

表 5:被説明変数の所得五分位別平均値(男女別、3 時点平均)

		ADL指標	IADL指標	在宅率	デイサービス利 用回数(週当)	ヘルパー利用 回数(週当)
男性	第I分位	6.4	12.9	0.96	0.08	0.21
	第II分位	6.4	10.0	0.96	0.09	0.39
	第III分位	3.6	5.7	0.98	0.06	0.13
	第IV分位	5.4	8.6	0.96	0.09	0.17
	第V分位	3.7	6.4	0.97	0.07	0.10
女性	第I分位	7.4	14.4	0.95	0.16	0.25
	第II分位	4.2	7.9	0.96	0.16	0.21
	第III分位	5.7	10.5	0.96	0.12	0.19
	第IV分位	9.0	18.1	0.94	0.22	0.30
	第V分位	7.5	16.0	0.93	0.12	0.15

4. 推計結果

(1) ADL・IADL 指標に関する推計結果

ADL 指標に関するポワソン回帰に基づく相対的リスク比が表 6 に示されている。相対的リスク比であるので、1 より大きければ ADL 指標を悪化させる要因、1 より小さければ ADL 指標を悪化させない要因と解釈される。教育変数、所得変数、職業変数の各社会経済変数を個別に代入したものと、全社会経済変数を同時に代入したものを示している。Exposure 変数として年齢を用いている為、当該変数は表には掲載されていない。

表 6:ADL 指標に関するポワソン回帰分析結果(男女別、変量効果モデル)

	男性							
	(1) 教育		(2) 所得階層		(3) 最長職		(4) 全社会経済変数	
	IRR	Std. Err.	IRR	Std. Err.	IRR	Std. Err.	IRR	Std. Err.
教育年数	0.89	[0.030] **					0.90	[0.038] *
等価所得五分位: 不詳			1.59	[0.075] ***			1.59	[0.075] ***
第I分位			1.21	[0.060] ***			1.21	[0.060] ***
第II分位			3.38	[0.301] ***			3.38	[0.301] ***
第IV分位			0.97	[0.076]			0.97	[0.076]
第V分位			1.81	[0.139] ***			1.82	[0.140] ***
最長職: 管理的職業					0.42	[0.153] *	0.57	[0.234]
専門的・技術的職業					0.62	[0.291]	0.94	[0.477]
事務					0.89	[0.429]	1.17	[0.569]
販売					1.43	[0.677]	1.50	[0.714]
サービス職業					0.83	[0.589]	0.93	[0.674]
保安職業					0.39	[0.312]	0.51	[0.406]
農林漁業					1.14	[0.427]	1.00	[0.378]
輸送・機械運転					0.56	[0.332]	0.44	[0.261]
建設・採掘					0.84	[0.365]	0.87	[0.380]
運搬・清掃・包装等					0.67	[0.430]	0.60	[0.385]
不詳					1.78	[1.718]	1.45	[1.400]
無職					1.19	[0.559]	1.02	[0.482]
観測数(対象サンプル数×時点)	3043		3043		3043		3043	
観測対象サンプル数	1576		1576		1576		1576	
尤度比検定 alpha	18.19	***	18.66	***	18.12	***	18.11	***

	女性							
	(1) 教育		(2) 所得階層		(3) 最長職		(4) 全社会経済変数	
	IRR	Std. Err.	IRR	Std. Err.	IRR	Std. Err.	IRR	Std. Err.
教育年数	0.91	[0.027] **					0.90	[0.031] **
等価所得五分位: 不詳			0.91	[0.035] *			0.91	[0.035] *
第I分位			1.19	[0.053] ***			1.19	[0.053] ***
第II分位			1.26	[0.067] ***			1.26	[0.067] ***
第IV分位			1.35	[0.070] ***			1.35	[0.070] ***
第V分位			1.67	[0.086] ***			1.67	[0.086] ***
最長職: 管理的職業					1.25	[0.906]	1.54	[1.123]
専門的・技術的職業					0.93	[0.332]	1.14	[0.423]
事務					0.90	[0.285]	0.95	[0.305]
販売					1.15	[0.351]	1.10	[0.336]
サービス職業					0.89	[0.280]	0.88	[0.277]
保安職業					3.41	[5.987]	2.82	[4.947]
農林漁業					1.22	[0.336]	1.08	[0.300]
輸送・機械運転					0.06	[0.094] †	0.10	[0.148]
建設・採掘					2.72	[1.729]	2.12	[1.347]
運搬・清掃・包装等					0.71	[0.279]	0.62	[0.245]
不詳					3.28	[1.689] *	3.41	[1.754] *
無職					1.20	[0.289]	1.14	[0.273]
観測数(対象サンプル数×時点)	4351		4351		4351		4351	
観測対象サンプル数	2118		2118		2118		2118	
尤度比検定								
alpha	12.23	***	12.40	***	12.16	***	12.09	***

注: ***, **, *, † はそれぞれ 0.1%, 1%, 5%, 10%水準で有意であることを示す。基準となるカテゴリーは、所得五分位については第 III 所得五分位、最長職については生産工程従事者である。年齢を Exposure 変数として推計している。いずれの推計式においても尤度比検定により Pooling モデルでなく変量効果モデルが採用されることを確認している。

教育変数の効果はいずれの計測式においても ADL 指標の悪化を有意に低減させる効果があり、Schoeni et al. (2006) の分析結果を新しいデータ（含新補充サンプル）でも確認したことになる。

所得階層は、第 I 分位を除くと、ADL 指標の悪化に対し、第 III 分位（ベンチマーク）を底とするような U 字型の影響を与えている。男性では第 II 分位で、女性では第 V 分位で最も ADL 指標の悪化への影響は強くなっており、性別によって所得階層の影響は異なっている。また第 I 分位については、確かに第 III 分位と比較すると、ADL 指標の悪化への有意な影響を確認できるが、その効果は相対的に他の分位の相対的リスク比と比較すると小さい。

最長職については、男性では管理的職業を有意に低減させる効果があるが、女性については 5%水準で有意な職業はなく、さらに全社会経済変数を代入するといずれの職業も有意ではなくなる⁴。

同様に IADL 指標についてポワソン回帰で推計された相対的リスク比が表 7 に示されている。ここでも年齢を Exposure 変数として用いている為、当該変数は表には掲載されてい

⁴ なお最長職不詳で ADL を有意に悪化させる効果がある。最長職不詳が、不安定な職歴を意味するなら、この不安定な職歴自体が ADL 悪化の要因である可能性がある。

ない。

計測結果は ADL 指標への影響とほぼ同じである。

表 7: IADL 指標に関するポワソン回帰分析結果(男女別、変量効果モデル)

男性												
	(1) 教育			(2) 所得階層			(3) 最長職			(4) 全社会経済変数		
	IRR	Std. Err.		IRR	Std. Err.		IRR	Std. Err.		IRR	Std. Err.	
教育年数	0.89	[0.027]	***							0.90	[0.033]	**
等価所得五分位: 不詳				1.57	[0.057]	***				1.57	[0.057]	***
第I分位				1.37	[0.052]	***				1.37	[0.052]	***
第II分位				2.39	[0.159]	***				2.38	[0.159]	***
第IV分位				0.72	[0.042]	***				0.72	[0.042]	***
第V分位				1.47	[0.084]	***				1.48	[0.084]	***
最長職: 管理的職業							0.43	[0.144]	*	0.63	[0.235]	
専門的・技術的職業							0.59	[0.252]		0.96	[0.435]	
事務							0.94	[0.407]		1.19	[0.520]	
販売							1.44	[0.619]		1.50	[0.648]	
サービス職業							0.85	[0.544]		0.90	[0.581]	
保安職業							0.32	[0.230]		0.49	[0.353]	
農林漁業							1.21	[0.412]		1.13	[0.383]	
輸送・機械運転							0.59	[0.314]		0.49	[0.263]	
建設・採掘							0.74	[0.293]		0.72	[0.286]	
運搬・清掃・包装等							0.78	[0.452]		0.68	[0.390]	
不詳							2.09	[1.822]		1.61	[1.403]	
無職							1.15	[0.487]		1.02	[0.433]	
観測数(対象サンプル数×時点)	3043			3043			3043			3043		
観測対象サンプル数	1576			1576			1576			1576		
尤度比検定												
alpha	14.87		***	15.22		***	14.84		***	14.73		***

女性												
	(1) 教育			(2) 所得階層			(3) 最長職			(4) 全社会経済変数		
	IRR	Std. Err.		IRR	Std. Err.		IRR	Std. Err.		IRR	Std. Err.	
教育年数	0.89	[0.024]	***							0.88	[0.026]	***
等価所得五分位: 不詳				1.05	[0.030]	†				1.05	[0.030]	†
第I分位				1.29	[0.040]	***				1.29	[0.040]	***
第II分位				1.16	[0.044]	***				1.16	[0.044]	***
第IV分位				1.43	[0.053]	***				1.42	[0.053]	***
第V分位				1.78	[0.066]	***				1.78	[0.066]	***
最長職: 管理的職業							1.29	[0.817]		1.76	[1.124]	
専門的・技術的職業							0.78	[0.244]		1.01	[0.326]	
事務							0.78	[0.217]		0.87	[0.244]	
販売							1.11	[0.296]		1.11	[0.294]	
サービス職業							0.89	[0.244]		0.85	[0.232]	
保安職業							3.19	[4.917]		3.04	[4.654]	
農林漁業							1.23	[0.298]		1.10	[0.266]	
輸送・機械運転							0.00	[0.000]		0.00	[0.000]	
建設・採掘							2.44	[1.361]		1.96	[1.088]	
運搬・清掃・包装等							0.84	[0.289]		0.75	[0.258]	
不詳							2.80	[1.264]	*	2.72	[1.221]	*
無職							1.19	[0.252]		1.14	[0.239]	
観測数(対象サンプル数×時点)	4351			4351			4351			4351		
観測対象サンプル数	2118			2118			2118			2118		
尤度比検定												
alpha	9.37		***	9.51		***	9.35		***	9.23		***

注: ***, **, *, † はそれぞれ 0.1%, 1%, 5%, 10% 水準で有意であることを示す。基準となるカテゴリーは、所得五分位については第 III 所得五分位、最長職については生産工程従事者である。年齢を Exposure 変数として

推計している。いずれの推計式においても尤度比検定により Pooling モデルでなく変量効果モデルが採用されることを確認している。

教育の効果はいずれの計測式においても IADL 指標の悪化を有意に低減させる効果がある。

所得階層については男性の第 I 分位を除けば、IADL 指標の悪化に対し、第 III 分位（ベンチマーク）を底とするような U 字型の影響を与えている。男性では第 II 分位で、女性では第 V 分位で最も IADL 指標の悪化への影響は強くなっており、性別によって影響は異なっている。また第 I 分位については、確かに第 III 分位と比較すると、IADL 指標の悪化への有意な影響を確認できるが、その効果は相対的に他の分位の相対的リスク比と比較すると小さい。

最長職についてはいずれ不詳を除き、いずれも IADL 指標については効果がない。

(2) 在宅確率に関する推計結果

在宅確率についてプロビットモデルで推計された各説明変数の限界効果が表 8 に示されている。推計式には私的介護基盤の代理変数として、有配偶や同居子などの世帯属性にかんする変数も加えられている。

表 8:在宅確率に関するプロビット分析結果(男女別、変量効果モデル)

	男性					
	(1) 世帯/個人属性		(2) 社会経済変数		(3) 交差項	
	dy/dx	Std. Err.	dy/dx	Std. Err.	dy/dx	Std. Err.
年齢	-0.04	[0.016] **	-0.04	[0.016] **	-0.04	[0.016] *
有配偶	0.44	[0.186] *	0.41	[0.189] *	0.40	[0.189] *
同居子	0.19	[0.160]	0.29	[0.182]	0.28	[0.182]
ADL指標(最も悪化した場合=100)	-0.03	[0.006] ***	-0.03	[0.006] ***	-0.03	[0.006] ***
IADL指標(最も悪化した場合=100)	-0.01	[0.004] *	-0.01	[0.004] *	-0.01	[0.004] *
教育年数			-0.03	[0.027]	-0.03	[0.027]
等価所得五分位:不詳			-0.77	[0.313] *	-0.56	[0.363]
第I分位			-0.56	[0.318] †	-0.70	[0.368] †
第II分位			-0.38	[0.402]	0.02	[0.654]
第IV分位			-0.74	[0.382] †	-0.25	[0.528]
第V分位			-0.37	[0.369]	-0.39	[0.536]
交差項:所得五分位:導入後年×不詳					-0.29	[0.269]
導入後年×第I分位					0.21	[0.309]
導入後年×第II分位					-0.57	[0.685]
導入後年×第IV分位					-0.75	[0.538]
導入後年×第V分位					0.03	[0.547]
観測数(観測対象サンプル数×時点)	3043		3043		3043	
観測対象サンプル数	1576		1576		1576	
尤度比検定						
rho	0.41	***	0.40	***	0.40	***

	女性					
	(1) 世帯/個人属性		(2) 社会経済変数		(3) 交差項	
	dy/dx	Std. Err.	dy/dx	Std. Err.	dy/dx	Std. Err.
年齢	-0.05	[0.021] *	-0.06	[0.021] **	-0.05	[0.021] *
有配偶	0.27	[0.211]	0.30	[0.220]	0.32	[0.229]
同居子	0.94	[0.256] ***	1.03	[0.261] ***	1.04	[0.270] ***
ADL指標（最も悪化した場合＝100）	-0.04	[0.011] ***	-0.04	[0.010] ***	-0.04	[0.010] ***
IADL指標（最も悪化した場合＝100）	-0.01	[0.005] *	-0.01	[0.005] *	-0.01	[0.005] *
教育年数			-0.08	[0.042] †	-0.08	[0.043] †
等価所得五分位：不詳			-0.12	[0.298]	-0.11	[0.347]
第I分位			0.23	[0.338]	0.48	[0.477]
第II分位			0.17	[0.369]	0.81	[0.552]
第IV分位			-0.16	[0.409]	-0.45	[0.507]
第V分位			-0.21	[0.379]	0.06	[0.622]
交差項：所得五分位：導入後年×不詳					-0.01	[0.246]
導入後年×第I分位					-0.35	[0.415]
導入後年×第II分位					-0.86	[0.509] †
導入後年×第IV分位					0.52	[0.543]
導入後年×第V分位					-0.36	[0.645]
観測数（観測対象サンプル数×時点）	4351		4351		4351	
観測対象サンプル数	2118		2118		2118	
尤度比検定						
rho	0.75	***	0.74	***	0.75	***

注：***、**、*、† はそれぞれ 0.1%、1%、5%、10%水準で有意であることを示す。基準となるカテゴリーは、所得五分位については第 III 所得五分位である。

年齢、ADL・IADL 指標はいずれの計測式でも有意に在宅確率を引き下げている。年齢については 1 歳毎に 4～5%、ADL 指標については 1 ポイントの悪化毎に 3～4%、IADL 指標については 1 ポイントの悪化毎に 1%、在宅確率を有意に引き下げる効果がある。

有配偶は男性では、在宅確率を 4%ほど高めているが、女性では有意でない。

(3) デイサービス・ヘルパー利用に関する推計結果

週当たりのデイサービス利用回数についてポワソン回帰分析で推計された相対リスク比（この場合は利用頻度）は表 9 に示されている。

男女とも、有配偶であるとデイサービス利用を有意に低減させる効果がある。一方、同居子の存在は、男性のみデイサービス利用を有意に増加させる効果がある。

ADL 指標の悪化は女性のみ、わずかにデイサービス利用頻度を減少させる効果がある一方、IADL 指標の悪化は男女とも有意にデイサービス利用頻度を増加させている。

所得五分位については、男性の第 IV 分位で有意に利用頻度が低かったが、所得五分位と介護保険導入年との交差項に注目すると、介護保険導入後にその利用頻度は他の所得階層と比較して有意に増加したことがみてとれる。しかし、その増大を勘案しても男性第 IV 分位でのデイサービス利用頻度は低くなっている。他の所得五分位については、有意な影響はない。女性については、第 I 所得五分位で介護保険導入以降、利用頻度が増加している。

表 9: デイサービス利用に関するポワソン回帰分析結果(男女別、変量効果モデル)

	男性					
	(1) 世帯/個人属性		(2) 社会経済変数		(3) 交差項	
	IRR	Std. Err.	IRR	Std. Err.	IRR	Std. Err.
有配偶	0.41	[0.104] ***	0.37	[0.098] ***	0.39	[0.103] ***
同居子	1.57	[0.361] *	1.78	[0.470] *	1.77	[0.464] *
ADL指標(最も悪化した場合=100)	1.00	[0.007]	1.00	[0.007]	1.00	[0.007]
IADL指標(最も悪化した場合=100)	1.04	[0.006] ***	1.04	[0.006] ***	1.04	[0.006] ***
教育年数			1.07	[0.043] †	1.07	[0.042] †
等価所得五分位: 不詳			0.78	[0.269]	0.57	[0.256]
第I分位			0.94	[0.356]	0.68	[0.356]
第II分位			0.87	[0.465]	0.78	[0.511]
第IV分位			0.76	[0.356]	0.17	[0.140] *
第V分位			0.56	[0.252]	0.00	[0.000]
交差項: 所得五分位: 導入後年×不詳					1.56	[0.574]
導入後年×第I分位					1.72	[0.874]
導入後年×第II分位					1.26	[0.761]
導入後年×第IV分位					7.77	[6.629] *
導入後年×第V分位					2.1E+08	[9.8E+11]
観測数(観測対象サンプル数×時点)	3043		3043		3043	
観測対象サンプル数	1576		1576		1576	
尤度比検定						
alpha	7.03	***	6.97	***	6.55	***

	女性					
	(1) 世帯/個人属性		(2) 社会経済変数		(3) 交差項	
	IRR	Std. Err.	IRR	Std. Err.	IRR	Std. Err.
有配偶	0.43	[0.062] ***	0.47	[0.072] ***	0.48	[0.073] ***
同居子	0.77	[0.107] †	0.83	[0.131]	0.88	[0.140]
ADL指標(最も悪化した場合=100)	0.99	[0.004] ***	0.99	[0.004] ***	0.99	[0.004] ***
IADL指標(最も悪化した場合=100)	1.03	[0.003] ***	1.03	[0.003] ***	1.03	[0.003] ***
教育年数			0.96	[0.032]	0.95	[0.032]
等価所得五分位: 不詳			1.16	[0.262]	0.65	[0.170]
第I分位			1.10	[0.271]	0.58	[0.199]
第II分位			1.55	[0.424]	1.83	[0.587] †
第IV分位			1.14	[0.334]	0.65	[0.278]
第V分位			0.59	[0.184] †	0.43	[0.224]
交差項: 所得五分位: 導入後年×不詳					2.11	[0.355] ***
導入後年×第I分位					2.30	[0.674] **
導入後年×第II分位					0.78	[0.206]
導入後年×第IV分位					2.25	[0.971] †
導入後年×第V分位					1.47	[0.779]
観測数(観測対象サンプル数×時点)	4351		4351		4351	
観測対象サンプル数	2118		2118		2118	
尤度比検定						
alpha	5.39	***	5.34	***	5.31	***

注: ***, **, *, † はそれぞれ 0.1%、1%、5%、10%水準で有意であることを示す。基準となるカテゴリーは、所得五分位については第 III 所得五分位である。年齢を Exposure 変数として推計している。いずれの推計式においても尤度比検定により Pooling モデルでなく変量効果モデルが採用されることを確認している。

同様に週当たりのヘルパー利用回数についてポワソン回帰分析で推計された相対リスク比が表 10 に示されている。

すべての変数を投入した計測式では、同居子の影響は女性のみ有意に利用頻度を減少させる効果があるが、男性では有意でない。また有配偶については、男女ともいずれの計測

式でも有意ではない。

IADL 指標の悪化は、男女とも有意にヘルパー利用頻度を増加させる一方、ADL 指標の悪化は、男女とも有意な影響を与えていない。

また所得分位については、男性ではいずれも有意な影響がみられないが、女性では第 IV 分位で利用頻度が高い。しかし、介護保険導入年ダミーとの交差項をみると、第 IV・V 分位での利用頻度は減少しており、それを合わせた効果では、むしろ第 IV・V 分位で利用頻度は低くなっている。

表 10: ヘルパー利用に関するポワソン回帰分析結果(男女別、変量効果モデル)

	男性					
	(1) 世帯/個人属性		(2) 社会経済変数		(3) 交差項	
	IRR	Std. Err.	IRR	Std. Err.	IRR	Std. Err.
有配偶	0.78	[0.142]	0.89	[0.178]	0.83	[0.166]
同居子	0.70	[0.116] *	0.82	[0.151]	0.76	[0.140]
ADL指標(最も悪化した場合=100)	1.01	[0.006]	1.01	[0.006]	1.01	[0.006]
IADL指標(最も悪化した場合=100)	1.02	[0.004] ***	1.02	[0.004] ***	1.03	[0.004] ***
教育年数			1.01	[0.029]	1.02	[0.029]
等価所得五分位: 不詳			0.63	[0.140] *	1.24	[0.319]
第I分位			0.93	[0.216]	1.10	[0.283]
第II分位			1.39	[0.429]	1.09	[0.438]
第IV分位			1.14	[0.357]	1.34	[0.479]
第V分位			0.68	[0.197]	0.91	[0.343]
交差項: 所得五分位: 導入後年×不詳					0.31	[0.080] ***
導入後年×第I分位					0.68	[0.163]
導入後年×第II分位					1.43	[0.530]
導入後年×第IV分位					0.68	[0.324]
導入後年×第V分位					0.62	[0.252]
観測数(観測対象サンプル数×時点)	3043		3043		3043	
観測対象サンプル数	1576		1576		1576	
尤度比検定						
alpha	7.29	***	7.03	***	6.41	***

	女性					
	(1) 世帯/個人属性		(2) 社会経済変数		(3) 交差項	
	IRR	Std. Err.	IRR	Std. Err.	IRR	Std. Err.
有配偶	1.16	[0.142]	1.21	[0.154]	1.17	[0.149]
同居子	0.53	[0.066] ***	0.57	[0.078] ***	0.54	[0.075] ***
ADL指標(最も悪化した場合=100)	1.00	[0.003]	1.00	[0.003]	1.00	[0.003]
IADL指標(最も悪化した場合=100)	1.03	[0.003] ***	1.03	[0.003] ***	1.03	[0.003] ***
教育年数			1.01	[0.028]	1.02	[0.029]
等価所得五分位: 不詳			0.86	[0.169]	0.91	[0.201]
第I分位			1.01	[0.213]	0.95	[0.239]
第II分位			1.31	[0.305]	1.09	[0.316]
第IV分位			1.62	[0.402] †	2.63	[0.695] ***
第V分位			0.78	[0.209]	1.84	[0.586] †
交差項: 所得五分位: 導入後年×不詳					0.86	[0.139]
導入後年×第I分位					1.03	[0.203]
導入後年×第II分位					1.21	[0.308]
導入後年×第IV分位					0.25	[0.082] ***
導入後年×第V分位					0.17	[0.068] ***
観測数(観測対象サンプル数×時点)	4351		4351		4351	
観測対象サンプル数	2118		2118		2118	
尤度比検定						
alpha	4.40	***	4.24	***	4.00	***

注: ***, **, *, † はそれぞれ 0.1%、1%、5%、10%水準で有意であることを示す。基準となるカテゴリーは、所得

五分位については第Ⅲ所得五分位である。年齢をExposure変数として推計している。いずれの推計式においても尤度比検定によりPoolingモデルでなく変量効果モデルが採用されることを確認している。

5. 結びにかえて

本稿では介護保険導入前後に実施された全国高齢者の3時点パネルデータを利用し、①どのような所得階層の人々がより重い要介護状態に陥っているのか、そして②どのような所得階層の人々がより多く介護サービスを利用しているのかについて分析した。

本稿の観測結果のまとめおよびその若干の政策含意について4点ほど挙げる事ができる。

第一に、教育水準の高さは、性別にかかわらずADL・IADL指標の悪化を防止している。教育年数が1年長くなることは、ADL・IADL指標の悪化の相対リスクを10%ポイントほど下げる効果がある。高齢化にともない、人数的に要介護者が増大することはすでに予測されていることであるが、より新しいコーホートで要介護状態が現在の高齢者より悪化していくかどうかについての知見は多いとはいえない。限られたデータに基づく観測結果ではあるが、少なくとも本稿の分析結果に基づけば、新しいコーホートほど教育水準は高いので、新コーホートほど要介護状態はより悪化しない可能性を示唆している。なお教育とともにADL・IADL指標の悪化を規定すると考えられる最長職の影響は、もともと有意な職業変数がほとんどない上、それも教育変数や所得変数を入れると有意な効果を観測できなかった。

第二に、中間所得層（第Ⅲ所得五分位）と比較し、確かに男女とも低所得層（第Ⅰ所得五分位）はADL・IADL指標悪化の相対リスク比を1.2倍から1.4倍ほど高めている。その意味で低所得層において介護ニーズは高くなっている。このことは限られた先行研究でも確認されていることである。しかし、より詳細に所得階層ごとのADL・IADL指標の悪化を検討すると、中低所得層（第Ⅱ所得五分位）でより両指標の悪化度合いは大きく、さらに高所得層でも両指標は中間所得層と比較すると悪化度合いは大きい。すなわちADL・IADL指標の悪化リスクは、所得階層にたいしU字型をしている可能性がある。このような本稿で計測された所得階層ごとの要介護リスク構造が真であるなら、高所得層の保険料負担の在り方やサービス費用軽減については今後、慎重な判断が求められよう。

第三に、介護保険導入後、デイサービス利用で有意に恩恵を受けたと確認できるのは女性の低所得層（第Ⅰ所得五分位）であり、経済的に最も脆弱なグループに対して、介護保険は一定の役割を果たしていると考えられる。一方、ヘルパー利用および在宅率については、そのような傾向は男女ともみられなかった。

本稿で残された主な課題として、①ADL・IADL指標のみならず、認定された要介護度が社会経済変数の差により、どのような分布の相違があるのか、②所得階層を定義する際に本稿では等価所得を用いたが、低所得層（第Ⅰ分位）より、中低所得層（第Ⅱ分位）の方でよりADL・IADL指標の悪化を招くことに関し、世帯規模調整の適正性の検討、等が挙

げられる。

参考文献

- 遠藤久夫・山田篤裕 (2007) 「介護保険の利用実態と介護サービスの公平性に関する研究」『医療経済研究』19(2), 147-167.
- 深谷太郎 (2001) 「健康と心身機能」平岡公一編『高齢期と社会的不平等』東京大学出版会、pp.51-59.
- 福田吉治・今井博久 (2007) 「日本における『健康格差』研究の現状」『保健医療科学』56(2): 56-63.
- 早坂裕子 (2001) 「健康・病気の社会的格差」山崎喜比古編『健康と医療の社会学』pp.49-71
- 平岡公一 (2010) 「健康格差研究の動向と社会学・社会政策領域における研究の展開の方向」『お茶の水女子大学人文科学研究』第6巻: 135-148.
- Kagamimori, S., A. Gaina and A. Nasermoaddeh (2009) "Socioeconomic Status and Health in the Japanese Population," *Social Science and Medicine*, 68: 2152-2160.
- 近藤克則 (2000) 「要介護高齢者は低所得層になぜ多いか - 介護予防策への示唆」社会保険研究所編『社会保険旬報』2073: 6-11.
- (2002) 「社会経済的格差による健康の不平等」『経済』82:27-37
- Liang, J., J. Bennett, N. Krause, E. Kobayashi, H. Kim, J. W. Brown, H. Akiyama, H. Sugisawa, and A. Jain (2002) "Old Age Mortality in Japan: Does the Socioeconomic Gradient Interact With Gender and Age?" *Journal of Gerontology: Social Sciences*, 57B(5): s294-307.
- , B. Shaw, N. Krause, J. Bennett, C. Blaum, E. Kobayashi, T. Fukaya, Y. Sugihara, H. Sugisawa (2003) "Changes in Functional Status among Older Adults in Japan: Successful and Usual Aging," *Psychology and Aging*, 18(4): 684-695.
- Nakata, T., (2006) "Longitudinal Analysis of the Relationship between Social Stratification and Process of Worsening Health" 『北星論集』43: 59-68.
- 中田知生 (2008a) 「社会階層による健康悪化プロセスの差異に関する研究: 共分散構造分析を用いた潜在成長曲線モデルによる分析」『北星論集』45: 45-52
- (2008b) 「高齢期における主観的健康悪化と退職の過程——潜在成長曲線モデルを用いて」『理論と方法』23(1): 57-72.
- 牧厚志・駒村康平 (2000) 「高齢者の要介護状態が家計の介護時間・介護費用に与える影響」国立社会保障・人口問題研究所編『家族・世帯の変容と生活保障機能』pp.263-91, 東京大学出版会。
- 大日康史 (2002) 「公的介護保険による実際の介護需要の分析—世帯構造別の推定」『季刊社会保障研究』38(1):67-73.
- 小塩隆士 (2009) 「所得格差と健康: 日本における実証研究の展望と課題」『医療経済研究』21(2): 87-98.
- Schoeni, R., J. Liang, J. Bennett, H. Sugisawa, T. Fukaya, and E. Kobayashi (2006) "Trends in Old-age Functioning and Disability in Japan, 1993-2002," *Population Studies*, 60(1):39-53.
- 清水谷論・野口晴子 (2004) 「介護・保育サービスの価格・所得弾力性」『介護・保育サービス市場の経済分析』所収 (pp.121-161)、東洋経済新報社。

- 杉澤秀博（2005）「介護保険制度化における2つの格差—経済と家族介護体制による違い」杉澤秀博・中谷陽明・杉原陽子編『介護保険制度の評価—高齢者・家族の視点から』所収（pp.101-126）、三和書籍。
- （2008）「介護保険制度の導入が高齢者介護の社会化に与えた影響—制度導入前後7年間の調査から」厚生労働科学研究費補助金（政策科学総合研究事業）『後期高齢者の身体的・経済的・精神的支援における家族と公的システムの役割（平成19年度総括研究報告書）』所収。
- 杉澤秀博・深谷太郎・杉原陽子・石川久展・中谷陽明・金恵京（2001）「介護保険制度化における在宅介護サービスの過少利用の要因」『日本公衆衛生雑誌』49(5):425-436。
- 武川正吾（1983）「健康の不平等—『ブラック報告』について」『海外社会保障情報』62:40-49
- 塚原康博（2005）「介護サービスの利用と金銭的価値」『高齢社会と医療・福祉政策』所収（pp.137-151）、東京大学出版会。
- Wagstaff, A., & E. van Doorslaer（2000）“Measuring and Testing for Inequalities in the Delivery of Health Care,” *Journal of Human Resources*, pp.716-33.
- 山田篤裕（2004）「居宅介護サービスの公平性—『国民生活基礎調査(平成13年)』介護票に基づく分析」『季刊社会保障研究』40(3):224-235。

所得格差と健康水準、地域の指標との関係についての考察

研究分担者 小島克久（国立社会保障・人口問題研究所）

はじめに

わが国では、所得格差や貧困に関する議論が非常に盛んである他、国民の間にも格差に関するさまざまな認識が広まっている感がある。所得や資産から見た経済格差は、（裕福な者という意味での）「セレブ」や「ワーキングプア」という言葉が示すように、格差があることを背景にした認識が定着している感がある。格差に関する意識は経済力でなく、人々のさまざまな側面から指摘されている。その中のひとつとして、「健康格差」が考えられる。もともと、人々の心身の状態はさまざまであり、心身が「健康」である、「健康とは言い難い」状態にある人がいることは十分に考え得ることである。しかし、この「健康格差」が意味するところは、「病気になっても、健康を回復する手段にアクセスできない」ことを意味し、しかも、「その手段は経済力等の個々人の力に依存する」ということが考えられる。したがって、経済力の「格差」が拡大する中、健康状態（を維持する、回復させる力）の「格差」も大きくなり、両者は何らかの関係があるのではないかと考えることができる。

このような関係に加えて、両者の関係を説明するには、年齢等の個人の属性や、居住している地域の属性が影響してくる可能性もある。つまり、ある個人が居住する地域は、他の地域と比べて雇用機会が少ない、保健医療サービスも乏しいとなると、同じような属性の他地域の人と比べて、低所得であり、健康状態もよくない可能性がある。こうした地域の社会経済的な属性、特に他の地域との格差を考慮すると、「経済格差」と「健康格差」の関係について新たな知見を示すことができるのではないかと考えられる。

本論文では、このような問題意識の下、地域格差を考慮した所得格差や貧困の指標と健康状態の指標との関係について考察を行った。

1. 所得格差と健康状態の関係

所得格差と健康状態の関係について、「所得格差が大きな社会ほど、健康状態がよくない人が多い」という考え方が、説得力がある。実際に、わが国の所得格差と健康状態の関係をみると、この考え方を裏付けるような傾向が見られる。図1は総務省統計局「全国消費実態調査」のジニ係数（世帯所得）と厚生労働省「国民生活基礎調査」（健康票）の健康意識（自分の健康状態がよくないと思う者の割合）、「健康状態」（自覚症状、日常生活への影響、通院すべてありの者の割合）のそれぞれの関係を、2001年から2007年の間について見たものである¹。図を見ると、ジニ係数と健康意識、ジニ係数と健康状態の両方に弱いな

¹ 両調査は実施年が異なるため（「全国消費実態調査」は5年おき、「国民生活基礎調査」（健康票）は3年おき）、調査年次間のデータは直線補完で試算した。

がらも正の相関が見られる。所得格差は拡大傾向にあったので、国民全体の健康状態も悪化する方向で進んでいるように見える（図 1）。

所得格差と健康状態の関係は、国や時期により変化するものであり、上記のような関係が一義的に当てはまるわけではない。それでは、両者の関係について、これまでの研究はどのようなものがあるのだろうか。例えば、Kennedy（1998）は、米国における所得格差と主観的な健康度との関係を分析している。その結果、所得格差の大きさは低い主観的な健康度（健康でないと認識すること）と有意な関係があるとしている。逆に、Wolfson（1999）や Osler（2002）では、両者の関係はそれほど強くないという結論を出している。また、“OECD Health at a Glance”（2009）では、所得階層と保健医療サービスの利用に関する分析も行っている等、OECD でも、所得格差と健康との関係についての分析を行っている。わが国を対象とした研究として、矢野（2000）、Shibuya（2002）があり、厚生労働省「国民生活基礎調査」の個票データを利用した、健康状態に関する意識（健康状態が「よい」、「ふつう」、「よくない」という自己評価）と所得格差との関係を分析している。その結果、低い主観的な健康度は所得格差の水準と有意な関係にあることを明らかにしている²。小島（2003）では、同じ厚生労働省「国民生活基礎調査」の個票データを利用した研究であるが、高齢者の健康状態（自覚症状、通院、日常生活への影響）と所得格差（OECD 基準による等価可処分所得による）とは一義的な関係は見られないことを明らかにしている。そして、野口（2011）では、国立社会保障・人口問題研究所「社会保障実態調査」等の個票データを用いた分析を行っている。

このように、所得格差と健康状態との関係はさまざまな形で説明ができる。これらの研究を行う上で、説明変数、被説明変数ともに個人の状態に関する変数だけに着目した分析となる場合が多い。この場合、個人の健康状態という属性が所得水準や格差、貧困にどの程度影響を与えるかを明らかにするには適切な方法であると考えられる。しかし、この場合、個人の経済状態や健康状態はすべて個人の責任によって決定されるという前提が強調され、個人が居住する地域の属性の要因が考慮されていないものと考えられる。つまり、個人が居住している地域の状況（保健医療サービスの提供、利用の状況等）の違いが与える影響を見ることも重要ではないかと思われる。

2. OECD 加盟国間での比較

OECD 加盟国の間で所得格差や貧困の状況、その背景に関する分析は多く知られるようになった。2008 年に刊行された最新の報告書である“Growing Unequal ?”³ では、OECD 加盟国の所得格差、貧困の状況の他に、その背景として、高齢化等の人口の変化とともに、就業構造の変化等を取り上げている。しかし、OECD がこの報告書のために収集した所得

² この他に、Rodgers（1979）、Kawachi et al.（2002）、Willkinson（1986）では、平均余命と所得（一人あたり GDP とジニ係数）との関係を分析している。また、Kaplan et al.（1996）と Kennedy et al.（1996）では、米国における州別の所得格差と死因別死亡率との関係を分析している。

³ 邦文で詳細をまとめたものとして、小島・金子（2010）がある。

分布のデータには、健康に関する指標は含まれていないため、所得格差、貧困と健康との関係は分析されていない。OECD が健康に関するデータとして“OECD Health Data”があり、個人の健康状態（自己評価）の他、保健医療サービスの利用、提供体制、費用負担に関するデータを各国比較が可能になる形で整備している。これを利用することで、所得格差が大きな国では、健康な人は少ないのかという関係の他、受診回数の（国民全体で見た）平均値が他の国より低い国は貧困に陥る人が多いのか、という他の国との平均値で見た格差との関係を、間接的にはあるが、分析することができる。

そこで、OECD 各国のジニ係数および貧困率と健康意識等の保健医療に関する指標の関係について見てみよう。ジニ係数と貧困率は、OECD “Growing Unequal?”から、等価可処分所得のジニ係数を、保健医療に関する指標は“OECD Health Data”から利用した。データの年次は 2005 年頃のものを用いた。その結果は表 1 のとおりである。

まず、表 1 からジニ係数と保健医療に関する指標の関係をみると、健康意識（「よい」と考える者の割合）、平均受診回数、入院日数、平均余命（女性）、喫煙率、医師数、病床数で負の相関が見られた。特に医師数は 1%で有意な結果が得られた。健康状態がよい者が多いと所得格差が小さいだけでなく、健康を守るための行動である通院回数が多かったり、医師数等の医療提供体制が整っていたりすると、所得格差は小さいということが考えられる。正の相関があるのは、医療費の自己負担割合（すべての医療費に占める割合）、肥満の割合、乳児死亡率である。特に、医療費の自己負担割合と乳児死亡率は、1%で有意な結果である。これらを引き下げようとする政策、例えば、公的医療保険制度を整え、自己負担を少なくする、肥満を減らす等の健康増進策を進める、母子保健等の子どもの健康を守る施策を実施する等により、所得格差は逆に小さくなるということがいえよう。

次に同じ表 1 から貧困率と保健医療に関する指標との関係を見ると、ジニ係数の場合と同じような傾向が見られる。特に 1%で有意なのは、医療費の自己負担割合、乳児死亡率、肥満の割合であり、これらは有意な正の相関にある。よって、これらを引き下げようとする施策の実施が貧困の減少にも有効であると考えられる。また、5%で有意な負の相関があるのは医師数であり、医療提供体制の充実が貧困の減少に貢献するものといえる（表 1）。

図 2 と図 3 は、表 1 であげた保健医療に関する指標の中から、主なものを取り上げ、ジニ係数や貧困率の関係を各国の分布がわかる散布図にしたものである。図 2 ではジニ係数を縦軸にとっているが、健康意識、平均受診回数、医師数との間に緩やかな負の相関が見られる。 R^2 値は医師数である程度の水準にある。医療費の自己負担割合、乳児死亡率、肥満の割合では、正の相関が見られ、 R^2 値も 0.2~0.4 の水準にある。図 3 は貧困率を縦軸にとっているが、図 2 と同様の傾向が見られる。乳児死亡率と肥満の割合の相関が強く、 R^2 値も高い。子どもの健康や肥満に対する施策の実施が貧困や格差に対する施策になっていることがわかる（図 2、図 3）。

よって、所得格差や貧困率は個人の健康状態だけでなく、保健医療サービスの利用、提供、費用負担の水準の加盟国間の格差によって左右されていることがわかる。

3. 国内の地域差を考慮した分析の可能性

OECD 加盟国について、所得格差や貧困率の差には、保健医療サービスの水準の加盟国間の格差が影響していることが明らかになった。国同士の比較という非常に大きな視点で見た分析でも、こうした関係を見て取ることができた。それでは、国の中の地域を単位にして分析した場合でも、同じようなことが当てはまるのであろうか。

国同士の比較の場合、保健医療制度の内容、利用の仕方は大きく異なる。そのため、結果の解釈には、これをうまく説明に織り込む必要がある。ひとつの国の中で地域差に着目する場合、保健医療の制度が同じである場合が多いため、その利用、サービス提供の多寡の影響を純粋に明らかにできる。つまり、地域格差が、人々の健康状態や経済状態の格差に影響を与えるか否かを考えることができる。

そこで、都道府県別のジニ係数と各種の健康や保健医療に関する指標との関係について考えてみた。回帰分析の結果は表 2 のとおりであるが、これより次のようなことがわかる。

まず、回帰分析の結果から老人保健福祉施設の数、健康状態（「よくない」とする者の割合）、健康意識（自覚症状、日常生活への影響、通院すべてありの者の割合）ではある程度の大きさの正の傾き（回帰分析結果の「傾き」の部分）が見られる。老人保健福祉施設の数が高齢化の程度と関係していると考えられるが、他のふたつの指標の結果を見ると、健康でない者が多い地域では、所得格差も大きいという OECD 加盟国のデータを用いた結果と同じ結果が得られている。

次に、他の指標について見ると、相関係数はプラスの値であり、OECD 加盟国との比較とは異なる結果になっているように見える。しかし、回帰分析結果を見ると、傾きは 0 に近い水準にある。これは何を意味するのであろうか。そこで、実際の都道府県の分布を見るために、表 4 の中から都道府県別のジニ係数と主な指標の関係を図 4 のように表してみた。これにより、都道府県のばらつきがわかる。これを見ると、健康状態、健康意識では、ある程度の相関が見られる。その一方で、受診回数（平均値）、受療率（外来）、医師数（人口 10 万人あたり）、病床数（病院・人口 10 万人あたり）では係数は 0 に近い。つまり、ジニ係数とこれらの指標の間には、都道府県によって多様な関係があるのではないかとということがわかる。

このように、都道府県のジニ係数と健康状態、健康域との間には正の相関が見られるが、保健医療サービスの利用等の指標との間には関係がないというのではなく、むしろ多様な説明の仕方があるのではないかと考えることができる。

4. まとめ

本論文の結論をまとめると次のようになる。

- ① 近年のわが国の所得格差と健康状態、健康意識との間には、正の相関が見られ、所得格差の拡大と健康状態の悪化がともに進んでいる。OECD 加盟国の 2005 年頃のデータで

見ても、健康状態がよいと考える人が多く、医療サービスの利用、提供が多く、乳児死亡率や肥満が少ないと所得格差は小さい。保健医療サービスの充実や健康を守る施策の実施が重要ではないかと考えることができる。

- ② 都道府県別のジニ係数と健康や各種の保健医療に関する指標との関係を見ると、健康でない者が多い都道府県ではジニ係数が高いという結果が得られたが、保健医療サービスの指標との関係は地域により多様であることが明らかになった。

所得格差と健康の問題を考えると、健康でない者が増えていくこととその背景を個人の属性から考えることは重要である。これに加えて、国や地域で保健医療サービスがどの程度充実し、利用されているかということも重要である。都道府県別の分析では明らかな傾向は見られなかったが、地域により因果関係は大きく異なるものと思われる。そのため、所得格差や貧困と健康状態の関係を考えると、個人が「健康か否か」ということだけでなく、居住している地域の「保健医療サービスが他の地域と比べて十分か否か」がどのように寄与しているかという視点も重要である。そのため、個票レベルでの分析に際しては、こうした点を考慮したモデルの構築が重要であろう。

格差や貧困の問題を考えると、「個人の問題」、「個人に対してどのような支援をするか」ということに議論が集中することが見られる。個人が健康である、貧困でないということには、居住している地域の社会経済的な環境がどの程度整っているかも重要ではないかと思われる。このように、「個人」と「地域」の両方の状態が良好であるような施策の実施が、格差の是正には効果的ではないかと思われる。

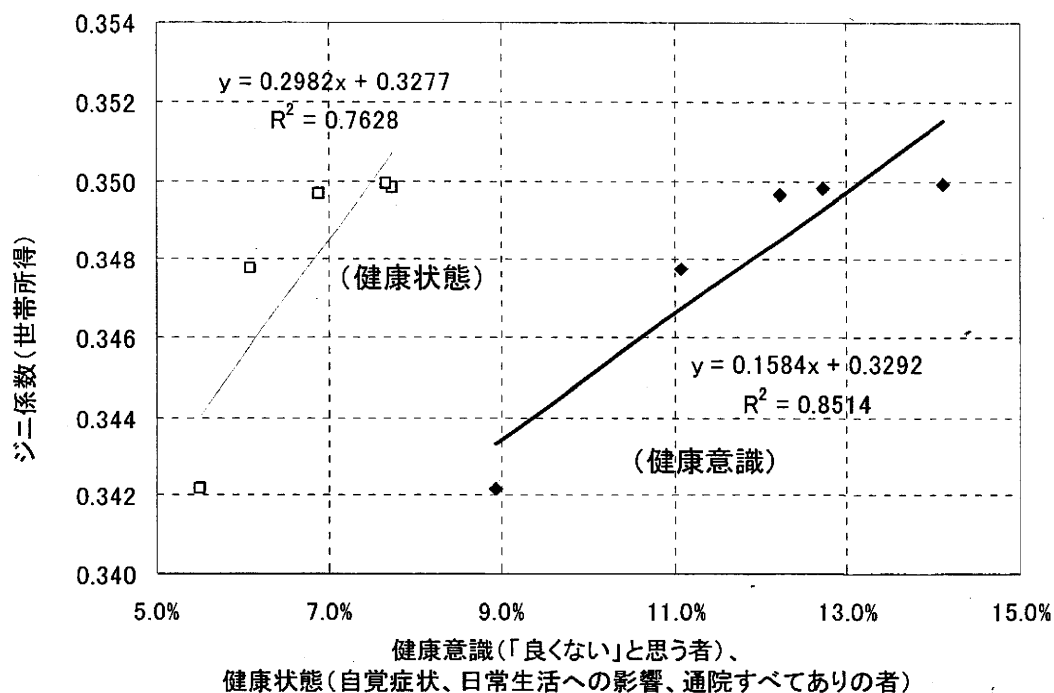
(資料)

- 1) OECD (2008) " Growing Unequal ?" .
- 2) 小島克久・金子能宏 (2010 年)『格差は拡大しているか?』,明石書店.
- 3) 小島克久 (2003 年)「高齢者の健康状態と所得格差」『人口学研究』第 33 巻, pp.85-95, 日本人口学会.
- 4) 医療経済研究機構 (2001 年),『医療費自己負担の分析—支出比率とカクワニ指数の国際比較と時系列分析—』,医療経済研究機構・社会保険福祉協会.
- 5) 遠藤久夫・篠崎武久 (2003 年),「患者自己負担と医療アクセスの公平性—支出比率とカクワニ指数から見た患者自己負担の実態—」,『季刊社会保障研究』,第 39 巻第 2 号, pp. 144-154.
- 6) 野口晴子 (2011 年),「社会的・経済的要因と健康との因果性に対する諸考察～「社会保障実態調査」および「国民生活基礎調査」を用いた実証分析～」,『季刊社会保障研究』,第 46 巻第 4 号, pp. -.
- 7) L.F.Berkman,I.Kawachi (2000) ,Social Epidemiology,Oxford univ. press,2000.
- 8) Kakwani, N. C. (1977),"Measurement of Tax Progressivity: An International

- Comparison", *Economic Journal*, vol87, March, pp.71-80.
- 9) Kaplan, G.A., Pamuk, E., Lynch, J.W, Cohen, R.D. and Balfour, J.L. (1996) "Income inequality and mortality in the United States: analysis of mortality and potential pathways", *British Medical Journal*, 312:999-1003.
 - 10) Kawachi, I., B.Kennedy (2002) , *The Health of Nations: Why Inequality is Harmful to Your Health*, The New Press.
 - 11) B.Kennedy, Kawachi, I. (1996) "Income distribution and mortality: cross-sectional ecological study of the Robin Hood Index in the United States", *British Medical Journal*, 312:1194.
 - 12) B.Kennedy, Kawachi, I. (1998) "Income distribution, socioeconomic status, and self rated health: a U.S. multi-level analysis", *British Medical Journal*, 317:917-21.
 - 13) M.Wolfson, G.Kaplan, J.Lynch, N. Ross, E. Backlund (1999) "Relation between income inequality and mortality: empirical demonstration", *British Medical Journal*, 319.
 - 14) Rodgers, G.B. (1979) "Income and inequality as determinants of mortality: an international cross-section analysis", *Popul Stud*, 33:343-51.
 - 15) K.Shibuya, H.Hashimoto, E.Yano (2002) "Individual income, income distribution, and self rated health in Japan: cross sectional analysis of nationally representative sample", *British Medical Journal*, 324.
 - 16) Willkinson, R.G. (1986) "Income and mortality", *Class and health: research and longitudinal data*, London: Tavistok, pp.88-114.
 - 17) OECD (2009), "Health at a Glance 2009".

【図表編】

図1 所得格差と健康状態の関係(2001～2007年)



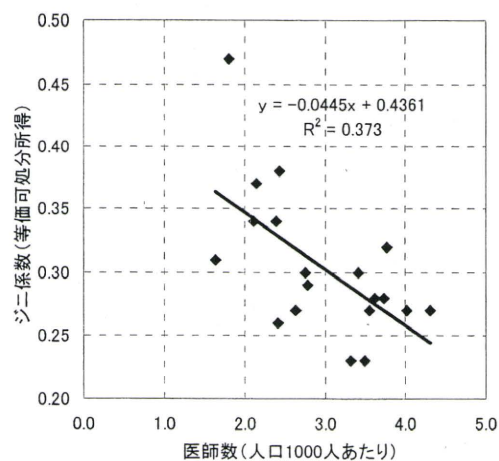
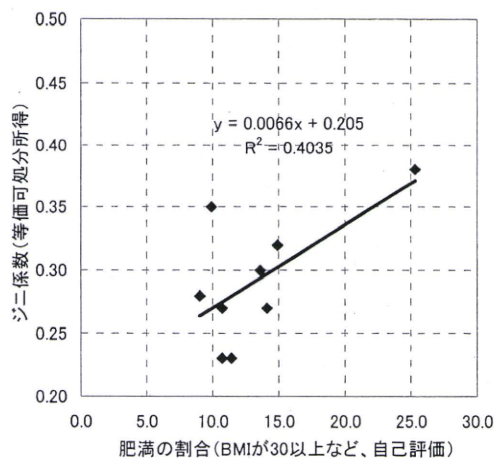
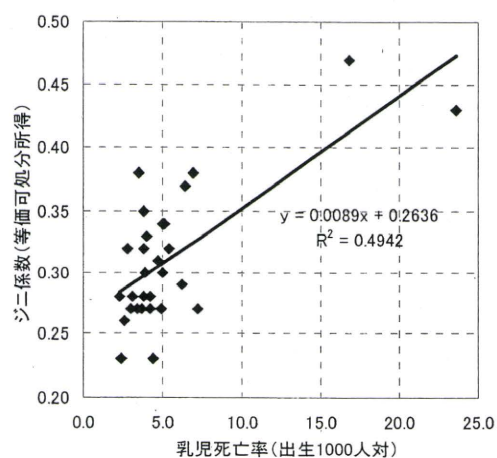
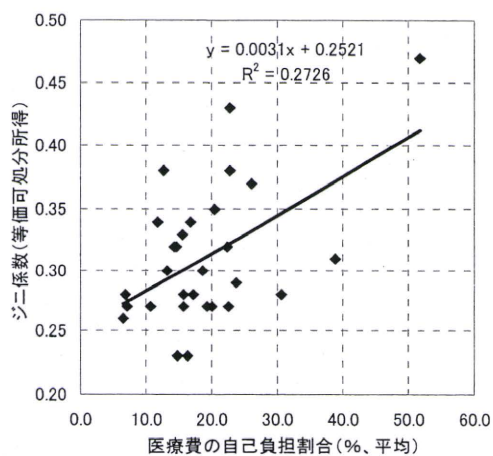
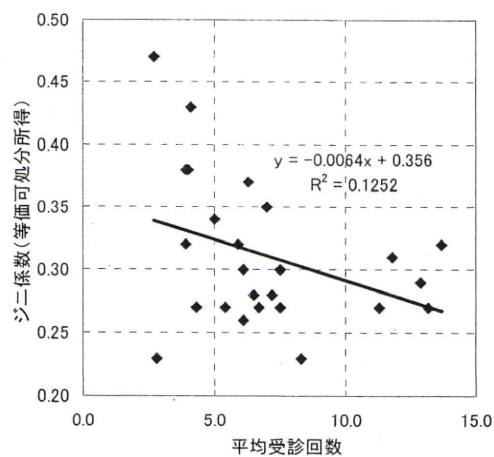
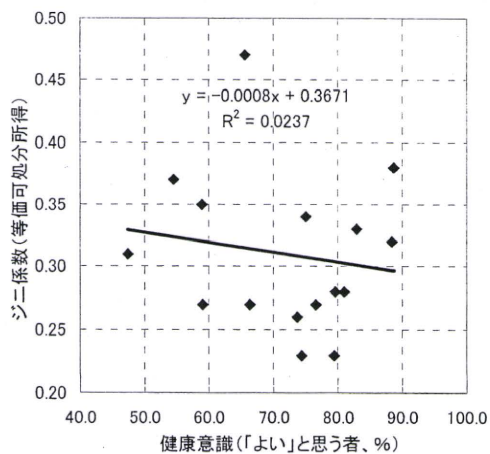
資料:総務省統計局「全国消費実態調査」、厚生労働省「国民生活調査」をもとに試算
注:各調査の調査年次間のデータを直線補完して試算した

表1 OECD加盟国の所得格差・貧困指標と
保健医療関係指標との相関係数(2005年頃)

Pearson の相関係数	ジニ係数	貧困率
ジニ係数	-	0.870 **
貧困率	0.870 **	-
健康意識(よい%)	-0.154	-0.202
平均受診回数	-0.354	-0.155
入院日数	-0.051	0.142
医療費自己負担割合(対総医療費)	0.522 **	0.557 **
平均余命(女性)	-0.317	-0.200
乳児死亡率	0.703 **	0.595 **
喫煙率	-0.104	0.002
肥満(%)	0.635	0.799 **
医師数	-0.611 **	-0.584 *
病床数	-0.300	-0.103

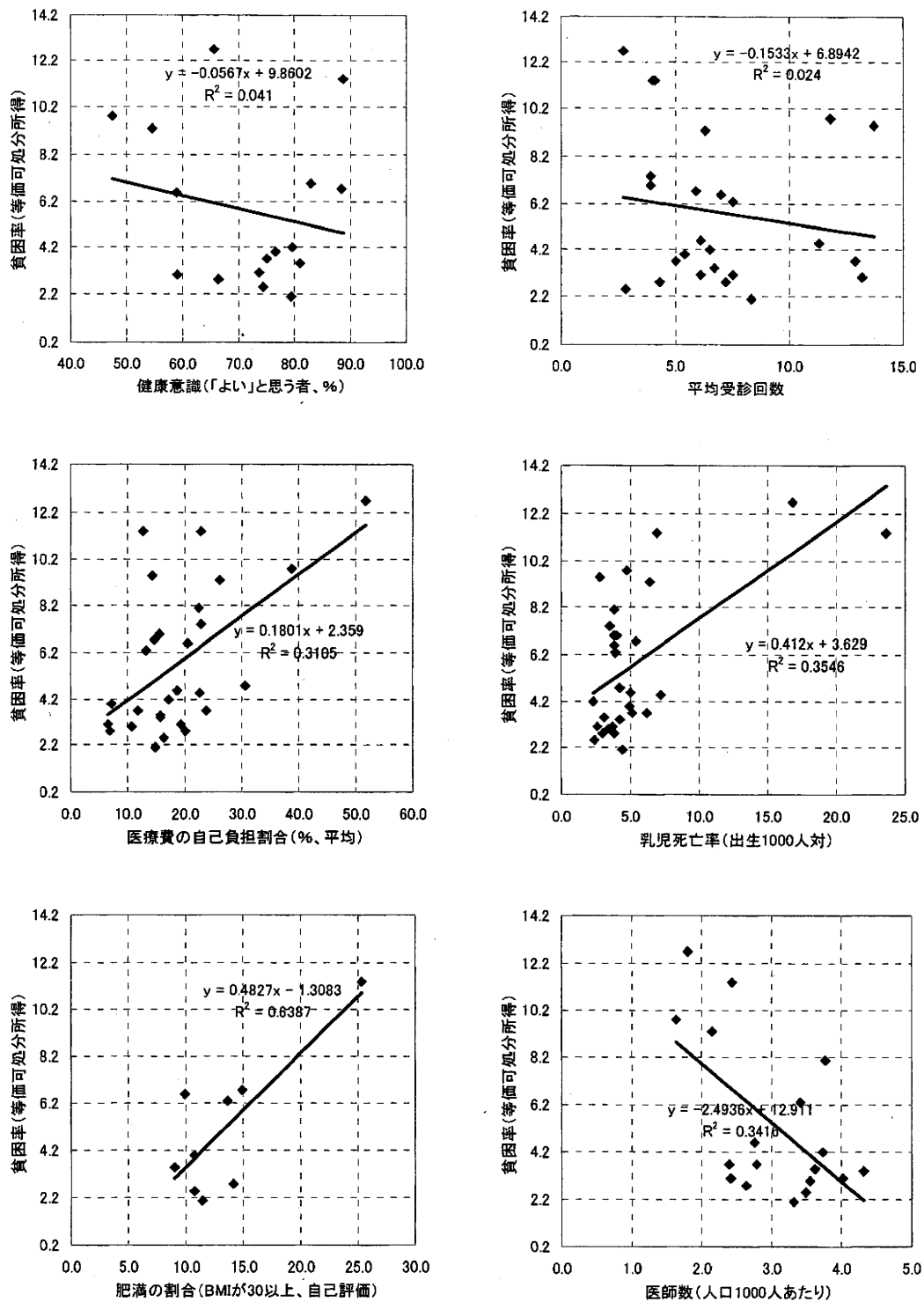
資料:OECD“Growing Unequal?”, “OECD Health Data”をもとに試算
注:**は1%、*は5%の水準で有意であることを示す。

図2 OECD加盟国のジニ係数と保健医療に関する指標との関係(2005年ごろ)



資料: OECD "Growing Unequal?", "OECD Health Data" をもとに試算

図3 OECD加盟国の貧困率と保健医療に関する指標との関係(2005年ごろ)



資料: OECD "Growing Unequal?", "OECD Health Data" をもとに試算

表2 都道府県別ジニ係数と保健医療関係指標との相関(2007年)

	相関係数	回帰分析結果		
		傾き	切片	R二乗
老人保健福祉施設	0.091	1.208	0.331	0.008
健康状態(「よくない」者の割合)	0.076	0.241	0.331	0.006
健康意識(自覚症状・日常生活への影響・通院すべてありの者の割合)	0.096	0.216	0.319	0.009
病院数(人口10万人あたり)	0.345	0.003	0.325	0.119
受診回数	0.196	0.003	0.306	0.039
普通死亡率	0.102	0.002	0.329	0.010
平均在院日数	0.257	0.001	0.306	0.066
一般診療所数(人口10万人あたり)	0.229	0.001	0.309	0.052
歯科医師数(10万人あたり)	0.135	0.000	0.330	0.018
医師数(10万人あたり)	0.339	0.000	0.292	0.115
国民医療費	0.246	0.000	0.292	0.060
薬剤師数(10万人あたり)	0.117	0.000	0.323	0.014
歯科診療所数(人口10万人あたり)	0.046	0.000	0.342	0.002
病床数(一般診療所・人口10万人あたり)	0.351	0.000	0.335	0.123
病床数(病院・人口10万人あたり)	0.314	0.000	0.314	0.099
受療率(入院)	0.329	0.000	0.318	0.109
一人あたり衛生費	0.004	0.000	0.349	0.000
受療率(外来)	0.184	0.000	0.302	0.034
(参考)高齢化率	0.074	0.078	0.332	0.005

資料:総務省統計局「全国消費実態調査」、「国勢調査」、「推計人口」、厚生労働省「患者調査」、「医師・歯科医師・薬剤師調査」、「医療施設調査」、「介護サービス施設・事業所調査」、「社会福祉行政業務報告」、「国民医療費」をもとに試算