

国保保険料と被保険者の受診行動について

—HLMによる分析—

サガワ カズヒコ
佐川 和彦*

目的 国保被保険者の受診行動について、サンク・コスト効果の存在を検証するだけでなく、その大きさが地域によって異なることも検証する。さらに、サンク・コスト効果の大きさを決定づける要因についても検証を行った。

方法 平成30年度の保険者別データを用いて、国保被保険者の受診行動について分析を行った。受診率関数の推定にあたっては、HLM（階層線型モデル）を応用した。レベル1において、被保険者1人当たり保険料に対応する係数の符号がプラス、かつ有意ならば、サンク・コスト効果が存在することになる。次に、被保険者1人当たり保険料に対応する係数の経験的ベイズ推定値を求め、地域間でサンク・コスト効果の大きさに統計的に有意な差異が存在することを確認した。レベル2において、人口当たりの医師数（歯科医師数）がサンク・コスト効果の大きさを左右するかどうかを検証した。

結果 国保被保険者については、総じてサンク・コスト効果が存在することが確認された。また、地域間で、サンク・コスト効果の大きさに統計的に有意な差異が存在することが確認できた。被保険者がサンク・コスト効果に基づく受診行動を取る地域が多数であったが、少数であっても、経験的ベイズ推定値がマイナスであり、被保険者のコスト意識に基づく行動が優勢である地域があることも確認された。人口当たりの医師数（歯科医師数）が増加すれば、サンク・コスト効果が大きくなる（コスト意識に基づく行動が優勢である地域においては、少なくともそれを抑制する）傾向があることが確認された。

結論 人口当たりの医師数や歯科医師数が増加することによる被保険者の利便性の向上が、サンク・コスト効果を大きくしている。保険料引き上げを検討する際に、サンク・コスト効果による受診率上昇も考慮に入れなければ、サンク・コスト効果の分だけ、将来の医療費に想定外の上乗せが生じることになるであろう。

キーワード 国保保険料、受診率、サンク・コスト効果、医療資源量、HLM（階層線型モデル）

I はじめに

公的医療保険の被保険者が取る受診行動は、様々な要因によって決まるものである。本研究においては、受診行動を医療機関への受診率で捉えることにする。その決定要因として、被保険者の健康状態はもちろん重要であるが、受診

率を医療の需要量と考えれば、経済学的には医療の価格、被保険者の所得なども重要になってくる。経済学の領域では、行動主体の判断やそれに基づく行動は合理的であるという大前提がある。しかしながら、人は時として非合理的な行動を取ることもある。その一つが、サンク・コスト効果¹⁾²⁾である。サンク・コスト（埋没費用）とは、一度支出すると回収不可能となる費用のことである。サンク・コスト効果は、こ

*駿河台大学経済経営学部教授

のような回収不可能な費用を回収しようとする
ことである。公的医療保険の保険料はサンク・
コストであるが、被保険者が支払った保険料の
元を取ろうとして医療機関を受診することは合
理的ではないのである。

国保の被保険者を対象としたアンケート調査
を用いた先行研究³⁾では、被保険者が支払った
保険料を回収しようとするサンク・コスト効果
の存在が確認されている。国保のマクロ・デー
タを用いたVARモデルによる先行研究⁴⁾⁵⁾では、
サンク・コスト効果が存在する地域が多いこと
が確認されているが、一方で、これとは正反対
の行動、すなわち、保険料の引き上げに対して
受診を控えるような行動（コスト意識に基づく
行動）がみられる地域があることも確認されて
いる。コスト意識に基づく行動は、過剰な受診
を抑制することにつながるため、望ましい行動
といえなくもない。しかし、コスト節約も度を
越すと過少受診につながり、病気をこじらせて
しまい、かえって医療費が掛ってしまうこと
になりかねないとも考えられる。組合健保の加入
者を対象とした先行研究⁶⁾では、保険料率が高
くなければ合理的であるが、保険料率が高くな
るとコスト意識が強くなることが確認されてい
る。

本研究では、国保の被保険者の受診行動につ
いて、サンク・コスト効果の存在を検証するだ
けではなく、その大きさが地域によって異なる
ことも検証した。さらに、サンク・コスト効果
の大きさを決定づける要因についても検証を
行った。

Ⅱ 方 法

ここでは、分析で用いたHLM（階層線型モ
デル⁷⁾⁸⁾について説明する。まず、レベル1と
して次のようなモデルを考える。

$$y_{ij} = \beta_{0j} + \beta_{1j}p_{ij} + \sum_{q=1}^Q \gamma_q x_{qij} + e_{ij} \quad (1)$$

ここで

y_{ij} ：都道府県 j における保険者 i の受診率
（対数値）

p_{ij} ：都道府県 j における保険者 i の1人当

り保険料（対数値）

x_{qij} ：都道府県 j における保険者 i の1人当
り保険料以外の説明変数（ $q = 1, 2, \dots, Q$ ）
（対数値）

β_{0j} ：都道府県 j の定数項

β_{1j} ：都道府県 j の1人当たり保険料に対応
する係数

γ_q ：1人当たり保険料以外の説明変数に対応
する係数（ $q = 1, 2, \dots, Q$ ）

e_{ij} ：レベル1の変量効果（平均0の正規分布
に従うと仮定）

次に、レベル2において、 β_{0j} と β_{1j} が都道府
県ごとにランダムに変動すると仮定するならば、

$$\beta_{0j} = \tau_0 + \mu_{0j} \quad (2)$$

$$\beta_{1j} = \tau_1 + \mu_{1j} \quad (3)$$

ここで

τ_0 と τ_1 はレベル2の定数項

μ_{0j} と μ_{1j} はレベル2の変量効果〔平均0の
正規分布に従い、かつ $\text{cov}(\mu_{0j}, e_{ij}) = \text{cov}(\mu_{1j},$
 $e_{ij}) = 0$ と仮定〕

となる。

また、 β_{1j} の変動が都道府県ごとの医療資源
量の多寡によって説明されると仮定するならば、

$$\beta_{1j} = \tau_1 + a_1 z_j + \mu_{1j} \quad (4)$$

ここで

z_j ：都道府県 j の医療資源量（対数値）

a_1 ：レベル2の係数

となる。

本研究では、平成30年度の保険者別データを用
いて、国保被保険者の受診行動について分析
を行った。受診率として用いたのは、保険者ご
との被保険者100人当たり受診件数⁹⁾である。な
お、被保険者自身の判断で受診行動を変えられ
ると仮定しているため、分析対象からは入院を
除き、入院外と歯科を取り上げることにした。
レベル1における説明変数として用いたのは、
被保険者1人当たり保険料（税）調定額（現年
度分・介護除く、単位 円⁹⁾）、被保険者1人当
たり旧ただし書き所得（単位 円⁹⁾）、入院外お
よび歯科の1件当たり医療費（単位 円⁹⁾）、65
～75歳被保険者比率（単位 %¹⁰⁾）である。サン
ク・コスト効果の検証のために被保険者1人当

たり保険料（税）調定額を説明変数として加えたこと以外は、一般的な受診率（需要）関数と変わらないものとなっている¹¹⁾。ここで、被保険者1人当たり保険料（税）調定額に対応する係数の符号がプラス、かつ有意ならば、サンク・コスト効果が存在することになる。また、1件当たり医療費は、医療サービスの価格の指標であり、その一定割合が患者負担を表す¹²⁾。

レベル2における説明変数として用いたのは、人口10万人当たりの医療施設従事医師数¹³⁾と医療施設従事歯科医師数¹³⁾である。人口当たりの医師数（歯科医師数）が増加すれば、患者はより受診しやすくなるであろう。そうであるなら

ば、人口当たりの医師数（歯科医師数）はサンク・コスト効果の大きさ（被保険者1人当たり保険料（税）調定額に対応する係数の大きさで表される）も左右する可能性が高いと考えられる。データの記述統計量については、表1(a)に示した。また、表1(b)は、レベル1の変数についてPearsonの積率相関係数を求めた相関行列である。これは2変数だけの関係を表すものであり、他の要因をコントロールした分析を行えば、異なった結果が得られる可能性がある。表1(a)および表1(b)の数値の計算は、Stata/SE 15.1を用いて行った。本研究においては、保険者別データを用いているため、レベル1についてはN=1,714（保険料が0円の保険者と国保組合は除く）、レベル2についてはN=47となっている。レベル2を二次医療圏単位とした場合、グループ内の観測値が少なくなるため、推定値の信頼性が低くなってしまふ。そこで、本研究ではレベル2を都道府県単位とすることにした¹⁴⁾。

本研究において提示するすべての推定結果は、restricted maximum likelihood methodによって計算した。計算に当たっては、統計ソフトウェアHLM6を利用した。また、不均一分散の可能性を考慮に入れて、誤差バイアスをロバスト修正した。な

表1(a) データの記述統計量

	平均値	標準偏差	最小値	最大値
レベル1 (N=1,714)				
被保険者100人当たり受診件数・入院外	854.10 (6.74)	95.75 (0.12)	436.44 (6.08)	1 216.01 (7.10)
被保険者100人当たり受診件数・歯科	181.02 (5.18)	34.91 (0.21)	57.80 (4.06)	335.70 (5.82)
被保険者1人当たり保険料(税)調定額(円)	85 057 (11.33)	15 358 (0.21)	6 578 (8.79)	178 529 (12.09)
被保険者1人当たり旧ただし書き所得(円)	650 464 (13.32)	304 181 (0.33)	169 861 (12.04)	6 049 659 (15.62)
1件当たり医療費・入院外(円)	15 127 (9.62)	1 765 (0.11)	8 741 (9.08)	32 770 (10.40)
1件当たり医療費・歯科(円)	13 377 (9.49)	1 767 (0.13)	7 420 (8.91)	25 167 (10.13)
65~75歳被保険者比率(%)	45.9 (3.81)	7.2 (0.18)	14.5 (2.88)	66.0 (4.19)
レベル2 (N=47)				
人口10万人当たり医療施設従事医師数	252.4 (5.52)	40.3 (0.16)	169.8 (5.13)	329.5 (5.80)
人口10万人当たり医療施設従事歯科医師数	73.6 (4.28)	13.1 (0.17)	54.9 (4.01)	115.9 (4.75)

注 ()内の数値は、それぞれのデータの数値についてのものである。

表1(b) レベル1の変数の相関行列

	被保険者100人 当たり受診 件数・入院外	被保険者100人 当たり受診 件数・歯科	被保険者1人 当たり保険料 (税)調定額	被保険者1人 当たり旧 ただし書き 所得	1件当たり 医療費・ 入院外	1件当たり 医療費・歯科	65~75歳 被保険者比率
被保険者100人 当たり受診件数・入院外							
被保険者100人 当たり受診件数・歯科	0.440 0.000						
被保険者1人 当たり保険料(税)調定額	-0.064 0.008	0.034 0.159					
被保険者1人 当たり旧ただし書き所得	-0.233 0.000	0.036 0.132	0.553 0.000				
1件当たり医療費・ 入院外	-0.185 0.000	-0.025 0.296	-0.031 0.196	-0.074 0.002			
1件当たり医療費・ 歯科	-0.136 0.000	-0.624 0.000	0.051 0.036	0.018 0.459	-0.056 0.020		
65~75歳被保険者比 率	0.623 0.000	0.299 0.000	-0.128 0.000	-0.386 0.000	0.045 0.064	-0.069 0.004	

注 上段の数値は相関係数、下段の数値はp値である。

お、分析に当たっては、すべてのデータについて対数変換を施した。よって、求めた係数の値は弾力性を表している。

本研究で用いたすべてのデータは、公的機関によって匿名化・集計され、公表された既存資料である。従って、倫理的な問題は一切生じない。

Ⅲ 結 果

表2は、レベル2において、定数項と被保険者1人当たり保険料（税）調定額に対応する係数が都道府県ごとにランダムに変動すると仮定した場合の推定結果である。まず、レベル2の変量効果の分散が0であるという帰無仮説について検証を行った。定数項と被保険者1人当たり保険料（税）調定額については、入院外、歯科ともに $p < 0.001$ であった。次に、固定効果についてである。定数項については、入院外、歯科ともに1%の有意水準で有意であった。被保険者1人当たり保険料（税）調定額に対応する係数については、入院外、歯科ともに1%の有意水準で有意であり、符号はプラスであった。

表2 定数項と被保険者1人当たり保険料(税)調定額に対応する係数が都道府県ごとにランダムに変動すると仮定した場合の推定結果

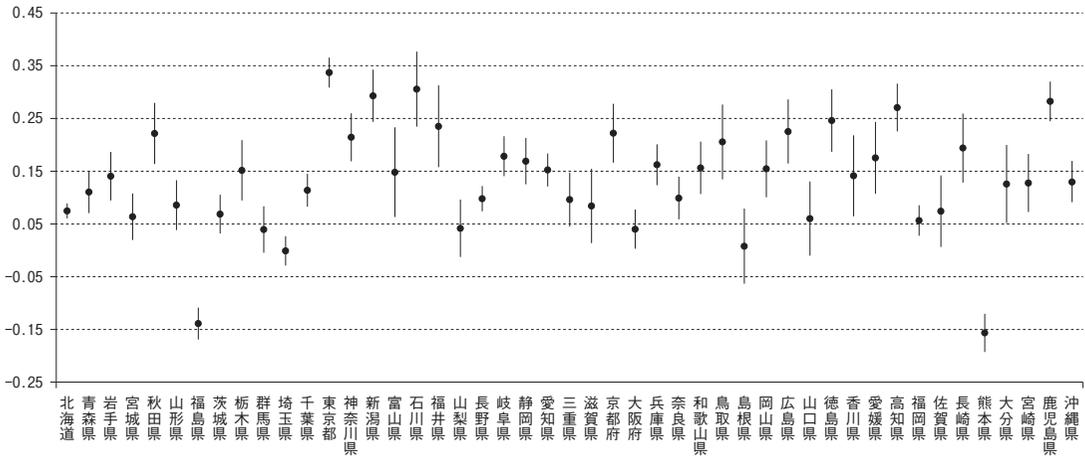
	被保険者100人 当たり受診件数・ 入院外		被保険者100人 当たり受診件数・ 歯科	
	パラメータ	p値	パラメータ	p値
固定効果				
定数項	7.087	0.000	11.714	0.000
被保険者1人当たり保険料(税)調定額	0.134	0.000	0.108	0.006
被保険者1人当たり旧ただし書き所得	0.001	0.949	0.057	0.018
1件当たり医療費・入院外	-0.213	0.000		
1件当たり医療費・歯科			-0.904	0.000
65~75歳被保険者比率	0.444	0.000	0.338	0.000
変量効果				
分散成分				
定数項	0.002	0.000	0.008	0.000
被保険者1人当たり保険料(税)調定額	0.017	0.000	0.016	0.000
レベル1	0.005		0.014	
Deviance	-3 952.131		-2 297.668	
パラメータ数	4		4	

注 1) 推定はrestricted maximum likelihood methodで行った。
 2) 誤差バイアスはロバスト修正した。
 3) Devianceは対数尤度関数の最大値に-2をかけたものである。
 4) 階層線型モデルでは定義上の問題があるため、自由度修正済決定係数は計算されない。
 5) 参考のため、定数項と係数がランダムに変動しないモデルをOLSで推定してみた(計算には、Stata/SE 15.1を利用)。ここでは、自由度修正済決定係数の結果だけを示しておく。入院外については0.433、歯科については0.480であった。

よって、総じてサンク・コスト効果が存在することが確認された。なお、説明変数のうち、被保険者1人当たり保険料（税）調定額だけが、都道府県ごとの平均値にセンタリングしたものとなっている。被保険者1人当たり旧ただし書き所得に対応する係数については、入院外、歯科ともに符号はプラスであった。ただし、歯科については5%の有意水準で有意であったものの、入院外については有意とはならなかった。よって、所得が高くなるほど、歯科の受診率は高くなる傾向があることが確認された。価格の指標である1件当たり医療費に対応する係数については、入院外、歯科ともに1%の有意水準で有意であり、符号はマイナスであった。よって、医療サービスの価格が高くなれば、受診時の患者負担が増えるため受診率が低下する傾向があることが確認された。65~75歳被保険者比率に対応する係数については、入院外、歯科ともに1%の有意水準で有意であり、符号はプラスであった。よって、被保険者の高齢化にともなって、受診率が高くなっていく傾向があることが確認された。

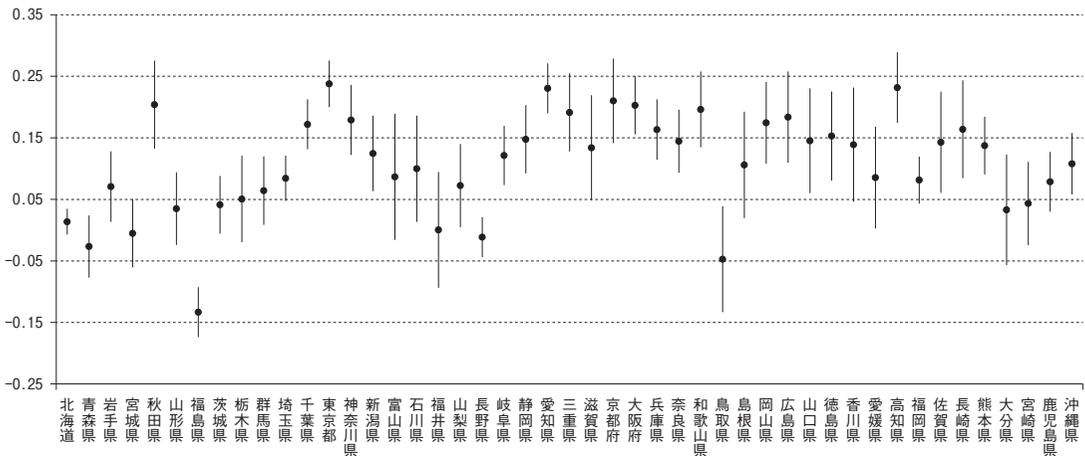
これらの推定結果に基づいて、各都道府県について被保険者1人当たり保険料（税）調定額に対応する係数の経験的ベイズ推定値を求めた。図1(入院外)と図2(歯科)がその結果を示している。これらの図において、経験的ベイズ推定値の95%信頼区間が互いに重なり合うことのない地域がみられた。よって、このような地域間においては、サンク・コスト効果の大きさに統計的に有意な差異が存在することが確認できた。係数の経験的ベイズ推定値によって地域ごとに細かなランキングを行うことは適切ではない¹⁴⁾。しかしながら、求めた推定値から、もう少し踏み込んだ分析はできる。すなわち、被保険者がサンク・コスト効果に基づ

図1 被保険者1人当たり保険料(税)調定額に対応する係数の経験的ベイズ推定値(入院外)



注 マーカーは経験的ベイズ推定値、実線はその95%信頼区間を示す。

図2 被保険者1人当たり保険料(税)調定額に対応する係数の経験的ベイズ推定値(歯科)



注 マーカーは経験的ベイズ推定値、実線はその95%信頼区間を示す。

く受診行動を取る地域が多数であったが、少数であっても、推定値がマイナスであり、被保険者のコスト意識に基づく行動が優勢である地域があることも確認された。先行研究と本研究では用いたデータの種類や分析方法に違いがあるが、得られた結果については矛盾はない。従って、行動経済学において指摘されたアノマリー(現実の人間が取る行動と理論とのギャップ)の存在を再確認し、先行研究の知見を補強することができた点で意義がある。

さて、以上の分析結果から一歩進めて、地域間におけるサック・コスト効果の大きさの差異

が人口当たりの医師数(歯科医師数)の多寡によって説明できるかどうかを検証してみた。表3は、推定結果である。レベル2における定数項と人口10万人当たり医療施設従事医師数(歯科医師数)に対応する係数の数値を除けば、表2で示した推定結果とほぼ変わらない。入院外については、レベル2において定数項を入れており、1%の有意水準で有意であった。歯科については、定数項を外して推定を行った。参考までに、定数項を入れた場合の推定値は0.297、 p 値は0.684であった。レベル2における人口当たりの医師数(歯科医師数)に対応する係数

については、それぞれ1%の有意水準で有意であり、符号はプラスであった。よって、人口当たりの医師数（歯科医師数）が増加すれば、サンク・コスト効果が大きくなる（コスト意識に基づく行動が優勢である地域においては、少なくともそれを抑制する）傾向があることが確認された。

Ⅳ 考 察

本研究では、国保の被保険者の受診行動について、サンク・コスト効果の存在を明らかにし、その大きさが医療資源量（人口当たりの医師数や歯科医師数）の多寡によって説明できることを示した。医師誘発需要仮説とは無関係に、人口当たりの医師数や歯科医師数が増加することによって、被保険者の医療サービスの利用しやすさが向上し、受診率が高まることは十分に起こり得るだろう。もちろん、利便性の向上による受診率の上昇自体は、問題ではない。問題となるのは、本研究で明らかになったサンク・コスト効果によって生じた受診率の上昇の部分だけである。被保険者の利便性の向上が、たまたまサンク・コスト効果を大きくすることにもつながってしまったということなのである。残念なことに、これはモラル・ハザードであり、医療資源の浪費につながる可能性が高いのである。

そもそも、医療費の自己負担分があっても、このようなモラル・ハザードが生じたわけであるから、その抑制効果に過度の期待をするわけにはいかない。また、医師や第三者がサンク・コスト効果による受診と、そうでない通常の受診とを区別していくことは、仮に可能であったとしても、かえってコストが掛ってしまうであろう。現実的な対策としては、保険料引き上げを検討する際に、サンク・コスト効果による受診率上昇（医療費の増加）も考慮に入れること

表3 被保険者1人当たり保険料（税）調定額に対応する係数の差異を医療資源量の違いによって説明した推定結果

	被保険者100人 当たり受診件数・ 入院外		被保険者100人 当たり受診件数・ 歯科	
	パラメータ	p 値	パラメータ	p 値
固定効果				
定数項	7.097	0.000	11.714	0.000
被保険者1人当たり保険料（税）調定額	-2.206	0.005		
人口10万人当たり医療施設従事医師数	0.424	0.003		
人口10万人当たり医療施設従事歯科医師数			0.025	0.006
被保険者1人当たり旧ただし書き所得	0.001	0.956	0.057	0.018
1件当たり医療費・入院外	-0.213	0.000		
1件当たり医療費・歯科			-0.904	0.000
65～75歳被保険者比率	0.443	0.000	0.338	0.000
変量効果				
分散成分				
定数項	0.002	0.000	0.008	0.000
被保険者1人当たり保険料（税）調定額	0.015	0.000	0.016	0.000
レベル1	0.005		0.014	
Deviance	-3 955.767		-2 294.690	
パラメータ数	4		4	

注 1) 推定はrestricted maximum likelihood methodで行った。
 2) 誤差バイアスはロバスト修正した。
 3) Devianceは対数尤度関数の最大値に-2をかけたものである。

である。そうしなければ、サンク・コスト効果の分だけ、将来の医療費に想定外の上乗せが生じることになるであろう。それを賄うために、再度保険料引き上げを行わなければならないになってしまう。いわゆる、いたちごっこの状態が続いてしまう可能性がある。

文 献

- 1) Arkes H R, Blumer C. The Psychology of Sunk Cost. *Organizational Behavior and Human Decision Processes* 1985 ; 35 : 124-40.
- 2) Phillips O R, Battalio R C, Kogut C A. Sunk and Opportunity Costs in Valuation and Bidding. *Southern Economic Journal* 1991 ; 58(1) : 112-28.
- 3) 塚原康博. 人間行動の経済学 実験および実証分析による経済合理性の検証. 東京：日本評論社, 2003 ; 79-88.
- 4) 佐川和彦. 国保被保険者の受診行動のアノマリーについて－マクロ・データによる検証－. 駿河台経済論集 2007 ; 17(1) : 21-37.
- 5) 佐川和彦. 日本の医療制度と経済－実証分析による解明－. 東京：薬事日報社, 2012 ; 59-82.
- 6) 佐川和彦. 組合管掌健康保険の保険料率と加入者の受診行動について. 厚生」の指標 2011 ; 58(2) : 31-6.

- 7) Raudenbush S W, Bryk A S. Hierarchical Linear Models : Applications and Data Analysis Methods Second Edition. Thousand Oaks : Sage Publications, 2002 : 16-95.
- 8) Raudenbush S, Bryk A, Cheong Y F, et al. HLM6 : Hierarchical Linear and Nonlinear Modeling. Lincolnwood : Scientific Software International. 2004 : 7-66.
- 9) 厚生労働省. 国民健康保険事業年報平成30年度. (https://www.mhlw.go.jp/stf/seisakunitsuite/bunya/iryohoken/database/seido/kokumin_nenpo.html) 2021.8.13.
- 10) 厚生労働省. 国民健康保険実態調査平成30年度. (https://www.mhlw.go.jp/stf/seisakunitsuite/bunya/iryohoken/database/seido/kokumin_jitai.html) 2021.8.13.
- 11) Folland S, Goodman A C, Stano M. The Economics of Health and Health Care Sixth Edition. Upper Saddle River : Pearson Education 2010 ; 198-9.
- 12) 西村周三. 医療の経済分析. 東京 : 東洋経済新報社, 1987 ; 34.
- 13) 厚生労働省. 平成30年医師・歯科医師・薬剤師統計. (<https://www.mhlw.go.jp/toukei/list/33-20.html>) 2021.8.13.
- 14) Kreft I, de Leeuw J. Introducing Multilevel Modeling. Thousand Oaks : Sage Publications, 1998. (小野寺孝義, 岩田昇, 菱村豊, 他訳. 基礎から学ぶマルチレベルモデル : 入り組んだ文脈から新たな理論を創出するための統計手法. 京都 : ナカニシヤ出版, 2006 ; 45-7.)