

中国における病院等級が患者受診行動に与える影響の分析

The influence of hospital grade on the medical consultation behavior in Chinese patients

胡 琦

HU Qi

要旨

本稿は、中国において病院等級¹が患者受診行動に影響しているかを検証する。患者受診行動の代理指標として医師1人当たりの1日平均取扱患者数を用いる。受診患者が多くなると、病院の医療収入が上昇して、病院等級を変える可能性があるため、病院等級に関する内生性の問題に対処する必要がある。ここで、病院の財政補助金・科研費と医師1人当たりの医療収入を操作変数として用いて、この内生性の問題に対処する。検証の結果、第一に、病院等級が患者受診行動に影響を与えること、第二に、病院の最先端設備に関する財政補助金・科研費と医療技術に関する医師1人当たりの医療収入が病院の等級を通じて、患者の受診行動に影響していることが明らかとなる。これらの結果から、医療資源の浪費問題が示唆されるのである。

1 はじめに

フリーアクセス制度の下で、人々は医療資源を平等かつ公平に利用する権利をもっており、自分の病気の性質を考慮し、個人の好みによる医療機関を選択することができる。この制度自体は患者の選択権利を尊重するもとの創作された制度である。

しかしながら、この制度を実施する際には医療資源浪費などの歪みを生んでいる。病気の症状を問わず、ただ漠然と先端医療施設の整った大病院で受診すると安心し、多少の時間もとわず、経験豊富な名医に見てもらおうというような風潮が生まれる。

患者受診行動は何に影響されるかに関する研究は、日本においていくつかある。厚生労働省は3年に1回外来・入院患者別のアンケートを行い、回収された個票データに基づき患者の受診行動を分析している。平成23年の結果では、「大病院を選んだ理由」と回答した者について、外来は「医師による紹介」47.8%、次に「大きな病院で安心そう」42%、入院は「医師による紹介」56.8%、「以前に来たことがある」39%となった。こちらの結果は、「受診環境、医師技術」が患者の受診行動に影響することを示唆している。また、泉田（2004）は医療保険制度改定と入院医療サービス利用についてレセプトデータをパネル化することによって検討している。受診料引き上げによって医療需要を抑制することが難しいことを検証した。野

¹ 病院のランキング。中央衛生部は、病院の規模、設備、施設、在勤医師の学歴、負傷者の救命率などを評価指標とし、病院に等級をつけている。

口(2010)は医療資源の偏在が受診行動範囲に与える影響に関して検証した。結果は、入院に比して、日常的な通院を伴う入院外の方が移動に伴う機会費用が高くなり、また、移動距離が伸びることで診療実日数は減るが、その分1日の診療内容が密になることである。

本稿では、中国における病院等級が患者受診行動に影響を与えていたのか否か、について注目して分析を行う。日本の「大、中、小病院」と異なり、中国における病院には等級(ランキング)が付けられ、上から順に3、2、1級となる。2003年以降の統計データによれば、病院等級が高ければ高いほど医師1人当たりの取扱患者数が多くなり、病床の利用率も高くなり、3級病院では既存の病床でも患者の需要が満足できない状態となっている²。すなわち高等級病院に大勢の患者が押しかけ、大量な仕事をうまくこなせない一方で、低等級病院の利用率が低い。患者が病院を選ぶ際には、病院等級が大きな影響を与えたと予想される。一方、級別で分けられた病院には、総合病院を除き、専門病院なども含まれる。専門病院は治療できる病気が限られているため、患者受診行動に影響を与える可能性があることが考えられるので、本稿においては、病院の所属行政区により分けられる5級の公立総合病院のデータを用いる。

病院の患者が混雑しているか否かを医師の仕事量に体现するため、本稿においては医師1人当たりの取扱患者数を患者受診行動の代理変数とする。まず、最小二乗法(OLS)による病院等級と医師1人当たりの1日仕事量との相関を検証する。次に病院等級の内生性の問題を考慮する。それは、病院等級が高ければ高いほど政府から取得した補助金が高くなったり、医師の診療報酬も高くなるため、最先端の医療設備や優れた人材を備え、設備や技術が患者受診行動に影響するか、それとも患者が集中して病院の医療収入を増加させるため、病院の等級に影響するのかが判断できないからである。そこで財政補助金・科研費と医師1人当たりの医療収入をコントロール変数として操作変数法(IV)による検証を行う。最後に、2段階GMMによる推定する上で、内生性の確認とコントロール変数の適切さを検証する。

上述の推定を通じて、以下の2点が解明できた。(1)病院等級が患者受診行動の代理変数である医師1人当たりの1日取扱患者数に影響する。これで、高等級病院では患者が混雑する一方で、低等級病院の利用率が低くなるという医療資源の浪費問題が生じる。(2)その要因は医療設備・施設、在勤医師の技術である。

本稿の構成は以下の通りである。まず第2節で仮説を示し、第3節でモデルの定式化、第4節で使用データを説明する。第5節では最小二乗法(OLS)、操作変数法(IV)及び2段階GMMによる検定結果が示される。最後では結語と今後の課題を述べる。

2 仮説

本研究の出発点は、中国の医療界において抱かれている「看病難、看病貴」(受診が難しく、医療費が高い)問題である。この問題をめぐり、医薬分業、医療保険、医療制度など様々な面から討論した研究があった。その中、焦と胡(2012)は、「看病難」問題を主に「大病院で受診・入院することや知名度の高い医師の予約が難しい」と表現しており、その原因が政府からの補助金不足、医療資源の地域格差、先端医療資源の不足、医療需要の増加などだと指摘した。本論文の議論は同じ発想に基づいているが、医療資源利用の効率性に着目する。

ちなみに、ここでの「大病院」は「等級が高い病院」を指している。中国における総合病院は、所属行政区³により、衛生部所属、省所属、省轄市所属、地轄市所属、県所属の五等級(以下で順番に5級、4級、3級、2級、1級と省略する)に分けられている。中国の行政区がピラミッド構造からなることによ

² 拙稿「中国医療保険における地域連携」を参照。

³ 中国の行政区分は、基本的には省級(自治区、直轄市)、地級(市)、県級、郷級という四層の行政区のピラミッド構造からなる。

り、所属する病院も特徴付けられている。所属行政区の単位が大きければ大きいほど病院等級が高くなる。その根拠は、第一に、中国においては診療報酬が低く抑えられているので、病院が大型の医療設備を購入する際には、医療収入から出した一部分を除き、財政補助金が購入費の大部分を補充している。換言すれば、所属行政単位が大きければ大きいほど病院が取得した財政補助金や科研費は高くなる。第二に、中国の大学が国立大学を主として地級以上の行政区に管轄されており、同行政区に所属する病院が自然に大学病院となる。日本の大学病院と同様で、患者を救助すると共に、医学の発展および医療人の育成の任務を担っている。それゆえ、高等級の病院には最先端設備や施設などの物的医療資源で優れているものがある上に、優秀な医師が集中している。この点は図2-1にも反映されている（詳細後述）。

図2-1では、各等級総合病院の在院日数と病床の利用率を表している。まず在院日数については、病院等級に関わらず下落しているが、病院等級が高ければ高いほど下落幅が大きくなる。これは、上述した病院の等級が高いほど物的・人的資源が優れており、医療技術の発展を促進させることに関係があると考えられる。一方、病床の利用率については、2000年以前に下降していたが、2000以降に上昇している。ただし、4、5級病院は高い水準で持続しており、2007年前後に上昇する傾向が見られ、100%も超えた。

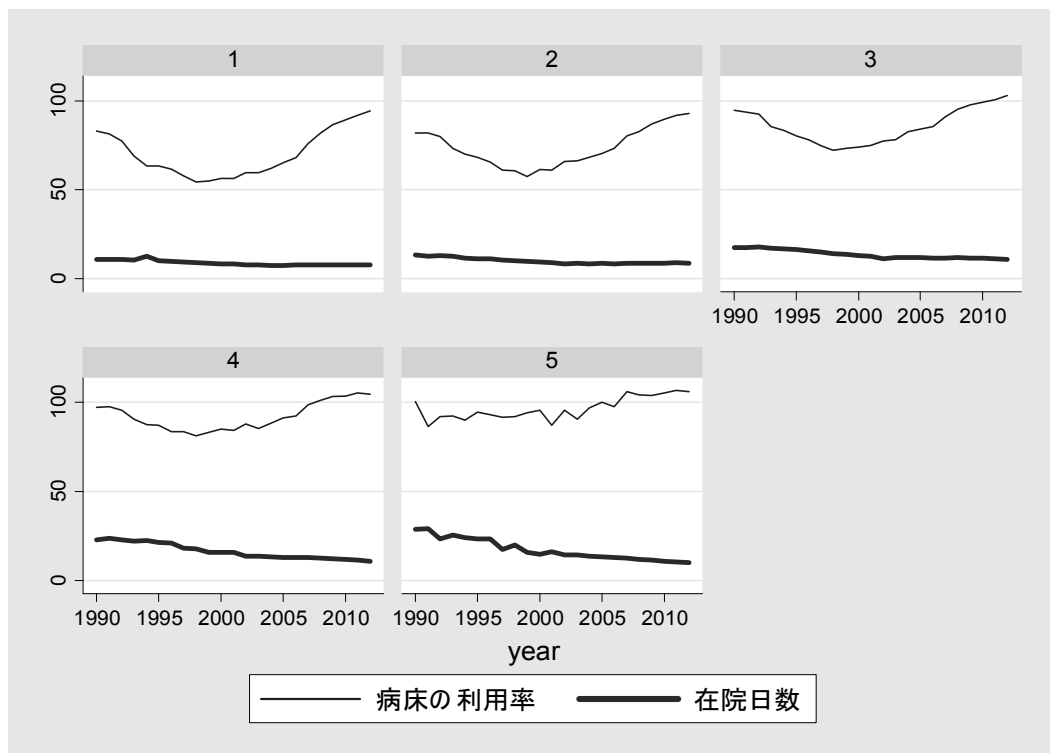


図 2- 1 病床の利用率と在院日数

図2-2は外来・入院別の医師1人当たり1日取扱患者数を描いたものである。全体から見ると、入院の場合は、5級病院の間に大きな変化がないであるが、外来の場合は、病院等級が高いほど取扱患者数が年々と上昇していく。

上述した分析を通じて、病院等級が高ければ高いほど多くの患者を集めていることが明らかになった。さらに、5級病院では既存病床でさえ患者の需要を満足できない。フリーアクセス制度の下で、より良い医療サービスを受けようという考え方が自然であるが、こうして等級別の病院数と受診患者数の構造はそれぞれにピラミッド形と逆ピラミッド形になる（図2-3参照）。その結果は、先端医療資源が無駄に利用される一方で、先端医療を受けるべき患者が受診できないようになることである。これは、先に言及した「看病難」問題であり、先端医療資源を有効的に利用していない問題である。そこで、本稿では、フリーアク

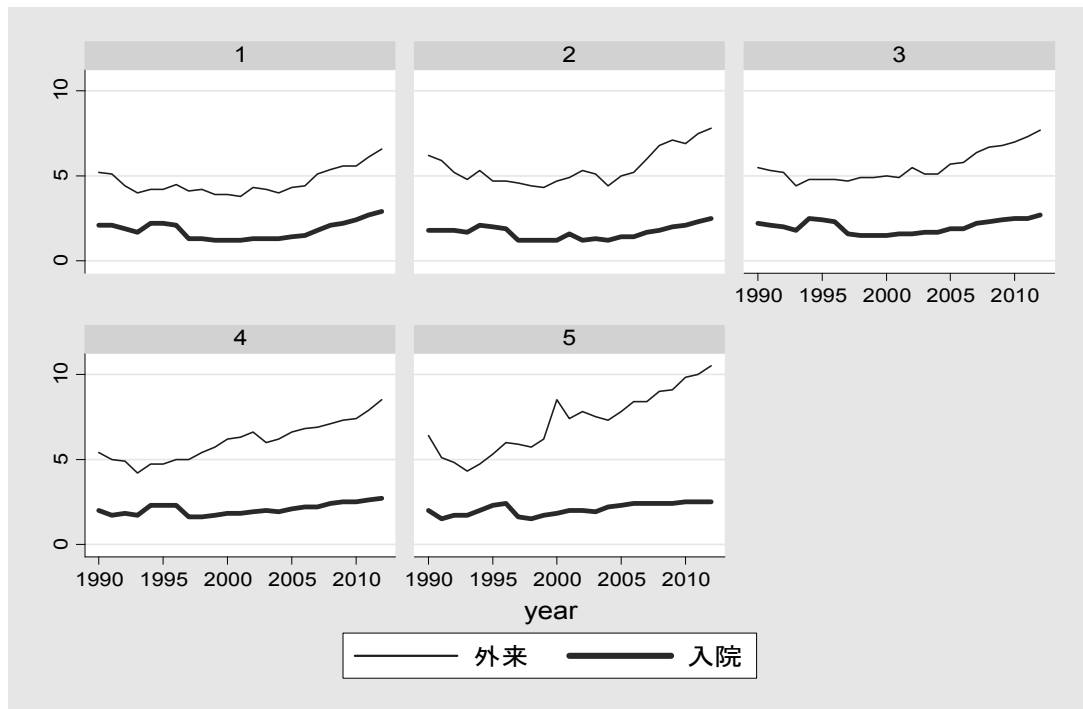


図 2-2 外来入院別医師 1 人当たり取扱患者

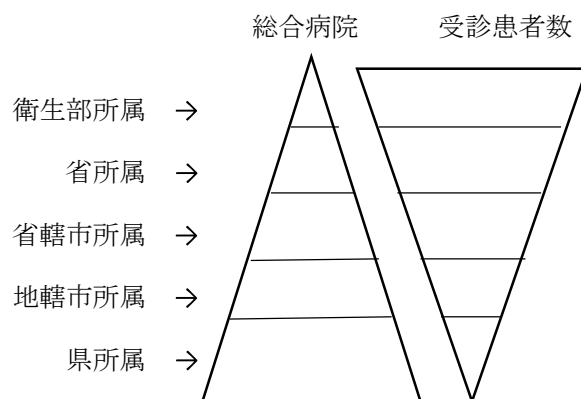


図 2-3 五級総合病院と患者受診行動の構造

セス制度の下で、病院等級が患者受診行動に大きな影響を与えることを仮説とし、医療資源の浪費を検討してみる。

分析対象に関しては、本稿においては公立総合病院のみとする。その理由は、2つある。1つめは、00年代までに病院の開業が活発化していなかったため、私立病院を含む総合病院に関するデータの調査が難しいことである。2つめは、すべての私立病院が医療保険の適用対象となっているわけではないので、医療保険の適用となっているかどうかは患者受診行動に与える影響を排除するためである。

3 推定モデル

被説明変数としての患者受診行動が抽象的な概念でデジタル化しにくいので、医師 1 人当たりの 1 日取扱患者数をその代理変数として使用する。そこで、上述した仮説に基づき、以下の線形モデルを仮定する。

$$dai = \alpha + \theta level_i + \sum_{j=1}^n \delta_j x_j + \varepsilon \quad (1)$$

ここで、被説明変数は dai である。 α は定数項、 θ 、 δ_j はパラメータ、 ε は誤差項、 $level_i$ は病院等級である。本稿の注目点は $level_i$ の係数 θ であり、病院等級と患者の受診行動指標との関係を表す。 x_j は患者受診の行動に関係がある j 種類の属性情報を表すベクトルである。

また、中国における医療保険給付率は入院が外来より高いので、外来治療と入院にかかる自己負担額が大きな違いがある。自己負担を軽減させる場合、外来治療を入院で代替する可能性があることが考えられるので、入院と外来を分けて検討していく。ここで、外来の場合、被説明変数が $daiiv$ 、入院の場合、被説明変数が $daiin$ を用いる。

患者受診行動に影響を与える外因は、病院等級のほか、医療保険制度、城镇居民 1 人当たりの年収入と考えられる。すなわち (1) の $\sum_{j=1}^4 \delta_j x_j$ を特定化し、外来受診関数を推定する。

$$dai = \alpha + \theta level_i + \delta_1 lni + \delta_2 t_{1999} + \delta_3 t_{2008} + \varepsilon \quad (2)$$

このうち、医療保険制度に関しては、城镇居民における医療保険制度を導入するにつれて、患者自己負担が少なくなり、受診行動に影響を与えることが予想される。この医療保険制度が 2 つあり、1 つが 1998 年に導入された「城镇居民职工医疗保险」であり、もう 1 つが 2007 年に導入された「城镇居民医疗保险」である⁴。ここで制度導入の効果を推定するため、1999 年ダミー変数 (t_{1999}) と 2008 年ダミー変数 (t_{2008}) を導入する。それぞれについて制度導入前に 0 をとり、導入後に 1 をとることとする。

また、住民の 1 人当たりの年収入 (lni) に関しては、年収が低い場合、医療費に十分なコストを支払う余裕がなく、その結果病院の等級に対する配慮が相対的に薄いものになりやすく、一方で、収入が高くなると、医療の品質が高い高等級病院を選択することと考えられるため、ここで、年収入と患者受診行動に正の相関があることが仮説として想定される。ただし、上述した公立五級総合病院は県以上の行政区に設置されている。郷鎮に住んでいる居民に対しては、5 級の病院はもちろん、3 級以上の総合病院に受診に行くこともたやすいものではない。また、経済的理由により、病気の症状がかなり重くなったのでなければ、3 級以上の総合病院に受診に行かないと判断される。従って、本稿には城镇居民に住んでいる居民の年収入のみ分析対象とする。

4 使用データ

上述した仮説を検証するため、本稿では、90 年から 12 年にかけての五級総合病院別のデータを用いる。具体的には、90 年から 02 年にかけての「中国衛生年鑑」（9 部門⁵編）と 03 年から 12 年にかけての「中国衛生統計年鑑」（中国衛生統計情報中心編、2003-2013）に掲載されていた医療にかかるデータ、および 89 年から 12 年における「中国統計年鑑」（中国統計局編、1989-2013）からの年次城镇居民⁶ 1 人当たりの所得を用いた。近年、日本における受診行動に関する先行研究では個票データを用いるが、中国における各総合病院の個票データは一般公開されておらず、調査の概況である結果の分布しか把握することができない。

「中国衛生統計年鑑」は医療保険、医療サービス、医療資源などの面から中国の衛生事業の発展状況や住民の健康状況などの分野にわたる基本的な統計データを、網羅的かつ体系的に収録したものである。公表されている医療資源についてのデータには、五級別の医師 1 人当たりの 1 日取扱の外来患者数と入院患者

⁴ 詳しいことは拙稿「中国における医療保険の歴史形成と限局性」に参考。

⁵ 卫生部、全国爱国卫生运动委员会、工业と情報化部、人事資源・社会保障部、国家商品监督管理局国家漢方薬管理局、国家品質監督検査検疫総局、解放軍総後方勤務部。

⁶ 県級及び県級以上の行政区で住んでいる住民は城镇居民、県級の下位の行政区で住んでいる住民は郷鎮居民と呼ばれる。

数、医師1人当たりの年医務収入、五級別の病院あたりの平均の年財政補助金と科研費などが記録されている。なお、「中国衛生統計年鑑」は2003年の創刊なので、2002年以前のデータは「中国衛生年鑑」、「中国衛生事業発展状況年報・公報」及び「中国衛生統計概要」から抽出している。

病院に関する変数以外のコントロール変数である城鎮人口1人当たりの年収入は、「中国統計年鑑」から取得した。また、医師1人当たりの年医務収入、五級別の1つ病院あたりの年財政補助金、科研費及び1人当たりの年収入の単位が他の変数の単位よりずいぶん大きくなり、誤差を減少するため、実証する際には、対数変換した上で用いる。表2-1は本稿で使用する変数の記述統計量を示すものである。

表2-1 使用した変数の記述統計

	サンプル数	平均数	標準偏差	最小値	最大値
外来患者数	115	5.807826	1.449812	3.8	10.5
入院患者数	115	1.926087	.4259328	1.2	2.9
年	115	2001	6.662279	1990	2012
等級	115	3	1.420403	1	5
城鎮居民1人当たりの 年収入(元)	115	9757.87	7296.439	1516.2	26959
医師1人当たりの医療 収入(万元)	115	1672.998	3476.928	39.9	22848
財政収入+研究課題経 費(万元)	115	52.8087	54.364	3.7	272
在院日数	115	13.25565	4.893465	7.5	29.1

5 分析結果

(1) 最小二乗法 (OLS) による検定

上述した(1)式に従って、患者受診行動の代理変数である医師1人当たりの1日取扱う患者数を被説明とした受診関数を最小二乗法で分析した。式の $\beta \text{ level}_i$ に関しては、5級病院ダミー (5. level) から1級病院ダミー (1. level) の五種類ダミー変数を導入することとした。推定結果は表3-1のとおりである。その際、残差の不均一分散すなわち等級ごとに攪乱項のまとまりを防ぐため、頑健性のある標準誤差 (robust standard error; ロバスト標準誤差) の推定を行った。

まず、外来の場合、(1)のコントロール変数は、医療保険導入のダミー変数と城鎮住民医療保険のダミー変数である。(2)は(1)のコントロール変数に各等級ダミー変数を加えている。いずれのモデルにおいても城鎮居民1人当たりの年収入は有意ではない。2つの医療保険制度導入のダミーは共に正の係数で有意となっている。(2)では、1級病院ダミー以外の病院等級ダミー変数も正の係数で有意である。そして(1)と(2)の自由調整済み決定係数を比較すると、(2)が大幅に上昇しているから、病院等級が患者の受診行動に与える影響が患者受診行動の関数を推定する際には重要な要素であることが示唆される。

次に、入院する場合、推定の結果は表3-1の右の(3)(4)のとおりに示している。結果は外来と同様であり、1人当たりの年収変数が有意ではなく、2つの医療保険制度導入のダミー変数が有意となっている。ただし、城鎮職員医療保険導入のダミー変数の係数が負と示される。これは、入院の場合、病院の等級が低ければ低いほど医療費の給付率が高くなることと関係があると考えられる。すなわち、3級病院より2、1級病院で受診したほうが医療費の給付率が高くなる。医療費の個人負担を減少することを考慮すると、給付率が高い低等級病院を選択する。これも次の病院等級ダミー変数を推定する際には実証された。2級病院ダミーと1級病院ダミーの推定が有意でなくなっている一方で、3級以上の病院ダミーが正の係数で

有意となった。一方、入院の場合、在院日数も重要な要因であり、患者の一人当たりの在院日数が長ければ長いほど医師1人当たりの取扱患者数が多くなると考えられるが、有意ではないという結果が出た。

以上の結果から見ると、外来・入院を問わず病院等級のダミー変数が有意となった。だが、係数の推定値に関しては、外来と入院が異なっており、外来の場合、各病院等級ダミーの係数は正で、入院の場合、2級病院の係数は負でと負の相関がある。いずれにせよ、病院等級が高くなるほど変数の係数が高くなる。2、1級総合病院と比較すると、5、4、3級病院では、等級が患者受診行動に与える影響はより大きくなると考えられる。推定値が上述した変数より高くなり、特に4級病院(4.level)と5級病院(5.level)の推定値と他の変数との格差が激しい。従って、病院等級が高いほど患者受診行動に与えている影響が大きくなることは断言できる。

ここで問題が生ずるのが、患者受診行動に関わる情報は完全に把握されず、把握されない情報はすべて誤差項に入り、病院等級と相関する可能性があるという点である。すなわち、病院等級が高く、最先端設備や評判の良い先生だからこそ患者受診行動に影響を与えるか、もともと多く患者が受診に行ったから病院の業務収入が多くて最先端の設備が購入できるし、優秀な医師が集中するのかを識別することが難しい。このため、操作変数を投入するという手段を用いることが考えられる。次節ではこれについて検討する。

表3-1 病院等級が患者受診行動に与える影響：OLS

	(1)	(2)	(3)	(4)
城鎮職員医療保険制度 導入のダミー変数 t1999	0.591 [1.78]*	0.591 [2.75]***	-0.2578377 [-2.38]**	-0.358961 [-3.37]**
城鎮居民医療保険制度 導入のダミー変数 t2008	1.6179 [4.14]***	1.6179 [6.88]***	0.5718105 [5.55]***	0.6202699 [6.33]***
城鎮居民1人当たりの年収 ln i	0.1794 [0.71]	0.1794 [0.84]	.0309147 [4.11]	0.994995 [1.16]
1級病院ダミー 1.level		.		.
2級病院ダミー 2.level		0.8565 [4.28]***		-0.116153 [-1.34]
3級病院ダミー 3.level		0.9217 [5.44]***		0.2752971 [2.50]**
4級病院ダミー 4.level		1.4217 [8.09]***		0.3587868 [2.61]**
5級病院ダミー 5.level		2.5565 [9.77]***		0.3736772 [2.53]**
在院日数				-0.119447 [-0.83]
常数				
Constant	3.5036 [1.71]*	2.3523 [1.30]	0.4051251 [-0.57]	1.106154 [1.40]
R-squared	0.4412	0.7783	0.4989	0.5722
Adj-R-squared	0.4261	0.7638	0.4807	0.5399
N	115	115	115	115

* p<0.1, ** p<0.05, *** p<0.01

括弧内の数字は、クラスター内の相関に対して頑健な標準誤差。

(2) 操作変数法 (IV) による検定

病院等級の内生性を解決するためには、上述した患者受診行動推定式 ((1) 式) の誤差項 ε とは相関しない適切な操作変数を見つけ出すことが必要となる。本稿は、病院等級に影響を及ぼしうる操作変数としては、病院が保有している最先端設備や在勤医師の医療技術のレベルを採用する。このうち、保有の最先端設備や施設を表現する指標は、財政補助金と科研費⁷である。在勤医師の医療技術のレベルをデジタル化するとすれば、最もよい指標が医師一人当たりの年業務収入⁸である。そして、調査病院の等級が各病院における個々の財政補助金・科研費 ($\ln\text{exin}$) と医師 1 人当たりの年業務収入 ($\ln\text{dex}$) に依存している推定式は以下の通りである。

$$\text{level}_i = \gamma_0 + \gamma_1 \ln\text{exin} + \gamma_2 \ln\text{dex} + \mu_i \quad (3)$$

ここでの level_i は OLS 法において用いた各等級病院のダミー変数ではなく、連続変数である。すなわち、5 級病院から 1 級病院まで順番に 5、4、3、2、1 としてデジタル化する。 γ_1 と γ_2 は推定されるパラメータである。式 (1) (3) に基づき、病院等級が患者受診行動に与える影響を推定する。表3-2は、財政補助金・科研費と医師一人当たりの年業務収入を操作変数とした第 1 段階と 2sls の推定結果を示している。

まず、第 1 段階の推定結果については、外来入院に関わらず決定係数が 90% を超えており、操作変数法第 1 段階の推定式の説明力を示唆している。 $\ln\text{exin}$ については、外来と入院では有意に正であった。換言すれば、病院の財政補助金・科研費が高いほど揃える先端設備や器材が多くなるにつれて、受診に行く患者は多くなることである。 $\ln\text{dex}$ については、外来入院の両方では有意に正で、この結果は、医師の医療技術が患者受診の行動に与える影響が反映している。他方、城镇居民医療保険の導入ダミーについては、外来・入院両方では有意ではない結果が出た。また、城镇居民職員医療保険制度の導入ダミーについては、外来については有意で、入院で異なる結果を得た。城镇居民 1 人当たりの年収は外来入院両方では有意で正という推定結果が出た。

次に、2sls によって病院等級が患者受診行動に与える影響について推定結果である。分析で用いた変数が第 1 段階と同じ変数で、外来・入院区別に推定した。結果、外来と入院については level がともに有意に正で、この結果は、病院等級が高いほど患者受診行動に影響を与えることを示唆している。また、城镇居民職員医療保険制度の導入ダミーについては、外来で t_{1999} が有意に正、入院では有意に負であった。城镇居民医療保険の導入ダミーについては、外来と入院のいずれでも有意で正という結果であった。入院について、患者の 1 人当たりの在院日数が長いほど、医師 1 人当たり取扱患者数が少なくなると予想されるが、在院日数が入院では有意ではないという結果であった。

以上の結果から、患者受診行動は医療設備・器材や在勤医師の医療技術に左右され、または病院等級が患者受診行動に影響を与える傾向にあることが分かる。しかしながら、操作変数法 (IV) の分析でよく起こりがちな多重共線性などについて若干の不安は残るため、次節では二段階 GMM による推定を行った。

⁷ 「中国衛生統計年鑑」により、財政補助金と科研費は病院における大型先端医療設備の購入、補修、研究課題のためかかる金額である。

⁸ 中国における医師の職階により診療報酬が異なっており、業界で有名な先生の往診料が普通の往診料の何十倍となった場合もあるから。

表3-2 操作変数法 (IV) による推定結果

	外来		入院	
	第一段階	2sls	第一段階	2sls
lnexin	.5909183 [6.40]***		.3573558 [5.55]***	
lnexp	1.373174 [7.87]***		1.349065 [11.98]***	
level		.6212314 [12.09]***		.1346298 [3.62]***
t1999	-.2534126 [-2.59]**	.5910178 [2.71]***	.0225111 [0.28]	-.3588275 [-2.56]***
t2008	-.1313209 [-0.97]	1.617921 [6.58]***	-.1328785 [-1.51]	.6202056 [6.32]***
lni	-2.050452 [-13.04]***	.1793503 [0.82]	-1.558974 [-12.95]***	.0996595 [1.05]
stay			.0945363 [10.05]***	-.0118878 [-0.80]
Constant	12.96466 [10.04]***	1.639943 [0.88]	8.720396 [9.24]***	.8783427 [1.07]
R-squared	0.9515	0.7479	0.9759	0.5157
F(5,109)	476.14		755.02	
Prob>F	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
N	115	115	115	115

* p<0.1, ** p<0.05, *** p<0.01 括弧内の数字は、クラスター内の相関に対して頑健な標準誤差。

(3) 2段階 Gmm による検定

この節では、2段階 GMM 法による推定を行う。分析における用いた説明変数や推定式は、IV 法と同じである。表3-3では、2段階 Gmm 法による推定結果を示している。表3-2の推定結果と比較すると、推定パラメータは全く同じであることが分かった。これは適度識別を示唆している。また、IV 法や2段階 Gmm の推定結果の有効性を確認するため、操作変数の適切さと内生変数 level の内生性を検証する必要がある。

適切な操作変数は、(1) 式の誤差項 ε と無相関、内生変数 level と関係があるという条件を満たす。すなわち

$$\text{Cov}(\text{lnexin or lnexp}, \varepsilon) = 0 \quad \text{Cov}(\text{lnexin or lnexp}, \text{lev}) \neq 0$$

ここで、Anderson Canonical Correlation 尤度比検定で操作変数の有意を推定した。その結果は、財政補助金・科研費 (lnexin) と医師一人当たりの年業務収入 (lnexp) が有意であることを示唆している。Cragg and Donald 検定により操作変数の弱相関問題が棄却されている。Andreson and Rubin 検定、Stock and Wright 検定で内生変数が有意ではないという帰無仮説は棄却されており、level は確かに内生変数であることが確認されている。

表3-3 2段階 GMM 推定

被説明変数 説明変数	外来 Daivi			入院 Daiin		
	係数推定値	Z-統計量	P> Z	係数推定値	Z-統計量	P> Z
lev	.6212314	12.68	0.000	.1346298	3.43	0.00
t1999	.5910178	2.34	0.019	-.3588275	-3.31	0.001
t2008	1.617921	6.68	0.000	.6202056	6.20	0.000
lni	.1793503	0.95	0.343	.0996595	1.15	0.252
stay				-.0118878	-0.82	0.410
_cons	1.639943	1.07	0.284	.8783427	1.13	0.260
モデルの Test statistics						
F (4,110)			86.57			26.09
Prob > F			0.0000			0.0000
Centered R2			0.7479			0.5157
Uncentered R2			0.9853			0.9776
操作変数の検定						
Anderson canon. corr.		Chisq(2)=109.43			Chi-sq(2)=104.72	
N*CCEV LM statistic		P-val=0.0000			P-val=0.0000	
Cragg-Donald N*CDEV Wald statistic		Chisq(2)=2257.45			Chi-sq(2)=1171.14	
		P-val=0.0000			P-val=0.0000	
Andreson and Rubin		F(2,109)=93.51			F(2,109)=13.19	
		P-val=0.0000			P-val=0.0000	
Stock-Wright LM S statistic		Chi-sq(2)=72.65			Chi-sq(2)=22.57	
		P-val=0.0000			P-val=0.0000	

つまり、(1) (3) 式における IV や 2 段階 Gmm の有効性が上記の推定については検証されたことになる。

以上の IV と 2 段階 Gmm の推定結果ら、病院等級と患者受診行動には正の相関があること、さらに、病院の先端医療設備・器材や医師の医療技術は病院等級を通じて患者受診行動に影響していることがわかった。

6 結論

本稿では、中国における「看病難、看病貴」問題について、先端医療資源利用の効率性に着目し、病院等級が患者受診行動に影響していることを実証した。実証する際に、患者受診行動の代理変数として医師 1 人当たりの 1 日取扱患者数を使用した。また、入院の医療費が医療保険の適用対象となっている一方で、外来の医療費がまだ適用対象となっていない場合があるから、外来治療を入院で代替する可能性があることを考えて、入院と外来を分けて検討した。

まず、最小二乗法 (OLS) 法による各等級病院のダミー変数と患者受診行動の関係を検証した。その結果は、病院等級が高いほど患者受診行動に与える影響が大きくなることである。次に、患者受診行動が病院の医療収入を増長させることに伴い、病院の等級に影響する可能性があるため、病院等級の内生性の問題を検討した。本稿は、財政補助金・科研費 (lnxin) と医師 1 人当たりの年業務収入 (Lndexp) を操作変数として用いた。操作変数法 (IV) により推定した結果は、年収入変数が有意ではなく、2 つの医療保険制度の導入と病院等級が患者受診行動への影響が認められる。ただし、1998年に実施された城鎮職員医

療保険の係数に関しては、外来の場合は正で、入院の場合は負となった。最後に、2段階の Gmm によって検証した。その結果は IV の結果とほぼ同様である。さらに、Inexin と Lndexp が level 内生変数の操作変数として適切であることを検証した。IV と 2 段階 Gmm の結果は、病院等級が患者受診行動に大きな影響を与えていること、影響の原因は最先端医療設備や在勤医師の技術であることを示唆している。フリーアクセス制度の下で、病院等級が患者受診行動に大きな影響を与え、患者の過度集中問題が発生する傾向がある。今後、当該分野における研究の発展が期待される。

参考文献

- Shea John(1997) Instrument Relevance in Multivariate Linear Models:A Simple Measure, *Review of Economics and Statistics*, 79(2), P348-352.
- Hausman Jerry Stock, James H and Yogo, Motohiro(2005) Asymptotic Properties of the Hahn-Hausman Test for Weak-Instruments, *Economics Letters* 89, P333-42.
- Stock, James H. and Wright Jonathan H. (2000) GMM with Weak Identification *Econometrica*, 68(5), P1055-96.
- 厚生労働省. 「平成23年受療行動調査—結果の概要」, 『平成23年版厚生労働白書』。
- 泉田信行 (2004). 「入院医療サービス利用に関する分析」, 国立社会保障・人口問題研究所, 『季刊社会保障研究』Vol.40 No3, P214-222。
- 野口晴子 (2010). 「医療資源の偏在が受診行動範囲, 診療日数, 医療費に与える影響について—国民健康保険レセプトデータに基づく実証的検証」, 国立社会保障・人口問題研究所, 『季刊社会保障研究』 Vol.46 No3, P217-234。
- 衛生部, 全国愛国衛生運動委員会, 工業と情報化部, 人事資源・社会保障部, 国家商品监督管理局国家漢方薬管理局, 国家品質監督検査検疫総局, 解放軍総後方勤務部 『中国衛生年鑑』, 人民衛生出版社, 1989年-2013年。
- 中国衛生統計情報中心 『中国衛生統計年鑑』, 2003-2013年。
- 中国統計局 『中国統計年鑑』, 1989-2013年。
- 焦雅輝 胡たん栄 (2012). 「看病難現状及び影響因素浅析」, 『中国医療保険』, 第3期。
- 胡琦 (2015). 「中国における医療保険制度の歴史形成と限局性」, 西南学院大学大学院出版, 『経済学研究論集』, 第2号。
- 胡琦 (2015). 「中国における医療保険制度の地域連携」, 西南学院大学大学院 『経済学研究論集』, 第2号。