

表 2-19 無受診者を除く家族の外来点数の Kernel density estimate

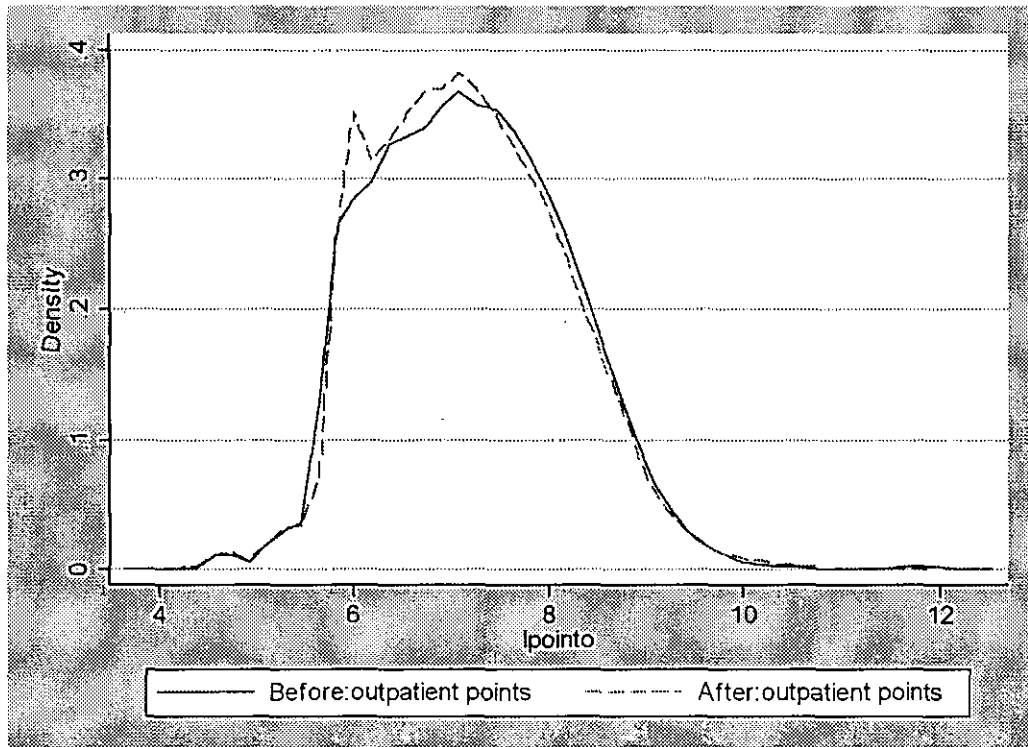
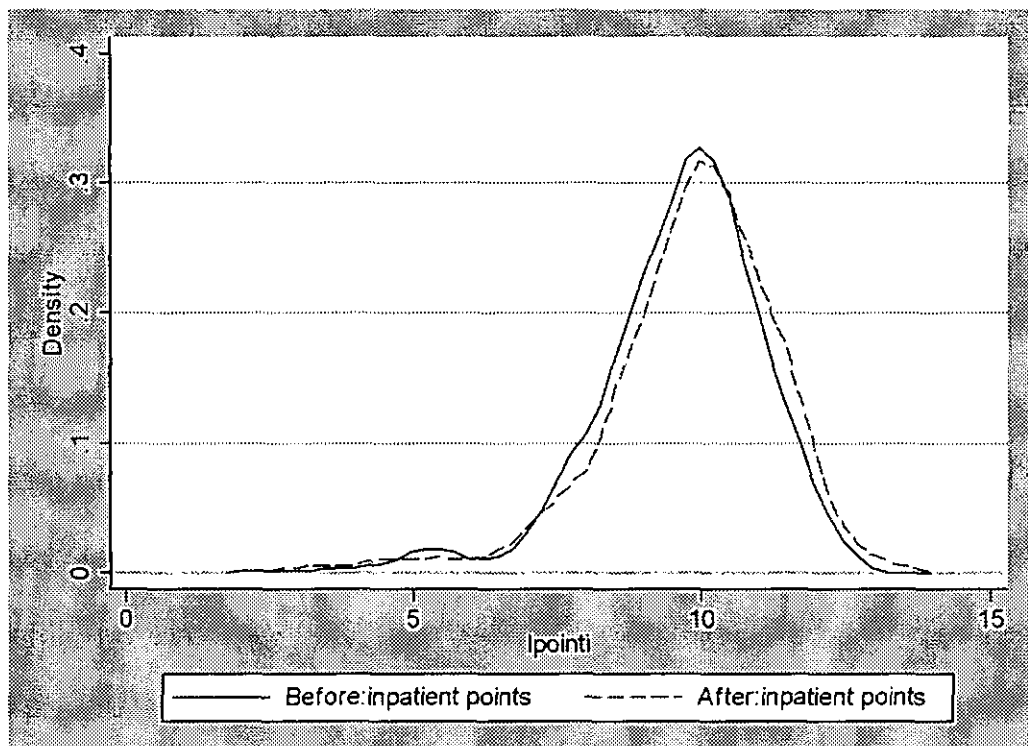


表 2-20 非入院者を除く家族の入院点数の Kernel density estimate



(5) まとめ

厚生労働省保険局が収集した111企業における96年4月から99年11月までの44ヶ月のレセプトデータを解析した結果、わが国における外来の価格弾力性の計測結果は、0.075~0.08程度であることがわかった。これは、これまでの研究とほぼ整合的な結果であるが、推定方法やサンプルは先行研究の様々な問題を克服した推定結果であることから最も信頼性の高いものと考えられる。また、入院については各推定ともに有意な結果が得られておらず、弾力性はきわめて低いと判断される。

参考文献

- 吉田あつし・伊藤正一(2000)「健康保険制度の改正が受診行動に与えた影響」『医療経済研究』Vol.7,pp.101-120
- Zweifel, P., and W.G. Manning(2000) Moral hazard and consumer incentives in health care, in Handbook of Health Economics(Ed.) A.J.Culyer and J.P.Newhouse, Elsevier, Amsterdam, pp.409-459
- Cutler, D.M., and R.J. Zeckhauser(2000) The Anatomy of Health Insurance, in Handbook of Health Economics(Ed.) A.J.Culyer and J.P.Newhouse, Elsevier, Amsterdam, pp.563-643
- Newhouse,J.P., and the Insurance Experiment Group(1993) Free for All? Lessons from the RAND Health Insurance Experiment, Harvard University, Cambridge,MA
- Battacharya, J., W.B Vogt, A. Yoshikawa and T. Nakahara(1996) The utilization of outpatient medical services in Japan, Journal of Human Resources 31(2), pp.450-476
- Yoshida, A., and S. Takagi(2002) Effect of the Reform of the Social Medical Insurance System in Japan, The Japanese Economic Review 53(4), pp.444-465

3章 高齢者医療の価格弾力性の計測

(1) 計測の方針と特徴

既に1章で触れたように、個票を用いた先行研究である吉田・山村(2003)及び増原ほか(2002)は、健保組合に所属する高齢者サンプルのパネルデータを用いて、途中で老健に移った人々の前後の受診行動の差を調べている。このうち、吉田・山村(2003)は価格弾力性を求めていないが、増原ほか(2002)では0.185~0.228という価格弾力性が得られている。

しかしながら、健保組合に所属している老健対象者サンプルはかなり特殊なサンプルであることに注意が必要である。本人の場合は、老健対象者になっても働き続けている会社役員や社長であり、家族の場合には本人の被扶養者になっているサンプルであり、どちらにしてもバイアスが大きいと考えられる。したがって、老健対象者のほとんどが所属している国保データの分析を行うことが望ましいと考えられる。

本章では、吉田・山村(2003)、増原ほか(2002)と同様に、老健移行者の前後を比較するアプローチを取るが、まさに国保データを用いた分析を行うことにする。

(2) データ

本章で用いるデータは、富山県国保連合会により提供された1998年4月から2003年3月のレセプトデータであり、期間内に国保一般から老健に移った対象者を取り出した。

このレセプトデータは、毎月の受診行動がわかるAデータと、毎年5月のレセプトデータから把握できる属性情報が記入されたBデータが存在している。Aデータは、入院、外来、歯科、調剤別に医療費や自己負担額、医療費の細目(給付費、公費、高額療養費、食事療養費など)、日数、レセプト枚数、年齢、性別などが把握されている。BデータはAデータと同様のものの他、医療機関や疾病名、診療科などの所属性がわかるが、毎年5月に受診されていなければデータが存在しないため、AデータとBデータをマッチングさせると、サンプルにバイアスが生じてしまう。そこで、今回はAデータのみを分析対象とした。

分析対象のデータはまず、期間内の60ヶ月全ての期間で加入者であったサンプルをとりだし、期間内に脱退したサンプルを除くことにした。また、退職者から老健に移行したサンプルを除き、国保一般から老健に移行したサンプルのみを用いることにした。

またこのデータでは、受診月においては加入している保険区分(国保一般、退職者、老健)がわかるが、無受診月である場合には区分がわからないという問題がある。この点に対処するために、生年月日から計算して老健に移行した月次を特定し、その後を老健の対象期間とすることにした。身障者の場合には、年齢が70歳にみたくとも

老健対象者となり得るが、そのようなサンプルは70歳未満の老健移行後の受診月から老健以降となる。

主要な変数の記述統計は表3-1の通りである。

表3-1 記述統計

	平均値	標準偏差	最小値	最大値
外来				
外来費(円/月)	16,797.08	36,079.82	0.00	1,760,000.00
外来費(受診者のみ)	25,963.61	42,120.71	10.00	1,760,000.00
外来日数(月)	2.37	3.76	0.00	169.00
外来日数(受診者のみ)	3.66	4.14	1.00	169.00
外来受診確率(月)	0.65	0.48	0.00	1.00
1日当たり外来費(円)	8,140.58	8,284.60	3.33	451,100.00
自己負担額(円/月)	3,235.49	3,962.08	0.00	142,332.00
log(1日当たり外来費)	8.73	0.71	1.20	13.02
性別	0.35	0.48	0.00	1.00
初年度年齢	67.59	1.12	66.00	69.00
トレンド	30.50	17.32	1.00	60.00
老健以降ダミー	0.63	0.48	0.00	1.00
2月ダミー	0.08	0.28	0.00	1.00
3月ダミー	0.08	0.28	0.00	1.00
4月ダミー	0.08	0.28	0.00	1.00
5月ダミー	0.08	0.28	0.00	1.00
6月ダミー	0.08	0.28	0.00	1.00
7月ダミー	0.08	0.28	0.00	1.00
8月ダミー	0.08	0.28	0.00	1.00
9月ダミー	0.08	0.28	0.00	1.00
10月ダミー	0.08	0.28	0.00	1.00
11月ダミー	0.08	0.28	0.00	1.00
12月ダミー	0.08	0.28	0.00	1.00
入院				
入院費(円/月)	15,216.12	112,921.20	0.00	7,075,890.00
入院費(入院者のみ)	420,593.80	425,740.20	20.00	7,075,890.00
入院日数(月)	0.73	4.34	0.00	62.00
入院日数(月、入院者のみ)	20.15	11.36	1.00	62.00
入院確率(月)	0.04	0.18	0.00	1.00
1日当たり入院費(円)	27,542.15	31,185.03	14.84	802,840.00
自己負担額(円/月)	46,382.09	64,716.88	0.00	1,114,473.00
log(入院日数)	2.76	0.86	0.69	4.13
log(1日当たり入院費)	9.90	0.78	2.70	13.60
性別	0.35	0.48	0.00	1.00
初年度年齢	67.59	1.12	66.00	69.00
トレンド	30.50	17.32	1.00	60.00
老健以降ダミー	0.63	0.48	0.00	1.00
月ダミーは外来と同一				

注) 外来、入院日数は、レセプトに記載された日数を基本としているため、同一月内に複数のレセプトが発行されている場合には、30日を超えることがある。自己負担額は、受診者あるいは入院者が実際に窓口で支払った金額である。

表 3-2 は、老健移行前と老健移行後の主要変数の比較である。まず、外来医療についてみると、実質自己負担額は、5,758.4 円から 2,004.5 円まで引き下がる一方、外来費は1ヶ月 11,084.9 円から 20,196.1 円に引き上がっていることがわかる。細目を詳しく見ると、外来日数については 1.85 日から 2.68 日に変化しており、また、一日当たりの外来費についても、7,196.2 円から 8,601.3 円へ上昇しており、両方の効果があることが伺える。次に入院をみると、実質自己負担額は 109,578 円から 25,718.3 円に大きく減少する一方で、入院費は 8,691.1 円から 19,156.5 円に2倍以上増加している。細目を見ると、一日当たり入院費用が 27,541.5 円、28,447.1 円と余り変わらない一方、入院日数が 0.43 から 0.91 となりほぼこの日数で説明ができています。日数を入院確率と、入院者の日数に分けると、入院確率が 0.023 から 0.044 となる一方、入院日数は 18.95 から 20.51 とあまり変化は見られず、もっぱら入院確率の増加が医療費増加の要因であることが伺える。

表 3-2 老健移行前後の比較

	老健以降前		老健以降後	
	平均	標準偏差	平均	標準偏差
外来				
外来費(円/月)	11,084.9	17,396.6	20,196.1	43,189.2
外来費(受診者のみ)	19,492.9	19,191.2	29,120.8	49,291.9
外来日数(月)	1.85	3.40	2.68	3.93
外来日数(受診者のみ)	3.25	3.98	3.86	4.21
外来受診確率(月)	0.57	0.50	0.69	0.46
1日当たり外来費(円)	7,196.2	5,794.6	8,601.3	9,224.5
自己負担額(円/月)	5,758.4	5,646.5	2,004.5	1,783.5
入院				
入院費(円/月)	8,691.1	82,845.4	19,156.5	127,357.8
入院費(入院者のみ)	381,102.5	398,829.3	432,698.4	432,947.0
入院日数(月)	0.43	3.32	0.91	4.84
入院日数(月、入院者のみ)	18.95	11.54	20.51	11.28
入院確率(月)	0.023	0.149	0.044	0.206
1日当たり入院費(円)	27,541.5	30,451.5	28,447.1	38,426.4
自己負担額(円/月)	109,578.1	106,358.9	25,718.3	16,554.8
注)表3-1に同じ。				

(3)推定モデル

推定モデルは、2章の分析と同様、先行研究にしたがって、受診・入院確率や日数といった患者の選択が可能なパートと、受診後の医療費（1日当たり）という患者よりも医療提供者の選択が支配的であると思われるパートに分けた2パートモデルの推定を行う。外来は患者のパートとして外来日数を直接分析するが、入院の場合には

入院をするか否かという入院確率とその後の入院日数では患者の選択の度合いが異なると考えられる。つまり、入院するか否かは患者の選択権があっても、入院日数は医療提供者の選択が大きいと考えられることから、両者を分けた推定を行うことにする¹²。したがって、被説明変数については、2章同様、外来が、①1月当たりの外来日数、②1日当たりの外来費用という2パートモデル、入院が①1月当たりの入院確率、②入院をした患者の入院日数、③1日当たりの入院点数という3パートモデルとなる。

説明変数は、性別、1998年時点の年齢のほか、加齢に応じて医療費が上昇する構造を捉えるために、月トレンドを入れた。その他、月別の季節ダミーを加えた上で、老健移行前が0、移行後が1となるダミー変数を加えて、この変数が正に有意になるかどうかを持って、老健移行の効果があつたかどうかを判断する。

推定モデルは、1月当たりの外来日数がカウントデータであるため、Negative Binominal Regression を行い、入院確率については入院するか否かという2値の選択変数であるために、Probit Model で推定した。その他の変数は、ほぼ log normal の分布を持っている連続変数であることから、対数をとった上で GLS により推定した。全て、長期のパネルデータであるために、Random Effect を考慮したパネル推定を行う。

(4)推定結果

推定結果は、表 3-3 から表 3-7 に示す通りである。表 3-3 は、Random Effect Negative Binominal Regression による外来日数の推定結果であるが、老健移行ダミーが予想通り正に有意である。また、性別、年齢、トレンドについても有意な結果となっている。

表 3-3 医療需要関数の推定結果 1 (外来日数)

¹² 外来と同様、入院日数を直接分析した Negative Binominal Regression も行ったが、0 が非常に多い分布であるため、適切な推定が行えなかった。

被説明変数: 外来日数

	係数	標準誤差	p値
性別	-0.4789123 **	0.0084772	0
年齢	-0.036433 **	0.0035945	0
トレンド	0.0003057 **	0.0001016	0.003
老健移行ダミー	0.2378209 **	0.0043252	0
2月	-0.0261379 **	0.006141	0
3月	-0.0345285 **	0.0061389	0
4月	-0.0226087 **	0.0061103	0
5月	0.0099289	0.006049	0.101
6月	-0.0282938 **	0.0060906	0
7月	-0.0381991 **	0.006093	0
8月	0.0005087	0.0060304	0.933
9月	-0.0402537 **	0.0060733	0
10月	-0.0191919 **	0.0060273	0.001
11月	-0.1392627 **	0.0061987	0
12月	-0.1023299 **	0.0061353	0
定数項	3.738903 **	0.2432272	0

注) Random-effects negative binomial regressionによる推定結果。
 サンプル数は、522120(グループ数8384)
 Log likelihood = -850530.97
 Poissonモデルであることの帰無仮説は、1%以下で棄却される。
 **は1%基準、*は5%基準で有意であることを示す。

表 3-4 は、Random Effect GLS による対数をとった1日当たり外来費の推定結果であるが、これも老健移行ダミーが正に有意な結果となっている。

表 3-4 医療需要関数の推定結果 2 (1日当たり外来費)

被説明変数:log(1日当たり外来費)

	係数	標準誤差	p値
性別	0.0669385 **	0.0081905	0
年齢	-0.0144479 **	0.0034739	0
トレンド	-0.0011461 **	0.0000758	0
老健移行ダミー	0.1064364 **	0.0031955	0
2月	-0.0071977	0.0044957	0.109
3月	-0.0210405 **	0.0044855	0
4月	-0.0138473 **	0.004475	0.002
5月	-0.0181104	0.0044557	0
6月	-0.0242847 **	0.004458	0
7月	-0.0105689 *	0.0044545	0.018
8月	-0.0262234 **	0.0044432	0
9月	-0.0232179 **	0.004441	0
10月	-0.0106523 *	0.0044223	0.016
11月	0.0085885	0.0044531	0.054
12月	-0.0020734	0.0044398	0.641
定数項	9.642049 **	0.2349511	0

注) Random-effects GLS regressionによる推定結果。

サンプル数は、337740(グループ数7724)

**は1%基準、*は5%基準で有意であることを示す。

次に入院についての推定結果であるが、表 3-5 は入院確率について Random Effect Probit Regression を行った結果であり、これも予想通り老健移行ダミーが正で有意な結果となっている。一方、対数をとった入院日数(表 3-6)や1日当たり入院費(表 3-7)については、老健移行ダミーは有意な結果とはならなかった。

表 3-5 医療需要関数の推定結果 3 (入院確率)

被説明変数:入院確率

	係数	標準誤差	p値
性別	0.0631244 **	0.0134568	0
年齢	-0.0469476 **	0.0067762	0
トレンド	0.0005575	0.0003165	0.078
老健移行ダミー	0.2335986 **	0.0138664	0
2月	-0.0629118 **	0.0204036	0.002
3月	-0.0406466 *	0.0201999	0.044
4月	-0.0370674	0.0201324	0.066
5月	-0.0247452	0.0200276	0.217
6月	-0.0521842 **	0.0201553	0.01
7月	-0.0459785 *	0.0200719	0.022
8月	0.0043104	0.019739	0.827
9月	0.0070138	0.0196947	0.722
10月	-0.0350938	0.019912	0.078
11月	-0.0504882 *	0.0199841	0.012
12月	-0.0251114 **	0.0197834	0.204
定数項	0.5328769 **	0.4546138	0.241

注) Random-effects probit regressionによる推定結果。
 サンプル数は、522120(グループ数8384)
 Log likelihood = -59340.388
 ***は1%基準、**は5%基準で有意であることを示す。

表 3-6 医療需要関数の推定結果 4 (入院日数)

被説明変数:log(入院日数)

	係数	標準誤差	p値
性別	0.0519115 *	0.0242169	0.032
年齢	0.0029868	0.0106759	0.78
トレンド	0.0001893	0.0003966	0.633
老健移行ダミー	0.0285244	0.0185748	0.125
2月	-0.0520767 *	0.0231242	0.024
3月	-0.0388551	0.0231723	0.094
4月	-0.0707029 **	0.0231097	0.002
5月	-0.0566211 *	0.0230463	0.014
6月	-0.0323582	0.0231845	0.163
7月	-0.0668864 **	0.0230171	0.004
8月	-0.0444026 *	0.0226056	0.05
9月	-0.0381589	0.0225889	0.091
10月	-0.0128927	0.0227613	0.571
11月	0.002564	0.0226876	0.91
12月	-0.08588 **	0.0221333	0
定数項	2.111914 **	0.7212513	0.003

注)入院日数は、1日以上(0を除く)。

Random-effects GLS regressionによる推定結果。

サンプル数は、18468(グループ数3595)

***は1%基準、**は5%基準で有意であることを示す。

表 3-7 医療需要関数の推定結果 4 (1日当たり入院費)

被説明変数:log(1日当たり入院費)

	係数	標準誤差	p値
性別	-0.0366325	0.0201458	0.069
年齢	-0.0029777	0.008856	0.737
トレンド	0.0008656 **	0.0003134	0.006
老健移行ダミー	-0.0010619	0.0147196	0.942
2月	-0.0143569	0.0181607	0.429
3月	0.0216201	0.0182042	0.235
4月	-0.0005033	0.0181584	0.978
5月	0.0179311	0.0181128	0.322
6月	0.0133625	0.018219	0.463
7月	-0.0043181	0.0180849	0.811
8月	0.0048109	0.0177663	0.787
9月	-0.0029255	0.0177551	0.869
10月	-0.0235326	0.0178865	0.188
11月	0.0075897	0.0178269	0.67
12月	0.034399 *	0.0173747	0.048
定数項	10.4416 **	0.5983874	0

注)Random-effects GLS regressionによる推定結果。

サンプル数は、18466(グループ数3594)

***は1%基準、**は5%基準で有意であることを示す。

次に、これらの結果から弧弾力性 (Arc Elasticity) を計算する。まず、外来日数については、表 3-3 の推定結果から限界効果を算出した上で、弧弾力性を計算した結果、0.3195 という値が得られた。また、1 日当たり外来費は対数線形なので、係数に老健移行ダミーの平均を乗じて 0.0670 である。両者を合計すると、0.4 程度の弾力性になると考えられる。一方、入院については、入院確率のみが有意な結果なので、ここから弧弾力性を計算すると、0.0985 という結果となる。したがって、弾力性は約 0.1 程度という結果となった。外来の結果は、妹尾(1985)による 0.3 以上に近く、澤野(2000)による 0.161~0.230 や増原ほか(2002)の 0.185~0.228 よりもやや大きい。

(5)まとめ

本章は、国保のレセプトデータから、国保一般から老健に移行したサンプルをとりだし、医療需要の価格弾力性を計測した。医療需要は、外来、入院別に推定し、先行研究にしたがって、患者が選択できるパートと医療供給者が選択に係わるパートに分けた推定を行った。その結果、外来費の弾力性は 0.4 程度、入院費の弾力性は 0.1 程度という結果となった。

本章の問題は、地域として富山県国保連合会のみ分析であったため、それを全国に普遍化できるとは限らないという点である。この点は、このプロジェクトで収集された様々な地域の国保データを今後分析することにより、普遍性が増すと思われる。もう一つは、老健移行前後に駆け込み反動の効果があると思われる点である。例えば、歯科や待つことができる疾病の場合、自己負担率が大きい移行前には受診を我慢して、老健移行後に受診をすると言ったことがあると想像される。この場合は、2 章で行われた分析のように、改正前後をある程度期間を延ばして頑健性をチェックすべきである。また、吉田・山村(2003)が指摘しているように、外総診のように老健に移行してから生じる制度的な点も考慮する必要があるだろう。これらの点は、今後の課題である。

参考文献:

- 澤野孝一郎 (2000) 「高齢者医療における自己負担の役割—定額自己負担制と定率自己負担制」『医療と社会』 10(2), pp.115-138.
- 澤野孝一郎(2001) 「外来医療サービスにおける医療供給の役割—昭和 59 年と平成 9 年改正の違いとその理由—」『大阪大学経済学』第 50 巻 第 4 号 pp.26-39
- 妹尾芳彦 (1985) 「医療費抑制政策の経済分析」社会保障研究所編『医療システム論』127-148, 東京大学出版会
- 西村周三(1991) 「社会保障の新しい財源政策—医療費財源を中心に—」『季刊社会保障研究』27(1):pp.11-18
- 前田良雄(1978) 「給付率等の変更による医療費への波及に関する研究」『季刊社

- 会保障研究』14(2):pp.2-32
- 増原 宏明・今野 広紀・比佐 章一・鶴田忠彦(2002)「医療保険と患者の受診行動
－国民健康保険と組合健康保険のレセプトによる分析－」『季刊社会保
障研究』Vol.38 No.1, pp.4-15
- 増原宏明・村瀬邦彦(2003)「1997 年老人保健適用者外来薬剤費一部負担撤廃の効
果」一橋大学経済研究所 DP144
- 吉田あつし・山村麻理子(2003)「老人保健制度と医療サービスの需要および供給
」筑波大学社会工学系 DP1044
- Battacharya, J., W.B Vogt, A. Yoshikawa and T. Nakahara (1996) The utilization of
outpatient medical services in Japan, *Journal of Human Resources*, 31(2), pp.
450-476.
- Cameron, a. C., P.K.Trivedi, F.Miline and J. Piggott (1988) “A Microeconomic Model
of the Demand for Health Care and Health Insurance in Australia,” *Review of
Economic Studies*, Vol.55, pp.85-106.
- Duan, N., W.G. Manning, C.N. Moris and J.P. Newhouse (1983), “A Comparison of
Alternative Models for the Demand for Medical Care”, *Journal of Business and
Economic Statistics*, 1(2), pp.115-126.
- Manning, W.G., J.P. Newhouse, N. Duan et al. (1987), “Health Insurance and the Demand
for Medical Care: Evidence from a Randomized Experiment”, *American Economic
Review* 77(3), pp. 251-277.
- Newhouse, J.P. and the Insurance Experiment Group (1993), *Free for all? Lessons from
the Health Insurance Experiment*, Harvard University Press, Cambridge, M.A.
- Phelps, C.E. and Newhouse J.P. (1972), “The Effects of Coinsurance on Demand for
Physician Services”, *RAND Publication R-976-OEO*, Santa Monica, CA.
- Yoshida, A. and S. Takagi (2002) Effect of the reform of the social medical insurance
system in Japan, *The Japanese Economic Review*, 53(4), pp. 444-465.
- Zweifel, P. and W.G. Manning (2000) *Moral Hazard and Consumer Incentives in Health
Care*, in *Handbook of Health Economics* (Ed.) A.J. Culyer and J.P. Newhouse,
Elsevier, Amsterdam, pp. 409-459.

厚生労働科学研究費補助金（政策科学推進研究事業）
「医療保険給付における公平性と削減可能性に関する実証的研究」
（分担）研究報告書

**Market Concentration, Efficiency and Quality
in Japanese Home Help Industry**
周燕飛 大阪大学社会経済研究所
鈴木亘 大阪大学大学院国際公共政策研究科

研究要旨

In order to stimulate the supply and to improve the quality of nursing care services, a new competition system has been introduced into Japan's at-home nursing care market in April 2000. Although the supply of care services has expanded dramatically since the reform, the changes of service quality and management efficiency are unknown. This analysis therefore focuses on the home help business, and investigates whether market competition is good for quality improvement and cost saving. As a result, we find that the impact of market competition on the quality of care service, if any, is quite limited. We also show that competition is associated with lower cost.

A. 研究目的

Shortage of social nursing care services along with a rapid aging process is one of the most challenging problems facing contemporary Japanese society. In order to stimulate the supply and to improve the quality of nursing care services, the Ministry of Health, Labor and Welfare (MHLW) introduced a new public nursing care insurance system in April 2000. This new system introduced a market-oriented mechanism into the market through charging social insurance premium on all nationals aged 40 or over, and by permitting for-profit private companies operating the at-home nursing care service business.

According to the MHLW statistics, the

supply of at-home nursing care services has expanded dramatically after starting the system. However, the outcomes of service quality and management efficiency along with the market-oriented reform remain as an open question. Knowing whether nursing care providers in a highly competitive market have a higher level of quality and efficiency than those in a lowly competitive market is important either for evaluating the impact of market-oriented reform on quality and efficiency, or for determining the appropriate number and scale of providers in each district.

B. 研究方法

Being lack of the panel data to catch the

micro-level transition since the reform, this paper will, however, try to investigate the effect of market competition on the quality and cost of home help service using cross-section data. We choose to focus our analysis on home help business, one of the 13 categories of at-home nursing care business, because this market is reforming most dramatically and the proportion of for-profit providers is one of the highest among the at-home nursing care businesses. The number of home help service care providers (henceforth referred to as care providers) per thousand elderly, however, will be employed as an index of market competition.

C. 研究結果

We present our major empirical findings as follows: (1) holding other covariates constant, we find that only the quality of information disclosure service improves as market competition increases, which suggests that the impact of market competition on the quality of care service, if any, is quite limited. (2) Contrary to the descriptive statistics of MHLW, this analysis shows that competition is associated with lower cost after controlling the effects of other related factors. (3) Other interesting findings include evidence of that there exists a tradeoff relationship between quality and cost, and that new or non-profit care providers incur higher costs than their older or for-profit counterparts.

D. 考察

Turning to policy implications, although we are hesitant to apply our findings from the home help business to the entire nursing care business, this paper points to at least one policy prescription: there are no foundations for concerns that quality will be sacrificed in the name of cost saving by market-oriented reforms.

E. 結論

In order to stimulate the supply and to improve the quality of nursing care services, a new competition system has been introduced into Japan's at-home nursing care market in April 2000. Although the supply of care services has expanded dramatically since the reform, the changes of service quality and management efficiency are unknown. This analysis therefore focuses on the home help business, and investigates whether market competition is good for quality improvement and cost saving. As a result, we find that the impact of market competition on the quality of care service, if any, is quite limited. We also show that competition is associated with lower cost.

F. 研究発表

周燕飛・鈴木亘「Market Concentration, Efficiency and Quality in Japanese Home Help Industry」 Prepared for National Bureau of Economic Research - Japan Center for Economic Research Conference

及び Wise,D and N.Yashiro ed. A
Comparative Study on Health Insurance
Schemes and the Quality of Medical Care
Services Between Japan and the United
States,Chicago University Press 近刊、2003
年5月

G.知的所有権の取得状況

なし

厚生労働科学研究費補助金（政策科学推進研究事業）
「医療保険給付における公平性と削減可能性に関する実証的研究」
（分担）研究報告書

**Market Concentration, Efficiency and Quality
in Japanese Home Help Industry**

周燕飛 大阪大学社会経済研究所

鈴木亘 大阪大学大学院国際公共政策研究科

1. Introduction

Aging is one of the most challenging problems facing contemporary Japanese society. According to the 2000 population census, the percentage of the aged generation (aged 65 and over) reached 17.4% in 2000. This aging process is projected to accelerate and reach 27.0% in 2017, meaning that the aged population will make up more than one-quarter of the Japanese population¹. Although aging increases demand for nursing care services, until quite recently the family network has traditionally played a primary role in providing care for the frail elderly. However, changes in the social structure such as weakening community ties, nuclearization of the family and feminization of the workforce, have made the financial and psychological burdens of family-based aged care unbearably large.

As a response to the expanding elderly population and the increasing demand for social nursing care services, Public Nursing Insurance Act (Kaigo Hoken Ho) was formally enacted in September 1997. Following the new act, the Ministry of Health, Labor and Welfare (MHLW) introduced a new public long-term-care insurance system in April 2000. This new system aims to respond to society's major concern about aging, and to assure citizens that they will receive care, if necessary, and be supported by society as a whole.²

According to the MHLW statistics, the supply of care services has expanded after

¹ Source: medium variant projection of National Institute of Population and Social Security Research (January, 2003).

² See Abe(2003) for a detailed description of the nursing care system.

starting the system.³ However, the outcomes of service quality and efficiency along with the market-oriented reform are unknown. In other words, we cannot yet to answer the question: will introduction of competition by expanding the number of providers in an area simultaneously improve the quality of service and management efficiency?

Being lack of the panel data to catch the micro-level transition since the reform, this paper will try to investigate the effect of market concentration on the quality and cost of home help service⁴ using cross-section data. We choose to focus our analysis on home help services because this market is reforming most dramatically and the proportion of for-profit providers⁵ is one of the highest among the at-home nursing care businesses. The number of home help service providers (henceforth referred to as care providers) per thousand elderly, however, will be employed as an index of market concentration. Knowing whether care providers in a low concentration market, or in other words, a highly competitive market, have a higher level of quality and efficiency than those in a highly concentrated market is important information for evaluating the impact of market-oriented reform on service quality and efficiency, and for determining the appropriate number and scale of care providers for each district.

No academic studies have been made of the relationship between market concentration and quality of service or management efficiency of home help providers in Japan⁶. According to the Survey⁷ of Nursing Care Management (*Kaigo Jigyo Keei Jita Chosa*) 2002 by MHLW, the higher the market concentration, or in other words, the smaller the number of users per care facility, the higher the cost incurred because the unit cost per care plan is more expensive. That is to say, competition among care providers may lead to higher management costs. This situation reminds us of the 'medical arms race hypothesis' in hospital industry research.

³ For example, providers registered in WAM-NET have increased from 9,185 in April 2000 to 18,389 (100% percent up) in February 2002.

⁴ Home help service is one of the most important categories of at-home nursing care service. See Appendix A for an introduction to the institutional setting of the at-home nursing care business.

⁵ According to the Survey of Nursing Care Facilities 2000 by MHLW, 30.3% of the home help providers were for-profit companies in December 2000.

⁶ Shimizutani and Suzuki (2002), however, investigated the impact of ownership and operation length on cost and quality using a similar dataset with us.

⁷ According to the survey results, cost per care plan varies with the number of users per facility. The average cost per care plan in facilities with less than 20 users amounted to 12,955 yen, while those in facility with more than 200 users is only 7,606 yen, which is 41% cheaper than the former.

This paper proves that the above finding about the home help industry is misleading after we control for the effect of other related factors, such as quality of service in an appropriate econometric framework.

The paper proceeds in the following way. Section 2 provides a theoretical background and reviews previous empirical research on quality and efficiency issues. Section 3 describes the survey data used in this study. Section 4 develops the econometric method for estimating the quality and cost function. Section 5 contains empirical results. Specifically, after proposing a set of indexes to measure the quality of services, it probes the relationship between market concentration and the quality of services. Section 5 also evaluates the effect of market concentration on management after adjusting for quality of services and other related factors. Section 6 contains the conclusion. Appendix A outlines a set of original indexes for measuring quality of care services. Appendix B presents a concise description of the institutional setting of the at-home nursing industry in Japan.

2. Preceding Work

Theoretically, market concentration in a perfect competitive market is generally understood to weaken competition and lead to undesirable effects on service quality and management efficiency.

However, it is also frequently argued that consumers do not necessarily benefit from competition among service providers. The medical care industry is one relevant example. It differs from traditional industries in three aspects: the widespread regulatory insurance system, the heavy weight of not-for profit hospitals, and the agency role of physicians and care staff. Consequently, hospitals tend to compete with each other in non-price aspects. This wasteful competition is colloquially referred to as the “medical arms race (MAR).”⁸ According to the MAR hypothesis, hospitals compete by providing too many high-technology medical services and hiring surplus staff. At the same time, unnecessary duplication of services may cause the quality of care to fall as providers fail to take advantage of the scale of learning effect⁹ (Robinson and Luft, 1985; Robinson, 1988; Hersch, 1984; Luft et al., 1986). Zwanziger and Melnick (1988) draw conclusions that

⁸ For a more comprehensive review, see Dranove and White (1999).

⁹ “The scale of learning effect” mean saving cost by investing less in learning the business know-how. Hence, market with only one supplier maximizes the scale of learning effect.

concur with the MAR hypothesis and infer that as a result, hospitals have to compete on quality instead of service price.

Although most of the non-price competition literature falls into the above categories, there are some exceptions. After taking into consideration local population structure and market structure, the model of Dranove et al. (1992) casts doubt on claims that hospital mergers increase efficiency by reducing competition. In addition, Shortell and Hughes (1988) employ in-hospital mortality of patients as an index of quality of service and find no significant association between quality of service and market concentration. Kessler and McClellan (1999) even find a negative relationship between heart attack mortality and the Herfindahl index in United States since 1990, suggesting that competition led both to substantially lower costs and to significantly lower rates of adverse outcomes.

Literature on the effect of market concentration on the cost of nursing home care is quite limited. Assuming the presence of endogenous and unobserved quality, Gertler and Waldman (1992) investigate the effect of cost-saving public policies on the quality of nursing homes using the survey data of New York State. They find that the increases in competition are associated with higher levels of both quality and cost, and one-standard-deviation reduction in competition will reduce cost by about 20% but reduce quality by only 2.5%. Nyman (1994), on the contrary, finds that policies designed to control government expenditure by limiting the number of nursing home beds in an area may result in excess demand and discourage the effort of nursing homes to improve management efficiency. Because higher prices may cause private patients to exhaust their financial resources and become Medicaid patients sooner than they otherwise would, competition regulation policies may have had indirect cost-increasing consequences.

Few empirical studies have examined the effect of new “deregulation” policies on the quality and cost of Japan’s home help providers. However, because the service price is almost fixed in Japan, it should be emphasized that its home help market is far from being a perfect competitive market.¹⁰ Because care providers are unable to win customers through cheaper prices, competition for customer acquisition is going to center on advertising, or kickbacks to administrative organizations, leading to higher cost without commensurate benefit such as improvement of service quality (Nanbu, 2000). Thus, in

¹⁰ Prices of nursing care service are settled in detail by the MWHL. The standard prices differ with the

the case of Japan's home help industry, although we can predict a positive effect of market competition on service quality, we can hardly predict whether market competition will drive up costs or not. Hence, it is extremely important and interesting to distinguish their relationship.

3. Data

The sample is drawn from the Survey of Environment Surrounding Home Help Providers, conducted by the Bank of Japan and Suzuki in August 2000. First, 1,200 providers in Kanto district are selected by the method of population weighted stratified random sampling¹¹. Then questionnaire were sent to each of 1,200 selected providers, and 445 valid responses (37.1%) were collected. Although some of providers are running subsidiary businesses such as at-home bathing and day service, the survey enquired management costs and output on the basis of home help business.

Ownership of the 445 samples are classified and summarized in Table 1. The ownership composition of our data is very similar to that of the distribution of census data, although our data consists of relatively more for-profit providers and nonprofit providers such as co-op, agriculture cooperative, and NPO. Besides, the share of social welfare association and medical corporations is somewhat lower than the national level.

Our data include detailed information about subsidiary business, scale, balance sheet, employee composition, operation length and running cost of each home help providers. In particular, three indexes have been employed to measure of the output of home help services: total hours¹² of physical nursing service, total hours of housework assistance service, and total hours of multiple service. On the other hand, we use a systematic index to catch the quality of services of each home help provider. Table 2 presents the basic statistics about the variables we are going to use in the analysis.

4. Models

service contents, time length, utilization time zone, qualification of home helper, and municipality.

¹¹ The distribution of samples by prefectures is as follows:

Ibaragi : 80 ; Gunma: 61; Tochii: 62; Chiba:174; Saitama:201; Tokyo 372; Kanagawa 250

¹² Total hours=(number of users per month) × (monthly frequencies of utilization per users) × (hours per use).