

# 診療群分類別の包括評価制度導入が 診療行為に与える影響

——高齢者医療サービスの供給関数の推計——

吉 田 有 里

## An Analysis of the Effects of DPC/PDPS on Medical Care: Estimating the Supply Function of Elderly Medical Care

YOSHIDA Yuri

**Abstract:** The conventional supply function of goods and services shows that an increase in prices leads to a corresponding increase in supply. This study examines if a similar relationship exists in medical care services, for which the government already determines the prices.

This study conducts an empirical analysis of elderly medical care services to find a relationship between the prices and supply of medical care activities, by examining each type of such activities. The statistical analysis of the impact of prices of medical care activities, such as treatment, hospitalization, and diagnosis procedure combination (DPC) on DPC supply shows a negative significance with treatment, and a positive significance with the hospitalization price coefficient, and the price coefficient of other services. However, the DPC price coefficient is not significant.

The results suggest that medical service providers do not determine DPC supply based on DPC prices for elderly medical care, for which a reduction in the hospitalization period is difficult. Thus, to encourage DPC through policy measures, it is necessary to examine the entire medical service system, and not just the medical-fee reimbursement system.

**Key Words:** Supply function, DPC, Medical Care Activities, Inclusive payment system and Fee-for-service system, General medical care and Elderly medical care

**要旨：**通常の財・サービスの供給関数では、価格が上昇すれば供給量は増えると考えられている。政府が価格を決定している医療サービスにおいても、同様の関係は成立するのであろうか？この点を検証するのが、本稿の目的である。そこで本論文では、高齢者医療を対象として、診療行為別に、価格と診療行為の供給量との間にどのような関係があるのかについて、実証分析を行った。処置、入院、DPC、その他という診療行為の各価格が、DPCの供給量に与える影響を統計的に解析した結果、処置の係数は負で有意、入院とその他の価格の係数は正で有意だったが、DPCの価格の係数は有意ではないという結果となった。この結果は、入院期間の短縮化が難しい高齢者医療においては、医療サービス供給者はDPCの供給量をDPCの価格を参照しながら行っておらず、DPCへの政策的誘導には診療報酬だけでなく制度設計を見直す必要があることを示唆している。

**キーワード：**供給関数、DPC、診療行為、包括払いと出来高払い、一般医療と高齢者医療

## 1. はじめに

経済理論においては、通常の財・サービスの需給は価格に影響を受けるとされている。つまり供給関数の考え方に従えば、他の事情にして等しければ (*ceteris paribus*)、当該の財・サービスの価格が上昇すれば、その供給量は増加するという関係を持つということである。日本の医療制度においては、医療サービス価格は、政府によって診療報酬制度にもとづいて決められ、その支払い方式には、出来高払い方式が用いられている。これらは通常の財・サービスと大きく異なる点である。この場合においても、医療サービス供給者による医療サービスは、経済学で考える通常の財・サービスと同様に考えることができるのであろうか。本研究の基本的な問題意識はこの点にある。

急速な人口の高齢化および高度な医薬品の登場や医療技術の進歩により、2017年度の国民医療費は約43兆円にも達し、団塊の世代が後期高齢者となる2025年には、現在想定されている改革を行っても約57.8兆円に達すると予測されている。こうした医療費高騰に対して、医療の質の向上および効率化を図るために、2003年4月より、DPC/PDPS制度 (Diagnosis Procedure Combination/Per-Diem Payment System: 急性期入院医療の診断群分類に基づく定額報酬算定制度、以下DPC制度と略す) が導入された<sup>1</sup>。DPC制度の特徴は、診療報酬の支払い方式に、包括払い方式を取り入れた点にある。こうした診療報酬の支払い方式の大幅な変更は、これまでの価格と供給量の関係をどのように変えたのであろうか。

そこで、吉田 (2017) では、『社会医療診療行為別統計』(厚生労働省) のデータを用いて、医科診療を対象に、医療サービスにおいても通常の財・サービスと同様の関係を見いだせるのか、またDPC制度が診療行為そのものに与えた影響の実証分析を試みた。具

体的には、DPC対象病院における入院の一般医療について、診療行為別に供給関数の推計を行った。その結果、次の3点が明らかとなった。第1に、各診療行為の価格と供給量の関係は、他の事情を考慮した場合、結果として通常の財・サービスにおけるそれと同様の傾向を持つ。第2に、処置の供給量はDPCの価格に影響を受けるが、入院ではその影響を受けない。第3に、DPCの価格を引き上げることにより、DPCの供給量を増やすことができる可能性がある。これらの結果は、DPCや入院などの診療報酬の設計により、DPC制度への政策的誘導が可能なことを示している。

しかしながら、吉田 (2017) の分析対象は一般医療のみであることから、高齢者医療においても同様の分析が必要となる。そこで本稿では、高齢者医療においても通常の財・サービスと同様の関係を見いだせるのか、またDPC制度が診療行為そのものに与えた影響の実証分析を試みた。なお、本稿の構成は以下のとおりである。2章では、医療サービスにおける価格と供給量のマクロ的関係を診療行為全体と診療行為別に検証する。3章では、DPC制度が診療行為に与えた影響を計量分析により明らかにする。最後に、本稿のまとめを述べ、結びとする。

## 2. 価格と供給量の関係

### 2-1. マクロ的にみた場合

まず、マクロ的考察として、診療行為全体でみた医療サービスにおける価格と供給量の関係からみていくことにする。医療サービス価格と供給量の作成方法の詳細は、吉田 (2017) に示されている<sup>2</sup>。表1はそのデータを1980年から2018年の39年間について示したものである。また、このうち医療サービス価格である「実質指数」と医療サービス供給量である「実質総点数」との関係を描いたものが、図1である。このように、長期的な傾向としては、医療サービスにおける

1 DPC制度とは、急性期入院医療における患者の各症例を診断名と診療行為などによって診断群に分類し、その診療報酬の支払いに包括払い方式を取り入れた仕組みである。

2 医療サービスにおける価格は、1964年を100として、(1)式のような「名目指数」を作成し、それを(2)式により実質化して作成した。また、医療サービスの供給量は(3)式により作成した。

$$\text{名目指数} = \text{前期の名目指数} \times \left( 1 + \frac{\text{診療報酬改定率}}{100} \right) \quad \dots (1) \text{式}$$

但し、名目指数の初期値 (1964年) を100とする。

$$\text{実質指数} = \text{前期の実質指数} \times \left( 1 + \frac{(\text{診療報酬改定率 (医科)} - \text{総合指数変化率 (持家の帰属家賃を除く)})}{100} \right) \quad \dots (2) \text{式}$$

但し、実質指数の初期値 (1964年) を100とする。

$$\text{実質総点数 (供給量)} = \frac{\text{医科診療の総点数}}{\text{名目指数}} \quad \dots (3) \text{式}$$

表1 実質指数と実質総点数のデータ（総数）

年	診療報酬 改定率 (%)	総合指数 変化率 (%)	名目指数 1964=100	実質指数 1964=100	実質 総点数 100万	年	診療報酬 改定率 (%)	総合指数 変化率 (%)	名目指数 1964=100	実質指数 1964=100	実質 総点数 100万
80	0.00	7.88	225	66	89	2000	2.00	-0.81	336	77	456
81	8.40	4.04	244	69	85	01	0.00	-1.32	336	78	475
82	0.00	2.38	244	67	88	02	-1.30	-0.72	332	77	468
83	0.30	1.96	245	66	99	03	0.00	-0.21	332	77	470
84	3.00	2.16	252	67	94	04	0.00	0.00	332	77	471
85	3.50	1.88	261	68	91	05	0.00	-0.42	332	78	485
86	2.50	-0.23	267	70	287	06	-1.50	0.31	327	76	489
87	0.00	0.23	267	70	304	07	0.00	0.42	327	76	521
88	3.80	0.58	278	72	307	08	0.42	1.24	328	75	530
89	0.11	2.87	278	70	316	09	0.00	-1.84	328	77	506
90	3.80	3.23	288	70	330	10	1.74	-0.52	334	79	517
91	0.00	2.81	288	68	351	11	0.00	-0.10	334	79	572
92	5.40	1.47	304	71	331	12	1.55	-0.21	339	80	589
93	0.00	1.14	304	70	351	13	0.00	1.16	339	79	630
94	1.70	0.20	309	71	357	14	0.82	3.53	342	77	626
95	0.00	-0.41	309	71	368	15	0.00	0.30	342	77	626
96	3.60	0.10	320	74	378	16	0.56	0.00	344	77	636
97	1.31	2.25	324	73	385	17	0.00	0.90	344	76	668
98	1.50	0.10	329	74	380	18	0.63	0.89	346	76	676
99	0.00	-0.60	329	75	461						

出所：『社会医療診療行為別統計』（厚生労働省）と『消費者物価指数年報』（総務省）と『保険と年金の動向』（厚生労働統計協会）に基づいて筆者作成。

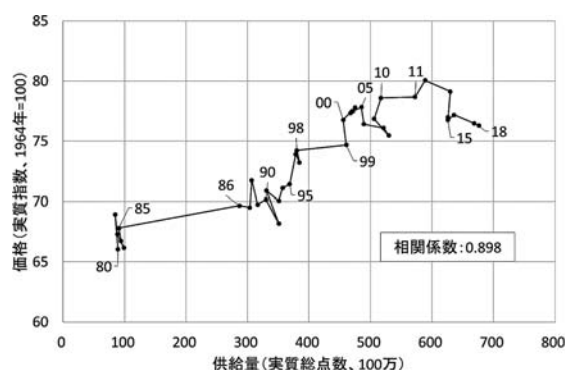


図1 価格と供給量の関係（総数）

注：『社会医療診療行為別統計』（厚生労働省）の調査対象の拡大に伴い、次の期間では実質総点数が大きく増加している。1985→1986年（国民健康保険の追加）、1998→1999年（組合管掌健康保険の追加）、2010→2011年（船員保険・国家公務員共済組合・地方公務員共済組合・私立学校教職員共済の追加）

価格と供給量の間にはプラス（右上がり）の関係があり、両者の関係の程度を意味する相関係数は0.898と強いものである。

診療行為全体には入院と外来があり、それぞれがさらに一般医療と高齢者医療に分けられる。ここでは入院について、一般医療と高齢者医療に分けて、医療サービスにおける価格と供給量の関係をみていくことにする<sup>3</sup>。図2と図3は、それぞれ一般医療と高齢者医

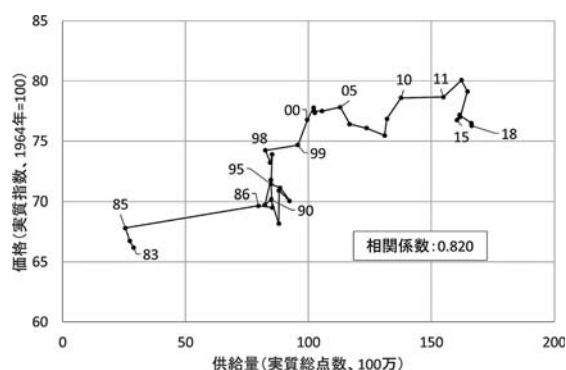


図2 価格と供給量の関係（一般医療）

注：1985→1986年、1998→1999年、2010→2011年において、実質総点数が大きく増加している点については、図1の注を参照のこと。

療における医療サービスの価格と供給量の関係を描いたものである。サンプル期間は、老人保健制度が開設された1983年から2018年までの36年間である。これをみると一般医療と高齢者医療ともに、価格と供給量の間にはプラスの関係があり、相関係数は一般医療では0.820、高齢者医療では0.877と、ともに強い相関がみられた。このように、マクロでみた場合、医療サービス価格と供給量の間にはプラスの関係がみられることから、結果として医療サービスにおいても通常の財・サービスと同様の傾向があることが分かる。

3 本稿における高齢者医療の対象年齢は、2004年以前は70歳以上、2005年では71歳以上、2006年では72歳以上、2007年では73歳以上、2008年では74歳以上、2009年以降では75歳以上である。

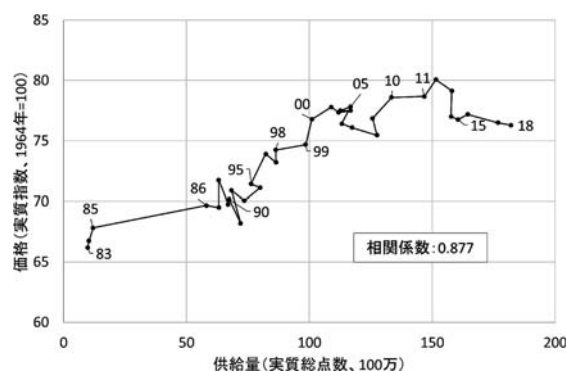


図3 価格と供給量の関係(高齢者医療)

注：1985→1986年、1998→1999年、2010→2011年において、実質総点数が大きく増加している点については、図1の注を参照のこと。

表2 診療行為の分類

変数名	内訳
処置	投薬、注射、処置、手術、麻酔、放射線治療
入院	入院料等
DPC	診断群分類による包括評価等
その他	初・再診、医学管理等、在宅医療、検査、画像診断、リハビリテーション、精神科専門療法、病理診断

注1：入院について、1994年以前には入院時食事療養(給食料)が含まれるが、1995年以降では含まれない。

注2：DPCは2003年よりデータが得られる。

注3：サンプル期間において、診療行為の一部に名称変更が行われているが、本稿では、すべて「その他」に含まれている。

## 2-2. 診療行為別にみた場合

次に、診療行為別に、医療サービスにおける価格と供給量の関係をみていこう。診療行為は、吉田(2017)と同様に、『社会医療診療行為別統計』(厚生労働省)に掲載されている16種類の診療行為(大分類)を、表2に示す「処置」「入院」「DPC」「その他」の4つに集約した。これは、分析を単純化し、DPC制度の影響を明確にするためである。各診療行為の価格と供給量の作成方法の詳細は、吉田(2017)に示されている<sup>4</sup>。表3は、各診療行為における価格と構成比のデータをまとめたものである。

図4から図6は、DPCと入院と処置における価格と構成比の関係をそれぞれ描いたものである。ここでは各診療行為の供給量を構成比でとらえており、3つの診療行為の傾向が定まれば、残り1つは残差として考えることができるので、分析からは除外した。サンプル期間は、DPCについては2003年から2018年までの16年間、処置と入院については1983年から2018年までの36年間である。

まず、DPCにおける価格と構成比の関係を図4でみると、2003年をDPC制度導入が間もないためサンプル数が少ないことによる異常値と考えるならば、プラスの関係があることが分かる。2004～18年における相関係数は0.815であり、強い相関がみられた。

表3 各診療行為の価格と構成比のデータ(入院・高齢者医療)

年	価格(実質)				構成比(%)				年	価格(実質)				構成比(%)			
	処置	入院	DPC	その他	処置	入院	DPC	その他		処置	入院	DPC	その他	処置	入院	DPC	その他
83	101	676	—	108	36.0	52.9	—	11.0	01	156	1,266	0	188	25.8	61.6	—	12.6
84	87	703	—	110	32.1	55.8	—	12.1	02	143	1,297	0	185	24.9	62.7	—	12.4
85	97	750	—	118	34.5	53.2	—	12.3	03	154	1,335	3,464	186	25.1	61.1	0.6	13.2
86	104	803	—	132	34.0	54.0	—	12.0	04	153	1,351	3,171	176	23.9	61.7	2.6	11.8
87	106	792	—	135	34.9	53.0	—	12.0	05	160	1,374	3,187	175	23.3	61.4	3.8	11.5
88	98	804	—	131	32.8	54.9	—	12.4	06	158	1,402	3,179	161	22.8	61.4	5.0	10.8
89	98	789	—	130	33.7	53.7	—	12.6	07	166	1,427	3,219	167	23.1	56.9	8.5	11.5
90	87	808	—	133	30.9	56.4	—	12.7	08	171	1,436	3,226	163	23.3	55.7	10.4	10.7
91	82	803	—	135	30.0	57.0	—	13.0	09	177	1,459	3,179	173	21.1	52.1	17.4	9.4
92	94	897	—	140	29.1	59.0	—	11.8	10	191	1,504	3,233	190	18.7	47.4	23.9	9.9
93	97	934	—	146	28.5	59.6	—	11.9	11	220	1,550	3,329	191	20.6	45.3	23.9	10.1
94	95	1,018	—	154	25.4	62.8	—	11.8	12	230	1,575	3,426	198	21.0	43.3	25.0	10.7
95	107	905	—	157	29.9	57.0	—	13.1	13	233	1,579	3,436	199	21.0	42.8	25.2	11.0
96	108	978	—	178	28.0	58.9	—	13.1	14	220	1,612	3,330	192	19.6	44.3	25.3	10.8
97	106	1,011	—	180	27.4	59.5	—	13.0	15	223	1,657	3,366	192	18.5	45.5	25.7	10.3
98	114	1,078	—	180	25.1	62.1	—	12.8	16	253	1,686	3,308	198	18.6	44.0	27.0	10.4
99	127	1,116	—	179	24.2	63.9	—	12.0	17	269	1,722	3,332	198	19.3	43.6	26.6	10.5
00	148	1,209	—	183	26.2	61.1	—	12.7	18	281	1,714	3,412	200	19.7	42.5	27.3	10.6

出所：『社会医療診療行為別統計』(厚生労働省)と『消費者物価指数年報』(総務省)に基づいて筆者作成。

4 各診療行為の価格のデータには、各診療行為の「点数」を「回数」で割った値を『消費者物価指数年報』(総務省)の「総合指数(持家の帰属家賃を除く)」で実質化した値を用いた。また、各診療行為の供給量のデータには、診療行為の構成比を用いた。

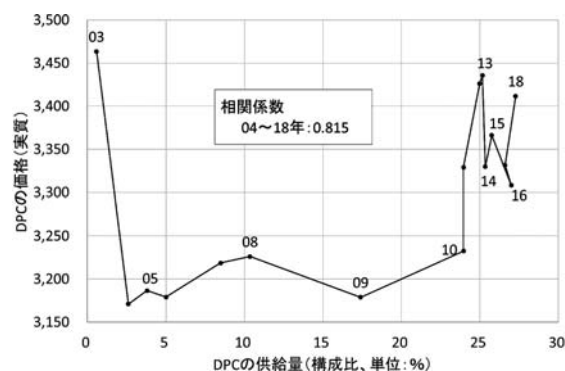


図4 DPC における価格と供給量の関係  
(入院・高齢者医療)

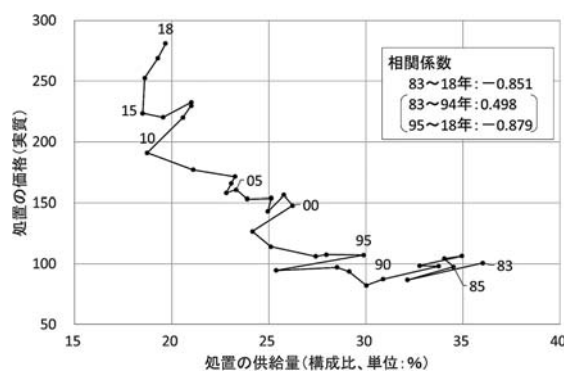


図6 処置における価格と供給量の関係  
(入院・高齢者医療)

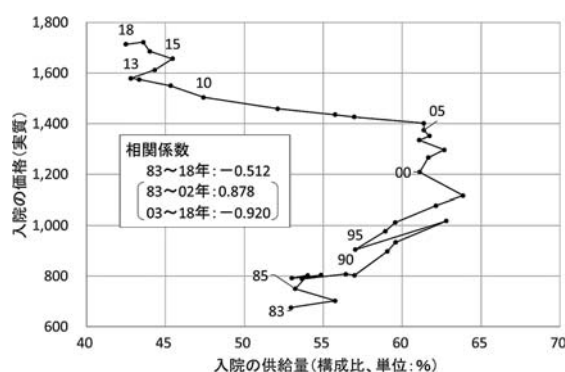


図5 入院における価格と供給量の関係  
(入院・高齢者医療)

次に、入院における価格と構成比の関係を図5でみると、相関係数は $-0.512$ というマイナスの相関がみられた。しかし、DPC 制度が導入された2003年前後で傾向が明らかに異なっていることから、DPC 制度が導入される2003年までと導入後の2003年以降に分けて相関係数を計測した。その結果、前者の期間での相関係数は $0.878$ と強い相関がみられることから、DPC 制度導入以前では、入院においても結果として通常の財・サービスと同様の傾向があったといえる。これに対して、後者の期間での相関係数は $-0.920$ であり、強いマイナスの相関がみられた。これはDPC 制度による影響と考えられる。つまり、DPC の包括評価部分に入院基本料が含まれるようになったために、DPC 適用の入院が増大している状況では、出来高払いでの入院の価格が引き上げられても、その構成比はむしろ下がることになるので、入院の価格と供給量の間にマイナスの関係が生じているのである。

最後に、処置における価格と構成比の関係を図6でみると、相関係数は $-0.851$ であり、強いマイナスの相関がみられた。しかし、1995年までと1995年以降に分けて相関係数を推計すると、前者の期間では

$0.498$ であり、弱いながらもプラスの相関がみられたが、後者の期間では $-0.879$ であり、強いマイナスの相関がみられた。このように、処置においては計測期間によっては、価格と構成比の間にマイナスの関係がみられるが、これは単純な相関分析によるためとも考えられる。

これらの分析により、次の2点が明らかとなった。第1に、診療行為別にみた場合、入院とDPC における価格と供給量の間には、結果として通常の財・サービスと同様の傾向がみられる。第2に、2変数間みの関係をみた場合には、DPC 制度の導入は入院における価格と供給量の関係を変えた可能性があるという点である。

### 3. DPC 制度の影響

日本のDPC 制度の特徴は、包括評価と出来高評価が複合していることである<sup>5)</sup>。包括評価の対象は、入院基本料、注射、投薬、検査、画像診断、1,000点未満の処置などであり、診断群分類ごとに1日当たり点数が設定されている。一方、その他は出来高評価の対象であり、具体的には手術、麻酔、医学管理、放射線治療、1,000点以上の処置などである。包括評価部分への1日当たり点数は、入院日数に応じて3段階の通減性となっており、病院側に入院期間の短縮化を促す仕組みとなっている。また、DPC 制度の導入が病院経営に与える影響が大きいことが懸念されたため、包括評価部分の収益が出来高払い時のそれを下回らないように、調整係数が導入された。これにより、DPC 制度の導入による医療費の抑制効果は期待されなかったが、調整係数は2012年度から削減され、2018年度には全廃された。代わりに、基礎係数と機

5 DPC 制度の詳細は、池上(2017)、社会保険研究所(2016)、松田(2011)を参照のこと。

表4 DPC 対象病院の推移

年	病院数	一般病床数
03	82 (1.0)	66,497 (7.2)
04	144 (1.8)	89,330 (9.8)
06	359 (4.6)	176,395 (19.4)
08	713 (9.2)	286,088 (31.5)
09	1,278 (16.7)	430,224 (47.5)
10	1,388 (18.3)	455,148 (50.4)
11	1,447 (19.2)	468,362 (52.1)
12	1,505 (20.1)	479,539 (53.4)
13	1,496 (20.0)	474,981 (52.9)
14	1,585 (21.3)	492,206 (55.0)
15	1,580 (21.3)	484,081 (54.1)
16	1,667 (22.6)	495,227 (55.6)
17	1,664 (22.6)	483,747 (54.3)
18	1,730 (23.7)	488,563 (54.9)

注：( ) 内は、全国の一般病院数と全国の一般病床数に対する割合を示す。

出所：中央社会保険医療協議会診療報酬調査専門組織の「DPC 対象病院・準備病院の規模（平成31年4月1日）見込み」、国立社会保障・人口問題研究所「社会保障統計年報データベース」に基づいて筆者作成。

能評価係数Ⅱが導入された。

表4はDPC対象病院の施設数と一般病床数の推移を示したものである。DPC対象病院は、導入当初はその数も少なかったが、2018年では1,730施設（一般病院に占める割合約23.7%）、48万8,563床（約54.9%）にまで拡大している。DPC制度の効果は、DPC対象病院にしか現れないことから、分析の対象をDPC対象病院に限定して、同制度が医療サービスにおける価格と供給量（構成比）の関係にどのような影響を与えたのかを検証した<sup>6</sup>。

### 3-1. DPC 対象病院における価格と供給量の関係

表5は、DPC対象病院について、表2に示した4つの診療行為別の価格と構成比のデータをまとめたものである。サンプル期間は2006年から2018年の13年間である。なお、表4に示したように、2006年より前では対象病院数が全国の一般病院数の2%未満と少なかったことから、本稿の分析では除外した。

DPC対象病院について、処置と入院とDPCにおける価格と構成比の関係をそれぞれ描いたのが、図7から図9である。ここでは各診療行為の供給量を構成比で捉えており、前章の分析と同様に「その他」は残差として考えることができるので、分析から除外した。

まず、入院における価格と構成比の関係を図7でみると、相関係数は0.621であり、プラスの関係がみら

表5 各診療行為の価格と構成比のデータ  
(入院・高齢者医療・DPC対象病院)

年	価格（実質）				構成比（%）			
	処置	入院	DPC	その他	処置	入院	DPC	その他
06	443	1,803	3,179	219	29.5	13.3	51.9	5.2
07	405	2,119	3,219	224	25.8	12.1	57.0	5.1
08	443	1,907	3,226	225	28.3	12.6	53.6	5.5
09	386	1,935	3,179	221	27.9	14.7	51.5	5.8
10	407	2,092	3,233	241	22.7	15.0	55.8	6.5
11	463	2,133	3,329	237	25.8	14.5	52.9	6.7
12	506	2,165	3,426	246	26.8	13.3	52.7	7.2
13	513	2,214	3,435	249	26.7	12.7	53.3	7.3
14	476	2,471	3,330	234	25.2	15.3	52.2	7.4
15	481	2,577	3,366	234	23.8	16.3	52.9	7.0
16	600	2,846	3,309	250	24.5	15.2	53.2	7.1
17	647	2,954	3,362	251	25.5	15.7	51.6	7.2
18	679	2,643	3,473	254	26.7	14.3	51.6	7.4

出所：『社会医療診療行為別統計』（厚生労働省）と『消費者物価指数年報』（総務省）に基づいて筆者作成。

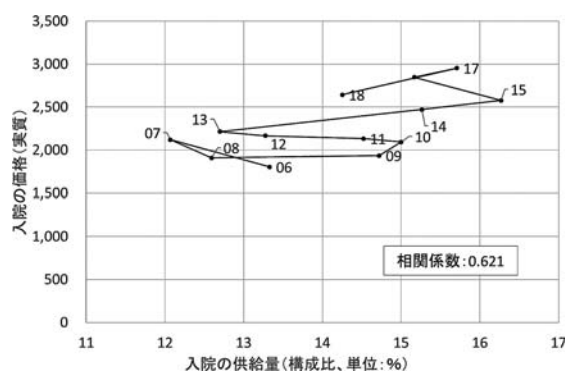


図7 入院における価格と構成比の関係  
(入院・高齢者医療・DPC対象病院)

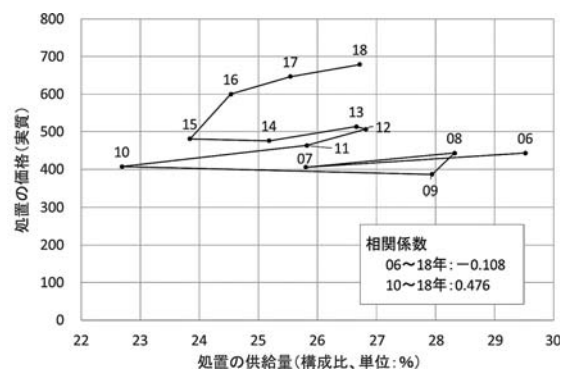


図8 処置における価格と構成比の関係  
(入院・高齢者医療・DPC対象病院)

れた。次に、処置における価格と構成比の関係を図8でみると、相関係数は-0.108であり、ほとんど相関がないレベルともいえるが、符号としてはマイナスの関係がみられた。しかし、2010年以降でみると相関係数は0.476であり、プラスの関係があることが分か

6 DPC対象病院は、『社会医療診療行為別統計』（厚生労働省）の病院種類別データのうち、特定機能病院と一般病院のうちDPC/PDPS対象病院を合わせたものとした。

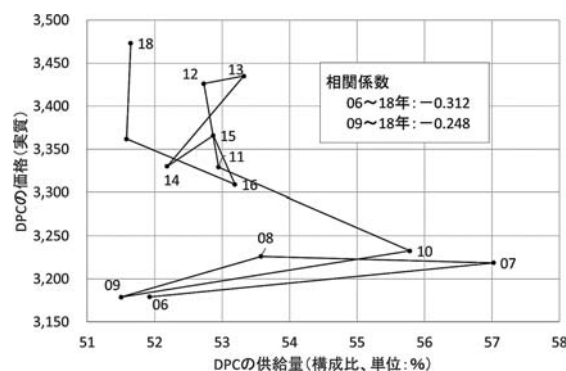


図9 DPC における価格と構成比の関係  
(入院・高齢者医療・DPC 対象病院)

った。このように、処置における価格と構成比の間の関係は、分析の対象を全病院にした場合（前章の図6）ではプラスの関係はみられなかったが、DPC 対象病院に限定した場合ではプラスの関係がみられるということである。

最後に、DPC における価格と構成比の関係を図9でみると、相関係数は-0.312であり、弱いながらもマイナスの関係がみられた。この結果は、前章の図4（全病院におけるDPCの価格と構成比の関係を描いた図）でみた関係と逆である。この点については、DPCの供給量は、DPCの価格だけではなく、他の診療行為の価格の影響も受けている可能性があることを現している。

### 3-2. 他のサービス価格の影響

これまでみてきた各診療行為における価格と供給量の関係は、他の価格の影響を考慮していないものだった。しかし、当該の診療行為の価格が供給量に与える影響をより正確に評価するためには、他の診療行為の

価格の影響をも考慮する必要がある。そこで、真の価格の効果を抽出するために、いわゆる供給関数に他の価格を変数として含めた、(4)式の推定を試みた<sup>7</sup>。また、入院とDPCのモデルでは、制度の普及レベルの違いを意図したダミー変数（06～08年）を説明変数に加えた、(5)式と(6)式の推定を試みた。推定期間は、2006年から2018年の13年間である。表6には、(4)式のモデルを最小二乗法で推定した結果を、(5)式と(6)式のモデルをコクランオーカット法で推定した結果を示した<sup>8</sup>。

$$X_{sho} = \alpha_1 + \alpha_2 \times P_{sho} + \alpha_3 \times P_{nyu} + \alpha_4 \times P_{dpc} + \alpha_5 \times P_{son} + \varepsilon_{sho} \quad \dots (4) \text{ 式}$$

$$X_{nyu} = \beta_1 + \beta_2 \times P_{sho} + \beta_3 \times P_{nyu} + \beta_4 \times P_{dpc} + \beta_5 \times P_{son} + \beta_6 \times D_{06-08} + \varepsilon_{nyu} \quad \dots (5) \text{ 式}$$

$$X_{dpc} = \gamma_1 + \gamma_2 \times P_{sho} + \gamma_3 \times P_{nyu} + \gamma_4 \times P_{dpc} + \gamma_5 \times P_{son} + \gamma_6 \times D_{06-08} + \varepsilon_{dpc} \quad \dots (6) \text{ 式}$$

$X_{sho}$ ：処置の構成比、 $X_{nyu}$ ：入院の構成比、 $X_{dpc}$ ：DPCの構成比、 $P_{sho}$ ：処置の価格、 $P_{nyu}$ ：入院の価格、 $P_{dpc}$ ：DPCの価格、 $P_{son}$ ：その他の価格、 $D_{06-08}$ ：2006年～2008年を1とする定数項ダミー、 $\alpha_1 \sim \alpha_5$ 、 $\beta_1 \sim \beta_6$ 、 $\gamma_1 \sim \gamma_6$ ：パラメータ、 $\varepsilon_{sho}$ 、 $\varepsilon_{nyu}$ 、 $\varepsilon_{dpc}$ ：錯乱項

まず、処置のモデルの説明力をみると、自由度修正済み決定係数は0.7849、ダービン・ワトソン比は2.1808であり、モデルは概ね妥当と判断できる。処置の価格と供給量（構成比）の関係をみると、処置の価格に対する係数はプラスで有意という結果が得られ

表6 推定結果

被説明変数	処置： $X_{sho}$			入院： $X_{nyu}$			DPC： $X_{dpc}$		
説明変数	推定値	t 値	P 値	推定値	t 値	P 値	推定値	t 値	P 値
定数項	0.4978	4.58***	0.0018	0.4476	3.89***	0.0115	0.1809	2.18*	0.0812
処置： $P_{sho}$	3.09 E-04	5.31***	0.0007	1.76 E-05	0.29	0.7850	-3.37 E-04	-5.31***	0.0032
入院： $P_{nyu}$	-5.99 E-05	-4.83***	0.0013	2.84 E-05	2.42*	0.0598	3.12 E-05	2.53**	0.0525
DPC： $P_{dpc}$	2.91 E-05	0.62	0.5513	-5.40 E-05	-1.83	0.1262	-4.29 E-05	-1.50	0.1933
その他： $P_{son}$	-0.0015	-3.20**	0.0125	-8.15 E-04	-1.96*	0.1073	2.43 E-03	5.00***	0.0041
ダミー： $D_{06-08}$				-0.0314	-2.33*	0.0676	0.0434	6.14***	0.0017
サンプル数	13			13			13		
自由度修正済み決定係数	0.7849			0.7628			0.8062		
ダービン・ワトソン比	2.1808			1.9720			2.2810		

注：\*\*\*1%、\*\*5%、\*10%水準で有意（片側検定）あることを示す。

7 推定には、ライトストーン社のEViews 11を用いた。

8 なお、ここでは供給量を構成比で捉えており、「その他」の変数は残差と考えられるので、推定結果は掲載していない。

た。入院とその他の価格に対する係数はマイナスで有意であった。また、DPCの価格に対する係数は有意ではなかった。このことは、処置という診療行為の提供が、DPCの価格に影響されずに行われていることを現している。したがって、他の事情を考慮すれば、処置における価格と供給量の間には、通常の財・サービスと同様のプラスの関係があることが分かった。なお、価格の平均弾性値は0.0059(1%の価格の変化に対し、0.0059%の供給量が増加)という結果が得られた。

次に、入院のモデルでは、自由度修正済み決定係数は0.7628、ダービン・ワトソン比は1.9720であり、モデルは妥当と判断できる。入院の価格に対する係数はプラスで有意であり、その他の価格に対する係数はマイナスで有意であった。DPCの価格に対する係数はマイナスでありながらも有意ではなかったことから、入院という診療行為の提供は、DPCの価格に影響されずに行われていることが分かった。また、ダミー変数の係数はマイナスで有意であったことから、DPC制度の導入当初とそれ以降では、入院における価格と供給量の関係の間に、構造変化が生じていたといえる。これは、DPCの包括評価部分に入院基本料が含まれるようになったことによる影響と考えられる。これらの考察により、他の事情を考慮すれば、入院における価格と供給量の関係は、結果として通常の財・サービスと同様に考えることができることが分かった。なお、価格の平均弾性値は0.0046(1%の価格の変化に対し、0.0046%の供給量が増加)という結果が得られた。

最後に、DPCのモデルでは、自由度修正済み決定係数は0.8062、ダービン・ワトソン比は2.281であり、モデルは概ね妥当である。推計結果をみると、処置の価格に対する係数はマイナスで有意であり、入院とその他の価格に対する係数はプラスで有意であった。しかし、DPCの価格に対する係数は、符号としてはマイナスであり、有意という結果にはならなかった。また、ダミー変数の係数はプラスで有意であったことから、DPC制度の導入当初とそれ以降では、構造変化が生じていた。つまり、DPCという診療行為の提供は、DPCの価格に影響されずに行われており、結果としては処置やその他の価格の影響を受けているということである。このことが、図9(DPC対象病院におけるDPCの価格と構成比の関係を描いた図)で、DPCの価格と構成比の間にマイナスの関係を生み出した原因と考えられる。

#### 4. ま と め

本稿では、入院の高齢者医療において、医療サービスが通常の財・サービスと同様の関係を見いだせるのかを検証した。その結果、次の3点が明らかとなった。第1に、高齢者医療においては、処置と入院の価格と供給量の関係は、他の事情を考慮した場合には、結果として通常の財・サービスにおけるそれと同様の傾向を持つことが分かった。この結果は、一般医療における処置と入院の価格と供給量の関係と同じである。

第2に、高齢者医療においては、DPCの価格と供給量の関係は、他の事情を考慮した場合、通常の財・サービスにおけるそれと同様の傾向は持たないことが分かった。この結果は、一般医療におけるDPCの価格と供給量の関係と異なっている。つまり、一般医療においては、医療サービス供給者はDPCの価格をみながらその供給量を決めているが、高齢者医療においてはそうではないということである。これは、DPC制度の包括評価部分は入院期間の短縮化を促すように設計されていることが影響しているためである。つまり、一般医療では入院期間を短縮化しやすいので、DPCの価格を引き上げるインセンティブが働くために、一般医療におけるDPCの価格と供給量の関係は、他の事情を考慮した場合には、結果として通常の財・サービスにおけるそれと同様の傾向を持つが、高齢者医療ではそれが難しく、DPCの価格を引き上げるインセンティブが弱まるので、高齢者医療におけるDPCの価格と供給量の関係は、他の事情を考慮した場合には、結果として通常の財・サービスにおけるそれと同様の傾向は持たないということである。

第3に、高齢者医療においては、処置と入院の供給量は、DPCの価格の影響を受けない。この点も、一般医療のそれと異なっている。ただし、入院の供給量に対しては、DPC導入前後で構造変化が生じていたことから、DPC制度の導入は入院の供給量に対して影響は与えていたといえる。

これらの考察により、一般医療においては、政府によるDPCなどの診療報酬の設計により、DPCへの政策的誘導が可能であるが、高齢者医療においてはその効果は期待できないことが分かった。したがって、高齢者医療の質の向上と効率化を図るためには、診療報酬だけでなく制度設計も同時に見直す必要があるといえる。

**参考資料**

厚生労働省『社会医療診療行為別統計』2015～2018年  
(1960～1975年『社会医療調査報告』, 1976～1999年社会医療診療行為別調査報告, 2000～2014年『社会医療診療行為別調査』)  
厚生労働統計協会『保険と年金の動向』各年版  
国立社会保障・人口問題研究所「社会保障統計年報データベース」(<http://www.ipss.go.jp/ssj-db/ssj-db-top.asp>)  
2019/8/10 アクセス  
総務省『消費者物価指数年報』各年版  
中央社会保険医療協議会診療報酬調査専門組織入院医療等の調査・評価分科会, 令和元年度第3回資料, 「DPC対象病院・準備病院の規模(平成31年4月1日)見込」

(<https://www.mhlw.go.jp/content/12404000/000519125.pdf>)  
2019/8/10 アクセス

**参考文献**

池上直己(2017)『日本の医療と介護－歴史と構造, そして改革の方向性』日本経済新聞出版社  
社会保険研究所(2016)『DPCの基礎知識平成28年4月版』社会保険研究所  
松田晋哉(2011)『基礎から読み解くDPC－実践的に活用するために(第3版)』医学書院  
吉田有里(2017)「診断群分類別の包括評価制度導入が診療行為に与える影響」『甲南女子大学研究紀要人間科学編』(54), P.181-189.