

性ダミー、借家ダミーが負の係数をとる。5%で有意なのは、未婚ダミー以外の説明変数である。地域変数はいずれも有意であり、世帯所得ジニ係数、持ち家率は正の係数を、完全失業率は負の計数をとる（別添・表3）。

- ③ メンタルな状態に対して、貧困であることはこれを改善させるが、就労していることはこれを悪化させる。また、女性ダミー、未婚ダミー、借家ダミーもメンタルな状態を悪化させている。年齢は改善させている（別添・表4）。
- ④ 疾患数に対しては、貧困であることは、有意な影響を与えない。就労していることは、これを減らす影響を与えている。同様の影響は、女性ダミーで見られる。また疾患数を増やす影響は、未婚ダミー借家ダミー、年齢で見られる（別添・表5）。
- ⑤ 主観的な健康状態は、貧困や就労からの影響を受けない（別添・表6）。

D. 考察

選択する変数に依存する部分もあると考えられるが、貧困は健康水準に負の影響を与えない。就労は健康水準に両方向の影響を与える。つまり、就労していることは、さまざまなストレスを感じる機会が多いこと、疾病が少ない状態を維持できていることを示す。

また、地域変数は、貧困、就労に影響を与えることを通じて、健康水準に影響を与える

ことが明らかになった。

E. 結論

貧困や就労と健康水準の問題を検討する場合、メンタルな状態とそれ以外の疾病有無等を分けて検討することが重要である。また、この問題の検討には、個人の属性だけでなく、地域の社会経済状態も考慮することが重要であり、個人の状態を改善させる施策とともに、地域の社会経済状態を改善させる施策も重要であり、個人と地域の格差に着目した政策の立案、実施が国民生活の向上には有用であると思われる。

F. 健康危険情報

なし

G. 研究発表

1. 論文発表

なし

2. 学会発表

なし

H. 知的所有権の取得状況の出願・登録状況

1. 特許取得

なし

2. 実用新案登録

なし

3. その他

なし

(別添)

表1 記述統計(22歳以上)

説明変数等		記述統計				
		サンプル数	平均	標準偏差	最小	最大
被説明変数 (第1モデル)	貧困か否か(貧困=1)	29,550	0.14	0.35	0	1
	就労しているか否か(就労=1)	29,550	0.64	0.48	0	1
被説明変数 (第2モデル)	健康でないか否か(健康でない=1)	29,550	0.15	0.36	0	1
	心の状態(K6指標)	29,550	20.75	4.19	0	24
	疾患数	29,550	0.78	1.30	0	39
個人 属性	女性ダミー	29,550	0.52	0.50	0	1
	未婚ダミー	29,550	0.16	0.37	0	1
	年齢	29,550	0.21	0.41	0	1
	年齢の二乗	29,550	3,003.23	1,843.19	484	10,000
	持ち家以外ダミー	29,550	52.10	16.99	22	100
地域属性 (都道府県)	ジニ係数(世帯所得)	29,550	0.49	0.03	0.43	0.60
	持ち家率	29,550	0.66	0.08	0.45	0.79
	完全失業率(国調)	29,550	0.06	0.01	0.04	0.11

表2 IV Regression 第1段階モデル推定結果(貧困か否か、貧困=1)

Number of obs = 29550

F(8, 29541) = 144.20

Prob > F = 0.0000

説明変数		推定値	標準誤差	t値	P> t	信頼区間(95%)	
						下限	上限
個人属性	女性ダミー	0.033	0.004	8.340	0.000	0.025	0.040
	未婚ダミー	0.080	0.007	11.240	0.000	0.066	0.093
	持ち家以外ダミー	0.116	0.006	19.960	0.000	0.104	0.127
	年齢	-0.001	0.001	-0.630	0.528	-0.002	0.001
	年齢の二乗	0.000	0.000	4.460	0.000	0.000	0.000
地域属性	ジニ係数(世帯所得)	0.589	0.094	6.280	0.000	0.405	0.773
	持ち家率	0.267	0.029	9.090	0.000	0.210	0.325
	完全失業率	2.790	0.254	10.970	0.000	2.291	3.288
定数		-0.611	0.054	-11.230	0.000	-0.718	-0.504

Partial R-squared of excluded instruments: 0.0140

Test of excluded instruments:

F(3, 29541) = 100.49

Prob > F = 0.0000

表3 IV Regression 第1段階モデル推定結果(就労するか否か、就労する=1)

Number of obs = 29550
 F(8, 29541) = 2544.16
 Prob > F = 0.0000

説明変数		推定値	標準誤差	t値	P> t	信頼区間(95%)	
						下限	上限
個人属性	女性ダミー	-0.230	0.005	-50.200	0.000	-0.239	-0.221
	未婚ダミー	0.010	0.007	1.400	0.162	-0.004	0.025
	持ち家以外ダミー	-0.051	0.006	-8.470	0.000	-0.062	-0.039
	年齢	0.025	0.001	27.230	0.000	0.023	0.027
	年齢の二乗	-0.000	0.000	-43.520	0.000	-0.000	-0.000
地域属性	ジニ係数(世帯所得)	0.397	0.106	3.730	0.000	0.188	0.605
	持ち家率	0.234	0.036	6.540	0.000	0.164	0.304
	完全失業率	-1.556	0.278	-5.600	0.000	-2.101	-1.012
定数		0.261	0.061	4.280	0.000	0.142	0.380

Partial R-squared of excluded instruments: 0.0042

Test of excluded instruments:

F(3, 29541) = 41.44

Prob > F = 0.0000

Underidentification tests

Kleibergen-Paap rk LM statistic Chi-sq(2)=108.97 P-val=0.0000

Kleibergen-Paap rk Wald statistic Chi-sq(2)=110.13 P-val=0.0000

Weak-instrument-robust inference

Anderson-Rubin Wald test F(3,29541)=0.04 P-val=0.9896

Anderson-Rubin Wald test Chi-sq(3)=0.12 P-val=0.9896

Stock-Wright LM S statistic Chi-sq(3)=0.12 P-val=0.9896

表4 IV Regression 第2段階モデル推定結果(心の状態、K6指標)

Number of obs = 29550
 F(7, 29542) = 41.22
 Prob > F = 0.0000

説明変数		推定値	標準誤差	t値	P> t	信頼区間(95%)	
						下限	上限
第1モデル より	貧困か否か	1.337	0.649	2.060	0.039	0.065	2.610
	就労するか否か	-2.468	1.017	-2.430	0.015	-4.460	-0.475
個人属性	女性ダミー	-1.214	0.234	-5.180	0.000	-1.674	-0.755
	未婚ダミー	-0.647	0.105	-6.150	0.000	-0.852	-0.441
	持ち家以外ダミー	-0.754	0.108	-6.960	0.000	-0.966	-0.541
	年齢	0.079	0.027	2.940	0.003	0.026	0.131
	年齢の二乗	-0.001	0.000	-2.860	0.004	-0.002	-0.000
定数		22.021	0.619	35.600	0.000	20.809	23.234

Underidentification test (Kleibergen-Paap rk LM statistic): 108.967

Chi-sq(2) P-val = 0.0000

表5 IV Regression 第2段階モデル推定結果(疾患数)

Number of obs = 29550
 F(7, 29542) = 618.91
 Prob > F = 0.0000

説明変数		推定値	標準誤差	t値	P> t	信頼区間(95%)	
						下限	上限
第1モデルより	貧困か否か	-0.365	0.203	-1.800	0.072	-0.762	0.033
	就労するか否か	-1.563	0.304	-5.150	0.000	-2.158	-0.968
個人属性	女性ダミー	-0.296	0.069	-4.280	0.000	-0.431	-0.160
	未婚ダミー	0.155	0.027	5.700	0.000	0.102	0.208
	持ち家以外ダミー	0.052	0.031	1.670	0.095	-0.009	0.113
	年齢	0.033	0.008	4.210	0.000	0.018	0.049
	年齢の二乗	-0.000	0.000	-1.700	0.090	-0.000	0.000
定数		0.747	0.182	4.110	0.000	0.391	1.103

Underidentification test (Kleibergen-Paap rk LM statistic): 108.967
 Chi-sq(2) P-val = 0.0000

表6 IV Regression 第2段階モデル推定結果(健康か否か、健康でない=1)

Number of obs = 29550
 F(7, 29542) = 139.93
 Prob > F = 0.0000

説明変数		推定値	標準誤差	t値	P> t	信頼区間(95%)	
						下限	上限
第1モデルより	貧困か否か	0.004	0.053	0.080	0.937	-0.099	0.108
	就労するか否か	0.025	0.082	0.310	0.759	-0.136	0.187
個人属性	女性ダミー	0.029	0.019	1.550	0.122	-0.008	0.066
	未婚ダミー	0.026	0.008	3.450	0.001	0.011	0.041
	持ち家以外ダミー	0.034	0.008	4.000	0.000	0.017	0.051
	年齢	-0.004	0.002	-1.980	0.048	-0.009	-0.000
	年齢の二乗	0.000	0.000	2.840	0.004	0.000	0.000
定数		0.084	0.049	1.710	0.088	-0.012	0.180

Underidentification test (Kleibergen-Paap rk LM statistic): 108.967
 Chi-sq(2) P-val = 0.0000

厚生労働科学研究費補助金政策科学総合研究事業（政策科学推進研究事業）

「所得水準と健康水準の関係の実態解明とそれを踏まえた医療・

介護保障制度・所得保障制度のあり方に関する研究」

分担研究報告書

わが国における所得格差の動向—1980年代半ばから2005年ごろまでについて—

分担研究者 小島 克久 国立社会保障・人口問題研究所国際関係部第2室長

研究要旨：近年、所得格差や低所得に関する議論が盛んである。所得格差の存在は、社会保障の財源となる税や社会保険料の負担能力の格差につながるため、経済的な多様性に配慮した負担の在り方等を考える必要がある。そのための基礎的な議論として、2000年以降の所得格差の動きを的確に把握する必要がある。そこで、厚生労働省「国民生活基礎調査」個票の再集計を行い、わが国の所得格差の動向に関する分析を、1980年代半ばから2005年ごろまでについて行った。その結果、わが国の所得格差は、2000年からは安定的であるが、2003年以降は若干の拡大傾向にある。高齢化は所得格差を拡大させる力を有しており、今後の動きを注視する必要がある。このことは、高齢者を中心に、税や社会保険料の能力の高い集団とそうでない集団が存在し、所得格差を考慮した社会保障財源の負担のあり方を考える必要がある。また、税や社会保障による所得再分配効果は家族構成等により異なり、高齢者ではその効果は大きい、無職世帯やひとり親世帯ではある程度にとどまる。その背景には、「所得格差」の分析が「現金ベース」であり、保育等の現物給付を配慮した場合、その効果は大きくなるものと思われる。その一方で、こうした所得格差は人々の健康状態の何らかの側面に関係があると考えられる。したがって、政策のあり方を議論する場合には、この点に留意すべきことを明かにした。

A. 研究目的

近年、所得格差や低所得に関する議論が盛んである。特に、1980年代半ばから2000年にかけてのわが国のジニ係数は上昇傾向にある。また、国際比較をした場合、2000半ば頃までのジニ係数はOECD加盟国全体の中では平均的な水準にあるものの、G7諸国の中ではアメリカに次いで高い。このように、かつて

「平等社会」と認識されていたわが国で「格差社会」という言葉が定着しつつある。

所得格差の存在は、消費の格差、子どもの教育等の次世代育成のための人的資源への投資格差につながる（最終的には格差の固定化につながる）。社会保障に目を向けると、所得格差は、社会保障の財源となる税や社会保険料の負担能力の格差につながる。そのため、経

済的な多様性に配慮した負担の在り方等を考える必要がある。そのための基礎的な議論として、2000年以降の所得格差の動きを捉える必要がある。

そこで、本研究ではOECD基準での比較をより充実させ、今後の施策の参考となる知見を示すための分析を行うために、1985年から2006年までの所得格差の動向の分析を行った。

B. 研究方法

本研究では、厚生労働省「国民生活基礎調査」の個票データを再集計し、これまでの研究で再集計した過去の同様の集計結果も引用・活用した。分析にあたっては、等価尺度等の国際的な研究で一般的な手法を用いた。

(倫理上への配慮)

本研究は、統計法に基づいて国立社会保障・人口問題研究所で基幹統計調査の調査票使用申出のための申請を行い、その承認を得た範囲で行った上記個票データの再集計結果を元にして行われた。個票には個人の姓名、住所が特定される情報は格納されていない他、個票の取扱には十分な配慮を払った。また、これまでの研究で行った同様の集計結果にも、個人の姓名、住所が特定される情報は格納されていない。よって、データの流出、毀損等の個人情報保護等における倫理面での問題は発生しなかった。

C. 研究結果

分析結果は以下のとおりである。

- ① 我が国のジニ係数の水準は、1985年から2000年にかけて拡大傾向にあったが、2000年以降は安定的である。しかし、2003年以降では、0.321から2006年の0.329へと推移しており、所得格差は若干拡大している。年齢階層別に見ると、65歳以上の所得格差が大きい(別添・図1)。
- ② 税や社会保障による所得再分配機能が働いており、その程度を市場所得と可処分所得のジニ係数の差で見ると、年次を経るごとに大きくなっている。また、65歳以上における改善度は年齢総数等に比べて大きい(別添・図1)。
- ③ 所得格差の背景を、所得の種類別で見ると、雇用者所得の貢献度が最も大きい。所得再分配機能がある税と社会保障についてみると、前者はマイナス、後者はわずかにプラスの貢献度となっている。65歳以上についても、雇用者所得の貢献度が最も大きい。一方で、社会保障給付の貢献度は1割程度である。年齢階層別に所得格差の貢献度を要因分解すると、65歳以上の貢献度が2割を超え、世帯員の年齢構成以上の貢献度となっており、時系列では拡大傾向にある(別添・表1)。
- ④ 貧困率の水準を見ると、可処分所得ベースで年齢総数では15.7%であり、65歳以上では20%を超える。貧困率は2000年か

らは安定的であるが、2003年からは若干上昇している。一方で、市場所得ベースの貧困率と比較すると、その水準は大幅に下がっており、税や社会保障による貧困減少機能が働いていることが分かる（別添・表2）。

- ⑤ 世帯構成別に所得水準等を見ると、その水準に顕著な差が見られる。特に、ひとり親世帯、無職世帯、高齢者の世帯で貧困率が高くなっている。しかし、これらの世帯における市場所得ベースの貧困率は、可処分所得ベースのそれに比べて低くなっており、税や社会保障（現金給付のみ）による貧困減少機能がある程度以上に存在する（別添・表3）。
- ⑥ 近年、「健康格差」の存在が指摘されているが、ジニ係数の水準と健康状態の良くない者の割合にはゆるやかな正の相関がある（別添・図2）。

D. 考察

我が国の所得格差は、1985年から2000年にかけて拡大傾向にあったが、2000年以降は安定的である。しかし、2003年からは若干の拡大傾向にあることが確認された。そして、所得格差の背景として、①所得の種類別では雇用者所得の格差が貢献していること、②年齢階層別では65歳以上の貢献度が高齢化とともに拡大していること、つまりわが国では、高齢化が所得格差を拡大させる力を未だに持

っていることも確認できた。ただし、その高齢者の所得格差は、年齢総数のそれよりも大きいのが、1990年代以降は縮小傾向にあるが、2003年以降は安定している。そのため、高齢化が所得格差の背景であり続けるのか、わが国の所得格差が今後も縮小するのか否かについては、今後の動きを注視する必要がある。

低所得者の割合である貧困率は、2006年は2003年よりも若干低下した。税や社会保障はこの貧困率の減少にも貢献しており、高齢者の間ではその傾向が顕著である。ただし、世帯（現役世代の無職世帯やひとり親世帯）によっては、この機能がある程度にとどまっているケースが見られた。その背景として、「所得」で把握される社会保障給付が「現金給付」であり、公的年金等の現金給付が多い高齢者については、税や社会保障の機能が良く把握できる。しかし、その他の世帯には、「現物給付」が中心であり、こうした給付が「所得」としてカウントされないことが関係しているものと思われる。その一方で、こうした所得格差は人々の健康や保健サービス利用にも影響を与えるものと考えられる。また、こうした所得格差の拡大が、国民の健康状態に何らかの関係があると考えられることができる。

E. 結論

わが国の所得格差は、2003年以降は若干の拡大傾向にあるが、高齢化が所得格差を拡大させる要素になっているなど、今後の動きを

注視する必要がある。また、税や社会保障の効果は、高齢者で良く機能し、一部の世帯ではある程度にとどまっている。それは、社会保障給付のうち、「現金給付」にのみ着目しているためであると思われる。「所得」の格差を超えて、社会保障全体がどのように、国民生活を支援しているかを検証するには、こうした「現金ベース」のデータだけではなく、「現物ベース」にも着目する必要がある。よって、経済力が多様な人々の負担の在り方とともに、給付の在り方の見方にも留意する必要があるものと思われる。

また、こうした所得格差は人々の健康状態と何らかの関係があると考えられる。そのため、「格差社会」の議論においては、所得や資産の経済力だけでなく、健康などの人々のその他の属性にも着目し、これと所得等の経済格差との関係を見ていくことが重要ではないかと思われる。

F. 健康危険情報

なし

G. 研究発表

1. 論文発表

なし

2. 学会発表

なし

H. 知的所有権の取得状況の出願・登録状況

1. 特許取得

なし

2. 実用新案登録

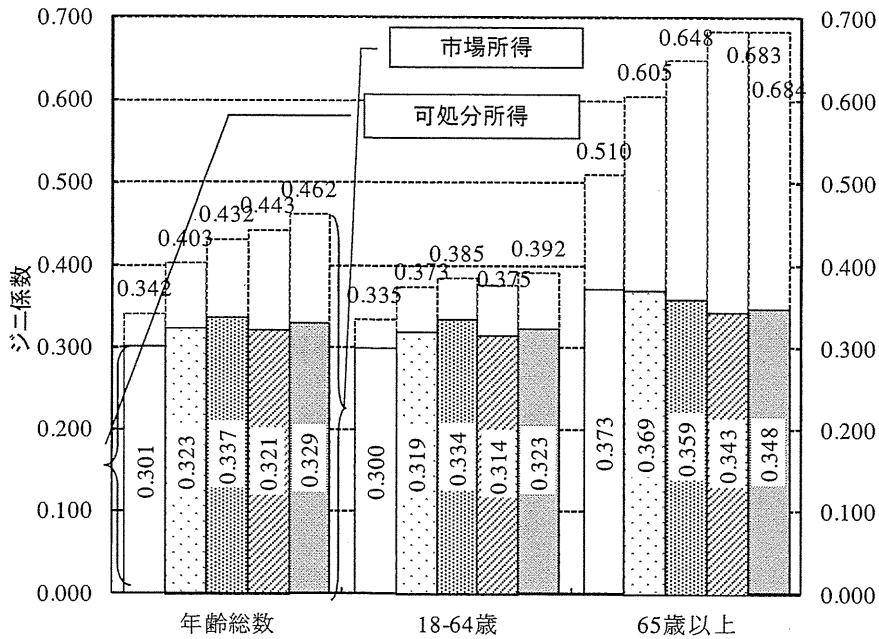
なし

3. その他

なし

(別添)

図1 ジニ係数の動き(所得の種類・年齢階級別)



資料:「国民生活基礎調査」
の再集計結果

□1985 □1994 ▨2000 ▩2003 ■2006

表1 所得格差の要因分解(所得の種類別)

		SCV		雇用者所得			財産所得	事業所得	社会保険給付	直接税および 社会保険料	
				世帯主	配偶者	その他					
年齢 総数	1985	0.526	100.0%	69.0%	42.9%	11.1%	14.9%	14.1%	35.8%	1.4%	20.4%
	1994	0.517	100.0%	80.3%	50.3%	14.4%	15.7%	14.4%	35.7%	0.5%	30.9%
	2000	0.598	100.0%	84.3%	56.1%	13.4%	14.8%	14.3%	17.8%	1.0%	17.4%
	2003	0.412	100.0%	96.9%	61.8%	17.9%	17.2%	13.4%	15.2%	0.2%	25.7%
	2006	0.453	100.0%	92.7%	58.7%	16.3%	17.7%	13.4%	22.6%	-0.5%	28.3%
18-64歳	1985	0.518	100.0%	70.2%	44.8%	11.2%	14.2%	14.1%	35.2%	1.1%	20.6%
	1994	0.506	100.0%	81.0%	51.3%	14.8%	14.9%	13.4%	36.3%	0.3%	31.1%
	2000	0.593	100.0%	85.5%	57.3%	13.8%	14.4%	13.7%	17.1%	0.6%	16.9%
	2003	0.389	100.0%	98.9%	64.9%	18.4%	15.6%	11.6%	15.4%	0.4%	26.3%
	2006	0.428	100.0%	95.4%	61.5%	17.4%	16.5%	10.8%	22.3%	-0.1%	28.4%
65歳 以上	1985	0.874	100.0%	57.9%	31.8%	8.8%	17.3%	18.0%	40.6%	2.9%	19.4%
	1994	0.660	100.0%	69.9%	39.0%	11.2%	19.7%	22.7%	33.0%	4.7%	30.3%
	2000	0.669	100.0%	69.4%	40.5%	11.0%	17.9%	21.9%	22.0%	6.9%	20.1%
	2003	0.507	100.0%	73.6%	39.1%	12.3%	22.2%	21.7%	17.4%	10.2%	22.9%
	2006	0.556	100.0%	68.0%	36.5%	10.5%	20.9%	23.9%	26.8%	8.6%	27.3%

資料:「国民生活基礎調査」の再集計結果

注:表中の数値(%)は可処分所得でみた所得格差(SCV)を100%としたときの貢献度。

表2 貧困率の推移(所得の種類、年齢階級別)

	可処分所得					市場所得				
	1985	1994	2000	2003	2006	1985	1994	2000	2003	2006
年齢総数	12.0%	13.7%	15.3%	14.9%	15.7%	12.7%	19.0%	23.9%	26.9%	28.7%
18歳未満	10.9%	12.1%	14.5%	13.7%	14.2%	8.6%	11.3%	12.9%	12.8%	13.3%
18-64歳	10.6%	11.9%	13.6%	12.3%	13.4%	10.7%	14.0%	16.3%	16.4%	17.9%
65歳以上	23.2%	23.0%	21.2%	22.0%	21.7%	35.8%	48.8%	55.4%	61.9%	61.5%

資料:「国民生活基礎調査」の再集計結果

注: 貧困率とは、等価可処分所得の中央値(年齢総数でみる)の50%を貧困線とし、これを下回る世帯に居住する者の割合である。年齢階級別でもこの基準を用いる。

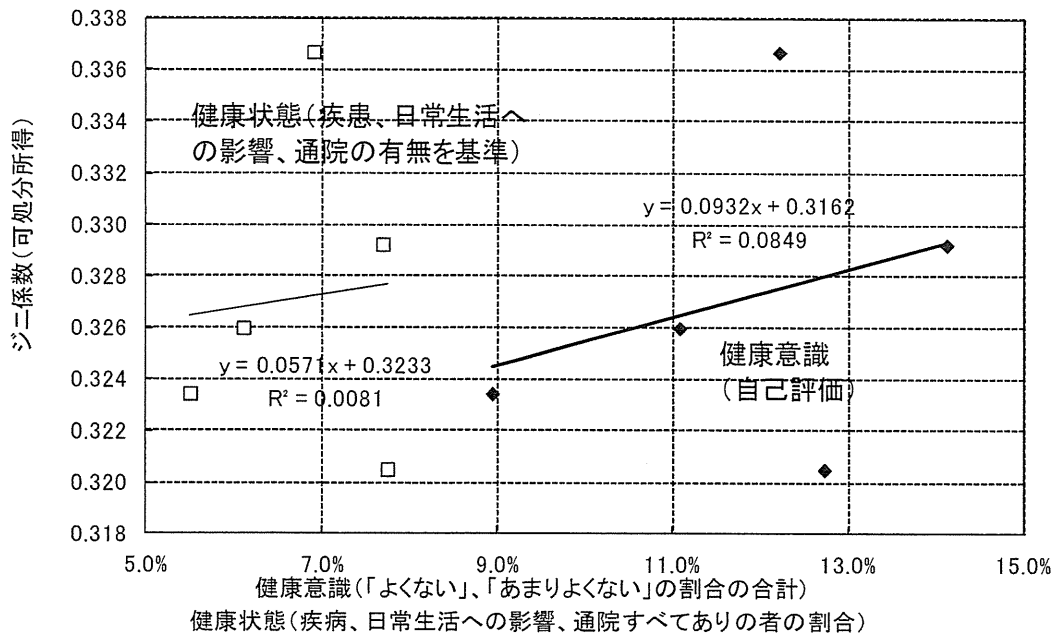
表3 世帯構造別にみた可処分所得、貧困率(2006年)

世帯主 年齢	世帯構造		就業者	可処分所得(万円)	世帯員 割合	貧困率		
	大人と子どもの数					市場所得(1)	可処分所得(2)	(2)-(1)
65歳 未満	大人1人	子どもなし	就業者あり	278.1	3.2%	17.4%	18.7%	1.3%
			就業者なし	121.0	1.0%	77.4%	61.0%	-16.4%
		子どもあり	就業者あり	120.1	1.4%	58.6%	54.6%	-4.0%
			就業者なし	108.5	0.2%	79.2%	52.5%	-26.7%
	大人2人 以上	子どもなし	就業者2人以上	336.2	19.6%	8.1%	8.7%	0.5%
			就業者1人	270.5	6.9%	22.9%	15.7%	-7.2%
		子どもあり	就業者なし	196.0	1.4%	70.6%	29.8%	-40.9%
			就業者2人以上	269.7	20.8%	7.3%	9.5%	2.3%
		就業者1人	234.3	12.3%	8.4%	11.0%	2.7%	
		就業者なし	212.6	0.1%	40.0%	37.8%	-2.2%	
65歳 以上	大人1人	就業者あり	223.3	0.6%	61.9%	33.5%	-28.4%	
		就業者なし	134.7	3.4%	94.2%	49.6%	-44.7%	
	大人2人以上	就業者2人以上	295.4	11.8%	27.1%	12.9%	-14.1%	
		就業者1人	221.6	7.7%	54.6%	19.3%	-35.3%	
		就業者なし	188.2	9.5%	90.0%	22.1%	-68.0%	

資料:「国民生活基礎調査」の再集計結果

注: 大人とは18歳以上の者を指す。可処分所得は1985年価格。

図2 ジニ係数と健康指標(1995年調査～2007年調査)



資料:健康意識、健康状態は厚生労働省「国民生活基礎調査」の公表データ、ジニ係数は同調査の再集計結果。
 注:健康状態は6歳以上の者、1998年のジニ係数は図1の結果を用いて筆者推計

厚生労働科学研究費補助金（政策科学推進研究事業）
「所得水準と健康水準の関係の実態解明とそれを踏まえた医療・介護保障制度・所得保障
制度のあり方に関する研究」
平成 23 年度分担研究報告書
「所得階層と健康、および医療・介護サービス利用の関係」
分担研究者 菊池 潤 国立社会保障・人口問題研究所・
社会保障応用分析研究部・第四室研究員

研究要旨

本研究では、調査協力自治体から貸与された医療・介護個票データを用いて、所得階層と高齢期における医療・サービス利用との関係について検証することを目的としている。本研究から得られた主な結果は以下の通りである。第 1 に、国民年金受給者と被用者年金受給者の分析期間中（2000 年 5 月～2008 年 3 月）の生存率を比較した結果、被用者年金受給者の生存率が 55.2%であるのに対して、国民年金受給者の生存率は 41.4%となり、両者の間には 10%ポイント以上の差が観察された。

また、両者の生存者を対象として、要介護認定率（要介護認定者数／被保険者数）を比較した結果、多くの時点において国民年金受給者の認定率が被用者年金受給者を上回る結果となった。分析期間の終了時点である 2008 年 3 月現在では、被用者年金受給者の 41.2%が要介護認定を受けずに生存しているのに対し、国民年金受給者では 32.3%にとどまる結果が示された。これらの結果は、国民年金受給者の健康状態が被用者年金受給者に比べて悪いことを示唆している。

第 2 に、医療・介護サービスの利用状況を両群で比較した結果、医科入院外・歯科・調剤の 3 つのサービスにおいて、被用者年金受給者のサービス利用率が国民年金受給者を上回る結果が示された。同様の傾向は、所得階層以外の個人属性の影響を制御した回帰分析の結果においても支持され、両群における利用率の差は、入院外で 2%ポイント、歯科で 3%から 4%ポイント、調剤で 6%から 7%ポイント程度となることが示された。

また、分析対象を死亡前 1 年間の医療・介護サービス利用に限定した場合でも、医科入院外と介護施設で、被用者年金受給者の利用率が国民年金受給者を上回っており、死亡前 1 年間の医療・介護費では 1 月当たり 4 万円程度高くなっていることが示された。

国民年金受給者は被用者年金受給者に比べ所得水準が低い点を考慮すると、所得要因による受診抑制が発生している可能性も否定できない。皆保険体制を実質的に機能させる上で、所得階層間で健康状態やサービス利用の差異が発生するメカニズムを明らかにすることが極めて重要であると考えられる。

A. 研究目的

わが国の医療・介護保険制度では「皆保険制度」を採用しているが、全ての国民に医療・介護サービスを保障するためには、サービスへのアクセス阻害要因が存在しないかどうか、別途検討する必要がある。所得はサービスへのアクセス阻害要因となる可能性があり、所得とサービス利用との関係

について不断の検証を行うと同時に、仮に所得要因による受診抑制が観察されるとしたならば、政策的対応が求められる。本研究では、所得階層と健康、および高齢期における医療・介護サービス利用との関係について検証することを目的としている。

B. 研究方法

(1)分析データ

分析に利用したデータは、福島県 A 自治体から提供を受けた、5 つの医療・介護個票データ（①国民健康保険被保険者台帳データ、②国民健康保険診療報酬明細書データ、③介護保険被保険者台帳データ、④介護保険要介護認定データ、⑤介護保険給付実績情報データ）である。

(2)分析方法

以上の個票データを個人単位で接続し、(I) 所得階層と健康状態との関係、(II) 所得階層と医療・介護サービス利用との関係、の二点について検証した。分析対象は、2000 年 5 月現在の介護被保険者のうち、①出生年月が 1926 年 4 月以降となる個人、②女性、③非国保被保険者、④死亡以外の理由による介護・国保被保険者資格の喪失者のいずれかに該当する個人を除いた 380 名の男性高齢者とし、2000 年 5 月から 2008 年 3 月まで追跡した。

所得階層と健康状態との関係については、分析対象を国民年金受給者と被用者年金受給者の二群に分け、分析期間中における両者の生存率、認定率の差について、記述的分析を行った。所得階層と医療・介護サービス利用との関係については、二群の間でのサービスの利用の差異について記述的分析を行い、サービス利用の有無を被説明変数とした回帰分析を行った

また、分析対象を死亡前 1 年間に該当する 180 名としたうえで、所得階層と死亡前 1 年間の医療・介護サービス利用との関係について、回帰分析を行った。以上の分析は、サービス別（医科入院・医科入院外・

歯科・調剤・居宅・施設）に行った。

C. 研究結果及び考察

本研究の主な結果は以下の通りである。

分析 I：所得階層と健康状態の関係

国民年金受給者と被用者年金受給者の分析期間中（2000 年 5 月～2008 年 3 月）の生存率を比較した結果、被用者年金受給者の生存率が 55.2%であるのに対して、国民年金受給者の生存率は 41.4%となり、両者の間には 10%ポイント以上の差が観察された。また、両者の生存者を対象として、要介護認定率（要介護認定者数／被保険者数）を比較した結果、多くの時点において国民年金受給者の認定率が被用者年金受給者を上回る結果となった。また分析期間の終了時点である 2008 年 3 月現在では、被用者年金受給者の 41.2%が要介護認定を受けずに生存しているのに対し、国民年金受給者では 32.3%にとどまる結果が示された。

国民年金受給者の所得階層が被用者年金受給者比べて低いことを考慮すると、以上の結果は所得階層と健康状態の間に正の相関が存在することを示唆している。

分析 II：所得階層と医療・介護サービス利用の関係

医療・介護サービスの利用状況を、国民年金受給者と被用者年金受給者とで比較した結果、医科入院外・歯科・調剤において、被用者年金受給者のサービス利用率が国民年金受給者を上回る結果が示された。一方、医科入院や介護サービスについては明確な差は観察されなかった。同様の傾向は回帰分析の結果においても支持され、両群における利用率の差は、入院外で 2%ポイント、歯

科で 3%から 4%ポイント、調剤で 6%から 7%ポイント程度となることが示された。また、分析対象を死亡前 1 年間に限定した場合でも、医科入院外、介護施設の二つのサービスで被用者年金受給者の利用率が国民年金受給者を上回っており、死亡前 1 年間の医療・介護費では 1 月当たり 4 万円程度高くなっていることが示された。

所得階層と医療・介護サービス利用との関係を検証する上で、健康水準を制御することが重要となる。本研究では健康水準の代理指標として要介護度を採用したが、健康水準の制御が十分でなく、推計バイアスが生じている可能性がある。

ただし、所得階層と健康状態の関係が正の相関関係であるならば、所得階層の上昇が受診確率の上昇につながっているという結果自体は支持されると思われる。また、死亡前を対象にした分析では、より健康状態が同質的なサンプルを対象にしていると考えられ、そこでの結果を踏まえると、一部のサービスにおいてサービス利用に対して所得階層がプラスの影響を与えていると考えられる。

国民年金受給者は被用者年金受給者に比べ所得水準が低い点を考慮すると、以上の結果は所得要因による受診抑制が発生している可能性も否定できない。皆保険体制を実質的に機能させる上で、所得階層間で健康状態やサービス利用の差異が発生するメカニズムを明らかにすることが極めて重要であると考えられる。

D. 結論

本研究では、福島県 A 自治体を対象として、医療・介護個票データを用いて、男性

高齢者を対象として、所得階層と高齢期における健康状態、所得階層と高齢期における医療・介護サービス利用との関係、の二点について検討を行った。

分析の結果、所得階層と生存率などの健康状態の間には正の相関関係が存在することが示された。また、所得階層と医療・介護サービス利用との間にも、入院外、歯科、調剤、介護施設サービスなどのサービスで、正の相関が存在することが示された。

二つの分析結果を踏まえると、低所得者において所得が医療・介護サービス利用の阻害要因となっており、そのことが健康水準の悪化につながったと考えることもできる。ただし、ここでの結果は相関関係を示すものにとどまっており、因果関係を示した結果ではないことに留意する必要がある。

また、所得階層間に見られる医療・介護サービス利用の差異は、低所得者のサービス利用が阻害されているのではなく、高所得者の過剰利用に起因するものとも考えられる。いずれであるかによって、求められる政策的対応は異なる。したがって、皆保険体制を実質的に機能させる上で、所得階層間で健康状態やサービス利用の差異が発生するメカニズムを明らかにすることが極めて重要であると考えられる。

E. 健康危険情報

特になし

F. 研究発表・学会発表

特になし

G. 知的財産権の出願・登録状況

特になし

B-II. 関連論文

所得階層と資格移動による受診率・医療費の相違 —Y市国民健康保険レセプト・データに基づく一考察—

大津唯（慶應義塾大学パネルデータ設計・解析センター）・山田篤裕（慶應義塾大学経済学部）・
泉田信行（国立社会保障・人口問題研究所）・高久玲音（日本経済研究センター）・
野口晴子（国立社会保障人口問題研究所）

1. はじめに

本稿は国民健康保険レセプトデータを利用して、加入日数と所得が医療機関への受診率・医療費に与える効果について実証的に明らかにすることを目的とする。

昨今、国民健康保険料の未納などによって医療機関への受診抑制が発生しているという主張があるが、もし低所得によって必要な医療機関受診が阻害されているのであれば、何らかの政策的対応が必要かも知れない。しかしながら、所得と医療機関受診の関係についての必要な研究は日本においては思いのほか少ない。

さらに、非正規雇用率の上昇、若年層を中心とする失業率の悪化は、高齢者のみならず、現役世代において、被用者保険から国民健康保険へと移動する人々の増大をもたらすものと考えられる。しかし、筆者たちの知る限り、これまでの多くの研究では、加入者の医療保険制度間での異動は死亡の場合を除いて考慮されてこなかった。

本稿では、Y市の2006—2010年度の5か年度分の国民健康保険のレセプト・データをパネル化し、被保険者期間が1年未満のサンプル（＝当該年度内に国民健康保険制度に流入しているサンプル）も含め、所得が受診確率、受診日数、医療費にどのような影響を与えているのか分析した。

2. 先行研究

欧米では国や州単位で観察するマクロデータのみならず、個人単位の情報を観察する個票データによって行われてきた。所得の医療サービス利用（額）に対する影響は所得弾力性によって測定されるが、マクロデータでは1を超え、ミクロデータでは0に近い値が観察されている。0に近い値を取ることは、受診行動に対して所得が影響を与えていないことを示す。Getzen(2000)は医療保険が存在する場合には、ミクロレベルでは所得の影響よりも健康が大きく影響すると指摘している。それゆえ、厳密には健康状態をコントロールした上で、所得の効果を測定しなければ、受診抑制の存在についての議論はできないと言えよう。

兪(2006)は Getzen の論文を紹介した上で、日本の政策の視点から、個人のミクロデータによって、急性期医療と長期介護を区別した上で、所得レベル（できれば5段階程度）ごとの弾力性を計測するのが望ましいとしている（ただしこれは受診抑制の分析の文脈に限っているわけではない）。

欧米では Newhouse, et.al(1993)を始めとして個票データによる分析が蓄積されている。日本においてもアンケート調査結果やレセプトデータを用いた分析が蓄積されつつある。ただし、分析の焦点が制度改正を自然実験と見なした価格弾力性の測定に向いており、所得弾力性については余り焦点が当たっていない。

アンケート調査結果を用いた分析は3つの研究が存在する。井伊・大日(1999)は国民生活基礎調査の個

票（1986年、89年、92年、95年）を用いて、医療サービスと大衆薬の代替性を測定する中で、労働所得を変数として用いているが、医療サービスの所得弾力性は-0.003 ($p<0.1$)、大衆薬のそれは有意ではなかった。Li and Ohkusa(2002)は独自のアンケート調査を行い、同じく医療サービスと大衆薬の代替性を測定する中で、医療サービスの所得弾力性：0.023 ($p<0.1$)、大衆薬の所得弾力性：-0.015 ($p<0.1$)を得ている。

湯田(2007)はアンケート調査結果を用いて、高齢者の外来受診関数を Two-Part モデルを用いて推定した。世帯所得を変数として利用しているが、需要パートについても供給パートについても有意な結果とならなかった。

これらの分析が利用しているアンケート調査結果は、様々な世帯を含み得るが、医療機関利用情報が本人の記憶に頼るため、高齢者や子どもの場合には誤差が大きい可能性がある。この課題に対するひとつの解決策は公的医療保険のレセプトデータを利用することである。もちろん、レセプトデータには直接所得の情報が付与されているわけではなく、レセプトに加入者情報を接続することによって所得の情報も接続され得ることとなる。

吉田・伊藤(2000)は 111 の健康保険組合から提供されたレセプトデータを用いて、Negative-Hurdle Binomial モデルによって、健康保険組合本人の受診行動を分析した。Hurdle 部分に対して標準報酬額は有意な影響をもたらさなかったが、NB 部分 (Two-Part モデルの 2 段階目) については、レセプト件数の場合-0.0486 ($p<0.01$)、診療日数の場合-0.1051 ($p<0.001$)を得た。

Yoshida and Takagi (2002)は 1996年9月から1998年8月まで同一の健康保険組合に加入していた個人について、1996年9月から1997年8月までと1997年9月から1998年8月までの受診行動を比較することにより1997年9月の自己負担引き上げの効果を測定している。所得の指標として標準報酬月額を用いている。hurdle negative binomial モデルによって医療需要関数を推定したところ、受診確率部分の推定において所得変数は負の符号を示したが有意ではなかった。レセプト件数の部分の推定においては、自己負担率引き上げ前は負で有意、引き上げ後は負であるが有意ではなかった。レセプト件数に変えて医師受診回数を推定すると、自己負担率引き上げ前は負で有意、引き上げ後は正であるが有意ではなかった。

truncated negative binomial 部分の推定において、傷病名をコントロールしたところ、レセプト件数の場合も医師受診回数の場合も自己負担率引き上げ前は負で有意、引き上げ後は負であるが有意ではなかった。

吉田・川村 (2004) は 6 健康保険組合のデータを用いて、97年9月の健康保険本人の自己負担率引き上げ前後の歯科受診確率および受診日数の変化を hurdle negative binomial model によって分析している。96年9月から97年8月までの1年間、97年9月から98年8月までの1年間をそれぞれⅡ期、Ⅲ期、とし、96年4月から97年3月までの1年間をⅠ期、98年4月から99年3月までの1年間をⅣ期と呼んでいる。所得水準の変数として標準報酬月額90万円以上を標準ケースとしたダミー変数を用いている。

Ⅱ期とⅢ期を比較したケースでは、改正前については、受診確率については、中間所得層（標準報酬月額10～60万円）において有意に受診確率が低く ($p<0.01$)、受診日数については50万円～80万円の層において日数が短かった。改正後については、受診確率についても受診日数についても所得ダミーは有意ではなかった。

Ⅰ期とⅣ期を比較したケースでは、改正前の受診確率についてはほぼ同じ結果であったが、受診日数についてはどの所得階級も有意ではなかった。改正後の受診確率については、10～60万円の階級におい

て有意に受診確率が高く、受診日数については 10 万円未満の個人について有意に受診日数が短かった。いずれにせよ、所得の与える効果は時期によって一定せず不安定な推定値になっていると言えよう。

鴫田他(2004)は健康保険組合のレセプトデータを用いて、所得階級を低所得者（標準報酬月額 38 万円以下）、中低所得者（38 万円 10 円～44 万円）、中中所得者（44 万 10 円～53 万円）、中高所得者（53 万 10 円～59 万円）、高所得者（59 万 10 円以上）としてダミー変数を作成し、中中所得者をベースラインとして、所得水準がレセプト単位の医療費に与える効果と制度改正ダミーとのクロスダミーの効果を測定した。中高所得者：90.089 ($p<0.05$)、高所得：102.465 ($p<0.01$) という結果を得たが、低所得であることは有意な効果を持たず、交差ダミーも有意とならなかった。

増原(2004)は 3 健康保険組合のデータを用いて、個人が 70 歳に到達することにより老人保健制度の自己負担率が適用されることの効果を hurdle negative binomial モデルと Finite Mixture モデルによって推定した。適用前後 6 か月間加入している者についての 6 か月データ、1 年加入している 1 年データを利用している。所得データは標準報酬月額を用いて推定を行い、ほぼ全てのケースにおいて負で有意となっていた。

増原・村瀬(2005)は薬剤費一部負担無料化が行われた 1999 年 7 月をまたいで 3 健康保険組合に加入していた高齢者について、その前後の受診行動について hurdle negative binomial モデルと finite mixture モデルによって推定を行った。世帯単位で標準報酬月額を合算し、対数変換した変数を所得の指標としたところ、外来受診については hurdle negative binomial モデルでは hurdle 部分では負で有意、truncated negative binomial 部分では有意では無かった。他方、finite mixture モデルでは高頻度受診者において負で有意となっていた¹。

Kan and Suzuki (2006) は 111 の健康保険組合から提供されたレセプトデータを用いて 1997 年 9 月の健康保険本人の医療費自己負担率の引き上げの効果について、入院と外来の受診回数と 1 日あたり医療費および入院確率を推定している。被保険者本人を treatment group、家族を control group として DID の手法を用いている。所得は標準報酬月額を用いており、random effect GLS を用いた外来 1 日あたり医療費、入院 1 日あたり医療費、それぞれの推定式において一次項が正で有意となり、random effect probit モデルによる入院確率の推定式において一次項が負で、二次項が正で有意となっている。

Kan and Suzuki (2010) は 111 の健康保険組合から提供されたレセプトデータを用いて 1997 年 9 月の健康保険本人の医療費自己負担率の引き上げの効果について分析を行っている。引き上げ時期を挟んで 2 年データと 3 年データを構築し、受診日数について random effect negative binomial モデルで、1 日あたり医療費について random effect モデルで、それぞれ分析を行っている。所得変数は世帯主の標準報酬月額を利用しているが、有意であったのは、3 年データを用いて 1 日あたり医療費を推定した場合のみであった。

この他、Yoshida and Kawamura (2009) は 111 の健康保険組合から提供されたレセプトデータを用いて老人保健制度加入者の外来での慢性疾患治療に係る老人慢性疾患外来総合診療料(外総診)における患者の受診行動、医師の診療行動について分析を行っている。

これらの結果には幾つかの制約がある。たとえば鴫田他(2004)による健康保険組合のデータによる分析では所得水準による受診行動の違いが検出できたとしても、それは相対的に高所得者の間の行動の違い

¹ 同論文では調剤について独立して受診行動を外来と同様に推定しているが、調剤薬局だけを受診することは考えられないため、受診行動の分析としては適当ではないと考えられる。

であり、所得制約による受診抑制とはやや文脈を異にすることである。例えば、鴫田他(2004)では低所得者を38万円未満としているが、これは年収にすると416万円未満となる。これは国民健康保険制度に加入する世帯所得の平均値、1997年で227.4万円²、と比較すれば、低所得世帯の所得の上限としては高すぎると言えよう。

この課題の対応策は加入者の所得が相対的に低いとされる国民健康保険のレセプトデータを利用することである。しかしながら、国民健康保険のレセプトデータを用いて所得の効果を観察した研究は現時点では西川・増原・荒井(2009)のみであり、かつ、レセプトに記載されている課税の有無の情報を用いているのみである。彼らは腎透析患者の外来受診行動を hurdle negative binomial モデルにより分析している。単一の国民健康保険者の加入者のレセプトデータから住民税課税の有無と上位所得にあるか否か、の情報が用いている。住民税課税ダミーは、全サンプル、65歳以上のサンプルに限定した場合、において正で有意であった。65歳以下に限定した場合は、truncated negative binomial 部分がNB1モデルでは負で有意であったが、NB2モデルでは有意では無かった。上位所得ダミー変数は全サンプルおよび65歳以下に限定した場合に正で有意であったが、65歳以上に限定した場合には有意では無かった。

さらに、これまでの分析では、加入者の医療保険制度間での異動は死亡の場合を除いて考慮されてこなかった。国民健康保険制度の加入者においては、自営業などの若年の時から加入している者と離職によって被用者保険から離脱して国民健康保険に加入する者がいる。また、国民健康保険から被用者保険に異動する者もいれば、生活保護に異動する者もいる。このような制度間の異動は就業状態の変化や疾病罹患状況の変化、およびそれに伴う所得水準の変化を伴うと考えられる。しかしながら、こうした資格異動者を明示的に扱った実証分析は、筆者の知る限り、ほとんど行われていない。

以上、先行研究を概観してきたが、依然として相対的に多くの低所得層を含むと考えられる国民健康保険制度において、所得と受診行動についての研究蓄積はまだ途上にあり、さらに資格移動を明示的に扱った分析もほとんどないことを確認した。とくに過去20年間における非正規雇用率の上昇や若年層を中心とする失業率の長期的な上昇傾向は、低所得層の発生が資格移動者に集中的に起きている可能性を示唆する。すなわち、所得と受診行動の関係を見るには、資格移動も併せて考慮しなければ、推計結果にバイアスを生じさせる可能性がある。

本稿では、こうした研究の空白を埋めるべく、Y市における国民健康保険制度のレセプト・データをパネル化し、資格移動者(当該年度に加入あるいは離脱した、加入期間が1年未満のサンプル)も分析に加えた上で、世帯所得および資格移動が受診確率・日数・医療費に与える影響等について分析することを目的とする。

3. データおよび分析枠組

(1) データ

本稿で利用するデータは、Y市の国民健康保険のレセプトデータである³。レセプトデータは加入者一人につき、毎月・医療機関ごとに発生するデータであるが、本稿では、レセプトデータより個人単位・年度単位の unbalanced panel data を構築し、そこに所得や加入期間の情報を含む加入者のデータを突合して、分析に用いている。分析対象期間は2006年度から2010年度までの5年間である。なお、加入期間

² 厚生労働省保険局調査課『国民健康保険実態調査』平成9年版による。

³ Y市は人口約4万人である。

による違いを検討するために、1日でも国民健康保険に加入している場合は分析対象サンプルに含めている。

また、2008年度に後期高齢者医療制度の発足に伴い、75歳以上のサンプルが一斉に国民健康保険の加入資格喪失していることを踏まえ、分析対象から、75歳以上のサンプルを除外している。また、1:1に対応する世帯所得の情報や、国民健康保険加入期間の値が欠損しているサンプル、受診日数が診療日数を超える異常値サンプルを除外している。除外されたサンプル数は当初サンプル数の3割弱で、世帯所得の情報の欠損が主な理由となっている。

(2) モデル

マイクロデータを利用した受診行動の実証分析には、近年 Two-part Model が広く用いられている。Two-part Model とは受診の意思決定を二段階に分け、第一段階では受診するかしないかの意思決定を、第二段階では受診する場合の診療内容に関する意思決定を行う、と想定するモデルである。しかしながら、医療機関で受診するか否かの決定と、受診日数や医療費といった受診内容の決定が、独立な行動選択であるとは必ずしも言い切れず、この点を捨象した場合、第二段階の推計にバイアスが生じる可能性がある。そこで、本稿における分析では、サンプル・セレクションモデルを拡張し、次のような推計方法を用いる。

まず、第一段階では、Random-effect Probit Model を用いて受診確率を推計する。被説明変数は、受診の有無、すなわち年度内に1度でも医療機関で受診した場合に1、全く受診しなかった場合に0をとる二値変数である。また、市内を13地区に分けた地区ダミーを説明変数に加えて推計する。

続いて、第一段階で受診を選択したサンプルに関して、第二段階として受診日数や医療費などの受診内容の決定に関する推定する。第二段階の推計は、被説明変数をそれぞれ、基準化された受診日数⁴、基準化された医療費⁵、一日当たり医療費、基準化された医療費の対数値、一日当たり医療費の対数値とした5つの推定式を用いる。基準化された受診日数の推計には Fixed-effect Negative Binominal Model を、残りの4つの推計には Fixed-effect Model を用いる。

第二段階における推計では、第一段階の推計結果より求まる逆ミルズ比を説明変数に追加することにより、第一段階の選択と第二段階の選択の独立性を検討する。

(3) 説明変数

⁴ なおここで基準化された受診日数は、レセプトデータの集計により算出された実際の受診日数を、次のように365日当たりの受診日数に計算し直したものと定義する。

$$\text{基準化された受診日数} = \frac{\text{実際の受診日数} \times 365}{\text{加入日数}}$$

ただし、小数第1位を四捨五入してカウントデータとなるように調整を行っている。

⁵ 基準化された医療費は、レセプトデータの集計により算出された実際の医療費を次のように365日当たりの受診日数に直したものと定義する。

$$\text{基準化された医療費} = \frac{\text{実際の医療費} \times 365}{\text{加入日数}}$$