

市場競争と供給者誘発需要
—医療費支出のマイクロデータ分析

角谷 快彦
小寺 俊樹

August 2013

The Institute of Social and Economic Research
Osaka University
6-1 Mihogaoka, Ibaraki, Osaka 567-0047, Japan

市場競争と供給者誘発需要 —医療費支出のマイクロデータ分析*

角谷快彦† 小寺俊樹‡

抄録

近年の高齢化の進展によって急増する医療支出の持続可能性に対する関心が集まっている。事実、政府は、限られた財源の中での医療費の増加に対応するため、診療報酬の引き下げや病床規制といった医療費削減政策を実施してきた。しかしながら、医療市場では一般的な患者と医療サービス供給者の間に医療の知識に対する情報の非対称性が存在することから、医療施設間の市場競争の中で供給者が医療サービス需要を誘発する、いわゆる「供給者誘発需要」が発生しやすく、期待された医療費抑制の効果が得られない可能性がある。Evance (1974)等の先行研究によると供給者誘発需要は、人口当たりの医療施設等で測られる医療供給密度の高さに地域の一人あたりの医療費が相關することで確認される。本稿はそれに倣い人口比の医療施設数が供給者誘発需要に影響を与えるかを日本の医療市場で検証した。日本における供給者誘発需要の研究は西村(1987)や泉田他(1999)等既に検証がされているが、こうした研究はマクロデータやレセプトデータを用いたものが多く、患者の属性をコントロールした分析が少ないとから、本稿は患者の属性データを用いた研究の不在を埋めるものである。具体的には、大阪大学が行った全国の家計調査である「くらしの好みと満足度に関するアンケート調査 2011」から患者の年齢・性別・喫煙の有無・健康に対する意識・年収等のデータを抽出し、医療供給密度と一人当たり医療支出の関係を検証する際のコントロール変数として用いた。検証においては Two-part model を用いて、患者の自発的な需要を表す受診回数と、供給者によって誘発された需要を示す受診 1 回あたりの医療支出に分けて分析した。その結果、医療施設の供給密度は受診回数には正の影響を与えた一方、受診 1 回あたりの医療支出には負の影響を与え、全体的な医療支出には影響しないことが分かった。すなわち、日本の医療市場において、供給者誘発需要は、患者の属性をコントロールした上でも、発生していないことが観察された。

キーワード： 供給者誘発需要、情報の非対称性、医療市場、医療支出、Two-part model

* 本研究は、大阪大学 21 世紀 COE プロジェクト「アンケートと実験によるマクロ同額」及びグローバル COE プロジェクト「人間行動と社会経済のダイナミクス」によって実施された「くらしの好みと満足度についてのアンケート」の結果を利用している。本アンケート調査の作成に寄与された、筒井義郎、大竹文雄、池田新介の各氏に感謝する。

† 名古屋大学大学院経済学研究科 Email: yoshi.kadoya@soec.nagoya-u.ac.jp

‡ 名古屋大学大学院経済学研究科 Email: kodera@soec.nagoya-u.ac.jp

1. はじめに

近年、医療費の増加に対応するため、医療費削減政策が実施されてきた。しかしながら、医療需要には医療サービスの供給者が、一般的な患者より多くの知識を持つという情報の非対称性が存在する。情報の非対称性の下では、供給者が豊富な知識を利用して、患者に過剰な医療サービスを供給しようとする供給者誘発需要が発生する可能性がある。もし供給者誘発需要が存在すれば、供給者は医療費削減政策による収入の低下を相殺するような需要の誘発を行うため、医療費削減政策の効果が得られないかもしれない。したがって、本研究では供給者誘発需要の存在を検証する。

供給者誘発需要に関する研究は、Evans(1974)¹⁾、Fuchs(1978)²⁾をはじめとして多くの実証分析がなされてきた。これらの研究では、人口当たりの医師数もしくは医療施設数等の医療供給密度が高い地域は、1人あたりの医療費が高いという関係を検出することで、供給者誘発需要の存在を裏付けようとしている。しかしながら、供給者誘発需要が存在しなくとも、医療供給密度が高い地域の1人あたりの医療費が高いという関係が観察されることがある。その1つとして、医療供給密度の高まりが、医療施設への交通費や待ち時間といったアクセスコストを低下させるために、医療需要が増加し、その結果として医療費の増加が発生しているという関係が考えられる。この影響を考慮するため、Rossiter and Wilensky (1983, 1984)^{3, 4)}やEscarce(1992)⁵⁾は、患者の自発的な需要と供給者によって誘発された需要に分ける Two-part model という手法で分析した。これらの研究では、患者の自発的な需要を差し引くと、供給者誘発需要は存在しているがその効果は小さい、もしくは供給者誘発需要が存在しないという結果が示唆されている。

わが国でも西村(1987)⁶⁾を端緒に供給者誘発需要に関する研究が蓄積されており、アクセスコストを考慮したモデルに泉田他(1999)⁷⁾、岸田(2001)⁸⁾、山田(2002)⁹⁾がある。泉田他(1999)⁷⁾と山田(2002)⁹⁾では供給者誘発需要の存在を認める結論が得られているが、岸田(2001)⁸⁾では供給者誘発需要は否定される結果となっている。

しかしながら、これら日本の先行研究では、検証に用いるデータが、都道府県もしくは市町村単位で集計されたマクロデータか、レセプトデータをはじめとする供給者側のデータに偏重している。こうしたマクロデータやレセプトデータでは、受診行動に重要な影響を与えていたと考えられる所得や健康に対する意識、そして時に受診を促す存在である配偶者の有無といった患者の属性が含まれていない。例外としては、井伊・大日(1999)¹⁰⁾が国民生活基礎調査基本調査の個票を用いて医療需要の価格弾力性を検証した研究があるが、残念ながら彼らの研究では本稿のテーマである供給者誘発需要については検討されていない。

一方、海外では患者の属性を用いた研究が蓄積されている。例えば、Pauly (1980)¹¹⁾は、全米保険医療統計センター (The National Center for Health Statistics) の過去1年間の健康状態や社会経済的特徴を含んだ約11万人に及ぶ調査を使い、供給者誘発需要の分析

を行った。彼は大都市の低所得者層において供給者誘発需要が大きくなると考え、サンプルを分けて推定したが、低所得者グループにおける供給者誘発需要は小さなものであった。また、Carlsen and Grytten (2000)¹²⁾は 1993 年から 1997 年にかけてノルウェーで行われた、主治医と患者の満足度に関する調査を分析した。その結果、医師数の増加が患者の満足度を高めていることを明らかにし、政策決定者は供給者誘発需要の有無に関わらず、最適な医師数を検討する必要があることを指摘した。

本稿は、患者の属性を用いた、日本の供給者誘発需要の有無に関する研究の不在を埋めるものである。人口に比して医療施設が多い地域ほど、医療施設にとって「競争度」が高いので、供給者は競争を生き抜くために供給者誘発需要を発生させるはずである。本稿はこの仮説を、患者の様々な属性をコントロールしながら検証する。検証には、大阪大学が行った全国家計調査である「くらしの好みと満足度についてのアンケート 2011」から得られた医療支出額を含む個票データに加え、厚生労働省発表の「都道府県別医療施設数」と「衛生行政報告例」を用いる。

2. データと推定方法

本稿が利用したデータの概要は次のとおりである。まず、「くらしの好みと満足度についてのアンケート 2011」は、2011 年 1 月～3 月（ただし、東日本大震災発生前に完了）に行われた 20 歳から 69 歳の全国の男女を対象とした家計調査である。サンプルの抽出には層化 2 段無作為抽出法が用いられ、合計調査数 5,316 に対し、有効回収数は 4,934、回収率は 92.8% であった。回収率が高い理由は、主に本調査がサンプルの代表性を考慮しながら毎年行うパネル調査であることによる。なお、本稿の調査では医療支出に関する質問をはじめ、使用する質問に欠損があるサンプルを除外したため、実際に分析に使用した個票数は 3,524 である。次に、厚生労働省「都道府県別医療施設数」と「衛生行政報告例」は「くらしの好みと満足度についてのアンケート」の年度に合わせる目的で平成 22 年度版を用いた。ただし、同調査では震災の影響で宮城県の医療施設数の集計のみが完了しなかつたことから、同県のデータは平成 21 年度版の結果を使用している。なお、本稿で用いる医療施設は、医療費削減政策との整合性を鑑み、社会保険の適用となり得るすべての医療施設、すなわち一般病院に加え、歯科診療所、あん摩、はり、鍼灸、接骨院等を含んでいる。一方で、「都道府県別医療施設数」調査では薬局の数も別途集計して掲載しているが、本稿で扱うのはあくまで医療施設であるので、薬局の数および診察を伴わない薬局への支出はデータに含んでいない。

本稿で用いる変数の定義は表 1 に示したとおりである。一か月あたりもしくは受診 1 回あたりの平均医療支出、平均受診回数を被説明変数とし、その他は説明変数である。中でも重要なのは回答者の居住する都道府県のサンプル対象年齢人口千人あたりの医療施設数である。なお、喫煙習慣の有無や健康診断の受診の変数は患者の健康に対する意識をコントロールする代理変数である。

(表 1 挿入)

データの記述統計は表 2 に示すとおりである。都道府県別のサンプル対象年齢人口千人あたりの医療施設数は最小値である 2.6 の沖縄県から最大値 5.03 の大阪府まで 2 倍弱の差が生じており、標準偏差は 0.52 であった。なお、家計収入と金融資産の値はアンケートが、一定の金額の幅を持たせた選択肢から選ぶ方式を採っていたため、本稿では選択肢の中央値を用いた。

(表 2 挿入)

本稿では更に、サンプルの代表性を担保する目的で、検証にサンプリングウェイトを利用した。まず、2010 年の国勢調査を基に基準人口を作成し、回答者一人が代表する人数を、次のように母集団を 200 の区分に分割して計算した。すなわち「地域別（10 区分：北海道、東北等）×市郡別（2 区分）×男女別（2 区分）×年齢 10 歳階級別（5 区分）」である（表 3）。

本稿では、two-part model を用いて患者の自発的な需要と、供給者によって誘発された需要に分けて分析を行う。推定において、それぞれの被説明変数を対数化したものを人口千人あたりの医療施設数等の説明変数に回帰する。平均受診回数に関する回帰式において、人口千人あたりの医療施設数の係数が正であれば、医療施設へのアクセスが容易になったり、サービスを充実させたりすることによって、サービスに対する需要が増加すると考えられる。したがって、平均受診回数に関する推定式が患者の自発的な需要にあたると考えられる。ただし、医師が患者に対して必要以上の通院を勧めたために、平均受診回数が増加するという可能性も含まれる。受診 1 回あたりの平均医療支出に関する回帰式において、人口千人あたりの医療施設数の係数が正であれば、医療施設による需要の誘発が発生していると考えられる。本稿では、受診 1 回あたりの平均医療支出に関する推定式を供給者誘発需要と定義する。

(表 3 挿入)

(表 4 挿入)

3. 推定結果と考察

推定結果（表4）から、人口千人あたりの医療施設数が平均受診回数と受診1回当たりの平均医療支出に影響を与えていたことが示された。平均受診回数について人口千人あたりの医療施設数の係数が正で有意であるが、受診1回あたりの平均医療支出については負で有意であった。これは、人口千人あたりの医療施設数が増加することによって、受診に伴うアクセスコストが低下するために、平均受診回数が増加したものと推察される。一方、人口千人あたりの医療施設数の増加は、受診1回あたりの平均医療支出を低下させており、供給者誘発需要仮説を否定する結果となっている。これは、岸田（2001）⁸⁾の結果を補完するものである。

次に、年間世帯収入についての推定結果をみる。年間世帯収入の増加は、医療費と受診1回あたりの平均医療支出を増加させている。これは、年収の高い世帯は、受診時に自由診療を選択したり、高価なサービスを選択したりする可能性が高いためと考えられる。

一方で、喫煙の有無や健康診断の受診といった患者の健康に対する意識および配偶者の有無といった属性は、受診回数や平均医療支出に影響していないことが示された。

4. まとめ

本稿では、「くらしの好みと満足度についてのアンケート」の個票データを利用し、所得や健康に対する意識、そして時に受診を促す存在である配偶者の有無といった患者の属性をコントロールした上で、供給者誘発需要の存在を考察した。検証においては Two-part model を用いて、患者の自発的な需要を表す受診回数と、供給者によって誘発された需要を示す受診1回あたりの医療支出に分けて分析した。その結果、医療施設の競争度は受診回数には正の影響を与えた一方、受診1回あたりの医療支出には負の影響を与え、全体的な医療支出には影響しないことが分かった。このことから、供給者誘発需要の存在は確認されなかった。

医療施設数の競争度が受診回数を増やしているという結果は、既存の研究が主張するようにアクセスコストの低下による需要の増加が原因と思われる。しかし、一方で供給者が過剰に通院させるという意味での供給者による需要の掘り起こしの影響も否定できない。したがって、将来の研究として、これらの影響を分離できるような分析が望まれる。

なお、本稿の分析に用いた医療施設には、病院だけでなく、歯科診療所、あん摩、はり、接骨院等が含まれている。それらを含めた理由は、あん摩、はり、接骨院等の施設で提供される多くのサービスに、療養費として社会保険が適用されていることから、医療費政策を検討するうえで重要と考えられることによる。しかしながら、データの制約上、医療支出がどの施設のどのサービスに対するものかというマイクロレベルの情報は残念ながら含まれていない。今後は、個票データのみならず、レセプトデータの情報も利用しつつ、より精緻な分析をしていくことが望まれる。

参考文献

- 1) Evans, R. G. Supplier-Induced Demand: Some Empirical Evidence and Implications. *The Economics of Health and Medical Care*: Edited by M. Perlman (Macmillan London) 1974; 162-173
- 2) Fuchs, V. R. The Supply of Surgeons and the Demand for Operations. *Journal of Human Resources (Supplement)*, 1978; 35-56
- 3) Rossiter, F. L. and Wilensky, G. R. A Reexamination of the Use of Physician Services: the Role of Physician-Initiated Demand. *Inquiry* 1983;20:162-172
- 4) Rossiter, F. L. and Wilensky, G. R. Identification of Physician – Induced Demand. *Journal of Human Resources* 1984;19:231-244
- 5) Escarce, J. Explaining the Association between the Surgeon Supply and Utilization. *Inquiry* 1992;29:403-415
- 6) 西村周三. 医師誘発需要をめぐって. 医療の経済学. 東洋経済新報社. 1987:25-45
- 7) 泉田信行, 中西悟志, 漆博雄. 医師の参入規制と医療サービス支出－支出関数を用いた医師誘発需要の検討－. 医療と社会.1999;9: 59-70
- 8) 岸田研作. 医師誘発需要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－. 季刊社会保障研究. 2001;37:246-258
- 9) 山田武. 国民健康保険支払い業務データを利用した医師誘発需要仮説の検討. 季刊社会保障研究. 2002;38:39-51
- 10) 井伊雅子, 大日康史. 軽医療における需要の価格弾力性の推定－疾病および症状を考慮した推定. 医療経済研究. 1999;6:5-17
- 11) Pauly, M.V. Doctors and Their Workshops: Economic Models of Physician Behavior (University of Chicago Press, Chicago), 1980
- 12) Carlsen, F. and Grytten, J. Consumer Satisfaction and Supplier Induced Demand. *Journal of Health Economics*. 2000;19:731-753

表1 変数の定義

変数	定義
Medcost	平均医療支出/月
Visit	平均受診回数/月
Costpervisit	平均医療支出/受診
Age	年齢
Sex	性別（1=男、0=女）
Educ	教育年数
Hincome	世帯収入/年（単位：100万円）
Asset	世帯金融資産（単位：100万円）
Marriage	既婚ダミー（1=配偶者あり、0=配偶者無し）
Concen	回答者の居住する都道府県の20歳から69歳までの人口千人あたりの医療施設数
Smoke	喫煙ダミー（1=喫煙者[1日1本以上の喫煙]、0=それ以外）
Hcheck	健康診断ダミー（1=過去1年間で健康診断を受けた[ただし、がんのみの健診、妊産婦健診、歯科検診、診察の一部としての検査は除く]、0=受けていない）

表2 記述統計

	Mean	Std. Dv	Min	Max	Obs
medcost	3760.03	14692.79	0	450000	3524
visit	0.86	1.81	0	24	3524
costpervisit	4769.27	5964.84	100	80100	1420
age	49.88	11.86	21	69	3524
Sex	0.49	0.50	0	1	3524
Educ	13.32	2.13	9	21	3524
Hincome	6.44	3.80	1	20	3524
Asset	13.11	17.26	2.5	100	3524
Marriage	0.81	0.39	0	1	3524
Concen	3.55	0.68	2.6	5.03	3524
Smoke	0.23	0.42	0	1	3524
Hcheck	0.74	0.49	0	1	3524

表3 サンプリングウェイト

市部・男性		1 北海道	2 東北	3 関東	4 甲信越	5 北陸	6 東海	7 近畿	8 中国	9 四国	10 九州	
基準人口		245,200	394,200	2,646,000	215,700	135,000	790,300	1084500	351800	149000	627800	
20-29		306,500	477,900	3,254,600	306,400	176,300	1,011,000	1371300	447100	210600	781200	
30-39		277,400	455,300	2,932,800	304,800	159,300	937,800	1280400	407100	191100	724200	
40-49		292,400	510,300	2,446,900	312,200	171,000	843,000	1145600	441200	211800	844700	
50-59		292,400	491,200	2,680,000	329,800	195,800	957,200	1387900	490500	248900	798900	
回答者数		20-29	3	10	34	2	6	12	17	3	12	
		30-39	5	18	78	9	7	35	51	22	27	
		40-49	10	37	167	18	12	61	90	28	43	
		50-59	13	42	137	34	21	60	89	21	72	
		60-69	31	53	236	37	19	96	142	55	70	
swght		20-29	96,800	39,420	77,823	121,600	25,950	65,858	67,058	117,266	58,900	52,316
		30-39	61,300	26,550	41,725	38,033	28,857	28,885	26,888	20,322	21,060	28,933
		40-49	27,740	12,305	17,561	16,933	15,341	15,373	14,226	14,539	15,925	16,841
		50-59	22,492	12,150	17,860	10,555	9,442	14,050	12,871	21,009	9,627	11,731
		60-69	9,432	9,267	11,355	8,913	11,978	9,970	9,773	8,918	10,370	11,412
都部・男性		北海道	東北	関東	甲信越	北陸	東海	近畿	中国	四国	九州	
基準人口		45,200	89,500	112,100	27,500	20,700	62,200	55,500	25,100	27,700	95,700	
20-29		61,200	100,000	138,700	35,900	25,700	87,000	72,700	35,600	37,900	124,800	
30-39		61,700	103,900	134,700	39,500	24,800	86,800	65,900	36,100	33,200	114,700	
40-49		74,900	143,500	146,700	46,700	27,300	81,800	74,100	40,900	45,800	149,100	
50-59		73,000	130,800	169,400	50,600	31,800	95,100	98,100	49,700	49,900	142,200	
回答者数		20-29	-	2	2	-	-	1	-	1	-	
		30-39	4	4	4	-	-	6	1	2	5	
		40-49	5	2	4	1	-	6	2	4	7	
		50-59	8	9	9	-	-	12	1	1	4	
		60-69	7	8	13	4	-	12	7	2	14	
swght		20-29	-	44,750	56,050	-	-	62,200	-	25,100	-	
		30-39	15,300	25,000	34,675	-	-	14,500	72,700	17,800	18,950	
		40-49	12,340	51,950	33,675	39,500	-	14,466	32,950	9,025	33,200	
		50-59	9,362	15,944	16,300	-	-	6,816	74,100	40,900	15,266	
		60-69	10,428	16,350	13,030	12,650	-	7,925	14,014	24,850	16,633	
市部・女性		北海道	東北	関東	甲信越	北陸	東海	近畿	中国	四国	九州	
基準人口		254,000	371,900	2,375,400	207,000	127,900	729,200	1,090,300	349,200	156,200	682,300	
20-29		308,800	473,300	3,043,800	301,000	169,100	942,200	1,408,100	447,400	216,800	824,600	
30-39		291,900	453,600	2,741,200	293,600	168,300	887,200	1,321,000	408,900	202,300	791,000	
40-49		318,100	528,800	2,368,900	308,600	179,900	854,300	1,219,200	449,900	225,300	874,600	
50-59		352,100	535,300	2,790,600	345,700	206,300	1,006,900	1,508,500	530,100	267,500	894,200	
回答者数		20-29	1	6	42	5	4	10	24	9	-	
		30-39	9	15	115	9	12	40	64	27	41	
		40-49	22	41	192	21	16	75	100	33	65	
		50-59	15	43	162	36	17	75	101	35	55	
		60-69	28	48	223	34	30	91	167	52	82	
swght		20-29	254,000	74,516	56,557	46,020	36,725	72,920	47,675	41,266	-	
		30-39	34,311	31,553	26,467	33,444	16,108	23,555	22,001	16,570	21,680	
		40-49	13,268	11,063	14,277	13,980	12,093	11,829	13,210	12,390	8,429	
		50-59	21,206	12,297	14,622	8,572	12,100	11,390	12,071	12,854	12,516	
		60-69	12,575	11,152	12,513	10,167	7,963	11,064	9,032	10,194	8,629	
都部・女性		北海道	東北	関東	甲信越	北陸	東海	近畿	中国	四国	九州	
基準人口		40,700	75,200	98,700	23,100	19,000	62,200	53,900	22,200	23,600	98,400	
20-29		59,000	86,400	122,600	37,100	24,200	88,500	69,700	35,300	36,300	123,600	
30-39		63,800	105,400	125,600	39,900	25,200	80,600	71,800	35,000	33,200	123,400	
40-49		72,000	141,100	143,300	42,600	25,800	80,100	83,900	41,400	46,100	148,400	
50-59		84,400	127,900	167,700	50,000	32,600	98,800	100,600	54,100	52,400	146,800	
回答者数		20-29	2	-	3	-	-	1	-	-	4	
		30-39	4	2	6	3	-	5	3	5	3	
		40-49	6	2	10	1	-	6	5	5	7	
		50-59	8	8	9	5	-	11	3	4	6	
		60-69	15	12	9	8	-	15	5	7	18	
swght		20-29	20,350	-	32,900	-	-	62,200	-	-	-	
		30-39	14,750	43,200	20,433	12,366	-	17,700	23,233	7,060	36,300	
		40-49	10,633	52,700	12,560	39,900	-	13,433	14,360	7,000	16,600	
		50-59	9,000	17,637	15,922	8,520	-	7,281	27,966	10,350	15,366	
		60-69	5,626	10,658	18,633	6,250	-	6,586	20,120	7,728	8,733	

表 4 推定結果

	(1) logmedcost	(2) logvisit	(3) logcostpervisit
age	0.0115 *** (4.39)	-0.00143 (-0.72)	0.0129 *** (5.26)
sex	-0.0829 (-1.44)	-0.137 *** (-3.31)	0.0537 (0.98)
educ	0.00483 (0.39)	-0.00468 (-0.48)	0.00951 (0.75)
hincome	0.0203 ** (2.47)	0.00604 (1.12)	0.0142 ** (1.97)
asset	0.000305 (0.19)	0.0000219 (0.02)	0.000284 (0.22)
marriage	0.0702 (0.93)	-0.0220 (-0.41)	0.0922 (1.34)
concen	0.00794 (0.20)	0.108 *** (3.76)	-0.100 *** (-2.62)
smoke	0.0229 (0.32)	0.00955 (0.19)	0.0133 (0.20)
hcheck	-0.0446 (-0.58)	0.0403 (0.89)	-0.0849 (-1.23)
_cons	7.699 *** (28.78)	0.235 (1.21)	7.464 *** (27.20)
<i>N</i>	1420	1420	1420

t statistics in parentheses* $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

Market Competition and Supplier-Induced Demands:

Analyzing Medical Expense from Micro-Data in Japan

Yoshihiko Kadoya, Ph.D Toshiki Kodera, Ph.D

Abstract

Sustainable medical expense has attracted public attention in rapidly aging societies. In fact, with a limited budget, the government of Japan has responded to increasing medical needs by lowering medical treatment fees and tightening regulations on hospital bed utilization. However, with information asymmetry between patients and medical professionals, “supplier-induced demands” - the phenomenon of increased medical service consumption caused by increased market competition -, have the potential to cancel the government’s efforts. According to Evans (1974), supplier-induced demands can be seen when the number of medical institutions per capita is small (i.e., the market is competitive). Using Japanese data, this paper investigates whether or not the number of medical institutions per capita affects regional medical expense. Several researchers, including Nishimura (1987) and Izumida et al (1999), have investigated the phenomena by analyzing only macro and receipt data from Japan, without considering the details of patients’ backgrounds. The current research addresses the absence of studies that include patient attributes. The study used detailed data, such as age, gender, smoking habits, health awareness, and annual income from Osaka University’s Preference Parameter Study in Japan, as control variables to analyze the correlation between the number of medical institutions per capita and regional medical expense. Two-part model allowed separate investigations of consultation rates and costs per consultation. The results showed that, although market competitiveness positively affected consultation rates and negatively affected the cost per consultation, it did not significantly affect overall medical expense. The paper concludes that, even under conditions controlling detailed patient attributes, supplier-induced demands were not evident in the Japanese market.

[Keywords] induced demands, information asymmetry, medical market, medical expense, two-part model