある。

次に、2 段階目の意思決定を示す NB 部分についてみていく。この段階での意思決定は、患者が医療機関に何回受診したかを示しており、正の値をとるほど受診回数が多くなることを意味している<sup>10)</sup>。モデル I についてみてみると、住民税課税世帯ダミー、上位所得世帯ダミーで正かつ有意な数値が得られている。したがって、住民税非課税世帯に属する人工透析患者よりも、住民税課税世帯や上位所得世帯に属する人工透析患者のほうが、人工透析以外で医療機関へ受診する日数が多いことが示された。

モデル II, III の NB 部分についてみていくと、モデル II では、住民税課税世帯ダミーが負の値をとっており、住民税課税世帯に属する人工透析患者のほうが、住民税非課税世帯に属する人工透析患者よりも受診回数が少ないという結果となった。ただし、統計的に有意な数値は得られていないため、その減少は限定的なものといえる。上位所得世帯ダミーについては、正かつ有意な数値となっている。

一方、モデル III については、住民税課税世帯では正かつ統計的に有意な数値が得られているの

表3 推定結果

	モデルI (全サンプル)			モデルII (65歳未満)			モデルIII (65歳以上)		
	hurdle	HNB2		hurdle	HNB2		hurdle	HNB2	
		HNB1	NB		HNB1	NB		HNB1	NB
定数項	-1.910 *** (0.670)	1.630 *** (0.321)	1.306 *** (0.272)	-0.198 (0.239)	1.433 *** (0.158)	1.044 *** (0.181)	-0.510 ** (0.243)	-0.131 (0.361)	0.110 (0.186)
住民税課税世帯ダミー	0.807 *** (0.114)	0.268 *** (0.099)	0.335 *** (0.084)	0.448 *** (0.161)	-0.251 ** (0.128)	-0.002 (0.107)	1.139 *** (0.170)	1.178 *** (0.303)	0.797 *** (0.130)
上位所得世帯ダミー	0.861 *** (0.583)	0.602 *** (0.145)	1.077 *** (0.162)	2.276 *** (0.497)	0.794 *** (0.137)	1.265 *** (0.202)	0.080 (0.324)	-9.501 (58.217)	-0.464 (0.289)
自己負担率ダミー (2割)	1.122 *	0.243	0.526						
自己負担率ダミー (3割)	0.583	0.347	0.278						
自己負担率ダミー (4割)	1.602 ** (0.651)	-0.417 (0.294)	-0.494 (0.241)						
男性ダミー	0.187 (0.125)	0.180 ** (0.098)	0.456 * (0.093)	0.202 (0.174)	-0.053 (0.109)	0.365 *** (0.123)	0.310 * (0.193)	0.568 *** (0.214)	0.582 *** (0.142)
60歳以上65歳未満ダミー	0.634 *** (0.175)	-0.086 (0.120)	0.174 (0.104)	0.748 *** (0.179)	0.132 (0.120)	0.234 ** (0.102)			
65歳以上70歳未満ダミー	1.631 ** (0.656)	-0.822 *** (0.300)	-0.834 *** (0.246)						
70歳以上75歳未満ダミー	1.441 ** (0.675)	-0.777 ** (0.329)	-0.669 ** (0.268)						
75歳以上ダミー	1.462 ** (0.679)	-0.634 (0.324)	-0.638 ** (0.270)						
α		2.934 *** (0.090)	0.708 *** (0.102)		2.604 *** (0.132)	0.537 *** (0.141)		2.321 *** (0.126)	0.574 *** (0.148)
対数尤度				741					
サンプル数	1622	-3425.084	-3408.604		-1604.811	-1597.189	839	-1650.480	-1649.451

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という帰無仮説が棄却されることを示している。  
 2) 上段は係数, 下段括弧内は標準誤差を示している。  
 3) HNB モデルの hurdle 部分は HNB1 と HNB2 で共通のため, 一括して記載している。  
 4) α は NB モデルの係数を示している。  
 5) 上記の説明変数以外に, 季節を示すダミー変数も加えて推定を行った。  
 6) モデル III の年齢ダミーのベースは65-70歳ダミーとなっている。  
 出所) 筆者作成。



に対して、上位所得世帯ダミーについては負になっている。ただし、このダミー変数についても統計的に有意な数値は得られていないため、減少の影響は限定的といえる<sup>11)</sup>。

モデルⅡの住民税課税世帯ダミーで有意な数値が得られなかった理由は、65歳以下の人工透析患者においては、人工透析以外の医療サービスを受診する必要性が低い患者が多い可能性が考えられる。表2の記述等計量からも確認できたように、住民税非課税世帯の平均的な月の受診回数が2.643日に対して、住民税課税世帯では2.881日となっている。ただし、同じ年齢層に属する上位所得者については、9.500日とずば抜けて大きい数値が得られている。上記の仮説に基づくならば、上位所得層についても大きな違いは生じないはずである。そのような結果が得られなかった理由としては、上位所得層が過剰に受診している可能性が考えられるが、本稿で用いたデータからこの点を明らかにすることができない。モデルⅢの上位所得世帯ダミーについても、hurdle部分と同様の理由が影響していると考えられる。

その他の注目すべき点として年齢ダミーがある。モデルⅠにおけるhurdle部分での年齢を示すダミー変数に注目すると、全ての変数で正の値で統計的にも有意な数値が得られている。これは、60歳未満の人工透析患者と比較して、全ての年齢層において人工透析以外で外来受診する確率が高いことを示しており、高齢者ほど医療機関で受診しているという、一般的な認識と合致する結果になっている。

しかし、モデルⅠにおけるNB部分の年齢を示すダミー変数では、65歳以上70歳未満ダミー、70歳以上75歳未満ダミー、75歳以上ダミーで負かつ有意な数値となっている。これは60歳未満の人工透析患者と比較して受診回数が少ないことを示しており、年齢が高い人のほうが医療機関への受診回数が多くなるという、一般的な認識とは異なった結果になっている。hurdle部分の結果と併せると、年齢が高い人工透析患者のほうが、人工透析以外で医療機関へ受診する確率は大きいですが、受診回数については短くなっているといえ

る。このような結果となった理由として、以下の2つのケースを考えることができる。

第1は、高齢者自身で受診を控えているケースである。前述の通り、人工透析を受けている患者は、月に12-15日程度、週にすると3日前後、医療機関へ受診している。そのため、人工透析以外で医療機関へ通うことが体力的に困難となり、自ら受診を控えた結果、受診回数が60歳未満の人工透析患者よりも少なくなっている可能性が考えられる。

第2は、高齢者本人としては医療機関で診察を受けたいが、医療機関へのアクセスが困難なため、受診回数が減少しているケースである。加齢とともに体力が落ちてきているならば、高齢者ほど医療機関で受診する機会は多くなるはずである。本稿の推定結果でも、医療機関で受診する確率については高齢者の方が高くなっている。しかし、高齢者が医療機関へアクセスするには、家族等の援助が必要になってくるケースが多い。そのため、一度受診した後の受診については、高齢者自らの意思や医師の意思以外にも、家族等の意思が強く働き、その結果、受診後の受診回数が減少してしまっている可能性が考えられる。このような状況においては、高齢者が適切に医療機関へアクセスできるような環境を構築していく必要があるといえる。

ただし、65歳以上の患者を対象としたモデルⅢでは、モデルⅠとは異なった結果が得られており、このカテゴリーでは年齢が上がるにつれて受診する確率は低下している。受診後の受診回数についてはプラスの係数となっており、年齢の高い患者の受診回数のほうが長くなる傾向にある。しかし、これらについては統計的に有意な数値はえられていないため、その影響は限定的といえる。つまり、65歳以上の患者のついては、年齢が受診後の受診回数に及ぼす影響は限定的といえるが、受診するか否かについては、年齢が上がるほど受診確率が低下するという結果となっている。

年齢が高い患者の受診確率が低下する理由としては、上記と同様に、①自ら受診を控えているケ

表 4 限界効果

	モデル I (全体)		モデル II (65 歳未満)		モデル III (65 歳以上)	
	hurdle	NB2	hurdle	NB2	hurdle	NB2
住民税課税世帯ダミー	0.185	0.486	0.099	-0.003	0.256	0.564
上位所得世帯ダミー	0.198	1.564	0.505	1.572	0.018	-0.328

出所) 筆者作成。

ース, ②医療機関へのアクセスが困難になっているケースの両ケースの可能性が考えられる。65 歳以上の患者の年齢と受診回数間に統計的に有意な関係が認められなかったことの解釈については現時点では不明であり, 今後の課題としたい。

### 3 限界効果

モデル I, II, III における所得の違いが受診回数に与える影響を比較するため, 各モデルの住民税課税世帯ダミー, 上位所得世帯ダミーの限界効果を計算した。各モデルの計算結果は表 4 に示している。推定式が非線形のため評価点によって数値は異なるが, 本稿では各モデルのサンプル平均で限界効果を計算している。

モデル I の限界効果についてみていくと, 住民税非課税世帯に属する人工透析患者と比較して, 住民税課税世帯に属する人工透析患者, 上位所得世帯に属する人工透析患者が外来受診する確率は, それぞれ 18.5% ポイント, 19.8% ポイント高くなっており, 受診回数も 0.486 回, 1.564 回多くなっている。したがって, サンプル全体でみると, 上位所得世帯に属する人工透析患者の受診確率は最も高く, 受診回数も最も多くなっていることが確認できる。

次に, モデル II・III の限界効果についてみていくと, モデル II の住民税課税世帯に属する人工透析患者の受診確率は 9.9% ポイント高くなっているが, 受診回数については -0.003 回の減少になっている。ただし, 受診回数については統計的に有意な数値が得られていないため, その減少は限定的である。また, 上位所得世帯に属する人工透析患者については, 受診確率は 50.5% ポイント高く, 受診回数は 1.572 回多くなっている。この年齢・所得階層に属する患者数は非常に限ら

れているため, その点を留意しておく必要はあるが, 65 歳未満の上位所得世帯の人工透析以外での受診確率は非常に高く, 受診回数も著しく多くなっている。モデル III については, 住民税課税世帯ダミーの受診確率は 25.6% ポイント高く, 受診回数は 0.564 回多くなっている。上位所得世帯ダミーについては, 受診確率は 1.8% ポイント高いが, 受診回数については 0.33 回の減少となっている。ただし, モデル II の住民税課税世帯と同様, 上位所得世帯については統計的に有意な数値が得られていないため, この増加および減少も限定的である。

## V 結語

本稿では, 人工透析患者における所得と人工透析以外での外来受診の関係について, レセプトデータを用いて分析を行った。本稿の分析より以下の 3 点が明らかとなった。

- 1 人工透析患者全体では, 住民税非課税世帯, 住民税課税世帯, 上位所得世帯と所得階層が上がっていくほど, 人工透析以外での外来受診の確率は高くなり, 受診回数も多くなる。
- 2 人工透析患者全体では, 住民税非課税世帯に属する人工透析患者と比較して, 住民税課税世帯に属する人工透析患者, 上位所得世帯に属する人工透析患者が外来受診する確率は, それぞれ 18.5% ポイント, 19.8% ポイント高くなっており, 受診回数も 0.486 回, 1.564 回多くなっている。
- 3 65 歳未満で上位所得世帯に属する人工透析患者が, 人工透析以外で外来受診する確率お

よび受診回数はずば抜けて大きく、65歳未満の住民税非課税世帯の患者よりも50.5%ポイント高く、受診回数も1.572回多くなっている。

モデルⅠの推定結果に従うと、人工透析患者においては、所得の高い人工透析患者ほど、人工透析以外で外来受診する確率は大きくなり、受診後の受診回数も多くなる傾向にあることが明らかとなった。ただし、自己負担率が同じ人工透析患者を対象としてグループ化を行った、モデルⅡ、Ⅲの一部においては、上記を支持する結果は得られておらず、上記のような関係が全ての年齢階層において当てはまるといえない。

最後に今後の課題について述べる。今回の分析に用いたレセプトデータより、住民税非課税世帯に属する患者と住民税課税世帯・上位所得世帯に属する患者との間に、外来受診をする確率、その後の受診回数に違いがあることは明らかにできた。

しかし、データの制約上、患者の健康状態等を把握できないため、①低所得者の受診回数が適切で、高所得者ほど人工透析以外での外来受診部分でモラルハザードが生じているのか、②高所得者の受診回数が適切で、低所得者は人工透析部分での自己負担分が生活を圧迫し、適切な受診を受けられない状況にあるのか、という問題については、本稿では明らかにできていない。

また、モデルⅡ、Ⅲの上位所得世帯について十分なサンプル数が確保できなかったこともあり、カテゴリーを分割したモデルⅡ、ⅢではモデルⅠと整合的な推定結果が得られたとはいえない。この点については、今後さらにデータセットを整備していくことで解決していきたい。

慢性腎不全による人工透析は、糖尿病を通じて発症しているケースが多いため、合併症の管理を必要とされる疾病といえる。合併症の発症を管理していくには、適切な診療を日常的に受ける必要があるため、人工透析患者の適切な受診を確保できるよう、所得や年齢に応じた自己負担限度額を設定していく必要があるといえる。

(平成20年2月投稿受理)

(平成20年12月採用決定)

### 謝辞

本稿は、厚生労働省長寿医療研究委託費18公-7(主任研究者:荒井由美子)による研究成果の一部である。本研究を実施するにあたり、国民健康保険の保険者および審査支払機関の協力を仰ぐことができた。ここにあらためて感謝したい。なお、本稿は筆者らの個人的な意見であり、国立長寿医療センターおよび厚生労働省、科学技術政策研究所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は筆者らの方に帰すものである。また、本稿の作成に際し、本誌匿名レフェリーの方々より、大変有益な助言をいただいた。記して、感謝申し上げたい。

### 注

- 1) 細谷・林・今野・鶴田〔2004〕の114ページを参照。
- 2) 腎不全患者および人工透析患者の医療費の問題を扱った先行研究として、前田〔1983〕、細谷・林・今野・鶴田〔2004〕、今野〔2005〕を挙げることができる。しかし、これら先行研究の目的は、腎不全患者の医療費における地域格差を検証することであり、所得と外来受診行動については分析が行われていない。
- 3) 患者の受診行動を分析した近年の論文では、HNBMよりもFMM(Finite Mixture Model)のほうが高いパフォーマンスを示すという結果が多数発表されている。日本においても増原〔2004〕、増原・村瀬〔2005〕においてFMMを用いた分析が行われている。ただし、FMMについては、経済学的な解釈が困難という問題が残っている。本稿においてもFMMによる分析を行ったが、推定結果の解釈が困難だったため、推定結果は掲載しなかった。HNBMとFMMのそれぞれの優位点についてはWinkelmann〔2003〕を参照するとよい。
- 4) 本稿で用いた所得区分の定義は以下の通りである。老人保健適用者は、一定以上所得者(課税所得額145万円以上)、低所得者Ⅱ(課税所得額145万円未満かつ世帯全員が住民税非課税)、低所得者Ⅰ(低所得者Ⅱかつ世帯所得一定水準以下)、一般(それ以外)。老人保健非適用者は、上位所得者(課税所得額145万円以上)、低所得者(住民税非課税)、一般となる。

- 老人保健適用者と非適用者が混在するので、低所得Ⅱと低所得Ⅰをまとめ、住民税非課税世帯、住民税課税世帯、上位所得世帯の3区分とした(世帯としたのは世帯所得で区分されることによる)。所得区分は全ての被保険者に記載されており、その所得区分の平均値を使用した(所得は月ごとに変動するため)。
- 5) 上位所得世帯である人工透析患者の自己負担分は、70歳を基準にして、70歳未満が2万円、70歳以上が1万円に設定されている(高額所得者については2割負担)。そのため、70歳を基準にしてサンプルを分類することが考えられる。しかし、一定の障害のある者に対しては、65歳以上から老人保健制度による自己負担率1割の適用が認められており、本稿で用いたレセプトデータから得られた65歳から70歳の人工透析患者についても、多くがこの一定の障害のある人に認定され、老人保健制度が適用されていると考えられる。
- 6) 70歳を基準にサンプルを分割し、70歳未満のグループ、70歳以上のグループでそれぞれHNBモデルを用いて分析を行った。推定結果については、65歳を基準にサンプルを分割したケースと大きな違いはなかった。
- 7) HNBMによる分析を行う際には、65歳未満の患者については、対象となる744人のうち自己負担率が1割だった3人、65歳以上のグループについては、対象となる878人のうち自己負担率が2割だった18人、3割だった21人を、サンプルから除外した。したがって、モデルⅡとモデルⅢのサンプル数の合計とモデルⅠのサンプル数とは異なった数値となる。
- 8) 65歳未満のグループに1割負担の患者もサンプルに含めて、説明変数に自己負担率ダミーを加えたケース、65歳以上のグループに2割、3割負担の患者もサンプルに含めて、説明変数に自己負担率ダミーを加えたケースについても、それぞれHNBモデルにて分析を行った。しかし、自己負担率ダミーの係数・標準誤差が著しく大きな値をとり、正確な分析が行えなかった。
- 9) レセプトデータに記載されている医療費には、人工透析以外で利用した医療サービス分も含まれている。そのため、医療費全体(人工透析部分での医療費+人工透析以外の部分での医療費)についての議論を行う必要がある。そのため、本稿においても、所得が全医療費および全受診回数に与える影響について検証するために回帰分析を行った。しかし、所得による有意性は認められなかったため、本文には記載しなかった。
- 10) 本稿では、患者の1月当たりの全医療機関で

の受診回数を集計している。そのため、2つの医療機関へそれぞれ1日ずつ受診した時の受診回数は2回になっている。

- 11) 患者を65歳で分割したモデルⅡ,Ⅲについては、統計的に有意な数値が得られなかった所得層や係数がマイナスの値を示す所得層が存在している。これはサンプルを分割したことによって、上位所得世帯に該当する患者が少なくなっていることが影響していると考えられる。そのため、モデルⅡ,Ⅲにおいて、住民税課税世帯ダミーと上位所得世帯ダミーの代わりに、これら2つの変数を統合したダミー変数を用いてHNB2による推定を行い、住民税非課税世帯に属する患者との比較を行った。しかし、推定結果に大きな違いは認められなかった。

#### 参考文献

- Bago d'Uva, T (2006) "Latent class models for utilization of health care," *Health Economics*, Vol. 15, No. 4, pp. 329-343.
- Cameron, A. C., P. K. Trivedi (2005) *Microeconometrics: Methods and Applications*, 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. 85-106.
- (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.
- Jemernez-Martin, S., J. M. Labega, and M. M. Matinez-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 Econometrics 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. (2003) *Econometric Analysis of Count Data 4th edition*, Berlin, Springer-Verlag.
- (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 Takagi S (2002) "Effects of the Reform of the Social Medical Insurance System in

Japan," *The Japanese Economic Review*. Vol.53, No. 4, pp. 444-465.

今野広紀 (2005) 「特定疾病における医療費格差——診療行為の標準化に向けて」『医療と介護の世代間格差 現状と改革』東洋経済新報社。

細谷圭・林行成・今野広紀・鶴田忠彦 (2004) 「医療費格差と診療行為の標準化——腎不全レセプトデータを用いた比較分析」『日本の医療制度 レセプトデータによる経済分析』東洋経済新報社。

前田信雄 (1983) 「高齢者の入院費用の高低に関する研究——地域差の分析」『季刊社会保障研究』 Vol. 19, No. 1, pp. 56-69。

増原宏明 (2004) 「老人保健制度と外来診療—組合健康保険レセプトデータによる count data 分析—」『季刊社会保障研究』 Vol. 40, No. 3, pp. 266-276。

—— (2004) 「Finite Mixture モデルを用いた受診行動の比較分析」世代間利害調整プロジェ

クト (一橋大学経済研究所) ディスカッションペーパーシリーズ No. 237。

——・村瀬邦彦 (2005) 「1999年7月老人保健適用者外来薬剤費一部無料化の効果」『季刊社会保障研究』 Vol. 40, No. 4, pp. 362-372

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。

——・川村顕 (2004) 「1997年自己負担率の改定と歯科サービスの需要および供給の変化」『医療と社会』 Vol. 13, No. 4, pp. 95-112。

(にしかわ・こうへい 科学技術政策研究所 第1研究グループ 研究員)

(ますはら・ひろあき 国立長寿医療センター研究所 長寿政策・在宅医療研究部 長寿医療経済研究室 室員)

(あらい・ゆみこ 国立長寿医療センター研究所 長寿政策・在宅医療研究部 部長)