

## 医師需要誘発仮説とアクセスコスト低下仮説 —— 2次医療圏, 市単位のパネルデータによる分析 ——

岸 田 研 作

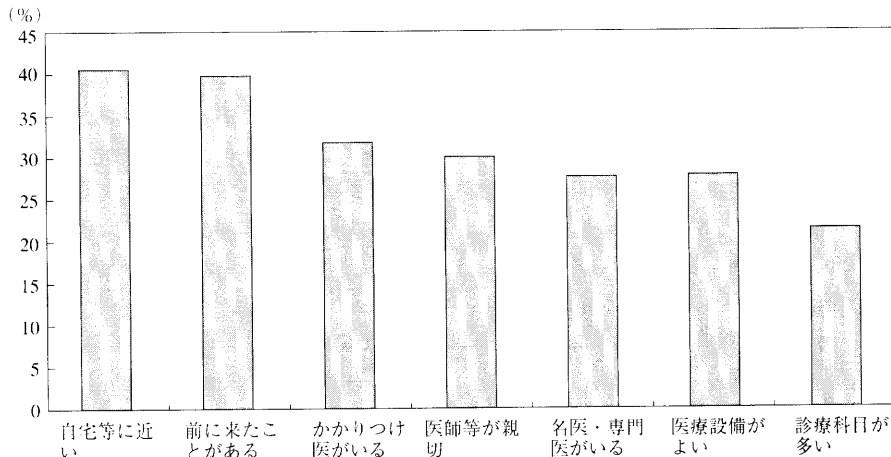
### I はじめに

本稿の目的は、外来医療を対象に医師需要誘発仮説の検証を行うことである。近年、医療費の高騰を背景に様々な医療費削減政策が検討されている。しかし、医師需要誘発仮説が成り立つと、医師の所得が何らかの要因で低下した場合、医師は低下した所得を補うために、医療サービスの知識を患者よりも圧倒的に多く持つことを利用して、過剰な医療サービスを供給する。従って、医師所得の低下につながる医療費削減政策は、予想した効果を十分に発揮しない可能性が考えられる。

医師需要誘発仮説の実証研究のほとんどは、人口当り医師数を説明変数に含んだ需要関数を推定するというアプローチをとっている。人口当り医師数の増加は、医師1人当りの患者数を減少させ、医師所得の低下が起きると想定されている。仮説が肯定されるのは、需要関数に含まれる人口当り医師数の係数が正の符号を示し、人口当り医師数の増加が必要関数を上方シフトさせる場合である。これは、人口当り医師数の増加(医師所得の低下)が誘発需要を生み出している証拠と解釈されている<sup>1)</sup>。欧米ではこのテーマに関する夥しい数の実証研究が行われ、仮説を肯定する代表的な研究としては、Fuchs (1978), Cromwell and Mitchell (1986) があり、それぞれ人口当りの外科医数が1%増えると、人口当り手術件数が0.3%、0.09%増えることを示している。しかし、それらの実証結果に対しては、幾つかの厳しい批判も行われている。その中で、本稿が扱う外来医療に最

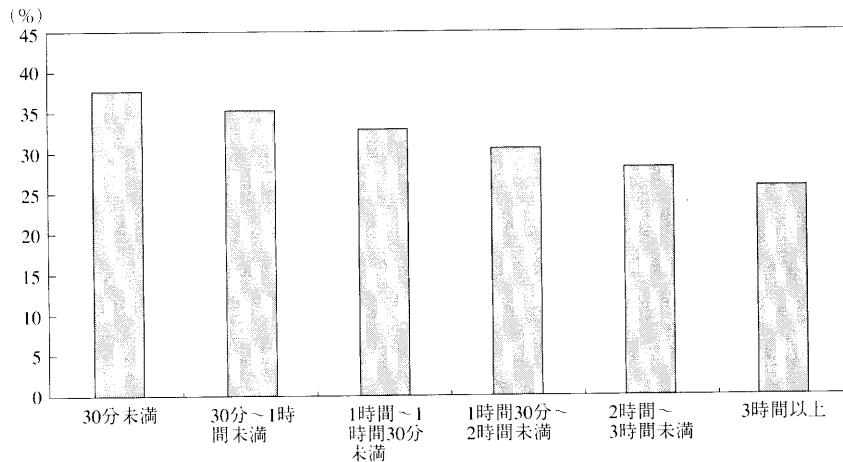
も深く当てはまるのは、たとえ医師による誘発需要がなくても、人口当り医師数の増加が必要を増やす可能性があることを指摘するものである。Acton (1975), Escarce (1992) によれば、保険に加入している者は自己負担額のみを払うため、医療サービスの費用として相対的にアクセスコストが重要になってくる可能性が高い。アクセスコストには、交通費、移動時間や診察の待ち時間に伴う機会費用が含まれる。人口当り医師数の増加はアクセスコストの低下につながり、それが医療サービスの需要を増加させている可能性があるのである。つまり人口当り医師数は、医師所得へかかる圧力の代理変数であるとともに、医師へのアクセスの良さをあらわす代理変数としての要素も含んでいる可能性があるのである。図1は、自宅から近い医療機関を選択する外来患者が多いことを示している。図2は、診察前の待ち時間が短いほど外来患者の満足度が高いことを示している。わが国でも外来医療を対象に医師需要誘発理論の実証分析を行う場合、アクセスコスト低下の影響を考慮する必要があるだろう。

わが国における医師需要誘発仮説の先行研究としては、西村 (1987), 大竹 (1990), 鈴木 (1997), 泉田他 (1998) がある<sup>2)</sup>。しかし、西村 (1987), 大竹 (1990) では、アクセスコスト低下の影響は考慮されていない。鈴木 (1997) は、本稿と同様外来医療を対象とし、Rossiter and Wilensky (1983, 1984), Escarce (1992) にならい、初診需要を患者の自発的な需要と想定した実証を試みている。初診需要の代理変数としては、外来受診件数が用いられている。実証結果は、人口当り医師



出所) 厚生省大臣官房統計情報部編 (1996) 『受療行動調査』より作成。

図1 外来患者の医療機関選択割合 (複数回答・上位7つ)



出所) 厚生省大臣官房統計情報部編 (1996) 『受療行動調査』より作成。

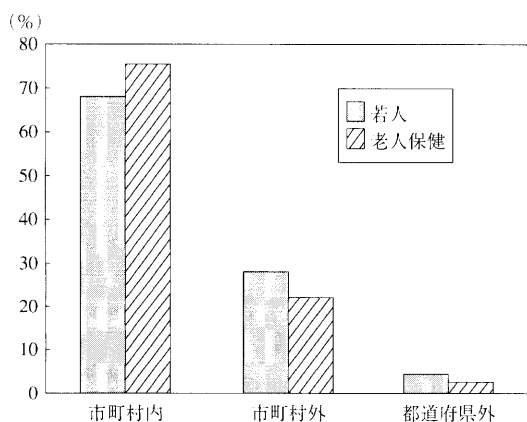
図2 外来患者の診療待ち時間別満足と答えた者の割合

数の増加をもたらす1人当たり医療費の増加のほとんどが初診需要の増加によってもたらされることを示し、医師による誘発需要はたとえ存在しても非常に限定的であると結論付けている。泉田他(1998)は、健康の増加に結びつかない需要の増加を誘発需要とみなすことで、アクセスコスト低下によるバイアスの回避を試みている。その推定結果は、人口当たり医師数の1%の増加は、1人当たり外来日数を1.0%、1人当たり入院日数を1.4%

増加させることを示している。しかし、彼らが健康の指標として採用した70歳生存率は、医療サービス以外の地域固有の要因に大きく影響されると考えられる。従って、地域固有の要因を考慮しない彼らの推定方法と結果には疑問が残る。さらに70歳生存率の健康指標としての適切性も検証されていない。鈴木(1997)、泉田他(1998)の分析対象は老人である。

国内外の先行研究のほとんどは、集計された横

断面データを用いて実証を行っている<sup>3)</sup>。従って、医療需要に対する観察されない地域固有の影響が考慮されておらず、推定結果にはバイアスがかかっている可能性がある。また、わが国の先行研究で用いられているデータの集計単位は不適切であると考えられる。西村(1987)、大竹(1990)、泉田他(1998)は、都道府県単位という集計の度合いがかなり高いデータを用いている。言うまでもなく、データの集計度が高くなるほど見かけの相関が強くなるであろう。鈴木(1997)は、診療緒率のデータとして個票を用いているが、人口当り医師数は市町村単位の集計値である。これは、患者の受診行動が市町村内で完結していることを仮定していることに他ならない。しかし、町村単位の集計データの使用は問題があると考えられる。図3は、受診した医療機関の所在別の外来レセプト枚数割合を示している<sup>4)</sup>。若人では、レセプト全体の30%以上が居住する市町村外での受診によるものである。老人ではこの割合はやや小さくなるが、それでも25%が市町村外の受診によるものである。この比率は大きさの異なるすべての市町村平均であるため、小さな町村在住者の場合、近隣の市町村で受診することがかなり頻繁に行われていると考えられる<sup>5)</sup>。このことは、Dranove



出所) 厚生省保険局調査課編『1996年度国民健康保険医療給付実態調査報告』より作成。

図3 受診した医療機関の所在別レセプト枚数割合 (外来)

and Wehner (1994) も指摘するように、推定結果にバイアスをもたらすであろう<sup>6)</sup>。

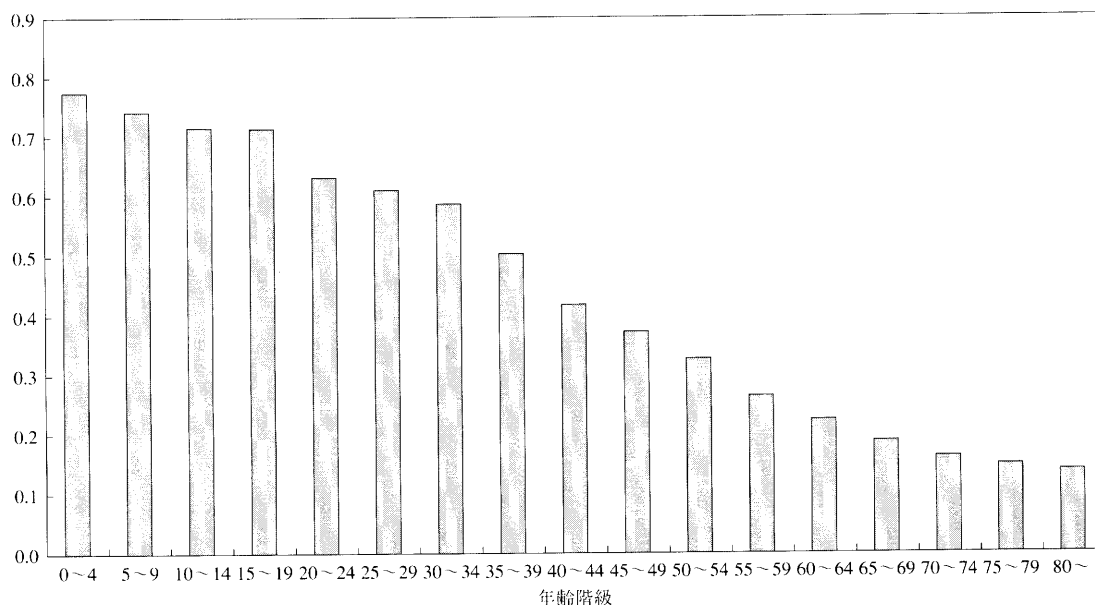
本稿の課題は、次の2点である。第1点は、鈴木(1997)の推定方法に改良を加え、人口当り医師数が増加した場合、患者の自発的な需要と医師による誘発された需要がそれぞれ1人当り医療費に与える影響を定量的に把握することである。第2点は、データセットの改良である。パネルデータを用いることで、医療サービス需要に対する観察されない地域固有の影響を考慮した推定を行う<sup>7)</sup>。さらに2次医療圏あるいは市の単位で集計された2種類のデータを用いることで集計単位の改善を行う。2次医療圏は、集計単位としてはやや大きい、その反面患者の「越境問題」によるバイアスは小さいと考えられる<sup>8)</sup>。それに対して、市は集計度が低いものの患者の「越境問題」によるバイアスはやや大きい可能性がある。さらに都道府県データを用いた推定結果を示し、その結果を2次医療圏、市単位の分析結果と比較して、先行研究の多くで用いられてきた都道府県単位のデータによる結果と比較する。結果が大きく異なる場合、都道府県単位を用いた先行研究の結果はバイアスがかかっている可能性が高いと考えられる<sup>9)</sup>。論文の構成は以下の通りである。IIでは、データの性質と推定方法を示す。IIIは、推定結果と考察。IVは、まとめと今後の課題である。

## II データの性質と推定方法

1では、初診需要をあらわす初診回数について考察し、若人については新たに初診回数をあらわす変数を作成する。2では、人口当り医師数もたらす患者自発需要と医師誘発需要をそれぞれ定量的に推定する方法を述べる。

### 1 初診回数についての考察と推定

本稿は、鈴木(1997)同様初診需要を患者による自発的な需要とみなし、それを利用した推定を行う。ところで、調査月が5月である『国民健康保険医療給付実態調査報告』から作成された図4は、年齢階級によって疾病の治療に必要な日数が



出所) 厚生省保険局調査課編『1996年度国民健康保険医療給付実態調査報告』より作成。

図4 当該月に診療を開始したレセプトの割合(外来)

異なることを示している。低年齢層の者は、5月診療分レセプトの7割以上の診療開始月が当該月(5月)である。これは、低年齢層の疾患のほとんどが、風邪など治療日数が短い疾患が多いことが原因である。それとは対照的に、70歳以上の高齢者では、当該月に診療が始まったレセプトは2割に満たない。これは高齢者になるほど慢性疾患にかかる者の割合が高くなり、診療日数が増えるためである。本稿では、国保被保険者を対象に都道府県、2次医療圏、市の単位で集計されたデータを用いる。しかし、年齢階級が高くなるほど1疾病当りの治療日数が長くなることは、年齢構成が高い地域ほど受診件数に占める初診回数の割合が低くなることを意味する<sup>10)</sup>。そこで以上の問題を回避するため、年齢構成の異なる地域ごとに初診回数を推定する<sup>11)</sup>。まず、年齢構成の異なる地域ごとに受診件数に占める初診件数の割合(以下、初診割合)を推定する。推定式は、被説明変数として初診割合、説明変数として国保被保険者の高齢化率を採用した。国保被保険者の高齢化率としては、国保被保険者に占める老人保健加入者の割

合を用いた。この指標を用いた理由は、これが現在公表されている都道府県より小さい集計単位のデータで利用可能な国保被保険者の年齢構成をあらわしうる唯一の指標だからである。都道府県単位では、『国民健康保険実態調査報告』に、年齢階級別(5歳刻み)の被保険者数が掲載されている。都道府県単位の国保被保険者の40~69歳、50~69歳、80歳以上の者の比率と高齢化率の相関係数は、それぞれ0.66、0.71、0.26である。高齢化率は、少なくとも若人についてはある程度妥当であるが、老人については不適切だと考えられる<sup>12)</sup>。従って、初診割合は若人についてののみ求める。老人については疾病構造に差が無いと仮定し、外来受診件数を初診割合の代理変数とする。被説明変数として用いる初診割合は、国保医療給付実態調査報告から得られる当該月に診療が始まったレセプトの割合である。ただし、この値は全国の5月分の値のみ得られ、地域ごとの値は得られない。そこで、回帰分析を行うために16年間分(1979~96年)のデータを用いた。高齢化率は、被説明変数にあわせて『国民健康保険事業年報』

表1 若人の初診割合

	平均値	標準偏差	最小値	最大値
初診割合	0.47	0.039	0.41	0.54
高齢化率	0.14	0.039	0.08	0.20

サンプル数 16 (1979～96年のプール)

初診割合 =  $0.60 - 0.96 \cdot \text{高齢化率}$   
(66.20) (-15.21)

括弧内はt値。

自由度修正済決定係数 = 0.94。

から得られる5月の値を用いた<sup>13)</sup>。推定方法は通常の最小二乗法である。記述統計と推定結果は、表1に示されている。自由度がやや小さいものの、t値や決定係数は大きな値を示している。地域ごとの初診割合は、推定式と地域ごとの高齢化率を用いて求めることができ、初診回数は初診割合を外来受診件数にかけて求めることができる。ここで改めて受診率と1件当り金額を定義する。老人については、1,000人当りレセプト枚数を受診率、レセプト1枚当り金額を1件当り金額とする。しかし若者については、1,000人当り初診回数を受診率、総医療費を初診回数で割った額を1件当り金額とする。

## 2 医師需要誘発仮説とアクセスコスト低下仮説の検証方法

推定は受診率と1件当り金額をそれぞれ被説明変数とし、それらを、人口当り医師数を含む適当な説明変数群に回帰する。受診率を被説明変数とした回帰式において、人口当り医師数の係数が正の値を示せば、人口当り医師数の増加がアクセスコストの低下を招き、患者の自発的な需要が増加したと考えられる。この推定式を患者自発需要関数と定義する。診療密度をあらわすと考えられる1件当り金額を被説明変数とした回帰式において、人口当り医師数の係数が正であれば、人口当り医師数の増加が医師所得の低下を招き、医師による誘発需要が増加したと考えられる。この推定式を医師誘発需要関数と定義する。変数はすべて対数化されたものを用い、患者自発需要関数と医師需要誘発関数の説明変数は同じものを用いている。この想定は、以下で述べる説明変数については不自

然であるとは思われない。さらに1人当り金額を被説明変数とした需要関数の推定でも同様の説明変数を用いる<sup>14)</sup>。この場合、 $\ln(1 \text{人当り医療費}) \propto \ln(\text{受診率}) + \ln(1 \text{件当り金額})$ の関係があるため、adding up conditionにより患者自発需要関数と医師誘発需要関数の人口当り医師数の係数合計は、需要関数の人口当り医師数の係数と一致する<sup>15)</sup>。これは人口当り医師数に限らず推定式で共通な説明変数の係数すべてに成り立つ。従って、人口当り医師数の増加がもたらす1人当り医療費の増加を患者自発需要によるものと医師誘発需要によるものに分けて推定することが可能である<sup>16)</sup>。

説明変数としては、人口当り医師数、医師1人当り全身用CT台数、可住地面積当り人口、1人当り課税対象所得、高齢化率、年度ダミーを用いている。推定式には、医療サービス需要に影響する時系列的に不変な観察されない地域ごとの属性をあらわす項も加える。全身用CTは代表的な高度医療機器であり、医師1人当り全身用CT台数は医師1人当りの資本装備率をあらわす変数である。医師需要関数において、この変数の係数は正の符号を示すと考えられる。人口当り医師数は、医師へのアクセスの良さをあらわす代理変数と仮定されているが、人口密度の異なる地域では、それがあらわすアクセスの良さも異なるであろう。そのような差異を調整するのが、可住地面積当り人口である。国保被保険者の所得は、都道府県単位を除いて得られない。2次医療圏と市データの分析では、所得の変数として国保被保険者に限らない1人当り課税対象所得を用いている。都道府県データの分析では、それに加えて国保被保険者の1人当り課税対象所得を用いた分析も行った。都道府県単位での両者の相関係数は、0.69である。高齢化率は、主に若人の年齢構成をあらわす変数として用いる。高齢化率が高いほど医療サービス需要は多くなると考えられる。しかし、若人では若年者ほど初診割合が小さくなるので、患者自発需要関数では、その符号は正にも負にもなり得ると考えられる。老人については、高齢化率が適切でない可能性が高いので、2次医療圏、市データの分析では、年齢構成をあらわす変数を入れ

ない推定を基本としたが、高齢化率を用いた分析結果も記されている。所得の変数はすべてGDPデフレーターで96年の水準に基準化されている。ただし、1人当り医療費や1件当り医療費の値は名目値である。診療報酬の改定率でデフレートする方法も考えられるが、公表された改定率が医療サービスの価格指数として適切であるとは断定できない<sup>17)</sup>。本稿では関数形として両対数形を採用しているので、年度ダミーが診療報酬改定の影響を調整すると考えられる<sup>18)</sup>。従って、診療結率は実質値を用いているのと同じである。2次医療圏データは、市町村データを集計して作成した。分析期間は1992年から96年までの5年間である。5年の間に市町村の統廃合、2次医療圏の変更があったので、データは96年時点の市町村、2次医療圏に調整してある<sup>19)</sup>。

### III 推定結果と考察

データの記述統計は表2、出所は論文末の付表に記されている。値は対数化される前の原数値である。表の右下には、集計単位ごとに人口当り医師数と診療結率の相関係数が掲載されている。すべての変数は集計単位が小さくなるほど標準偏差が大きくなり、相関係数は受診率を除いて小さくなる。相関係数が小さくなる傾向は、特に若人について強い。この事実は、都道府県データを用いた分析が、なんらかの見かけの相関を反映している可能性があることを示唆している。

推定結果は、表3から表5に掲載されている。F検定とハウスマン検定の結果、すべての定式化でFixed Effect Modelが採択され、固定効果を考慮した推定の必要性が明らかになった。表には、比較のため先行研究の多くで用いられてきた横断面データによる推定結果(Pooled Model)も記されている<sup>20)</sup>。方程式間の攪乱項には相関があると考えられるが、説明変数が共通であるため通常の最小二乗法が効率的な推定方法として用いられている<sup>21)</sup>。また、ゴッドフライ・コーエンカーテストの結果、推定結果のうち都道府県の一部、2次医療圏、市の大部分で均一分散の仮定が棄却され

た。棄却された推定式のt値は、不均一分散に頑健なWhite(1980)の分散推定値を用いて計算されている。

都道府県データを用いた推定結果(表3)。人口当り医師数の係数は、若人の場合Pooled ModelとFixed Effect Modelで大きく異なる。特にFixed Effect Modelでは、医師誘発需要関数の人口当り医師数の係数はt値がやや小さいものの負で有意である。理由は不明である。人口当り医師数の増加をもたらす1人当り医療費の増加は、患者自発需要によってもたらされる。所得の変数として国保被保険者の所得を用いた推定結果も示しているが、定性的な結果は変わらない<sup>22)</sup>。老人では、2つのモデルは、ともに医師による誘発需要が大きいことを示しているが、患者自発需要の存在も示されている。老人の年齢構成をあらわす変数としては、80歳以上割合を用いた結果の他に、高齢化率を用いた結果も示している。人口当り医師数の係数の定性的な大きさは変わらないが、年齢構成をあらわす変数の係数の符号は異なる場合が多い。80歳以上割合は高齢化率よりも明らかに老人の年齢構成をあらわす変数としてすぐれていると考えられるため、この結果は、改めて高齢化率が老人の年齢構成をあらわす変数として不適切であることを示していると考えられる。従って、2次医療圏、市データの分析では、老人については年齢構成をあらわす変数を除いた場合を基本的な結果として示す。

2次医療圏データを用いた推定結果(表4)。分析に用いられている変数の構成が全く変わらないにも関わらず、絶対値で見ると、人口当り医師数の係数は、都道府県データを用いた場合と比べてほとんどの場合大幅に小さくなっている。若人では、都道府県同様2つのモデルの推定結果は大幅に異なるが、需要関数の人口当り医師数の係数は負で有意である。この結果は、本稿で用いられた初診割合の推定方法とは関係が無いため、データの集計単位の選択が推定結果に与える影響は深刻である。老人では、人口当り医師数の係数は有意であるが、係数の値が非常に小さいため仮説を支持する意味のある結果とは言えない。Pooled

表2 記述統計(原数値)

	都道府県				2次医療圏			
	サンプル数 235 (単年度 47)				サンプル数 1725 (単年度 345)			
	平均値	標準偏差	最小値	最大値	平均値	標準偏差	最小値	最大値
外来若人1人当り医療費(円) <sup>1)</sup>	71,479	7,848	44,457	87,538	72,247	10,126	35,128	114,198
外来若人受診率 <sup>2)</sup>	20	2	14	25	19	3	9	26
外来若人1件当り金額(円) <sup>1)2)</sup>	36,031	6,101	22,659	58,663	38,891	10,144	19,533	104,883
外来老人1人当り医療費(円) <sup>1)</sup>	274,540	36,511	172,620	415,852	265,799	38,872	144,834	490,782
外来老人受診率 <sup>3)</sup>	134	9	103	159	131	12	91	177
外来老人1件当り金額(円) <sup>1)3)</sup>	20,543	2,160	16,557	27,254	20,341	2,408	13,964	28,049
人口当り医師数(10万人当り) <sup>4)</sup>	188	36	104	294	160	84	21	1,332
医師1人当り全身用CT台数 <sup>5)</sup>	0.038	0.008	0.020	0.059	0.047	0.021	0	0.222
人口密度(1ヘクタール当り人口(人))	1,436	1,651	274	8,856	1,383	2,140	18	15,921
1人当り課税対象所得(千円) <sup>6)</sup>	1,310	28	758	2,986	1,229	33	561	3,507
国保1人当り課税対象所得(千円) <sup>6)</sup>	959	19	452	1,486				
高齢化率 <sup>7)</sup>	0.24	0.05	0.11	0.39	0.26	0.06	0.09	0.49
人口(千人)	2,639	2,379	618	11,610	362	47,579	26	3,301

	市				人口当り医師数との相関関係		
	サンプル数 3415 (単年度 683)						
	平均値	標準偏差	最小値	最大値	都道府県	2次医療圏	市
外来若人1人当り医療費(円) <sup>1)</sup>	71,378	11,169	34,939	140,624	0.50	0.15	0.07
外来若人受診率 <sup>2)</sup>	19	3	4	27	-0.19	0.01	0.04
外来若人1件当り金額(円) <sup>1)2)</sup>	38,269	14,120	19,408	319,824	0.47	0.07	0.01
外来老人1人当り医療費(円) <sup>1)</sup>	275,782	44,222	130,035	490,782	0.44	0.27	0.04
外来老人受診率 <sup>3)</sup>	136	13	78	185	0.22	0.38	0.21
外来老人1件当り金額(円) <sup>1)3)</sup>	20,307	2,861	11,937	29,980	0.41	0.03	-0.08
人口当り医師数(10万人当り) <sup>4)</sup>	183	193	5	3,989			
医師1人当り全身用CT台数 <sup>5)</sup>							
人口密度(1ヘクタール当り人口(人))	2,642	3,127	102	19,294			
1人当り課税対象所得(千円) <sup>6)</sup>	1,393	39	374	5,273			
高齢化率 <sup>7)</sup>	0.24	0.07	0.07	0.58			
人口(千人)	141	2,434	6	3,301			

注) 1) 1人当り医療費, 1件当り医療費は名目値。

2) 若人の受診率は, 1,000人当り初診回数。1件当り金額は, 医療費/初診回数。

3) 老人の受診率は, 1,000人当り受診件数。1件当り金額は, 医療費/受診件数。

4) 医師・歯科医師・薬剤師調査の調査年が偶数年であるため, 奇数年の人数は線形補完によって求めた。

5) 医療施設動態調査で診療機器の保有台数が調査されているのは3年に1度である。従って, 90年, 93年, 96年調査を用いて, 調査年以外の年の台数は線形補完して求めた。市ごとの台数は得られない。

6) 課税対象所得はGDPデフレーターで96年の水準に基準化されている。国保被保険者の所得は都道府県のみ得られる。都道府県単位の国保1人当り課税対象所得と1人当り課税対象所得の相関係数は, 0.69。

7) 高齢化率は, 国保被保険者に占める老人保健加入者の割合。

Modelの自由度修正済決定係数は, 若人でやや小さくなり, 老人では大幅に小さくなるが, Fixed Effect Modelではほとんど変わらず高い値を示す。

市データ(表5)では, 都道府県と2次医療圏の間に見られたのと同様の結果が見られる。係数

の値はさらに小さくなる。Pooled Modelではt値は高い値を示すが, Fixed Effect Modelではもはや若人, 老人ともに有意な値を示さない。医師需要誘発仮説もアクセスコスト低下仮説も支持されず, 人口当り医師数の増加は1人当り医療費を増加させない。ただし, 2次医療圏に比べて係

表3 都道府県(サンプル数 235)

## 若人

	Pooled Model			Fixed Effect Model		
	1人当り 医療費 <sup>1)</sup>	1件当り 金額 <sup>2)4)</sup>	受診率 <sup>3)4)</sup>	1人当り 医療費 <sup>1)</sup>	1件当り 金額 <sup>2)4)</sup>	受診率 <sup>3)4)</sup>
人口当り医師数	0.19*** (6.19)	0.11*** (3.66)	0.09*** (2.64)	0.10* (1.31)	-0.25* (-1.30)	0.35** (1.99)
人口密度	-0.03** (-2.04)	0.02 (1.26)	-0.04*** (-2.92)	0.08 (0.91)	0.08 (0.44)	0.00 (-0.02)
医師1人当り全身用CT台数	0.03*** (2.96)	0.01 (0.98)	0.02** (2.07)	0.08*** (2.94)	0.19*** (3.39)	-0.12** (-2.09)
1人当り課税対象所得	0.16*** (4.40)	0.06** (2.09)	0.10** (1.82)	-0.02 (-0.52)	0.38*** (4.55)	-0.40*** (-4.72)
高齢化率	0.26*** (8.18)	0.63*** (21.2)	-0.37*** (-7.16)	0.27*** (2.53)	0.19 (0.99)	0.08 (0.39)
自由度修正済決定係数	0.61	0.88	0.57	0.99	0.99	0.97
人口当り医師数 <sup>6)</sup>	0.20*** (5.47)	0.11*** (3.72)	0.09*** (2.66)	0.12* (1.59)	-0.13 (-0.69)	0.25* (1.35)
1人当り課税対象所得 (国保被保険者)	0.09*** (2.80)	0.04* (1.59)	0.06** (1.82)	0.03* (1.32)	0.17*** (2.71)	-0.15** (-2.27)

## 老人

	Pooled Model			Fixed Effect Model		
	1人当り 医療費 <sup>1)</sup>	1件当り 金額 <sup>2)5)</sup>	受診率 <sup>3)5)</sup>	1人当り 医療費 <sup>1)</sup>	1件当り 金額 <sup>2)5)</sup>	受診率 <sup>3)5)</sup>
人口当り医師数	0.30*** (8.87)	0.21*** (6.15)	0.10*** (5.17)	0.37*** (2.39)	0.30** (2.29)	0.07* (1.38)
人口密度	-0.01 (-0.38)	0 (-0.25)	0 (-0.24)	0.50*** (2.74)	0.36** (2.27)	0.15*** (2.57)
医師1人当り全身用CT台数	0.05*** (3.82)	0.02** (1.66)	0.03*** (4.01)	0.08* (1.51)	0.10** (2.07)	-0.01 (-0.82)
1人当り課税対象所得	0.17*** (3.96)	0.09** (2.20)	0.08*** (3.29)	0.15** (1.84)	0.07 (1.02)	0.08*** (3.12)
80歳以上割合	-0.14* (-1.47)	0.07 (0.81)	-0.21*** (-4.13)	0.00 (0.07)	0.00 (-0.16)	0.01 (0.68)
自由度修正済決定係数	0.49	0.22	0.46	0.97	0.97	0.99
人口当り医師数 <sup>7)</sup>	0.24*** (5.94)	0.21*** (5.33)	0.03 (1.19)	0.30** (2.03)	0.24** (1.92)	0.06 (1.18)
高齢化率	0.09** (2.26)	0.00 (0.16)	0.09*** (3.79)	-0.93*** (-4.24)	-0.77*** (-4.08)	-0.16** (-2.31)

注) 1) 需要関数。

2) 医師誘発需要関数。

3) 患者自発需要関数。

4) 若人の受診率は、1,000人当り初診回数。1件当り金額は、医療費/初診回数。

5) 老人の受診率は、1,000人当り受診件数。1件当り金額は、医療費/受診件数。

6) 所得の変数に、国保被保険者の1人当り課税対象所得を用いた場合の推定結果。人口当り医師数と1人当り課税対象所得についてのみ掲載。

7) 年齢構成をあらわす変数として高齢化率を用いた推定結果。人口当り医師数と高齢化率についてのみ掲載。

8) 括弧内はt値。

\*\*\*1%で有意, \*\*5%で有意, \*10%で有意。



表4 2次医療圏(サンプル数 1725)

若人	Pooled Model			Fixed Effect Model		
	1人当り 医療費 <sup>1)</sup>	1件当り 金額 <sup>2)4)</sup>	受診率 <sup>3)4)</sup>	1人当り 医療費 <sup>1)</sup>	1件当り 金額 <sup>2)4)</sup>	受診率 <sup>3)4)</sup>
人口当り医師数	0.06*** (7.87)	-0.01 (-0.71)	0.07*** (10.91)	-0.02** (-1.81)	-0.03* (-1.30)	0.01 (0.64)
人口密度	-0.02*** (-6.33)	-0.01* (-1.50)	-0.02*** (-5.05)	-0.05** (-2.08)	-0.14*** (-2.99)	0.10** (1.86)
医師1人当り全身用CT台数	0.03*** (6.54)	0.02*** (2.57)	0.01** (1.99)	0.01*** (4.02)	0.00* (1.50)	0.00 (0.33)
1人当り課税対象所得	0.09*** (7.15)	0.07*** (5.36)	0.02 (1.14)	0.05*** (3.25)	0.23*** (6.74)	-0.18*** (-6.41)
高齢化率	0.33*** (29.96)	0.80*** (47.60)	-0.47*** (-25.20)	0.16*** (5.69)	0.54*** (8.51)	-0.38*** (-5.67)
自由度修正済決定係数	0.52	0.82	0.60	0.98	0.98	0.97
老人						
	Pooled Model			Fixed Effect Model		
	1人当り 医療費 <sup>1)</sup>	1件当り 金額 <sup>2)5)</sup>	受診率 <sup>3)5)</sup>	1人当り 医療費 <sup>1)</sup>	1件当り 金額 <sup>2)5)</sup>	受診率 <sup>3)5)</sup>
人口当り医師数	0.14*** (10.61)	0.06*** (5.07)	0.08*** (10.97)	0.03*** (2.46)	0.02** (1.87)	0.01* (1.58)
人口密度	0.00 (-0.99)	-0.12 (-4.17)	0.01 (4.90)	0.10 (2.89)	0.04 (1.19)	0.05 (3.46)
医師1人当り全身用CT台数	0.04*** (4.84)	0.04*** (2.93)	0.00 (0.26)	0.01*** (3.22)	0.00*** (2.69)	0.00*** (3.22)
1人当り課税対象所得	0.16*** (7.78)	0.05*** (3.15)	0.11*** (10.54)	0.06** (2.17)	0.02 (1.08)	0.03*** (3.22)
自由度修正済決定係数	0.31	0.10	0.40	0.95	0.95	0.98
人口当り医師数 <sup>6)</sup>	0.12*** (8.76)	0.05*** (4.31)	0.06*** (8.69)	0.04*** (2.50)	0.02** (1.94)	0.01* (1.61)

注) 1) 需要関数。

2) 医師誘発需要関数。

3) 患者自発需要関数。

4) 若人の受診率は、1,000人当り初診回数。1件当り金額は、医療費/初診回数。

5) 老人の受診率は、1,000人当り受診件数。1件当り金額は、医療費/受診件数。

6) 年齢構成の変数として高齢化率を用いた場合の推定結果。人口当り医師数の推定結果のみ掲載。

7) 括弧内はt値。

\*\*\*1%で有意, \*\*5%で有意, \*10%で有意。

数が小さくなった理由については「越境問題」によるバイアスも考えられる。Pooled Modelで老人の自由度修正済決定係数はさらに小さくなるが、Fixed Effect Modelではほとんど変わらず高い値を示す<sup>23)</sup>。

#### IV まとめ

本稿で得られた結論は、次の3点に要約される。

1. 医師需要誘発仮説もアクセスコスト低下仮説も支持されない。あるいはたとえ支持されたとしてもその影響は極めて限定的である。
2. パネルデータを用いて医療サービス需要に

表5 市(サンプル数 3415)

## 若人

	Pooled Model			Fixed Effect Model		
	1人当り 医療費 <sup>1)</sup>	1件当り 金額 <sup>2)4)</sup>	受診率 <sup>3)4)</sup>	1人当り 医療費 <sup>1)</sup>	1件当り 金額 <sup>2)4)</sup>	受診率 <sup>3)4)</sup>
人口当り医師数	0.02*** (5.61)	-0.03*** (-5.74)	0.05*** (12.53)	0.00 (0.07)	-0.01 (-0.63)	0.01 (0.76)
人口密度	0.01** (1.85)	0.02*** (5.85)	-0.02*** (-5.17)	-0.03* (-1.58)	0.11*** (4.06)	0.10** (1.78)
1人当り課税対象所得	-0.03*** (-2.58)	-0.10*** (-7.41)	0.06*** (4.34)	0.01* (1.32)	0.11*** (4.06)	-0.10*** (-4.28)
高齢化率	0.31*** (31.16)	0.75*** (44.98)	-4.31*** (-29.16)	0.05*** (3.30)	0.23*** (2.42)	-0.19** (-2.11)
自由度修正済決定係数	0.45	0.74	0.55	0.96	0.97	0.95

## 老人

	Pooled Model			Fixed Effect Model		
	1人当り 医療費 <sup>1)</sup>	1件当り 金額 <sup>2)5)</sup>	受診率 <sup>3)5)</sup>	1人当り 医療費 <sup>1)</sup>	1件当り 金額 <sup>2)5)</sup>	受診率 <sup>3)5)</sup>
人口当り医師数	0.03*** (6.04)	-0.01*** (-2.33)	0.04*** (16.64)	0.00 (0.48)	0.00 (0.54)	0.00 (0.02)
人口密度	0.04*** (8.73)	0.02*** (5.29)	0.02*** (9.57)	-0.04*** (-2.57)	-0.06*** (-3.26)	0.01* (1.64)
1人当り課税対象所得	-0.02 (-1.09)	-0.10*** (-6.64)	0.08*** (8.59)	0.03*** (2.37)	0.01 (0.46)	0.02*** (3.32)
自由度修正済決定係数	0.16	0.04	0.32	0.92	0.94	0.91
人口当り医師数 <sup>6)</sup>	0.02*** (3.17)	-0.02*** (-3.14)	0.03*** (12.96)	0.00 (0.42)	0.00 (0.50)	0.00 (-0.03)

注) 1) 需要関数。

2) 医師誘発需要関数。

3) 患者自発需要関数。

4) 若人の受診率は、1,000人当り初診回数。1件当り金額は、医療費/初診回数。

5) 老人の受診率は、1,000人当り受診件数。1件当り金額は、医療費/受診件数。

6) 年齢構成の変数として高齢化率を用いた場合の推定結果。人口当り医師数の推定結果のみ掲載。

7) CT台数は2次医療圏の単位までしか公表されていないため、市単位の分析では、医師1人当り全身用CT台数は、説明変数として使用することができない。

8) 括弧内はt値。

\*\*\*1%で有意, \*\*5%で有意, \*10%で有意。

影響する地域固有の要因を制御した推定結果は、多くの先行研究でこれまで用いられてきた横断面データによる分析と大きく異なる可能性がある。

### 3. データの集計度が低くなるほど人口当り医師数の係数は小さくなる。

ただし1番目の結論は、医師が患者に対する情報優位を利用して過剰なサービスを提供する可能性を否定しているわけではない。出来高払い制が主流であるわが国で、医師による誘発需要が存在

する可能性は極めて高い。本稿の結論が棄却したのは、正確に言えば、医師所得の低下が誘発需要を生み出すという仮説である<sup>24)</sup>。

2番目と3番目の結論は、医師需要誘発仮説の実証研究に限らず、今後、パネルデータの個票を用いて固体効果を考慮した実証研究が望まれることを示している。ただし、わが国では利用可能なパネルデータの個票は極めて限られており、集計データを用いた分析を行わざるを得ない場合も多いだろう。またレセプトデータでは、所得を始め

付表 IIIの回帰分析で用いた変数の出所

変数	資料の出所
診療緒率 <sup>1)</sup>	国民健康保険中央会・連合会『国民健康保険の実態』, 各年版
国保被保険者数(年間平均) <sup>1)</sup>	同上
医師数(12月末) <sup>2)</sup>	厚生省大臣官房局統計情報部編『医師・歯科医師・薬剤師調査』, 各年版
人口(3月末) <sup>1)</sup>	自治省行政局『住民基本台帳人口要覧』, 各年版
全身用CT台数(10月1日) <sup>3)</sup>	厚生省大臣官房局統計情報部編『医療施設動態調査』, 各年版
可住地面積 <sup>1)</sup>	東洋経済『地域経済総覧』, 1990年
課税対象所得 <sup>1)</sup>	自治省『市町村税状況等の調』, 各年版
課税対象所得(国保) <sup>1)</sup>	厚生省保険局調査課編『国民健康保険実態調査報告』, 各年版
年齢階級別・国保被保険者数(9月末) <sup>4)</sup>	同上

注) 1) 都道府県・市町村。

2) 都道府県・2次医療圏・市町村。調査年は、偶数年。

3) 都道府県・2次医療圏。3年に1度調査。90年、93年、96年調査を利用。

4) 都道府県。

とする重要な患者属性が得られないため、集計データで補う必要があるかもしれない。残念ながら本稿の結論からは、最適なデータの集計単位や集計単位による信頼性の度合いについて一般的なことは分からず、今後課題を残す。

## 謝辞

本稿の作成にあたって、本誌レフェリー、京都大学の西村周三教授、法政大学の小椋成立教授、京都大学経済研究所の岩本康志助教から有益なコメントをいただいたことに対してこの場で改めてお礼申し上げます。なお、膨大なデータの入力作業で多大な助力をいただいた西村周三研究室のスタッフの方々にも心から感謝申し上げます。本稿の誤りはすべて筆者の責任である。

(平成13年4月投稿受理)

(平成13年6月採用決定)

## 注

- 1) このアプローチが圧倒的に主流である理由として、もともと医師需要誘発仮説が、地域間の人口当り医師数と医療サービス需要の間に見られる正の相関関係を説明する仮説として提唱されたことと、データの制約から他のアプローチによる検証が困難であることが考えられる。
- 2) 歯科医療を扱ったものとして、山田(1994)、安藤他(1997)がある。
- 3) 西村(1987)や泉田他(1998)は横断面データを複数年プールしたものをを用いているが、観察

されない地域属性は推定では考慮されておらず、その理由も正当化されていない。

- 4) レセプトは、医療機関が保険者に提出する支払い請求書である。
- 5) 医師・歯科医師・薬剤師調査(1996年度版)によると、96年12月末時点で医師がいない町村は66存在する。しかし、国民健康保険の実態(1997年度版)によると、96年度それらの町村在住者も医療サービスを使用している。つまり患者の「越境受診」が存在するのである。
- 6) 鈴木(1997)のデータセットに関するその他の欠点として、データが横断面であり、人口当り医師数が市町村集計の値を用いているため、地域固有の特性が市町村単位では制御できないという点があげられる。彼女は、都道府県単位で制御している。
- 7) Feldman and Sloan(1978)によれば、パネルデータの使用は、医師需要誘発仮説に対する主要な批判の1つである識別問題に対する解決策となる。他に識別問題について述べた文献としては、Auster and Oaxaca(1981)、Dranove and Wehner(1994)がある。Feldman and Sloan(1978)は、識別問題に対する議論が包括的に整理され有益である。
- 8) 2次医療圏は、医療法の規定により、都道府県において設定される区域で、主として一般の入院医療を提供する病床の整理を図るべき区域である。それは概ね広域医療圏であり、入院医療についてある程度完結していると考えられる。外来医療において、市町村内受診の割合は若者、老人それぞれ68%、75%である(図3)。ところが入院医療については、その割合は若者、老人それぞれ53%、63%に下がる。従って、外来医療についても2次医療圏はかなり完結した医療圏と考えられ、「越境問題」によるバイアスは小

さいと考えられる。

- 9) 安藤他 (1997) は、保育園児のレセプトデータと集団検診データをリンケージしたデータを用いている。彼らの研究は本論文の2つの課題を克服していると考えられ、結果は医師需要誘発仮説を支持している。しかし、分析対象が保育園児のう蝕治療に限定され、データの制約から他分野に適用することが困難である。
- 10) 受診件数はレセプト枚数と同義である。レセプトは、暦月ごとに作成される。治療が複数月にまたがる場合、レセプトは治療にかかった月数だけ作成される。従って受診件数が初診回数を上回することは珍しくない。
- 11) 年齢を含む患者属性について個票を用いている鈴木 (1997) では、このような操作を行う必要がなく、この点では本稿のデータセットよりもすぐれている。
- 12) 以下、本稿で老人とは老人保健加入者を指し、若人とはそれ以外の国保加入者を指す。ただし若人に退職被保険者は含まれていない。
- 13) 初診割合を求める推定は、次のような2つの仮定のもとに行われている。第1に、5月の罹患状況が年間の罹患状況を代表しうることが仮定されている。第2に、地域ごとの初診割合は年齢構成のみで説明されると仮定されている。第2の仮定はやや強い仮定であるがデータの制約による。83年2月に老人保健制度が発足する以前の5月の初診割合と高齢化率は、老人は70歳以上の者を、若人はそれ以外の者とした値であり、5月の高齢化率は『国民健康保険実態調査報告』に掲載されている9月末の年齢階級別被保険者数から計算した値を線形補正したものを用いている。なお、推定期間が1979年から96年に限られている理由は、『国保医療給付実態調査報告』に、78年以前は診療開始月別のレセプト枚数を年齢階級別に集計された表が掲載されておらず、97年以降は外来と歯科の合計枚数しか掲載されていないからである。
- 14) 1人当り医療費、1件当り金額は、それぞれ多様な医療サービスの量と価格の和である。従って、本稿の需要の定義は通常需要(量)の定義とは少々異なる。本稿で両者を需要と定義する理由は以下の2つの理由による。後述するように、推定では1人当り医療費、1件当り金額は、医療サービスの価格を決定する診療報酬改定の影響が排除された実質値として扱われている。また1人当り医療費、1件当り金額を需要と定義することは、本稿の実証目的や想定と整合的である。医療サービスは多様なサービスの集合であるため、先行研究においても研究の目的や想定によって需要や価格の定義は異なる。
- 15) adding up condition については、W. Green (1997), Bernt, R (1991) を参照。鈴木 (1997) は、受診件数と1人当り金額を被説明変数とした線形の推定式から人口当り医師数の弾性値を求め、両者の差から人口当り医師数の1件当り金額に対する弾性値を得ている。これは弾性値間の整合性を確保するためであるが、一般的に推定する方程式の選択によって結果が異なるという欠点がある。
- 16) なお、本稿と鈴木 (1997) の推定に共通する問題点として、医師誘発需要を過小評価し、患者誘発需要を過大評価している可能性が考えられる。医師は需要を誘発する場合、高価な医療サービスを供給するとともに、診療日数を引き伸ばす可能性が考えられるからである。診療日数がレセプト枚数を増加させるほど引き伸ばされた場合バイアスが起こる。風邪など比較的軽くて短期に治ることが多い疾病の場合、症状が改善すれば、たとえ医師が需要を誘発しようとしてもタイムコストを理由に患者が来院を自発的に拒否する可能性が高い。しかし、慢性疾患の場合診療日数を増加させることで需要を誘発する余地が高いと考えられる。従って、慢性疾患の者が多く、タイムコストが低いと考えられる老人については推定結果の検討においてバイアスに注意する必要があるだろう。
- 17) 日本の医療サービスの価格指数についてまとめ、考察したものとして、岩本 (2000), 岸田 (2001) がある。
- 18) アメリカと異なり、日本の医療サービス価格の決定に医師の裁量の余地は無く、同一のサービスは同一価格で定定である。従って、本論文では診療報酬改定の影響を示す年度ダミーが価格の変数である。西村 (1987), 大竹 (1990) は1件当り金額を、泉田他 (1998) は、1日当り金額を医療サービスの価格と定義している。しかし、両者は医療サービスが提供された後の事後的な金額であり、市場において患者がこの変数を価格とみなして行動するという想定は、医師と患者間に情報の非対称性が存在するという医師需要誘発仮説の想定と矛盾すると考えられる。
- 19) 2次医療圏では、横浜市は、横浜北部、横浜西部、横浜南部の3つに分割されている。しかし、国民健康保険の実態からは横浜市のデータしか得られない。従って96年時点で2次医療圏は実際には347存在するが、本論文では345である。
- 20) Pooled Model は、5年分の横断面データに年度ダミーを入れてプールしたもの。Fixed Effect Model は、それに地域ダミーを入れたものである。
- 21) W. Green (1997)。
- 22) 若人については、国保被保険者の40~69歳割合、50~69歳割合を、年齢構成をあらわす変数とした推定も行った。人口当り医師数の係数は、

定性的には高齢化率を用いた表2の結果と同じである。しかし、Fixed Effect Modelにおいて、40～69歳割合、50～69歳割合の係数は、需要関数で有意でなく、医師需要誘発関数では負で有意である。理由は不明であるが、推定結果から判断する限り、40～69歳割合、50～69歳割合は高齢化率よりもすぐれた変数であるとは言えない。

- 23) 表には示されていないが、すべての推定式で、若人は人口当り医師数と高齢化率以外の説明変数について、老人は人口当り医師数以外の説明変数について、それぞれいくつかを落した推定も行った。結果はあらゆる説明変数の組み合わせで、表2～表4の結果が頑健であることを示している。
- 24) さらに、医師需要誘発仮説の実証研究が間接的なアプローチを取っているため、その結果が疑わしいという立場を取るならば、本稿の結果は仮説を棄却したと言うよりは、むしろ仮説を肯定したこれまでの先行研究の結果を再考する必要があることを示したというべきであろう。

#### 参考文献

- Acton, J. (1975) "Nonmonetary Factors in the Demand for Medical Services: Some Empirical Evidence", *Journal of Political Economy*, Vol. 83, pp. 595-614.
- Auster, R. and R. Oaxaca (1981) "Identification of Supplier-Induced Demand in the Health Care Sector", *Journal of Human Resources*, Vol. 16, pp. 327-342.
- Brnst, R. (1991) "Modeling the Interrelated Demands for Factors of Production: Estimation and Inference in Equation Systems", *The Practice of Econometrics Classic and Contemporary*, Addison-Wesley Publishing Company.
- Cromwell, J. and J. Mitchell (1986) "Physician-Induced Demand for Surgery", *Journal of Health Economics*, Vol. 5, pp. 293-313.
- Dranove, D. and Wehner P. (1994) "Physician-Induced Demand for Childbirths", *Journal of Health Economics*, Vol. 13, pp. 61-73.
- Escarce, J. (1992) "Explaining the Association between the Surgeon Supply and Utilization", *Inquiry*, Vol. 29, pp. 403-415.
- Feldman, R. and Sloan, R. (1988) "Competition among Physicians, Revisited", *Journal of Health Politics and Law*, Vol. 13, pp. 239-261.
- Fuchs, V. (1978) "The Supply of Surgeon and the Demand for Operations", *Journal of Human Resources*, Vol. 13, pp. 35-56.
- Green, W. (1997) *Systems of Regression Equations Third Edition Econometric Analysis*, Prentice-Hall International, Inc.
- Gruber J. and Owings M. (1996) "Physician Financial Incentives and Cesarean Section Delivery", *RAND Journal of Economics*, Vol. 27, No. 1, pp. 99-123.
- Phelps, C. (1986) "Induced Demand—Can We Ever Know Its Extent?", *Journal of Health Economics*, Vol. 5, pp. 355-365.
- Rossiter, L. and G. Wilensky (1984) "Identification of physician-induced demand", *Journal of Human Resources*, 19, pp. 231-244.
- White, H. (1980) "A Heteroskedasticity-consistent covariance matrix estimator", *Econometrica*, Vol. 48, pp. 817-838.
- Wilensky, G. and Rossiter, L. (1983) "The Relative Importance of Physician-Induced Demand in the Demand for Medical Care", *The Milbank Memorial Fund Quarterly/Health and Society*, Vol. 61, pp. 253-277.
- 安藤雄一他 (1997) 「保育園児のう蝕治療における医師需要誘発需要の検討」『医療と社会』, Vol. 7 (3), pp. 113-133.
- 泉田信行他 (1998) 「医師需要誘発理論の実証分析」『季刊社会保障研究』 Vol. 33 (4), pp. 374-381.
- 岩本康志 (2000) 「人口の高齢化と医療費」, 『人口減少下の社会構造に関する欧米諸国の研究事例調査』委託調査報告 pp. 47-68.
- 大竹文雄 (1990) 「国民健康保険における地域格差に関する調査報告書」。
- 岸田研作 (2001) 「医療技術の価格指数作成とその利用に関する一つの試み——画像診断技術の場合——」, 『医療と社会』 Vol. 11 (2)。
- 鈴木玲子 (1997) 「外来医療と医師密度」『老人医療レセプトデータ分析事業 1996年度研究報告書』 pp. 19-34, (財) 公衆衛生振興会。
- 西村周三 (1987) 「医師需要誘発理論をめぐって」『医療の経済学』, pp. 25-45, 東洋経済新報社。
- 山田 武 (1994) 「高齢者歯科サービス市場の不均衡分析」, 『医療と社会』 Vol. 4 (1), pp. 116-138. (きしだ・けんさく 京都大学大学院博士課程)