

年齢ダミーの係数により解釈を行う。

4. 推定結果

4.1 国民年金未加入関数

推定結果は、表3の通りである。まず、国民年金未加入関数の推定結果を見てみよう。金融資産 F_i 、持家の有無 R_i が負に有意¹³となっていることから、流動性制約仮説が支持される結果となっている。また、都市規模も正に有意であり、社会保険庁（2003）が指摘している通り、都市部であるほど未加入率が高いという結果となっている。一方、「国民年金加入者と未加入者」については、性別 S_i 、失業・無業者 U_i 、金融資産額 F_i 、持ち家の有無 R_i が有意な結果であり、それぞれ女性ほど、失業・無業者ほど、金融資産が少ないほど、持家が無いほど「国民年金加入者と未加入者」となることが確認される。また、年齢ダミー、コホートダミーの多くが有意な結果となっている。

さて、最も重要な変数である国民年金未加入関数の年齢ダミーとコホートダミーの動きを見てみよう。図2、3は国民年金未加入関数の各ダミー係数をグラフにプロットしたものである。図2のコホート効果をみると、周・鈴木（2001）の理論モデルの予想に反し、最近のコホートほど未加入率が高いという傾向はうかがえず、阿部（2004）同様、コホート効果の存在は確認できない結果となっている。また、各ダミーの係数も有意とはなっていない。一方、図3の年齢ダミーの係数をみると、若いほど未加入率が高いことが伺え、推定結果については20歳代のいくつかの係数が有意となっている（表3）。ここで興味深いのは、35歳までの年齢階層の係数と、36歳以降の係数がはっきりと分かれており、鈴木・周（2001）のモデルの予想通り、35歳を境にしてNotchの存在が示唆される点である。

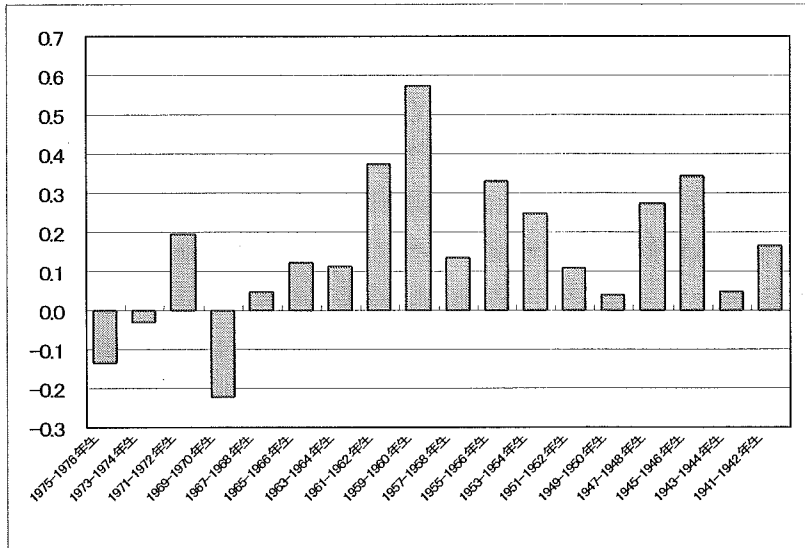
¹³ 5%基準で判断をする。

表3 サンプルセレクションを考慮した国民年金未加入関数の推定結果1

	係数	標準誤差	p値	限界効果	係数	標準誤差	p値	限界効果
国民年金未加入関数					「国民年金+未加入者」選択関数			
20-21歳	0.541	0.273	0.05	0.205	0.818	0.166	0.00	0.300
22-23歳	0.397	0.265	0.13	0.148	0.117	0.135	0.39	0.037
24-25歳	0.325	0.284	0.25	0.120	-0.240	0.133	0.07	-0.066
26-27歳	0.720	0.332	0.03	0.276	-0.409	0.163	0.01	-0.105
28-29歳	0.520	0.341	0.13	0.196	-0.114	0.156	0.46	-0.033
30-31歳	0.399	0.355	0.26	0.148	-0.255	0.158	0.11	-0.070
32-33歳	0.585	0.355	0.10	0.221	-0.324	0.157	0.04	-0.087
34-35歳	0.475	0.354	0.18	0.178	-0.256	0.156	0.10	-0.071
36-37歳	-0.160	0.375	0.67	-0.053	-0.200	0.155	0.20	-0.056
38-39歳	0.161	0.369	0.66	0.057	-0.301	0.152	0.05	-0.081
40-41歳	-0.029	0.348	0.93	-0.010	0.018	0.147	0.91	0.005
42-43歳	-0.346	0.374	0.36	-0.108	-0.058	0.144	0.69	-0.017
44-45歳	-0.046	0.352	0.90	-0.016	-0.150	0.137	0.27	-0.043
46-47歳	-0.180	0.332	0.59	-0.059	-0.017	0.130	0.90	-0.005
48-49歳	-0.036	0.300	0.91	-0.012	-0.002	0.122	0.99	-0.001
50-51歳	0.116	0.272	0.67	0.041	0.041	0.115	0.72	0.012
52-53歳	-0.171	0.272	0.53	-0.056	0.033	0.105	0.75	0.010
54-55歳	-0.146	0.241	0.54	-0.048	0.058	0.098	0.56	0.018
56-57歳	-0.015	0.196	0.94	-0.005	-0.012	0.088	0.90	-0.003
1975-1976年生まれ	-0.134	0.228	0.56	-0.044	0.080	0.147	0.59	0.025
1973-1974年生まれ	-0.032	0.286	0.91	-0.011	-0.282	0.145	0.05	-0.076
1971-1972年生まれ	0.194	0.292	0.51	0.070	-0.246	0.145	0.09	-0.068
1969-1970年生まれ	-0.220	0.308	0.48	-0.071	-0.154	0.148	0.30	-0.044
1967-1968年生まれ	0.046	0.305	0.88	0.016	-0.218	0.148	0.14	-0.061
1965-1966年生まれ	0.121	0.332	0.72	0.043	-0.353	0.154	0.02	-0.093
1963-1964年生まれ	0.114	0.327	0.73	0.040	-0.220	0.149	0.14	-0.061
1961-1962年生まれ	0.375	0.330	0.26	0.139	-0.353	0.148	0.02	-0.093
1959-1960年生まれ	0.573	0.332	0.09	0.216	-0.348	0.147	0.02	-0.092
1957-1958年生まれ	0.133	0.348	0.70	0.047	-0.280	0.143	0.05	-0.076
1955-1956年生まれ	0.329	0.330	0.32	0.121	-0.426	0.140	0.00	-0.110
1953-1954年生まれ	0.250	0.326	0.44	0.090	-0.318	0.134	0.02	-0.086
1951-1952年生まれ	0.108	0.301	0.72	0.038	-0.245	0.127	0.05	-0.068
1949-1950年生まれ	0.039	0.297	0.90	0.013	-0.269	0.119	0.02	-0.074
1947-1948年生まれ	0.275	0.274	0.32	0.100	-0.278	0.113	0.01	-0.076
1945-1946年生まれ	0.346	0.248	0.16	0.127	-0.226	0.110	0.04	-0.063
1943-1944年生まれ	0.050	0.240	0.84	0.017	-0.224	0.096	0.02	-0.062
1941-1942年生まれ	0.165	0.260	0.53	0.059	-0.210	0.102	0.04	-0.059
2000年(制約付)	0.117	0.043	0.01	0.040	0.104	0.018	0.00	0.031
2002年(制約付)	0.012	0.022	0.58	0.004	0.031	0.011	0.00	0.009
性別	-0.045	0.088	0.61	-0.016	-0.229	0.043	0.00	-0.071
失業・無業者					1.001	0.073	0.00	0.369
世帯所得	0.00000033	0.000107	1.00	1.14E-07				
持ち家の有無	-0.289	0.095	0.00	-0.100	-0.163	0.036	0.00	-0.050
世帯金融資産	-0.0001	0.00006	0.04	-0.00004	-0.00007	0.00002	0.00	-0.00002
都市規模	0.218	0.072	0.00	0.074	-0.007	0.031	0.83	-0.002
世帯人数	-0.028	0.027	0.29	-0.010	0.023	0.012	0.06	0.007
定数項	-0.440	0.254	0.08		-0.140	0.094	0.14	
ρ	-0.450	0.129	0.003					

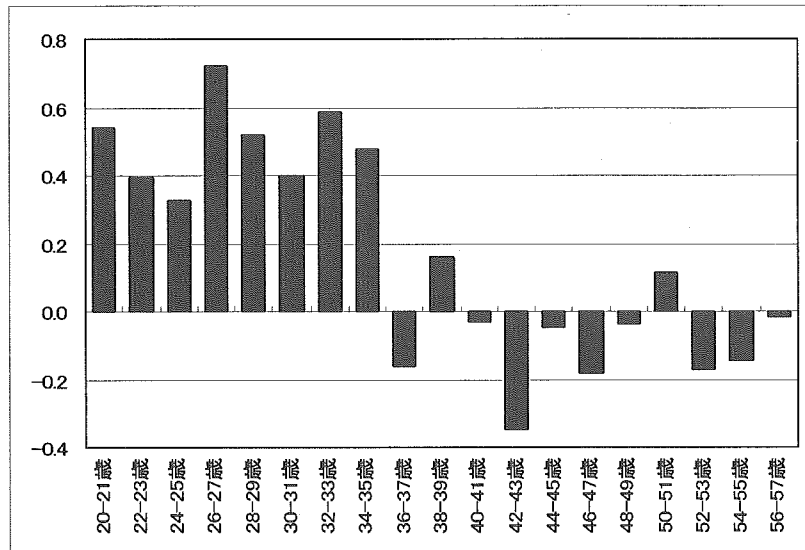
注) 推定方法はVan de Ven and Van Pragg(1981)によるProbit estimation with selection。年効果の合計が0になるように制約を掛けている。サンプル数は 8779。Log pseudo-likelihood = -5284.856。

図2 コホートダミーの係数プロット



注) 表3の推定結果より。

図3 年齢ダミーの係数のプロット1



注) 表3の推定結果より。

そこで、このことを統計的に確認するために、推定した年齢階層ダミーの係数を各階層別に隣同士の階層の係数が等しいという仮説をたて、Wald 検定を行ってみた(表4)。これをみると、各年齢階層の係数のほとんどは「隣同士の係数が等しい」という仮説を棄却できないが、(8)の34-35歳の年齢階層と36-37歳の年齢階層のみは、1%基準で棄却できており、この年齢層間で差異が生じている。また、もう少し年齢階層を長くとり、30-35歳の係数合計と36-41歳の係数合計が等しいという仮説を検定しても、やはり棄却される結

果となっており(19)、36歳から未加入率が急減していることがわかる。ところで、国民年金には任意加入制度があるために、60歳から65歳の間も労働を行って保険料を支払うことができる。したがって、実際には25年の加入資格年数を満たすための期限となる年齢は39歳とみてもよい。(20)では、この点を考慮して、30-35歳未満と40-45歳の係数を比較しているが、両者が等しいという仮説は1%基準で棄却される¹⁴。また、35歳未満の年齢全てと40歳以上の年齢全ての係数の比較においても(21)、仮説は1%基準で棄却されており、Notchを35歳から40歳ぐらいまで幅を広げても、その存在が確認される。

次に、コホートダミーについても、年齢ダミーと同様に隣通しのコホート係数及びそれよりも広い幅で係数が一致するかどうかのWald検定を行った(表5)。しかしながら、隣通しのコホートで有意な差が存在するのはひとつも存在しない。また、コホートダミーを2分割(39)¹⁵、あるいは3分割(40、41、42)して一致するかどうか検定した結果も、いずれも有意ではなかった。

表4 年齢ダミーのWald検定1

	仮説	X ²	p値
(1)	20-21歳=22-23歳	0.48	0.49
(2)	22-23歳=24-25歳	0.1	0.76
(3)	24-25歳=26-27歳	2.13	0.14
(4)	26-27歳=28-29歳	0.54	0.46
(5)	28-29歳=30-31歳	0.25	0.61
(6)	30-31歳=32-33歳	0.63	0.43
(7)	32-33歳=34-35歳	0.25	0.61
(8)	34-35歳=36-37歳	6.78	0.01
(9)	36-37歳=38-39歳	1.68	0.19
(10)	38-39歳=40-41歳	0.64	0.42
(11)	40-41歳=42-43歳	1.69	0.19
(12)	42-43歳=44-45歳	1.14	0.29
(13)	44-45歳=46-47歳	0.26	0.61
(14)	46-47歳=48-49歳	0.34	0.56
(15)	48-49歳=50-51歳	0.57	0.45
(16)	50-51歳=52-53歳	2.18	0.14
(17)	52-53歳=54-55歳	0.01	0.91
(18)	54-55歳=56-57歳	0.38	0.54
(19)	30-35歳=36-41歳	6.55	0.01
(20)	30-35歳=40-45歳	6.4	0.01
(21)	35歳未満=40歳以上	7.69	0.01

注) 表3の推定結果より。

¹⁴ 任意加入及びこの年齢階層でのワルド検定の指摘は、本誌レフェリーによる。

¹⁵ 1960年生まれは、八田・小口(1999)の世代間不公平の計測でちょうど「損得なし」の世代である。

表5 コホートダミーのWald検定

仮説	X ²	p値
(22) 1973-1974年生=1975-1976年生	0.12	0.73
(23) 1971-1972年生=1973-1974年生	0.74	0.39
(24) 1969-1970年生=1971-1972年生	2.79	0.09
(25) 1967-1968年生=1969-1970年生	1.4	0.24
(26) 1965-1966年生=1967-1968年生	0.1	0.75
(27) 1963-1964年生=1965-1966年生	0	0.97
(28) 1961-1962年生=1963-1964年生	1.26	0.26
(29) 1959-1960年生=1961-1962年生	0.8	0.37
(30) 1957-1958年生=1959-1960年生	3.01	0.08
(31) 1955-1956年生=1957-1958年生	0.59	0.44
(32) 1953-1954年生=1955-1956年生	0.09	0.76
(33) 1951-1952年生=1953-1954年生	0.36	0.55
(34) 1949-1950年生=1951-1952年生	0.11	0.75
(35) 1947-1948年生=1949-1950年生	1.51	0.22
(36) 1945-1946年生=1947-1948年生	0.13	0.72
(37) 1943-1944年生=1945-1946年生	1.63	0.20
(38) 1941-1942年生=1943-1944年生	0.23	0.63
(39) 1941-1960年生=1961-1976年生	0.11	0.74
(40) 1941-1952年生=1953-1964年生	2.07	0.15
(41) 1953-1964年生=1965-1976年生	0.34	0.56
(42) 1941-1952年生=1965-1976年生	0.42	0.52

注) 表3の推定結果より。

4.2 ダミー変数の階層化を変えた場合の推定結果

以上の分析では年齢やコホートダミーは2歳刻みで入っているが、吉田・高木(1999)が指摘しているように、ダミーの階層化が適切ではない場合には推定の効率性が低下する。そこで、ここでは階層化を変えた場合の推定及びNotch確認のWald検定を行うことにする。

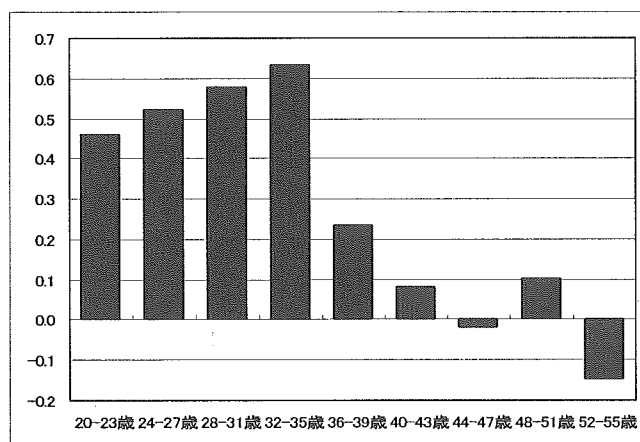
表6は、年齢ダミー、コホートダミーを2歳刻みから4歳刻みに変えた場合の推定結果である。これをみると、年齢ダミーで係数が有意となる階層が増え(20-23歳、24-27歳、28-31歳、32-35歳)、確かに効率性は増したようであるが、その係数の傾向は2歳刻みの場合とほぼ同様である(図4)。年齢ダミーの係数について、表4と同様のWald検定を行っても、32-35歳と36-39歳の間のみで有意な差が確認され、36歳から未加入率が急減していることがわかる(46)。これはもう少し広く28-35歳と36-43歳の階層合計を比較しても変わらない(51)。また、任意加入を考慮して、32-35歳と40-43歳(52)、28-35歳と40-47歳(53)、35歳未満と40歳以上(54)をそれぞれ検定しても、全て有意となっており、35歳から40歳にかけてのNotchの存在はかなり頑健であると判断できる。

表6 サンプルセレクションを考慮した国民年金未加入関数の推定結果2
(ダミーの階層化を変えたケース)

	係数	標準誤差	p値	限界効果	係数	標準誤差	p値	限界効果
国民年金未加入関数				「国民年金+未加入者」選択関数				
20-23歳	0.459	0.219	0.04	0.173	0.399	0.111	0.00	0.135
24-27歳	0.524	0.237	0.03	0.198	-0.293	0.113	0.01	-0.079
28-31歳	0.580	0.246	0.02	0.219	-0.289	0.110	0.01	-0.079
32-35歳	0.633	0.227	0.01	0.239	-0.424	0.093	0.00	-0.111
36-39歳	0.235	0.217	0.28	0.085	-0.453	0.083	0.00	-0.118
40-43歳	0.081	0.220	0.71	0.029	-0.183	0.086	0.03	-0.052
44-47歳	-0.018	0.225	0.94	-0.006	-0.178	0.086	0.04	-0.051
48-51歳	0.101	0.192	0.60	0.036	-0.050	0.080	0.53	-0.015
52-55歳	-0.149	0.175	0.40	-0.050	-0.007	0.068	0.92	-0.002
1973-1976年生まれ	-0.101	0.162	0.53	-0.034	-0.068	0.095	0.48	-0.020
1969-1972年生まれ	-0.128	0.174	0.46	-0.043	-0.075	0.087	0.39	-0.022
1965-1968年生まれ	-0.098	0.158	0.53	-0.033	-0.079	0.076	0.30	-0.023
1961-1964年生まれ	0.145	0.184	0.43	0.052	-0.110	0.073	0.13	-0.032
1957-1960年生まれ	0.110	0.211	0.60	0.039	-0.207	0.083	0.01	-0.059
1953-1956年生まれ	-0.008	0.219	0.97	-0.003	-0.119	0.085	0.16	-0.035
1949-1952年生まれ	0.265	0.211	0.21	0.096	-0.147	0.085	0.08	-0.043
1945-1948年生まれ	0.063	0.205	0.76	0.022	-0.144	0.079	0.07	-0.042
2000年(制約付)	0.123	0.042	0.00	0.043	0.099	0.018	0.00	0.030
2002年(制約付)	0.013	0.022	0.55	0.005	0.030	0.011	0.00	0.009
性別	-0.060	0.087	0.49	-0.021	-0.225	0.043	0.00	-0.070
失業・無業者					1.030	0.073	0.00	0.380
世帯所得	0.00001	0.00011	0.92700	0.00000				
持ち家の有無	-0.282	0.093	0.00	-0.098	-0.161	0.036	0.00	-0.049
世帯金融資産	-0.00013	0.00006	0.03100	-0.00005	-0.00007	0.00002	0.00000	-0.00002
都市規模	0.227	0.072	0.00	0.078	-0.005	0.031	0.88	-0.001
世帯人数	-0.028	0.027	0.29	-0.010	0.021	0.012	0.10	0.006
定数項	-0.408	0.227	0.07		-0.198	0.085	0.02	
ρ	-0.454	0.124	0.0017					

注) 推定方法はVan de Ven and Van Pragg(1981)によるProbit estimation with selection。年効果の合計が0になるように制約を掛けている。サンプル数は 8779。Log pseudo-likelihood = -5312.414。

図4 年齢ダミーの係数のプロット2



注) 表6の推定結果より。

表7 年齢ダミーのWald検定2

	仮説	χ^2	p値
(43)	20-23歳=24-27歳	0.11	0.74
(44)	24-27歳=28-31歳	0.1	0.75
(45)	28-31歳=32-35歳	0.12	0.73
(46)	32-35歳=36-39歳	5.23	0.02
(47)	36-39歳=40-43歳	0.63	0.43
(48)	40-43歳=44-47歳	0.3	0.58
(49)	44-47歳=48-51歳	0.43	0.51
(50)	48-51歳=52-55歳	2.96	0.09
(51)	28-35歳=36-43歳	6.78	0.01
(52)	32-35歳=40-43歳	6.07	0.01
(53)	28-35歳=40-47歳	6.95	0.01
(54)	35歳未満=40歳以上	8.15	0.00

注) 表6の推定結果より。

5. 結語

本稿は、年金空洞化として大きな問題になっている国民年金未加入の要因について個票データを用いた分析を行った。未加入分析の嚆矢となった鈴木・周（2001）の分析では、公的年金の世代間不公平に対応して若い世代ほど未加入率が高いということが示されており、通説を裏付ける政策的に重要なメッセージとなった。しかしながら、岩本・大竹・小塩（2002）の対談の中で、大竹氏が指摘しているように、鈴木・周（2001）の分析はクロスセクションデータによるものなので、未加入率への効果が世代（コホート）による効果なのか、年齢による効果なのか分離できないという問題を抱えていた。本稿では、鈴木・周（2001）が用いた1996年の「家計における金融資産選択に関する調査」に加えて、それ以降の1998年、2000年、2002年の調査をプールして、年齢効果とコホート効果を分離した分析を行った。その結果、公的年金の世代間不公平を反映したコホート効果については阿部（2004）同様、その存在を確認することができなかった。一方、25年の最低受給資格があるために、その限界年齢である35歳近辺で未加入率が急減するという鈴木・周（2001）が提示したNotchの存在については再確認される結果となった。

ただし、本稿の分析には様々な限界があり、結果の解釈に一定の留保が必要である。本稿の分析の一番の問題・限界は、データが隔年で4カ年分（最初と最後の調査年の差が6年）しか存在せず、生年が遠く離れたコホートについては、年齢効果とコホート効果を厳密に分離できないという点である。公的年金の世代間不公平の実態は、代表的な八田・小口（1999）の計測によれば、現勤労世代、特に「損」となる1960年生まれ以降ではそれほど大きな生涯純受給率（収益率）の差があるわけではない。むしろ、「得」となる退職者コホートと「損」となる若いコホート間で大きな差異が生じている。

この差異による行動変化は、ある程度はなれた長いコホート間の比較をしなければ検証することができないから、本稿で得られた結論は、あくまで「短いコホート間で比較した場合」という限定付のものである。したがって、依然としてコホート効果と年齢効果の分離の問題は、今後の課題として残されている。

第二の問題としては、本稿は鈴木・周(2001)の追試として企画されているが、追加したデータの質問形式が変更されているために、鈴木・周(2001)が用いている重要な変数(病気・病気がちダミー、学歴、本人外所得など)を欠いており、直接比較し得るものではなくなっているという点が挙げられる。

こうした問題・限界を抱えているものの、35歳近辺のNotchがかなり頑健に確認されていることは重要なインプリケーションを持つと思われる。すなわち、Notchの存在は、最低の加入年数で最低限の年金給付を受け取ることが、規定の40年の加入をするよりも合理的と考える個人が一定程度いるということを示唆しており、「社会保障のガバナンス」という観点から重要な問題を提示している。現行の賦課方式の公的年金制度は巨額の世代間不公平を生み出しているが、25年加入者と40年加入者では世代間扶養として「損」をする分が大きく異なることから、加入者間においても公平性の問題が生じてしまうことになる¹⁶。これは、厚生年金・共済年金加入者と国民年金加入者間の不公平だけではなく、国民年金加入者間で生じる不公平の問題でもある。また、世代内において生じる不公平の問題でもあることから、このような選択が一般的になると、わが国の年金制度は世代間不公平の不満に加えて、世代内不公平への不満を抱えることになってしまう。

今後の対策としては、①最低資格期間を25年以上に引き上げる、②消費税源化や未納・未加入対策の強化によって加入期間の選択をなくす、③逆に公的年金自体をもっとスリム化してゆく、④あるいは世代間扶養の要素を加入期間の短い人にも応分に負わせるような仕組みを考える¹⁷等の選択肢が考えられるが、それぞれに難しい課題を抱えていることから、この問題の対策には国民的な議論が必要であろう。いずれにせよ、ガバナンスという観点からこうした不公平に対して何らかの対策が必要であり、本稿としてはその必要性を強調しておきたい。

¹⁶ この点のご指摘は、本誌レフェリーによる。

¹⁷ 世代間扶養分にあたる金額をきちんと算出し、加入期間に関わらず、(所得に応じて)公平に負担する仕組みとする。

<参考文献>

- 阿部彩(2004)「国民年金における未加入期間の分析-パネルデータを使って-」『季刊社会保障研究』Vol.39 No.3, pp.268-280
- 阿部彩(2001)「国民年金の保険料免除制度改正：未加入、未納率と逆進性への影響」『日本経済研究』No.43, 134-154.
- 岩本康志・大竹文雄・小塩隆士(2002)「座談会：年金研究の現在」『季刊社会保障研究』Vol.37 No.4, 316-349.
- 小椋正立・千葉友太郎(1991)「公平性から見たわが国の社会保険料負担について」『フィナンシャル・レビュー』Vol.19(March), pp.27-53
- 小椋正立・角田保(2000)「世帯データによる社会保険料負担の納付と徴収に関する分析」『経済研究』Vol.51 No.2, pp.98-110
- 佐々木一郎(2003)「国民年金の未加入動機について」『広島経済大学経済研究論集』第26巻第2号
- 清水時彦(2004)「国民年金の現状-未納とその対策-」
- 社会保険庁(2003)『平成14年国民年金被保険者実態調査(速報)』
- 社会保険庁(2002)『平成13年公的年金加入状況等調査の概要』
- 鈴木亘・周燕飛(2001)「国民年金未加入者の経済分析」『日本経済研究』No.42,2001.3, 44-60
- 鈴木亘(2004)「阿部論文へのコメント」『季刊社会保障研究』Vol.39 No.3, pp.281-283
- 総務庁行政監察局(1998)『国民年金の安定を目指して』大蔵省印刷局
- 塚原康博(2004)「年金における未納・未加入問題の経済学的評価」『年金と経済』Vol.23 No.2,46-50
- 八田達夫・小口良登(1999)『年金改革論～積立方式へ移行せよ～』日本経済新聞社
- 湯田道生(2004)「社会保険未加入者の経済分析」第4回・医療経済学研究会議報告論文
- 吉田あつし・高木真吾(1999)「コーホート・年齢ダミー変数モデルの最適な階層化」『日本経済研究』No.39,pp.35-54.
- Deaton,A(1997) The Analysis of Household Surveys, Johns Hopkins University Press
- Van de Ven, W.P.M.M. and B.V.S. Van Pragg(1981). “The Demand for Deductibles in Private Health Insurance: A Probit model with Sample Selection”, Journal of Econometrics 17, pp.229-252
- Stock,J. and D. Wise(1990), “Pensions, the Option Value of Work and Retirement”, Econometrica 58(5), pp.1151-1180

厚生労働科学研究費補助金（政策科学推進研究事業）

「包括的社会保障財政予測モデルの構築とそれを用いた医療・年金・介護保険改革の評価研究」

（分担）研究報告書

混合診療は不公平か？

－アンケート調査を用いた医療規制改革の実証的考察－

鈴木 亘 東京学芸大学教育学部助教授

／（社）日本経済研究センター副主任研究員

齋藤 裕美（財）医療科学研究所

／一橋大学大学院経済学研究科博士後期課程

研究要旨

本稿は直接、混合診療問題に対して、実証的手法でアプローチしたはじめての論文である。混合診療問題をめぐっては、厚生労働省、健康保険組合、財界、日本医師会など、様々な立場からの議論がなされてきた。特に混合診療の解禁に対する反対理由としては、主に①患者負担の増大や、②負担できる人とできない人の間に「命の不平等」が生じるということが挙げられている。しかしこれらは政策論の議論の枠を出ず、実態に基づく実証的な考察は皆無であった。そこで本稿は、筆者らが独自に実施したインターネットアンケート調査を通じて、データを収集したうえで、仮想市場法を用いて余命(QALYs)に対する需要曲線を計測、シミュレーション分析を行うことにより、その主張が支持されるかどうか検証を行った。その結果、平均的な患者負担については混合診療解禁によりむしろ減少する、余命に関するジニ係数で比べると、混合診療解禁によってむしろ余命は平等化するということが分かった。また、必ずしも所得が高い層のみが混合診療の解禁を支持するわけではないということも示された。本稿を通じて、混合診療解禁に対する反対理由は実証的な妥当性の低さが示唆される。

A. 研究目的

混合診療問題をめぐっては、医師会、財界、官庁、健康保険組合など、様々な立場から賛否が問われてきたが、その議論は「公平性」や「安全性・有効性」、「患者の医療費負担」などの認識をめぐり、平行線をたどってきた。これらに関する評価は、きわめて実証的な課題なのであり、実態・実証的裏づけのない原理原則論では、お互いに

決着がつかない。またこうした賛否両者は、医療あるいは官庁、支払側の代表にすぎず、混合診療問題の議論は、こうした一部の人たちに主導されて行われるばかりで、国民や患者の意見が置き去りにされてきた。国民・患者は混合診療解禁について賛成なのか反対なのか、本当に彼らは混合診療を求めているのか、本当に彼らは治療の機会を犠牲にしても平等であることを望んでいる

のか、といった重要な論点について、政策に反映させるべく今一度、国民・患者の声を真摯に聞くことが極めて重要である。

B. 研究方法

著者らは独自に企画したインターネット・アンケート調査（「健康と病気に関するアンケート」）を行った。そこで得られたデータをもとに、仮想的市場法による分析を行った。またオーダードプロビットモデルによって、混合診療を支持するのがどのような人々の特徴に関しても分析した。

C. 研究結果

まずどのような人々が混合診療を支持するかという分析を行った。その結果、概ね所得や資産が高いほど混合診療解禁に賛成するが、低所得や低資産者との違いはそれほどないという意外な結果が示された。また、学歴が高いほど、男性ほど、年齢が低いほど、また民間医療保険の加入しているほど、医療制度の知識があるほど、有意に賛成することがわかった。

次に仮想的市場法を通じて、QALYsに関する需要曲線を導出し、混合診療禁止・解禁下における自己負担額、医療費、QALYs、消費者余剰、社会的余剰、死荷重の大きさを比較した。その結果、混合診療解禁によって消費者余剰ばかりか社会的余剰も増大するということが、平均的な患者負担については混合診療解禁によりむしろ減少すること、余命に関するジニ係数で比べると、混合診療解禁によってむしろ余命は平等化するということが分かった。

D. 考察

混合診療にかかる様々な費用パターンを想定して推計したとしても、混合診療を禁止した場合より、解禁した場合の方が、患者の自己負担額およびジニ係数で測った命の平等度は改善されるという点は興味深い。

また混合診療解禁によって、それまで保険診療範囲にとどまっていた人々が混合診療を選択できることが起因して、混合診療を解禁した方が、所得間、資産間のQALYsの格差を縮小できることも、従来の政策論の議論とは異なる点で、特筆すべきである。

加えて医療需要を決める要因は、所得や資産のみならず、重症度はもちろん、学歴など他の要因もあることを明らかにした点で、今後の政策論議の材料に資することと考えられる。

E. 結論

本稿の実証的結果は、従来の政策の議論の場で主張されてきたことを覆すこととなった。ただし本稿では改善すべき余地をいくつか残している。次善の策として、アンケート調査による仮想的な状況下の質問に基づいているということはもちろんのこと、対称情報を仮定している点などは明記しておかなければならない。その意味で、本稿はまだ予備的考察という位置づけである。

F. 研究発表

鈴木亘・齋藤裕美「混合診療は不公平か？—インターネット調査を用いた医療規制改革の実証的考察」『日本経済研究』日本経済研究センター、第53巻、第1号、150-173、2006年1月。

G. 知的所有権の取得状況

なし

混合診療は不公平か？

－アンケート調査を用いた医療規制改革の実証的考察－

1. はじめに

混合診療とは、医療保険が適用される「保険診療」と適用されない自由診療（保険外診療）を併用する診療行為のことであり、わが国では、これまでのところ原則としてこのような診療行為は禁止されている。すなわち、保険診療に自由診療をごくわずかでも併用すると、全ての診療が自由診療の扱いとなり、医療費全額が患者の自己負担となる。

このような「混合診療の禁止」に対して、ここ数年、経済財政諮問会議や総合規制改革会議、規制改革・民間開放推進会議等から、混合診療を解禁すべきであるという主張がなされており、これに反対する日本医師会、厚生労働省との間に激しい論戦が行われてきた（経済財政諮問会議（2004）、総合規制改革会議（2003）、規制改革・民間開放推進会議（2005a））。日本医師会側が挙げる主な反対理由は、①現金給付の拡大によって患者負担が増大する、②費用の負担できる人とできない人の間に「命の不平等」が生じるという2点である。また、③混合診療解禁が公費支出の縮減や医療費のコントロールにつながるという懸念や、④医学医療の進歩の享受は国民皆保険によって国民全員が受けるべきという主張もなされている（日本医師会政策会議（2004）、日本医師会（2005））。

一方、厚生労働省側の主な反対理由は、患者自己負担の拡大①に加え、⑤安全性や有効性が不明確な医療が保険診療の一環として無制限に提供され、⑥医療費が増大することにより、医療保険財政が圧迫されるという点であり、これまで同様、特定療養費制度の拡大で対応すべきと主張している（厚生労働省（2004a,b）、総合規制改革会議（2003））。

しかしながら、①についてはたとえ患者負担が増大したとしても、それが患者の合理的選択であるならば、費用を上回る便益（消費者余剰）が発生しているはずであり、患者負担が増すこと自体は何ら問題ではない。また、現在も自由診療が存在していることを考えると、混合診療の解禁によって患者負担が増加するかどうかは必ずしも明確ではない。②についても、既に規制改革・民間開放推進会議（2005b）が反論しているように、現在でも自由診療の存在を考えれば既にそのアクセスをめぐる不平等が存在すると考えられ、混合診療の解禁によって必ずしも不平等が増すとは限らない。また、③④については、混合診療の問題というよりは、むしろ公的医療保険財政をどう維持するかという問題であろう。混合診療を解禁することと、公的保険範囲の縮小や医療費コントロールをすべきかどうかということは、別途議論すべき問題である。しかしながら、もし④のように今後も公的保険範囲で全ての医療サービスをまかなうべきと主張するのであれば、高齢化によって破綻が懸念される保険財政をどのように維持するのか、日本医師会側は保険財政について対案を用意する必要があるだろう。⑤の安全性・有効性については、総合規制改革会議、規制改革・

¹ 規制改革・民間開放推進会議側は、むしろ混合診療禁止ルールがあることで、全額自己負担できる者とできない者との間で医療格差が起きていると主張している。

民間開放推進会議は、a.問題があるとすれば、現行の自由診療を放置していることも問題となる、b.十分な情報公開を実施すれば安全性・有効性の問題は生じない、c.混合診療を必要としている人々には、死亡の危険が迫った場合もあり、安全性とある程度ひきかえにして選択することもやむを得ないという反論をしている。

現在は、厚生労働大臣と規制改革担当大臣との間で、一定のルールの下に混合診療を認めるとともに、特定療養費化や保険導入の間口を広げ、スピードを増す方向で合意がなされており（2004年12月15日、厚生労働省(2004b)）、2006年度中に提出される医療制度改革に反映される見込みである。しかしながら、具体的な内容やスケジュールはまだまだ明確ではなく、混合診療の全面解禁を目指す立場とのからはまだまだ隔たりが大きいことから、引き続き混合診療の是非をめぐる議論が続いて行くであろう。さて、こうした一連の議論の大きな問題は、賛否両者に共通することであるが、実態に基づいた議論が殆どなされていないという点である。①の患者負担にせよ、②の不平等拡大にせよ、⑤の安全性・有効性の問題にせよ、これらの評価はきわめて実証的な課題なのであり、実態・実証的裏づけのない原理原則論では、お互いに決着がつかずに平行線となってしまふ。もう一つの問題は、やはり賛否両者とも、国民や患者の意見が不在であるということである。もちろん、両者とも国民・患者の意見を代弁しているつもりではあろうが、国民・患者は混合診療解禁について賛成なのか反対なのか、本当に彼らは混合診療を求めているのか、本当に彼らは治療の機会を犠牲にしても平等であることを望んでいるのか、といった重要な論点について、政策に反映させるべく今一度、国民・患者の声を真摯に聞く必要があると思われる。

ところで、実証的裏づけがないという問題点は、政策の現場だけではなく、医療政策、医療経済学における混合診療の研究においても当てはまる。これまで混合診療をテーマとした多くの文献は理論的な研究であり²、実態を調査している文献はわずかに川淵(2002)、大原・開原(2002)等があるにすぎない³。しかしながら、これらにおいても、実証分析とまでは言えず、いくつかの事例について実態を報告しているに過ぎない。国民・患者の意見については、田村(2003)、田村・川田・橋本(1995)などが、アンケート調査を利用した Person Trade Off (PTO) 法⁴による研究を行っている。ただし、これらは直接的に混合診

² 齋藤・鴛田(2003)は、混合診療の禁止は効率性に加え、公平性の点でも必ずしも有効ではないことを示唆した。また、林・山田(2003)は、所得格差を切り口に、社会が経済的に豊かになるほど、効率性および患者間の平等性で混合診療の容認が望ましいことを示した。続いて、林(2004)は罹患率の多様性を切り口に、社会の経済的豊かさ、罹患率の高い個人の人数、およびその高リスク者の罹患率が高まるほど、混合診療の容認が望ましくなるとしている。また中泉(2004)は、その分析結果より医師と患者の間に情報の非対称性があったとしても、混合診療の禁止が非効率であることを示唆している。さらに齋藤・林・中泉(2005)は、混合診療の禁止が保険のリスク分散機能を著しく阻害すること、対して混合診療の容認は、累進的保険料率の導入といった適正な所得再分配を伴うことによって、所得格差がある場合でもパレート改善を可能にすること、またこのとき単純多数決ルールに則れば、全員一致で混合診療の容認が是認され、厚生格差の是正と効率性の改善が同時達成されることを示した。加えて、消費者主権に立脚した個人の選択の自由と整合的な公平性の観点から、混合保険制度が有効であることを考察した。

³ 混合診療に関する主要論者の最近の主張は、池上(2005)、遠藤(1999)、川淵(2002)、八代(2000)、二木(2005)、大原・開原(2002)等を参照されたい。また混合診療禁止の緩和や特定療養費の拡大を「医療の階層化」の一つと捉えつつ、医療を階層化しないこと(医療の普遍平等性)による問題を逆説的に検討した論文として田村(1997)がある。

⁴ Person Trade Off (PTO) とは、ある特徴を持ったグループの人数を基準に、このグループを治療するためなら、別の特徴をもったグループの何人の治療をあきらめても良いかをたずねることであり、主として医療プログラムの経済

療の賛否を分析しているものではなく、医療格差導入の賛否を分析したものである⁵。

そこで本稿は、著者らが独自に企画したインターネット・アンケート調査を用いて、「混合診療解禁」に関する実証的な分析を行うことにする。具体的には、仮想市場法 (Contingent Valuation Method:CVM) と呼ばれる手法を用いて、個人別の QALYs (quality-adjusted life years) の需要曲線を計測し、それらを用いて混合診療禁止・解禁下における自己負担額、医療費、QALYs、消費者余剰、社会的余剰、死荷重 (Dead Weight Loss) の大きさを比較する。また、混合診療の賛否についても、分析を行い、どのような人々が混合診療を支持するかという点を明らかにする。本稿の構成は、以下の通りである。2 節はデータについて述べる。3 節は、混合診療に関する賛否について分析する。4 節は余剰計測の方法論を説明する。5 節は推定と計測結果を報告する。6 節は結語である。

2. データの説明

本稿で用いるデータは、著者らが独自に実施した「健康と病気に関するアンケート」である。このアンケートは、2005 年 12 月 5 日から 8 日にかけて、インターネット調査専門の社会調査会社に委託して実施したものである⁶。本調査は調査会社が登録しているモニターを使ってインターネットによる調査を行っている。従来、訪問面接調査や郵送調査が一般的であるのに対して、本稿がインターネット調査を選択したのは、次のような理由がある。本調査は混合診療のみならず、広く健康や病気についての国民の意識や状況について探るため、できるだけ幅広い属性を持った、多くのサンプルを必要とする。インターネット調査では、あらかじめ膨大な数のモニター会員が確保されているため、その点で優位性がある。コスト面でも、訪問調査や郵送調査に比べて格段に低く押さえられるという利点がある。

調査対象の抽出は以下のように行われた。まず登録している約 204 万人のモニター会員に対して (1) 年齢 20~69 歳の男女、(2) 居住地域は日本全国を対象、に該当するものの中から 50,000 人をランダムに選び、調査協力の依頼を行った⁷。ただし、地域は全国 8 大地域 (北海道・東北、関東、甲信越・北陸、東海、近畿、中国、四国、九州・沖縄) に区分し、総務省統計局の人口データ (2004 年 10 月 1 日公表) に基づいて、それぞれ各地域の人口構成比と同じ割合でサンプルを抽出した。結果として 7,156 人 (14.3%)⁸ から有効回答を得られた⁹。これらのなかから本調査が利用できたサンプル数は、契約上の条件によ

的評価や社会的選好の測定に用いられてきた。

⁵ このほか、単純な混合診療に対する賛否のアンケート調査であれば、北海道医師会、日本病院会、日経新聞社、日医総研などが意識調査を行っている。これらの詳細は、田村(2003)を参照されたい。

⁶ 調査会社「(株)エルゴ・ブレインズ」(<http://www.t-research.net/service/index.html>)

⁷ 本調査では、本人あるいはその家族の健康に関する意識や、生活環境について幅広く調査するため、個人属性の絞り込みは最小限にした。

⁸ ただし本アンケートの特性上、14.3%という数字は通常の意味での回収率とは異なる。調査期間がわずか 3 日間であり、協力依頼のメールを受けたモニター会員の中で、期間中にメールを読めず、調査に参加できなかった人々が相当数存在しているからである。

⁹ 調査協力者への報酬としては、ためることで商品と交換できるポイントを抽選で付与している。

り、最終的に1,712人分である¹⁰。分析に用いる主な変数の記述統計は、表1の通りである。

性別は男性を1とするダミー変数であり、学歴は大卒以上を1とするダミー変数である。所得ダミーは、低所得が世帯年収400万円未満、中所得が400万～800万円未満、高所得が800万円以上である。資産については、低資産が世帯資産500万円未満、中資産が500万～2000万円未満、中高資産が2000万～5000万円未満、高資産が5000万円以上となっている。本人持病、配偶者持病はそれぞれ本人・配偶者が持病を持つ場合に1となるダミー変数である。大病経験は、それぞれの該当者が過去に手術を必要とする大病を経験した場合に1となるダミー変数である。医療知識は回答者の医療制度への知識を問うものであり、国民皆保険制度、自由診療、自己負担、国民健康保険、老人健康保険、混合診療、特定療養費制度、高額療養費制度、差額ベッド、インフォームドコンセントに対して、知っている言葉の数を点数化している¹¹。民間保険加入は、民間の医療保険（生命保険の医療保険特約も含む）やがん保険に加入している場合に1となるダミー変数である。

表1 記述統計¹²

変数	サンプル	平均	標準偏差	最小値	最大値
混合診療への意見	1708	3.570843	1.006839	1	5
性別	1708	0.52459	0.499541	0	1
年齢	1705	35.29912	10.32192	15	65
学歴	1712	0.359813	0.480086	0	1
低所得	1712	0.410631	0.492092	0	1
中所得	1712	0.421145	0.493887	0	1
高所得	1712	0.168224	0.374175	0	1
低資産	1712	0.412383	0.492407	0	1
中資産	1712	0.257009	0.437112	0	1
中高資産	1712	0.21729	0.412522	0	1
高資産	1712	0.113318	0.317073	0	1
本人持病	1712	0.165888	0.372089	0	1
配偶者持病	1712	0.079439	0.270502	0	1
本人大病経験	1712	0.223131	0.416467	0	1
配偶者大病経験	1712	0.109229	0.312017	0	1
家族大病経験	1712	0.186332	0.389488	0	1
医療知識	1708	5.816159	2.420653	0	10
民間保険加入	1712	0.545561	0.498065	0	1

注)性別は男を1とするダミー変数。学歴は大卒以上を1とするダミー変数。低所得は世帯年収400万円未満、中所得は400万～800万円未満、高所得は800万円以上である。低資産は世帯資産500万円未満、中資産は500万～2000万円未満、中高資産は2000万～5000万円未満、高資産は5000万円以上である。本人持病、配偶者持病はそれぞれ持病を持つ場合に1となるダミー変数。大病経験は、過去に該当者が手術を必要とする大病を経験した場合のダミー変数。

3. 混合診療の解禁に関する賛否

3.1 クロス表による分析

ここではアンケート調査のうち、混合診療に対する賛否の意見を分析することにする。このアンケート調査では、下記のように混合診療について簡単に説明を行ったうえで、混

¹⁰ 本調査の契約では当初1100人の調査データ収集を目標値としていた。この目標数値よりも上回るモニターが調査協力に応じた場合、超過した調査サンプルに関しては調査会社は保存せず、順次ランダムに削除されてゆくシステムになっている。そのためより多くのサンプルを得るため、筆者らが十数回にわたりリアルタイムにダウンロード作業を繰り返して、目標値より多いデータ(1712人)を得た。先着順ではなく、ランダムに削除されてゆく仕組みである理由は、曜日や時間帯によるサンプルバイアスを極力避けるためである。

¹¹ 知識の問は混合診療に関する説明の前においており、元に戻って再回答できないようにしている。

¹² 本調査におけるサンプルの年齢層は20～69歳までであるが、ここでは各年齢層の中間値を代表してとっているため、最小値が15、最大値が65になっている。

合診療の解禁に対して5段階の賛否を問うている。表2がその回答割合であるが、全面的に賛成が19.9%、どちらかといえば賛成が32.4%と、両者で約半数を占めている。一方、反対は全面的に反対(3.6%)、どちらかといえば反対(7.9%)を合わせても1割程度であり、医師会などが行った患者の調査に比べて賛成が多いことが特徴である¹³。

■混合診療の禁止・解禁の説明

わが国は医療保険があるために、町のお医者さんや病院にいったときに窓口で支払う金額は、若者は3割、老人は1割です。

しかしながら、最先端の医療など、まだ医療保険の使用が認められていない治療法や薬を使いたい場合には、その分を全額自己負担するだけではなく、その病気の治療にかかった全ての医療費(保険が使える医療費も)が全額自己負担になるという制度となっています。

これを「混合診療の禁止」と呼びます。

一方、「混合診療の解禁」を行って、医療保険が使える部分は若者3割、老人1割の自己負担とし、医療保険が使えない部分のみ全額自己負担になる制度にしようという見方もあります。

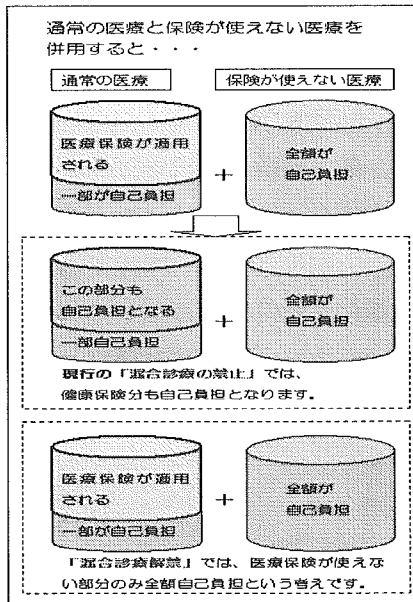


表2 混合診療の解禁に対する賛否

	全面的に反対	どちらかといえば反対	どちらでもよい	どちらかといえば賛成	全面的に賛成
サンプル数	61	134	621	553	339
割合(%)	3.6	7.9	36.4	32.4	19.9

注) アンケート調査より計算。表中の割合は、混合診療への意見全体を100%としたもの。

次に、表3は、混合診療の解禁に対する賛否と、混合診療に関する意見を重ねたクロス表である。混合診療の解禁に対する賛否ごとに、(1)～(7)の意見に賛成する割合を取ったものである。(1)公平性や(2)安全性に関しては、混合診療解禁の反対者ほど公平性を損なったり、安全性を損なったりすると思っている回答割合が高いことがわかる。また、(3)医師の都合による医療が高まるとする意見や(4)医療費の増大が起こるとする意見についても、おおむね反対者ほど回答割合が高いという特徴がある。一方、(5)治療の選択余地が高まる、(6)治癒率が高まる、(7)重症者が救われると思っている回答割合は、混合診療解禁の賛成者ほど高く、両者のコントラストが鮮明となっている。

さて、混合診療に賛成する人々は、所得や資産保有額が高い人々だけなのであろうか。表4、5は所得階層別、資産階層別に賛否の割合を取ったものである(横に合計して100%となる)。所得・資産ともに、それが高まるほど賛成の割合が増えるが、各階層においてそれ

¹³ 田村(2003)を参照。

ほど大きな差異はみられない。次に表6は、持病や病歴を持つ割合と賛否の関係をみている。混合診療解禁に反対の人々の中で、持病保有率や大病経験のある人がやや多い。

表3 混合診療の解禁に対する賛否とその理由

	全面的に反対	どちらかといえば反対	どちらでもよい	どちらかといえば賛成	全面的に賛成	全体
(1)混合診療の解禁は公平性を損なうと思う	68.9	66.4	13.7	17.7	11.8	20.7
(2)混合診療の解禁は安全性を損なうと思う	47.5	44.0	11.6	16.6	11.8	17.1
(3)混合診療の解禁によって医師の都合による医療が広まると思う	65.6	69.4	25.1	49.0	36.6	40.1
(4)混合診療の解禁は医療費を増大させると思う	80.3	74.6	28.5	45.8	38.4	41.5
(5)混合診療の解禁は治療の選択の自由を高めると思う	27.9	45.5	28.9	77.9	81.1	55.7
(6)混合診療の解禁によって治癒率が高まると思う	14.8	20.9	15.0	50.8	65.8	37.1
(7)混合診療の解禁によって重症者が救われると思う	19.7	26.1	13.9	55.3	69.6	39.5

注)アンケート調査より計算。表中の数字は、(1)~(7)の意見に賛成する人の割合(%)

表4 混合診療の解禁に対する賛否と所得

	全面的に反対	どちらかといえば反対	どちらでもよい	どちらかといえば賛成	全面的に賛成
低所得(世帯年収400万円未満)	4.3	7.8	41.1	27.9	18.9
中所得(400万~800万円未満)	2.4	8.7	33.2	35.6	20.1
高所得(800万円以上)	4.9	5.6	32.8	35.2	21.5
全体	3.6	7.9	36.4	32.4	19.9

注)アンケート調査より計算。表中の数字は、混合診療への意見全体を100%としたもの。

表5 混合診療の解禁に対する賛否と資産

	全面的に反対	どちらかといえば反対	どちらでもよい	どちらかといえば賛成	全面的に賛成
低資産(世帯資産500万円未満)	3.4	8.6	39.1	29.8	19.1
中資産(500万~2000万円未満)	3.4	9.1	36.4	32.7	18.4
中高資産(2000万~5000万円未満)	3.5	5.9	32.0	36.6	22.0
高資産(5000万円以上)	4.7	5.8	34.7	33.2	21.6
全体	3.6	7.9	36.4	32.4	19.9

注)アンケート調査より計算。表中の数字は、混合診療への意見全体を100%としたもの。

表6 混合診療の解禁に対する賛否と持病・大病経験

	全面的に反対	どちらかといえば反対	どちらでもよい	どちらかといえば賛成	全面的に賛成	全体
(1)本人に持病がある	24.6	17.2	16.8	15.9	15.9	16.6
(2)配偶者に持病がある	14.8	9.0	6.8	7.6	9.1	8.0
(3)本人が手術を伴う大病経験あり	24.6	23.1	22.7	21.7	22.1	22.4
(4)配偶者が手術を伴う大病経験あり	14.8	14.2	8.9	10.7	13.3	11.0
(5)家族が手術を伴う大病経験あり	23.0	17.9	17.6	20.3	17.7	18.7
(6)上の一つでも該当あり	45.9	48.5	43.5	49.2	46.6	46.4

注)アンケート調査より計算。表中の数字は、(1)~(6)に該当する人の割合(%)

3.2 オーダープロビット分析

しかしながら、上記の所得や資産、持病等との関係は2変数の間の単純な関係を見ているに過ぎないため、互いの変数や第3の変数が影響している可能性がある。そこで、様々な要素を同時にコントロールした次式のオーダープロビットモデルによって、混合診療解禁に賛成する人々がどのような人々であるのかを分析する。

$$y_i^* = X_i \alpha + \varepsilon_i \quad \varepsilon_i \sim N(0, \sigma^2) \quad (1)$$

$$y_i = j \quad \text{if} \quad \mu_{j-1} \leq y_i^* < \mu_j, \quad j=1, \dots, J, \quad \mu_0 = -\infty, \mu_J = +\infty$$

y_i は観察可能な変数で、 j は全面的に賛成を5、どちらかといえば賛成を4、どちらでもないを3、どちらかといえば反対を2、全面的に反対を1とする。 α はパラメータ、 X は属性変数である。推定結果は表7の通りであるが、推定(1)をみると中所得、高所得、推定(2)をみると中高資産が有意になっており、所得や資産が高いほど混合診療解禁に賛成することが分かった。ただし、その限界効果は表8にみるように、低所得や低資産者に対して4~5%ポイント高いに過ぎず、あまり大きな差異ではない。

また、推定(3)のように資産と所得を同時にコントロールすると所得が有意ではなくなる。その他の変数としては、学歴・性別・年齢が有意であり、学歴が高いほど、男性ほど、年齢が低いほど賛成することがわかる。また、推定(4)(5)のように持病や大病経験についても様々な形で試したが、いずれも有意とはならなかった¹⁴。最後に、推定(6)は、民間医療保険の加入や医療制度の知識を変数として入れたものである

表7 混合診療解禁に対する賛成の推定結果

	推定(1)	推定(2)	推定(3)	推定(4)	推定(5)	推定(6)
性別	0.1221272 ** (0.0534)	0.1153336 ** (0.0534)	0.1171193 ** (0.0534)	0.120872 ** (0.0534)	0.1246851 ** (0.0536)	0.149549 *** (0.0543)
年齢	-0.004403 * (0.0026)	-0.004905 * (0.0027)	-0.005264 * (0.0027)	-0.004183 (0.0027)	-0.004732 * (0.0027)	-0.006924 ** (0.0027)
学歴	0.0980415 * (0.0551)	0.1073494 ** (0.0544)	0.1000031 * (0.0551)	0.0969567 * (0.0552)	0.099743 * (0.0554)	0.0821579 (0.0554)
中所得	0.1374175 ** (0.0563)	—	0.1165509 ** (0.0583)	0.1346929 ** (0.0565)	0.1347047 ** (0.0567)	0.1006653 * (0.0572)
高所得	0.1415435 * (0.0788)	—	0.0984825 (0.0856)	0.1397798 * (0.0788)	0.138183 * (0.0798)	0.0877907 (0.0797)
中資産	—	0.0170795 (0.0648)	-0.016627 (0.0670)	—	—	—
中高資産	—	0.1746505 ** (0.0697)	0.1308301 * (0.0724)	—	—	—
高資産	—	0.1198599 (0.0922)	0.0783533 (0.0989)	—	—	—
本人持病	—	—	—	-0.054627 (0.0741)	—	—
配偶者持病	—	—	—	0.0190214 (0.1111)	—	—
本人大病経験	—	—	—	—	-0.025792 (0.0633)	—
配偶者大病経験	—	—	—	—	0.0780079 (0.0914)	—
家族大病経験	—	—	—	—	-0.002988 (0.0670)	—
医療知識	—	—	—	—	—	0.0208927 * (0.0118)
民間保険加入	—	—	—	—	—	0.1525514 *** (0.0539)
閾値1	-1.796189 (0.1046)	-1.840252 (0.1047)	-1.815905 (0.1059)	-1.798906 (0.1058)	-1.805125 (0.1074)	-1.697964 (0.1102)
閾値2	-1.189811 (0.0977)	-1.234196 (0.0979)	-1.208937 (0.0987)	-1.192302 (0.0989)	-1.199189 (0.1009)	-1.095376 (0.1040)
閾値3	-0.029684 (0.0959)	-0.07345 (0.0959)	-0.046677 (0.0970)	-0.032005 (0.0970)	-0.039131 (0.0993)	0.0690502 (0.1048)
閾値4	0.8771219 (0.0981)	0.8334504 (0.0976)	0.8614083 (0.0990)	0.8749355 (0.0990)	0.8682896 (0.1014)	0.9827979 (0.1083)
サンプル数	1705	1705	1705	1705	1705	1705
Pseudo R2	0.0042	0.0044	0.0052	0.0044	0.0044	0.007

注) Ordered Probitによる推計。***は1%、**は5%、*は10%基準で有意であることを示す。

¹⁴ 推定(4)、(5)のほかの一つずつ、あるいは全てをまとめたダミー変数を作ったが、いずれも有意ではなかった。

が、いずれも正で有意となった¹⁵。

表 8 限界効果

	推定(1)	推定(2)
性別	0.033811	0.0319351
年齢	-0.001222	-0.001362
学歴	0.0275259	0.0301709
中所得	0.0384796	
高所得	0.0408521	
中資産		0.0047576
中高資産		0.0504755
高資産		0.0345744

注)限界効果は、「全面的に賛成」の選択肢に対するもの。

4. 混合診療解禁の余剰計測の方法論

4.1 図による説明

次に、アンケートデータから仮想市場法を用いて、混合診療禁止・解禁下の余剰や自己負担・医療費などを比較する。本稿の目的に照らして、ここでは自由診療をする誘因をもつ、つまり保険給付範囲以上の受診をしたいと考える患者に焦点を当てる。まず、齋藤・嶋田(2003)の部分均衡モデルをもとに、図によってそれぞれの概念を確認しておこう。

図1の横軸を一連の診療の質的水準(以下、診療水準)とする¹⁶。また、縦軸には限界費用および貨幣表示の限界効用がとられている。このときの需要曲線は患者の貨幣表示の限界効用であり、供給曲線は診療水準の限界費用である。患者グループの診療水準に対する需要曲線は単純化のため、線形の右下がりとする。診療の受診水準を x とするが、その単位は受診によって獲得されるQALYs(quality-adjusted life years)でとることにする。つまり、受診する診療水準が高いほどQALYsが上昇すると考えられる。ここで、保険給付範囲(水準)は \bar{x} とし所与とする。これは例えば公的医療保険範囲の医療では達成できる余命が1年しかないが、 \bar{x} を超える水準の医療である自由診療を受ければ余命を伸ばすことができるというような状況を考えることができる。診療水準に関する供給曲線は単純化のため限界費用を一定とする。固定費用はないと仮定すれば、生産者余剰は0となる。ここで診療水準の価格は限界費用 c と等しくなるよう診療報酬制度のもと公定されているとし¹⁷、保険診療を受診する際のQALYsあたりの患者の自己負担額を d とする。診療価格 c に対応する受診水準は、需給の交点である x^* となる。

ここでまず、混合診療が禁止される場合を考える。図1で患者の需要曲線を DI とすると、このとき保険外である自由診療を受診して得られる消費者余剰は、三角形GFHの面積(ΔGFH)で表される。混合診療禁止の下では保険給付範囲も全額自己負担となるから、これまで保険支払いされた四角形BCEF(□BCEF)が、患者に自己負担として転嫁され

¹⁵ ただし、所得や学歴との相関があるため、所得や学歴は有意ではなくなる。

¹⁶ 通常、ある疾病の治療にあたっては診察、検査、薬など複数の医療サービスがセットになって行われる。これらは「一連の診療」として一財と見なせるが、その質的水準は様々であると考えられる。保険給付範囲内での診療に対して、それ以上の範囲を包括する自由診療は質が高いと考えられる。質ではなく医療サービスの消費量で捉えることもできるが(齋藤・嶋田(2003))、医療サービスの消費量が増えることと質の上昇はパラレルであるので、本稿の設定で同様に扱える。ここでの設定は林・山田(2003)、Besley and Coate(1991)等にならった。

¹⁷ これはいわばQALYs一単位を達成するための費用とも言える。

ることになる。患者は通常のエconomicモデルと同様、効用を最大化するよう行動すると想定すれば、患者は自由診療を受診して得られる余剰 ($\triangle GFH$) が、新たに転嫁される自己負担 ($\square BCEF$) より小さいとき、受診水準を保険給付範囲にとどめるし、逆ならば自由診療を選択することになる。このとき、消費者余剰は、保険給付範囲にとどめた患者が台形 $ACEG$ 、自由診療を選択した患者が $\triangle ABH$ である。ここでの社会的余剰は、患者が保険給付範囲に受診抑制する場合の台形 $ABFG$ と、自由診療を実行する場合の $\triangle ABH$ を、それぞれの患者割合を考慮して和をとったものである。また、医療費は、保険給付範囲にとどめた場合が $\square BODF$ 、自由診療の場合が $\square BOJH$ であり、自己負担額はそれぞれ $\square CODE$ 、 $\square BOJH$ となる。

一方、混合診療が解禁された場合を考えてみよう。この場合、受診水準を保険給付範囲にとどめる必要はないから、需要と供給との交点 H が \bar{x} を超える限り、全ての患者が x^* まで治療を行う。このとき、消費者余剰は $\triangle ABH$ に $\square BFEC$ を足した面積であり、ここでの社会的余剰は $\triangle ABH$ を患者数とったものである。医療費は $\square BOJH$ であり、自己負担額は $\square CODE$ に $\square FDJH$ を足した面積となる。

ここで、(部分均衡分析のもとで) 混合診療の禁止と解禁を面積によって比較すると、混合診療の解禁によって、全体の①医療費は必ず増加するが、その結果として②QALYs も必ず高まることがいえる。これは合理的な選択によってもたらされたものなので、③消費者余剰も必ず増加する。また、④社会的余剰についても、保険給付範囲にとどめていた患者の $\triangle GFH$ が死荷重(Dead Weight Loss)になっていたために、必ず高まる。問題となるのは⑤、果たして自由診療をする誘因のある患者の自己負担が、増えるかどうかである。この問題に対しては、混合診療禁止下で自由診療を選択する患者がどれぐらいの割合いるのかを踏まえた実証分析を行わなければわからない。その割合が高ければ、混合診療の解禁によって自己負担額が下がることもあり得る。また、自由診療を受けられる者と受けられない者との間で命の不公平が生じるといった、医療の不公平の問題についても、混合診療禁止のもとで自由診療がどれくらい行われていたかという割合が重要であり、実証的に分析すべき課題である。

図 1

