

論文

HLMによる健康と医療についての分析

佐川和彦

1. はじめに

日本人の健康状態は、世界の中でもトップクラスである。このような水準にまで健康が増進したのは、医療資源、教育水準、経済状況など、さまざまな好条件がそろったからであると考えられる。しかし、国民全体の平均ではなく、地域レベルでみると、多少なりとも健康状態に差異が存在していることは否めない事実である。健康に影響を及ぼす変数の大きさが地域ごとに異なるのであれば、健康状態の地域差が生じることは当然のことであろう。また、これとは別に、仮に健康に影響を及ぼす変数の大きさが同じであったとしても、それに対する健康状態の反応の大きさが、地域によって異なる可能性も考えなければならぬであろう。本稿の主たる目的は、Hierarchical Linear Model（以下、HLM）を応用することによって、このような地域ごとの反応の違いが存在するかどうか検証することである。とくに、健康増進における医療の効率性の違いについて強い関心をもっている。健康増進における医療の効率性についての地域差が確認できたならば、次に、その地域差を別の変数によって説明できるかどうか検証するのである¹。

本稿は次のように構成される。第2節においては、本稿で用いる分析方法およびデータについて説明する。第3節においては、推定結果を提示する。第4節においては、本稿の結論を述べることにする。

2. 分析方法およびデータ

本稿の分析方法は、基本的には、Or, Wang and Jamison (2005) がOECDに加盟する21カ国（1970～1998年）のデータを用いて行った研究に依拠したものとなっている。彼らの研究は、医療（人口当たり医師数）と健康との関係が国ご

とに異なると想定し、健康増進における医師の効率性の差異を人口当たり医師数に対応する係数の変動としてとらえるHLMを採用している。また、このような差異を説明するために、CTやMRIの普及状況などの説明変数を導入している。分析結果から、彼らは、人口当たり医師数が健康の重要な決定要因であり、医師の効率性については国ごとに有意な差異があること、さらに、その差異が先進医療技術の普及状況によって説明されうることを結論として述べている。

さて、本稿においては、独自の発想として、日本を対象に、健康増進における医師の効率性について地域ごとの差異を健康診断受診率の高低によって説明することを試みる。これは、次のような仮説にもとづくものである。すなわち、健康診断受診率が高い地域の住民はもともと健康に対する意識が高く、傷病に罹患した場合にも、かかった医師の指示をよく守るなどの行動をとおして、医療の効果をより高くする。また、健康診断受診によって疾病の早期発見・早期治療が可能になるため、健康診断受診率が高い地域において医療の効果が高くなる²。

ここでは、実証分析で用いたHLM³について説明しておくことにする。まず、次のようなレベル1モデルを考える。

$$y_{it} = \beta_{0i} + \beta_{1i}d_{it} + \sum_{q=1}^Q \gamma_q x_{qit} + e_{it} \quad (1)$$

1 本稿の内容と関連の深い文献をいくつか紹介しておくことにする。Fukuda, Nakamura and Takano (2005) は、個人ならびに地域の社会経済的要因が日本人成人の健康を害する行動に及ぼす影響について、マルチレベル分析によって検証している。その結果から、個人の社会経済状況は男女ともに影響が確認されるものの、地域の顕著な影響については女性のみで観察されると述べている。日本人の健康状態に影響を及ぼす要因について検証を行ったものとしては、高・梯 (2006) がある。彼らは、平均寿命と関連する因子として、就業状況や喫煙などを見だしている。また、健康と医療との関係に主眼をおいた研究としては次のようなものがある。Grubaugh and Santerre (1994) は、OECD諸国のデータを用いて検証を行い、乳児死亡率と人口当たりの医師数との間には有意に負の関係があることを見だしている。Aakvik and Holmås (2006) は、ノルウェーを対象として人口当たりの一般医の数と死亡率との関係について検証している。その結果から、これらの変数の間に有意な関係はないとしている。

ここで

y_{it} : t 年における都道府県 i の健康状態の指標

d_{it} : t 年における都道府県 i の人口当たり医師数

x_{qit} : t 年における都道府県 i の人口当たり医師数以外の説明変数 ($q = 1, 2, \dots, Q$)

β_{0i} : 都道府県 i の定数項

β_{1i} : 都道府県 i の人口当たり医師数に対応する係数

γ_q : 人口当たり医師数以外の説明変数に対応する係数 ($q = 1, 2, \dots, Q$)

e_{it} : レベル 1 の変量効果 (平均 0 の正規分布にしたがうと仮定)

次に、レベル 2 モデルにおいて、 β_{0i} と β_{1i} 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、

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

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

ここで

τ_0 と τ_1 はレベル 2 の定数項

μ_{0i} と μ_{1i} はレベル 2 の変量効果 [平均 0 の正規分布にしたがい、かつ $\text{cov}(\mu_{0i}, e_{it}) = \text{cov}(\mu_{1i}, e_{it}) = 0$ と仮定]

となる。

また、 β_{1i} の変動が都道府県ごとの健康診断受診率によって予測されると仮定するならば、

$$\beta_{1i} = \tau_1 + \alpha_1 z_i + \mu_{1i} \quad (4)$$

2 本稿の分析方法とは異なるが、わが国における健康診断の効果について分析を行った先行研究としては次のようなものがある。向山・西田・神田・神山・川口 (2000) は、政府管掌健康保険について、健康診断受診の医療費に対する削減効果をシミュレーションしている。若林 (2008) は、職域健康診断の有所見率と脳心血管疾患死亡率との相関について検証している。その結果、動脈硬化のリスク要因の有所見率はその時点の脳心血管疾患死亡率には反映されないことを示している。しかしながら、将来の死亡率の推移を予測するうえでは、現在の有所見率のデータが有用である可能性があるとも述べている。

3 HLMの説明にあたっては、Raudenbush and Bryk (2002) と Raudenbush, Bryk, Cheong, Congdon and du Toit (2004) も参照した。

ここで

z_i : 都道府県 i の健康診断受診率

α_1 : レベル 2 の係数

となる。

さて、本稿の分析においては、わが国の1975年から2005年までの都道府県別データ（5年間隔で7年分）を用いた。健康状態の指標として用いたのは、0歳ならびに65歳における平均余命（単位 年）、そして年齢調整死亡率（人口10万対）である。これらは、男女別のデータとなっている。なお、1995年の兵庫県の平均余命のデータは、阪神・淡路大震災の影響を除去した場合の数値であり、年齢調整死亡率も大震災による死亡を除いた数値である。人口当たり医師数としては、人口10万対医療施設従事医師数（従業地による都道府県別）を用いた⁴。人口当たり医師数以外のレベル 1 の説明変数としては、男女別の高等学校卒業生の進学率（単位 %）と1人当たり県民所得（実質値，単位 千円）を用いた。レベル 2 における説明変数としては、男女別の健康診断受診率（単位 %）を用いた。データの記述統計量については、表 1 に示した⁵。

4 Or, Wang and Jamison (2005) は、医療資源の尺度としては人口当たり医師数よりも実質医療費のほうが良いと述べている。しかし、OECD 諸国については、正確かつ信頼性の高い医療サービスの購買力平価がえられないために、彼らの研究においては、実質医療費ではなく、人口当たり医師数を採用している。本稿においては、これとは別の可能性を考慮に入れて、医療費を用いないことにした。いうまでもなく、傷病の治療にかかる医療費が増えることによって人々の健康状態がより一層改善するという可能性は考えられる。しかしながら、一方で、人々の健康状態の良し悪しが医療費の大きさを左右するという可能性も考えなければならない。たとえば、健康状態が良い地域ほど医療費は少なくなるといふことである。

5 0歳ならびに65歳における平均余命のデータの出所は、厚生統計協会『国民衛生の動向』の各年版ならびに厚生労働省『平成17年都道府県別生命表の概況』（<http://www.mhlw.go.jp/>）である。年齢調整死亡率のデータの出所は、厚生労働省『都道府県別にみた死亡の状況—平成17年都道府県別年齢調整死亡率の概況—』（<http://www.mhlw.go.jp/>）である。人口10万対医療施設従事医師数（従業地による都道府県別）のデータの出所は、厚生省『昭和59年医師・歯科医師・

HLMによる健康と医療についての分析

表1 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=329)				
0歳における平均余命(男)	75.51 (4.32)	2.40 (0.03)	69.69 (4.24)	79.84 (4.38)
0歳における平均余命(女)	81.82 (4.40)	2.99 (0.04)	75.86 (4.33)	86.88 (4.46)
65歳における平均余命(男)	16.19 (2.78)	1.51 (0.10)	12.94 (2.56)	19.16 (2.95)
65歳における平均余命(女)	20.24 (3.00)	2.33 (0.12)	15.70 (2.75)	24.86 (3.21)
年齢調整死亡率(男)	785.0 (6.65)	155.4 (0.19)	539.4 (6.29)	1159.3 (7.06)
年齢調整死亡率(女)	451.9 (6.07)	134.8 (0.29)	271.2 (5.60)	754.9 (6.63)
高等学校卒業者の進学率(男)	32.6 (3.44)	9.2 (0.29)	13.3 (2.59)	54.8 (4.00)
高等学校卒業者の進学率(女)	38.8 (3.62)	9.7 (0.26)	18.1 (2.90)	62.1 (4.13)
人口10万対医療施設従事医師数	160.8 (5.04)	44.6 (0.29)	53.9 (3.99)	264.2 (5.58)
1人当たり県民所得(実質値)	2444 (7.78)	551 (0.23)	1324 (7.19)	4502 (8.41)
レベル2 (N=47)				
健康診断受診率(男)	66.4 (4.19)	4.6 (0.07)	54.6 (4.00)	75.0 (4.32)
健康診断受診率(女)	57.0 (4.04)	5.4 (0.09)	47.4 (3.86)	69.5 (4.24)

注 () 内の数値は、それぞれのデータの対数値についてのものである。

薬剤師調査』ならびに厚生労働省『平成20年医師・歯科医師・薬剤師調査』(<http://www.mhlw.go.jp/>)である。なお、このデータについては、途中から隔年調査となった。本稿の分析対象年と一致しない場合には、その前年のデータを用いることにした。高等学校卒業者の進学率のデータの出所は、総務省統計局『日本統計年鑑』の各年版である。1人当たり県民所得のデータの出所は、内閣府『県民経済計算(昭和50年度—平成11年度)』、『県民経済計算(平成2年度—平成15年度)』、『平成19年度県民経済計算』(それぞれ、<http://www.cao.go.jp/>)である。本稿の分析では、平成2年基準計数、平成7年基準計数、平成12年基準計数をそのまま用いたことを注意しておきたい。また、このデータの実質化にあたっては、総務省統計局『平成17年基準消費者物価接続指数』(<http://www.stat.go.jp/>)の県庁所在地別・総合・年度平均を用いた。健康診断受診状況のデータの出所は、厚生労働省『平成13年国民生活基礎調査』(<http://www.mhlw.go.jp/>)である。

3. 推定結果

本稿において提示するすべての推定結果は、full maximum likelihood methodによって計算されたものである⁶。誤差バイアスはロバスト修正してある。レベル1の説明変数については、都道府県ごとの平均値にセンタリングしてある。すなわち、もとの数値から都道府県ごとの平均値を差し引いた値を用いている⁷。なお、分析にあたっては、すべてのデータについて対数変換をほどこしたものをを用いているため、もとめられた係数の値は弾力性を表している。

表2は、レベル2モデルにおいて、定数項と人口10万対医療施設従事医師数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。本稿においては、都道府県別データを用いているため、レベル1に

表2 推定結果(1)

	0歳における平均余命		65歳における平均余命		年齢調整死亡率	
	男	女	男	女	男	女
固定効果						
定数項	4.32378 (0.000)	4.40385 (0.000)	2.77986 (0.000)	3.00067 (0.000)	6.64673 (0.000)	6.07060 (0.000)
高等学校卒業者の進学率	0.00627 (0.021)	-0.00009 (0.985)	0.02762 (0.001)	0.03252 (0.023)	-0.09681 (0.000)	-0.04089 (0.268)
1人当たり県民所得(実質値)	0.03009 (0.001)	-0.00078 (0.891)	0.06973 (0.008)	-0.02506 (0.160)	-0.20270 (0.000)	0.06531 (0.167)
人口10万対医療施設従事医師数	0.11678 (0.000)	0.17243 (0.000)	0.36230 (0.000)	0.54006 (0.000)	-0.66604 (0.000)	-1.38588 (0.000)
変量効果						
分散成分						
定数項	0.00006 (0.000)	0.00003 (0.000)	0.00042 (0.000)	0.00049 (0.000)	0.00177 (0.000)	0.00174 (0.000)
人口10万対医療施設従事医師数	0.00052 (0.000)	0.00132 (0.000)	0.00599 (0.000)	0.01433 (0.000)	0.01874 (0.000)	0.09414 (0.000)
レベル1	0.00004	0.00004	0.00040	0.00037	0.00155	0.00220
Deviance	-2192.15964	-2211.60144	-1473.47329	-1451.63402	-1020.63179	-873.65993
パラメータ数	8	8	8	8	8	8

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

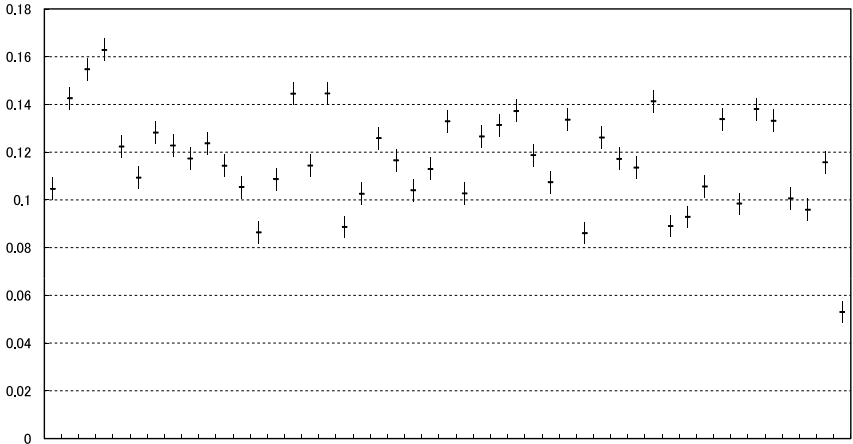
6 計算にあたっては、統計ソフトウェアHLM6を利用した。

7 センタリングの詳細については、Raudenbush and Bryk (2002) の第2章を参照のこと。

については $N = 329$ 、レベル2については $N = 47$ となっている。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う。定数項については、6つの推定結果ともに $p < 0.001$ であった。人口10万対医療施設従事医師数についても、6つの推定結果ともに $p < 0.001$ 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、6つの推定結果ともに1%の有意水準で有意であった。高等学校卒業者の進学率に対応する係数については、女性の0歳における平均余命と女性の年齢調整死亡率の場合には統計的に有意とはならなかった。これら以外の推定結果においては、1%あるいは5%の有意水準で有意であった。有意となった係数の符号は、平均余命の場合はプラスであり、年齢調整死亡率の場合はマイナスであった。これによって、少なくとも男性については、進学率（すなわち、教育水準）が向上すれば、平均余命が伸び、年齢調整死亡率は低下する傾向があることが確認されたのである。1人当たり県民所得に対応する係数についてであるが、女性については3つの推定結果とも統計的に有意とはならなかった。しかし、男性については、3つの推定結果ともに1%の有意水準で有意であった。係数の符号は、平均余命の場合はプラスであり、年齢調整死亡率の場合はマイナスであった。これによって、男性については、所得水準が上昇すれば、平均余命が伸び、年齢調整死亡率は低下する傾向があることが確認されたのである。人口10万対医療施設従事医師数に対応する数値は、都道府県間における平均的な医師の効率性を示すものとなっている。これについては、6つの推定結果ともに1%の有意水準で有意であった。また、符号は、平均余命の場合はプラスであり、年齢調整死亡率の場合はマイナスであった。よって、人口10万対医療施設従事医師数が増加すれば、平均余命が伸び、年齢調整死亡率は低下する傾向があることが確認されたのである。

これらの推定結果にもとづいて、各都道府県について健康増進における医師の効率性（人口10万対医療施設従事医師数に対応する係数）の経験的ベイズ推定値⁸をもとめた。図1から図6まではその結果を示している。これらすべての図において、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都道府県がみられた。よって、このような都道府県間においては、健康増

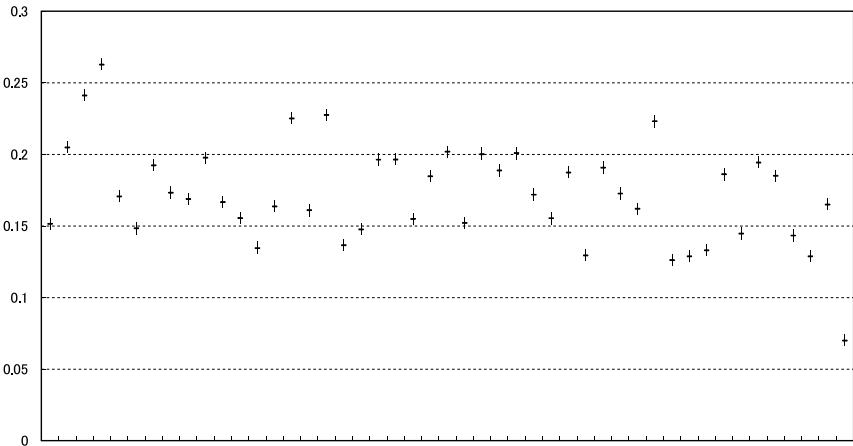
8 経験的ベイズ推定値の定義と計算方法については、Raudenbush and Bryk (2002) の第3章を参照のこと。



北 青 岩 宮 秋 山 福 茨 栃 群 埼 千 東 神 新 富 石 福 山 長 岐 静 愛 三 滋 京 大 兵 奈 和 鳥 島 岡 広 山 徳 香 愛 高 福 佐 長 熊 大 宮 鹿 沖
海 森 手 城 田 形 島 城 木 馬 玉 葉 京 奈 潟 山 川 井 梨 野 阜 岡 知 重 賀 都 阪 庫 良 歌 取 根 山 島 口 島 川 媛 知 岡 賀 崎 本 分 崎 児 繩
道 川 山 島

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1 経験的ベイズ推定値（0歳における平均余命，男）

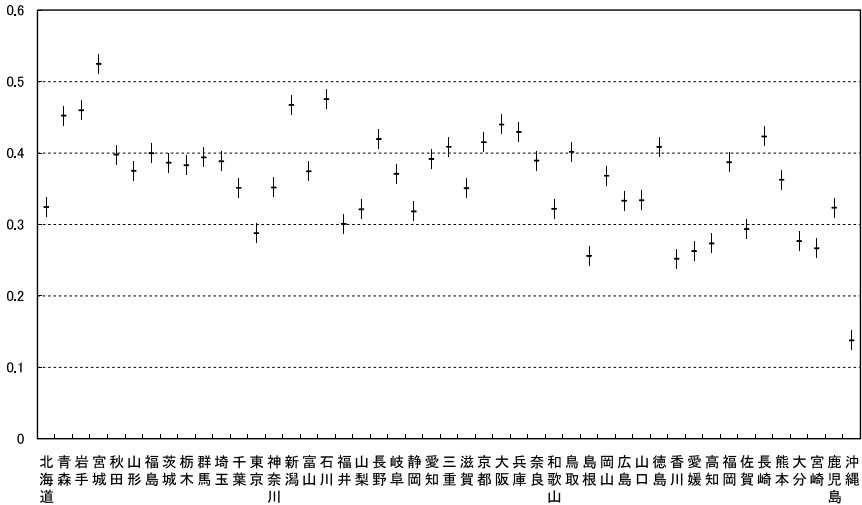


北 青 岩 宮 秋 山 福 茨 栃 群 埼 千 東 神 新 富 石 福 山 長 岐 静 愛 三 滋 京 大 兵 奈 和 鳥 島 岡 広 山 徳 香 愛 高 福 佐 長 熊 大 宮 鹿 沖
海 森 手 城 田 形 島 城 木 馬 玉 葉 京 奈 潟 山 川 井 梨 野 阜 岡 知 重 賀 都 阪 庫 良 歌 取 根 山 島 口 島 川 媛 知 岡 賀 崎 本 分 崎 児 繩
道 川 山 島

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。

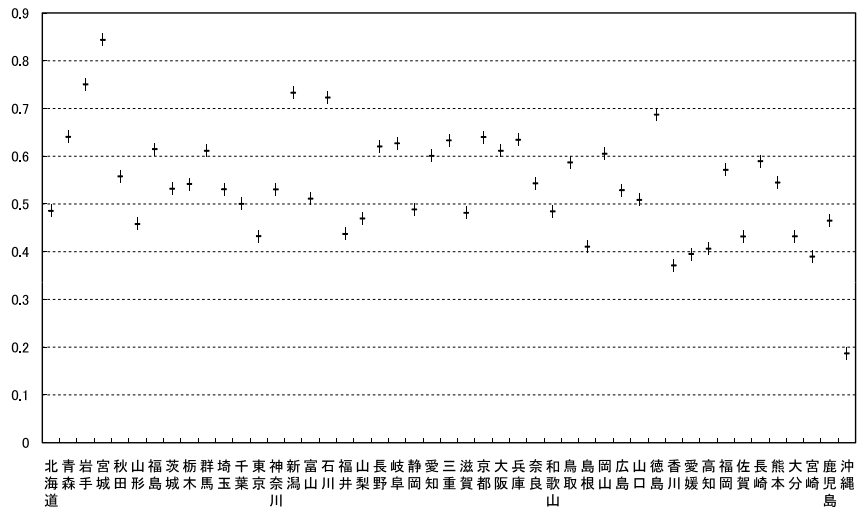
図2 経験的ベイズ推定値（0歳における平均余命，女）

HLMによる健康と医療についての分析



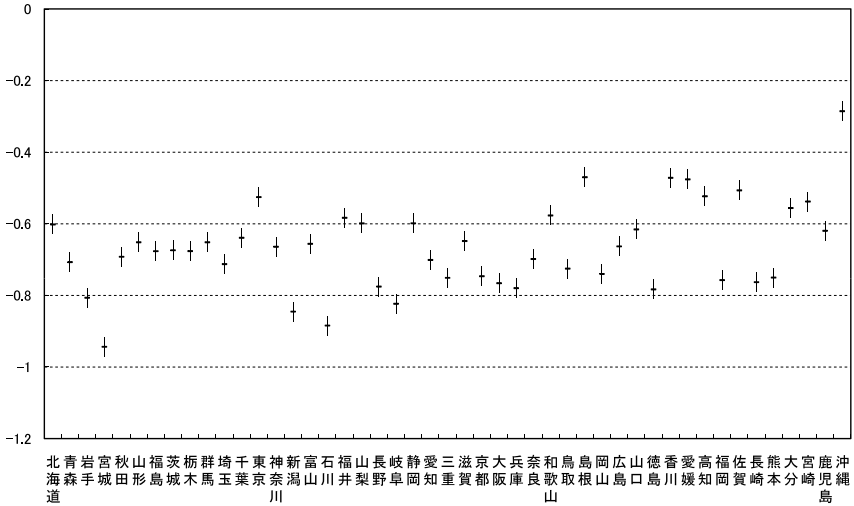
注 マーカーは経験的ベイズ推定値，実線はその95%信頼区間を示す。

図3 経験的ベイズ推定値（65歳における平均余命，男）



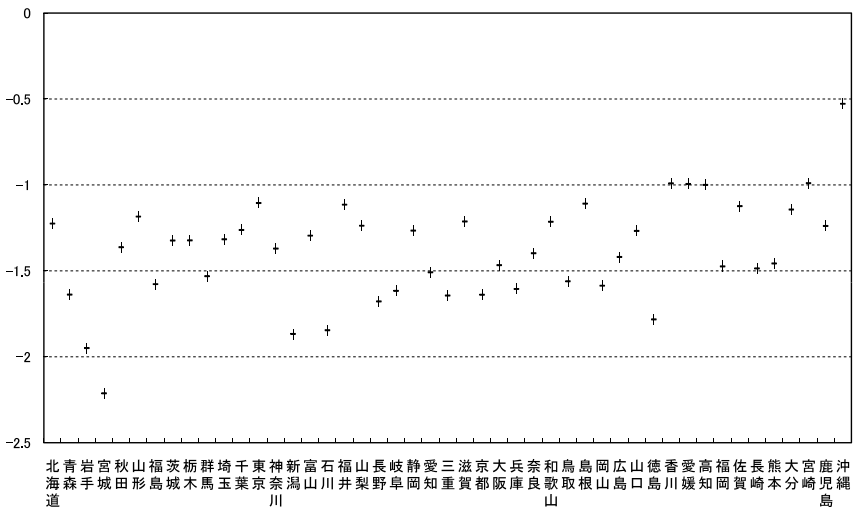
注 マーカーは経験的ベイズ推定値，実線はその95%信頼区間を示す。

図4 経験的ベイズ推定値（65歳における平均余命，女）



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5 経験的ベイズ推定値（年齢調整死亡率，男）

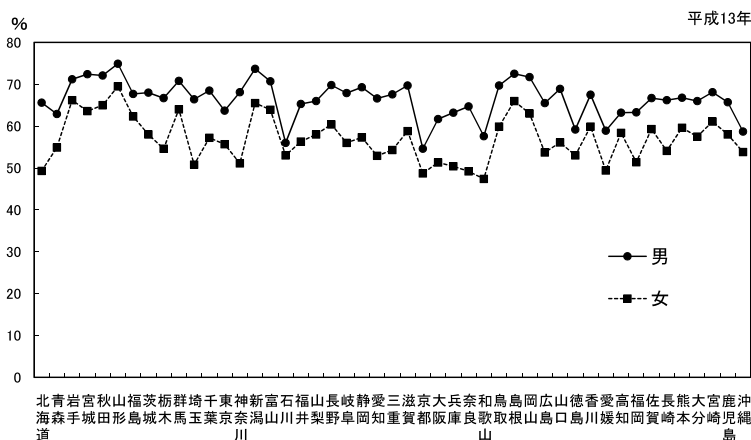


注 マーカーは経験的ベイズ推定値，実線はその95%信頼区間を示す。

図6 経験的ベイズ推定値（年齢調整死亡率，女）

進における医師の効率性に統計的に有意な差異が存在することが確認できた。

さて、これまでで示した分析の結果をうけて、健康増進における医師の効率性の差異が健康診断受診率の高低によって説明できるかどうかを検証してみた。本稿で分析に用いた各都道府県健康診断受診率（20歳以上を対象）のデータについては、図7に示した⁹。表3は、推定結果である。健康診断受診率に対応するレベル2の係数の数値をのぞけば、表2で提示した推定結果と大きな違いはないことがわかる。上述のレベル2モデルの説明では、説明変数である健康診断受診率以外に定数項がついており、本稿においてもまず定数項をつけた推定を試みた。しかしながら、統計的に有意な結果をえることはできなかった。



資料 厚生労働省『平成13年国民生活基礎調査』(<http://www.mhlw.go.jp/>)

図7 健康診断を受診した者の割合（20歳以上）

9 国民生活基礎調査における健康診断受診状況のデータは、3年ごとにえられるものである。レベル2における説明変数としては、そのうちの1年分のデータを用いることになる。Jamison, Lau and Wang (2005) は、HLMを用いた研究において、分析対象とした期間のうちで最初の年のデータをレベル2における説明変数として用いる方法をとっている。彼らの手続きにしたがうならば、本稿の場合には1975年のデータがその候補になるであろう。しかしながら、2001年までは男女別の調査が実施されていないという事情がある。それゆえ、本稿では1つの試みとして、2001年のデータを用いることにした。

表3 推定結果(2)

	0歳における平均余命		65歳における平均余命		年齢調整死亡率	
	男	女	男	女	男	女
固定効果						
定数項	4.32378 (0.000)	4.40385 (0.000)	2.77985 (0.000)	3.00066 (0.000)	6.64674 (0.000)	6.07064 (0.000)
高等学校卒業者の進学率	0.00620 (0.022)	-0.00045 (0.923)	0.02734 (0.001)	0.03136 (0.030)	-0.09638 (0.000)	-0.03877 (0.299)
1人当たり県民所得(実質値)	0.02987 (0.001)	-0.00097 (0.864)	0.06889 (0.008)	-0.02568 (0.147)	-0.20141 (0.000)	0.06632 (0.158)
人口10万対医療施設従事医師数 健康診断受診率	0.02790 (0.000)	0.04281 (0.000)	0.08659 (0.000)	0.13406 (0.000)	-0.15913 (0.000)	-0.34389 (0.000)
変量効果						
分散成分						
定数項	0.00006 (0.000)	0.00003 (0.000)	0.00042 (0.000)	0.00049 (0.000)	0.00177 (0.000)	0.00174 (0.000)
人口10万対医療施設従事医師数	0.00052 (0.000)	0.00132 (0.000)	0.00588 (0.000)	0.01436 (0.000)	0.01841 (0.000)	0.09327 (0.000)
レベル1	0.00004	0.00004	0.00040	0.00037	0.00155	0.00219
Deviance	-2192.92547	-2212.71401	-1474.21958	-1452.43498	-1021.38351	-875.20748
パラメータ数	8	8	8	8	8	8

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

そこで、定数項をはずして推定を試みたところ、一応良好な結果がえられたので、それらを表3として提示することにしたのである。健康診断受診率に対応するレベル2の係数についてみてみると、6つの推定結果ともに1%の有意水準で有意であった。符号については、平均余命の場合はプラスであり、年齢調整死亡率の場合はマイナスであった。よって、健康診断受診率が高い都道府県では、平均余命の場合において人口10万対医療施設従事医師数に対応する係数が大きくなること、すなわち、平均余命をのぼすように医師の効率性が高まる傾向があることが確認されたのである。一方、年齢調整死亡率の場合において人口10万対医療施設従事医師数に対応する係数が絶対値でみて大きくなること、すなわち、年齢調整死亡率を低下させるように医師の効率性が高まる傾向があることが確認されたのである。

4. む す び

本稿の目的は、わが国を対象として、健康増進における医師の効率性について

て都道府県ごとの差異が存在することを明らかにし、このような差異を健康診断受診率の高低によって説明することであった。分析にあたっては、HLMを応用した。ここでは、えられた分析結果についてまとめて、本稿の結論を述べることにする。

第1段階として、HLMの推定結果にもとづいて、各都道府県について健康増進における医師の効率性（人口10万対医療施設従事医師数に対応する係数）の経験的ベイズ推定値をもとめた。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都道府県がみられたことから、都道府県間において、健康増進における医師の効率性に統計的に有意な差異が存在することが確認できた。

第1段階の結果をうけて、第2段階として、レベル2における説明変数として、健康診断受診率を用いて推定を行った。その結果、健康診断受診率が高い都道府県においては、平均余命をのばすように医師の効率性が高まる傾向があることが確認されたのである。一方では、年齢調整死亡率を低下させるように医師の効率性が高まる傾向があることも確認されたのである。

最後に、今後の研究課題について述べておくことにする。第1に、健康診断の受診状況のデータについてである。実証分析に先立って、健康診断受診による疾病の早期発見・早期治療の効果が医師の効率性の上昇となって現れると仮定した。また、健康診断受診率が健康に対する住民の意識の高さを表す指標になると仮定した。これについては、住民が傷病に罹患した場合に、かかった医師の指示をよく守るなどの行動をとおして、医師の効率性をより高くするというようにとらえるのである。このような仮説を検証するために行った分析結果は、ほぼ満足のいくものであった。しかしながら、この結果を受け入れるにあたっては、若干の注意が必要である。それは、今回の分析が特定の年に限定した健康診断の受診状況のデータを用いたものであるという点である。もちろん、分析対象とした期間中、各都道府県の健康診断受診率の傾向に大きな変化がないとするならば、えられた結果に疑いを差し挟む余地は少なくなるとも考えられる。第2に、人口当たり医師数以外の要因の及ぼす影響が男女間で大きく異なっただけという点である。この結果について、現段階では解釈づけることができていない。第3に、本稿と同様の分析方法によって、医師以外の医療関係者や施設・設備の効率性についても検証を行う必要があると考えられる。ともかく、

今回の研究は第一歩であり、今後もさらに研究を積み重ねていく必要があると考えている。

参考文献

- Aakvik, A. and Holmås, T.H. (2006) “Access to Primary Health Care and Health Outcomes: The Relationships between GP Characteristics and Mortality Rates,” *Journal of Health Economics*, Vol. 25, pp. 1139–1153.
- Fukuda, Y., Nakamura, K. and Takano, T. (2005) “Accumulation of Health Risk Behaviours is Associated with Lower Socioeconomic Status and Women’s Urban Residence: A Multilevel Analysis in Japan,” *BMC Public Health*, Vol. 5 (53), doi: 10.1186/1471-2458-5-53.
- Grubaugh, S.G. and Santerre, R.E. (1994) “Comparing the Performance of Health Care Systems: An Alternative Approach,” *Southern Economic Journal*, Vol. 60 (4), pp. 1030–1042.
- Jamison, D.T., Lau, L.J. and Wang, J. (2005) “Health’s Contribution to Economic Growth in an Environment of Partially Endogenous Technical Progress,” in López-Casasnovas, G., Rivera, B. and Currais, L., eds., *Health and Economic Growth: Findings and Policy Implications*, The MIT Press, pp. 67–91.
- Or, Z., Wang, J. and Jamison, D. (2005) “International Differences in the Impact of Doctors on Health: A Multilevel Analysis of OECD Countries,” *Journal of Health Economics*, Vol. 24, pp. 531–560.
- Raudenbush, S.W. and Bryk, A.S. (2002) *Hierarchical Linear Models: Applications and Data Analysis Methods, Second Edition*, Sage Publications.
- Raudenbush, S., Bryk, A., Cheong, Y.F., Congdon, R. and du Toit, M. (2004) *HLM 6: Hierarchical Linear and Nonlinear Modeling*, Scientific Software International.
- 高俊珂・梯正之 (2006) 「都道府県別の平均寿命と社会・経済指標および栄養指標との関連性」『広島大学保健学ジャーナル』Vol. 5(2), 62–69ページ。
- 向山晴子・西田正樹・神田晃・神山吉輝・川口毅 (2000) 「政府管掌健康保険の成人病健診事業による財政効果に関する研究」『厚生 の 指標』第47巻, 第7号, 15–21ページ。
- 若林一郎 (2008) 「都道府県別の職域定期健康診断有所見率と脳心血管疾患死亡率との関連性」『厚生 の 指標』第55巻, 第4号, 1–6ページ。