

表 25： 歯科患者の治療月数の回帰分析

推定モデル	疾病数・疾病ダミーあり			疾病数・疾病ダミーなし		
観測数	6028			6028		
F値	2.24			2.01		
Prob > F	0			0		
決定係数	0.0206			0.0157		
Root MSE	5.4978			5.5102		
	係数	標準偏差	有意水準	係数	標準偏差	有意水準
家計所得対数値	0.025	0.012	0.040	0.025	0.012	0.045
02・03 年ダミー	0.132	0.191	0.492	0.143	0.192	0.457
04・05 年ダミー	0.546	0.216	0.012	0.589	0.219	0.007
06・07 年ダミー	0.246	0.204	0.227	0.311	0.205	0.129
男児ダミー	0.140	0.148	0.343	0.158	0.146	0.279
3-4 歳ダミー	0.451	0.218	0.039	0.429	0.218	0.049
5-6 歳ダミー	0.494	0.203	0.015	0.572	0.204	0.005
7-8 歳ダミー	0.577	0.224	0.010	0.670	0.228	0.003
9-10 歳ダミー	0.570	0.241	0.018	0.686	0.246	0.005
11-12 歳ダミー	0.770	0.308	0.013	0.914	0.307	0.003
13-15 歳ダミー	0.980	0.365	0.007	1.191	0.359	0.001
疾病数対数値	0.360	0.266	0.176			

推定モデル	疾病数・疾病ダミーあり			疾病数・疾病ダミーなし		
観測数	6028			6028		
F値	2.24			2.03		
Prob > F	0			0		
決定係数	0.0202			0.0153		
Root MSE	5.4991			5.5114		
	係数	標準偏差	有意水準	係数	標準偏差	有意水準
非課税世帯ダミー	0.105	0.163	0.521	0.111	0.163	0.495
02・03 年ダミー	0.114	0.195	0.558	0.125	0.195	0.523
04・05 年ダミー	0.530	0.218	0.015	0.573	0.221	0.010
06・07 年ダミー	0.234	0.206	0.256	0.298	0.207	0.150
男児ダミー	0.137	0.148	0.355	0.155	0.146	0.290
3-4 歳ダミー	0.451	0.218	0.039	0.429	0.218	0.049
5-6 歳ダミー	0.489	0.204	0.017	0.566	0.205	0.006
7-8 歳ダミー	0.579	0.225	0.010	0.671	0.229	0.003
9-10 歳ダミー	0.581	0.241	0.016	0.696	0.245	0.004
11-12 歳ダミー	0.772	0.308	0.012	0.915	0.306	0.003
13-15 歳ダミー	0.983	0.365	0.007	1.194	0.359	0.001
疾病数対数値	0.359	0.266	0.177			

表 26： 入院患者の治療月数の対数回帰分析

推定モデル	疾病数・疾病ダミーあり			疾病数・疾病ダミーなし			喘息患者		
観測数	3439			3439			505		
F値	7.65			6.74					
Prob > F	0			0					
決定係数	0.2779			0.0733			0.2582		
Root MSE	0.9336			1.0505			1.2186		
	係数	標準偏 差	有意水 準	係数	標準偏 差	有意水 準	係数	標準偏 差	有意水 準
家計所得対数 値	0.000	0.003	0.886	-0.001	0.003	0.688	-0.005	0.010	0.651
02・03 年ダミー	-0.042	0.043	0.339	-0.042	0.049	0.389	-0.055	0.153	0.720
04・05 年ダミー	-0.068	0.045	0.128	-0.075	0.050	0.129	-0.280	0.159	0.080
06・07 年ダミー	-0.048	0.049	0.326	0.019	0.055	0.733	-0.347	0.166	0.037
男児ダミー	0.000	0.033	0.990	-0.013	0.037	0.719	-0.090	0.114	0.431
0 歳ダミー	-0.294	0.037	0.000	-0.286	0.032	0.000	-0.385	0.123	0.002
3-4 歳ダミー	0.088	0.047	0.063	0.135	0.052	0.010	0.357	0.148	0.016
5-6 歳ダミー	0.187	0.064	0.003	0.279	0.071	0.000	0.338	0.209	0.107
7-8 歳ダミー	0.344	0.083	0.000	0.407	0.092	0.000	0.755	0.283	0.008
9-10 歳ダミー	0.324	0.091	0.000	0.384	0.099	0.000	1.184	0.305	0.000
11-12 歳ダミー	0.460	0.096	0.000	0.614	0.111	0.000	0.535	0.297	0.072
13-15 歳ダミー	0.106	0.066	0.107	0.192	0.066	0.004	0.314	0.343	0.360
疾病数対数値	0.222	0.024	0.000				0.599	0.093	0.000

推定モデル	疾病数・疾病ダミーあり			疾病数・疾病ダミーなし			喘息患者		
観測数	3439			3439			505		
F値	7.65			6.75					
Prob > F	0			0					
決定係数	0.278			0.0735			0.2583		
Root MSE	0.9336			1.0504			1.2185		
	係数	標準偏 差	有意水 準	係数	標準偏 差	有意水 準	係数	標準偏 差	有意水 準
非課税世帯ダミ ー	-0.011	0.035	0.761	0.036	0.038	0.344	0.064	0.122	0.600
02・03 年ダミー	-0.041	0.043	0.341	-0.043	0.049	0.382	-0.053	0.153	0.729
04・05 年ダミー	-0.068	0.045	0.130	-0.077	0.050	0.120	-0.278	0.159	0.080
06・07 年ダミー	-0.049	0.049	0.324	0.018	0.055	0.736	-0.345	0.165	0.037
男児ダミー	0.000	0.033	0.995	-0.014	0.037	0.708	-0.091	0.114	0.425
0 歳ダミー	-0.294	0.037	0.000	-0.286	0.032	0.000	-0.387	0.123	0.002
3-4 歳ダミー	0.088	0.047	0.063	0.136	0.052	0.010	0.354	0.148	0.017
5-6 歳ダミー	0.188	0.064	0.003	0.278	0.071	0.000	0.336	0.210	0.111
7-8 歳ダミー	0.345	0.083	0.000	0.404	0.092	0.000	0.749	0.288	0.010
9-10 歳ダミー	0.324	0.091	0.000	0.383	0.099	0.000	1.178	0.305	0.000
11-12 歳ダミー	0.461	0.096	0.000	0.611	0.111	0.000	0.528	0.298	0.077
13-15 歳ダミー	0.107	0.066	0.106	0.191	0.066	0.004	0.306	0.344	0.374
疾病数対数値	0.222	0.024	0.000				0.599	0.093	0.000

表 27：外来患者の治療月数の対数回帰分析

推定モデル	疾病数・疾病ダミーあり			疾病数・疾病ダミーなし			喘息患者		
観測数	30406			30406			2842		
F値	69.86			17.23			23.95		
Prob > F	0			0			0		
決定係数	0.3457			0.0199			0.2628		
Root MSE	0.8366			1.0226			1.3405		
	係数	標準偏差	有意水準	係数	標準偏差	有意水準	係数	標準偏差	有意水準
家計所得対数値	0.002	0.001	0.044	0.000	0.001	0.896	0.016	0.004	0.000
02・03 年ダミー	-0.009	0.013	0.509	0.029	0.016	0.070	0.010	0.073	0.887
04・05 年ダミー	-0.004	0.014	0.763	0.055	0.016	0.001	0.127	0.073	0.085
06・07 年ダミー	-0.009	0.014	0.509	0.066	0.017	0.000	0.034	0.073	0.648
男児ダミー	0.027	0.010	0.006	0.072	0.012	0.000	0.066	0.052	0.200
0 歳ダミー	-0.122	0.015	0.000	-0.153	0.014	0.000	-0.586	0.075	0.000
3-4 歳ダミー	0.033	0.014	0.019	0.106	0.017	0.000	0.361	0.065	0.000
5-6 歳ダミー	0.102	0.016	0.000	0.196	0.020	0.000	0.715	0.076	0.000
7-8 歳ダミー	0.140	0.018	0.000	0.222	0.022	0.000	1.086	0.095	0.000
9-10 歳ダミー	0.158	0.020	0.000	0.278	0.024	0.000	1.075	0.103	0.000
11-12 歳ダミー	0.169	0.021	0.000	0.262	0.026	0.000	1.419	0.118	0.000
13-15 歳ダミー	0.152	0.019	0.000	0.227	0.021	0.000	1.569	0.129	0.000
疾病数対数値	0.466	0.011	0.000				0.815	0.043	0.000

推定モデル	疾病数・疾病ダミーあり			疾病数・疾病ダミーなし			喘息患者		
観測数	30406			30406			2842		
F値	69.87			17.24			23.64		
Prob > F	0			0			0		
決定係数	0.3456			0.02			0.2614		
Root MSE	0.8367			1.0226			1.3418		
	係数	標準偏差	有意水準	係数	標準偏差	有意水準	係数	標準偏差	有意水準
非課税世帯ダミー	-0.006	0.010	0.571	0.017	0.013	0.188	-0.126	0.053	0.018
02・03 年ダミー	-0.009	0.013	0.499	0.029	0.016	0.077	0.009	0.073	0.898
04・05 年ダミー	-0.005	0.014	0.724	0.054	0.016	0.001	0.127	0.073	0.085
06・07 年ダミー	-0.010	0.014	0.467	0.065	0.017	0.000	0.033	0.073	0.649
男児ダミー	0.027	0.010	0.006	0.072	0.012	0.000	0.067	0.052	0.199
0 歳ダミー	-0.121	0.015	0.000	-0.152	0.014	0.000	-0.582	0.075	0.000
3-4 歳ダミー	0.034	0.014	0.017	0.106	0.017	0.000	0.361	0.065	0.000
5-6 歳ダミー	0.103	0.016	0.000	0.196	0.020	0.000	0.720	0.076	0.000
7-8 歳ダミー	0.141	0.018	0.000	0.222	0.022	0.000	1.093	0.095	0.000
9-10 歳ダミー	0.159	0.020	0.000	0.278	0.024	0.000	1.079	0.103	0.000
11-12 歳ダミー	0.170	0.021	0.000	0.262	0.026	0.000	1.427	0.118	0.000
13-15 歳ダミー	0.154	0.019	0.000	0.228	0.021	0.000	1.575	0.129	0.000
疾病数対数値	0.466	0.011	0.000				0.813	0.043	0.000

表 28：歯科患者の治療月数の対数回帰分析

推定モデル	疾病数・疾病ダミーあり			疾病数・疾病ダミーなし		
観測数	6028			6028		
F値	2.72			1.92		
Prob > F	0			0		
決定係数	0.0247			0.0156		
Root MSE	0.7425			0.7457		
	係数	標準偏 差	有意水 準	係数	標準偏 差	有意水 準
家計所得対数 値	0.003	0.002	0.083	0.003	0.002	0.092
02・03 年ダミー	0.045	0.026	0.081	0.047	0.026	0.069
04・05 年ダミー	0.111	0.027	0.000	0.119	0.027	0.000
06・07 年ダミー	0.056	0.027	0.041	0.067	0.027	0.013
男児ダミー	0.001	0.019	0.957	0.005	0.019	0.811
3-4 歳ダミー	0.145	0.048	0.003	0.140	0.048	0.004
5-6 歳ダミー	0.168	0.046	0.000	0.181	0.046	0.000
7-8 歳ダミー	0.120	0.046	0.009	0.135	0.046	0.003
9-10 歳ダミー	0.101	0.048	0.033	0.120	0.048	0.012
11-12 歳ダミー	0.092	0.051	0.073	0.116	0.051	0.024
13-15 歳ダミー	0.131	0.050	0.009	0.167	0.050	0.001
疾病数対数値	0.047	0.030	0.125			

推定モデル	疾病数・疾病ダミーあり			疾病数・疾病ダミーなし		
観測数	6028			6028		
F値	2.69			1.92		
Prob > F	0			0		
決定係数	0.0244			0.0154		
Root MSE	0.7426			0.7458		
	係数	標準偏 差	有意水 準	係数	標準偏 差	有意水 準
非課税世帯ダミ ー	0.018	0.021	0.386	0.019	0.021	0.356
02・03 年ダミー	0.042	0.026	0.100	0.044	0.026	0.086
04・05 年ダミー	0.109	0.027	0.000	0.117	0.027	0.000
06・07 年ダミー	0.054	0.027	0.048	0.066	0.027	0.016
男児ダミー	0.001	0.019	0.976	0.004	0.019	0.829
3-4 歳ダミー	0.145	0.048	0.003	0.140	0.048	0.004
5-6 歳ダミー	0.167	0.046	0.000	0.180	0.046	0.000
7-8 歳ダミー	0.120	0.046	0.009	0.135	0.046	0.004
9-10 歳ダミー	0.103	0.048	0.031	0.121	0.048	0.011
11-12 歳ダミー	0.092	0.051	0.074	0.116	0.051	0.025
13-15 歳ダミー	0.131	0.050	0.009	0.167	0.050	0.001
疾病数対数値	0.046	0.030	0.126			

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 22 年度分担研究報告書
「相対的剥奪が死亡に及ぼす影響に関する研究」
分担研究者 近藤尚己 山梨大学大学院・医学工学総合研究部社会医学講座・講師

研究要旨

日本や米国のデータで示されている、相対的剥奪による過剰死亡リスクが、スウェーデンでも認められるかを検証し、日本や米国での既存研究の結果が両国固有の現象ではないことを確認した。1990 年の人口・住居センサス、総合住民登録台帳、学歴・所得・職業縦断データベース、死因別死亡登録、および入院登録データベースを個人単位でリンケージしたデータを用いた。死亡は 2006 年まで追跡した。Yitzhaki 係数により地域、年齢階級、職業を同じくする集団内における相対的剥奪の程度を定量化し、比例ハザードモデルを用いてその後の死亡発生との関連を見た。その結果、相対的剥奪の程度が大きいほど、所得、年齢、婚姻状況、職業にかかわらず、統計的に有意に死亡リスクが増大することが見いだされた。関連は男性の方が女性よりも強かった。所得 4 分位別に分析したところ、最も所得の低い群では相対的剥奪と死亡との関連はほとんど見られなかった。周囲の人々に比べて相対的に剥奪されていることによる社会的ストレスにより、死亡リスクが増大する可能性がスウェーデンでも示された。

A. 研究目的

所得格差が拡大すると、相対的剥奪、つまり周囲に比べて自分の生活水準や所得が低いと感じる機会や度合いが増加するため、心理社会的なストレスが増大する可能性がある。所得格差が拡大することは所得分布の分散が大きくなることを意味するため、理論上、所得水準の最も高い集団を除いたすべての人々の所得の相対的な剥奪の程度は増大することになる。心理社会的ストレスがその後の疾病罹患や死亡のリスクを増大させることについては数多くの疫学研究や実験研究が立証していることから、相対的剥奪による心理社会的ストレスは、所得格差と不健康との関連を説明する経路仮説の一つとして位置づけられている（相対的剥奪仮説）。

筆者はこれまで、日本の国民生活基礎調査における一般成人のデータ、及び愛知県内の高齢者 3.3 万人の縦断データを用いて、相対的剥奪と主観的健康観、および相対的剥奪とその後の要介護認定発生との間に統計的に優位な関連があることを報告した（Sci Soc Med 2008,67,982-; J Epidemiol Community Health 2009,63,461-）。米国でも同様の結果が報告されている。しかし、相対的剥奪がその後の死亡リスクとなるかについての知見は十分ではない。また、先行研究から示唆されている、結果の男女差（男性の方が強い関連）についての検討も不十分である。

以上より、本研究の目的は、所得の相対的剥奪状態がその後の死亡リスクを上昇させるかどうか、つまり相対的剥奪仮説が福祉国家であるスウェーデンにおいても支持されるか、またその結果が、男女や所得の絶対的水準によって異なるかを明らかにすることである。

B. 研究方法

本研究はスウェーデンのストックホルム大学の研究チーム（代表：Åberg M. Yngwe）と共同で行った。1990 年時点のスウェーデンの 25 歳から 64 歳までの全ての成人男女の生活状況及び社会経済状況に関する調査結果とその後 2006 年までの死亡データとがリンケージされたデータ「The Swedish Work and Mortality Data Base」（提供元：Centre for Health Equity Studies）を二次利用した。具体的には、1990 年の人口住居センサス（National Population and Housing Censuses）、総合住民登録台帳（Total Population Register）、学歴・所得・職業縦断データベース（Longitudinal Data Base on Education, Income and Employment）、死因別死亡登録（Cause of Death Register）、および入院登録データベース（inpatient registers）を個人単位でリンケージした。

相対的剥奪の測定は、Yitzhaki 係数を用いて算出した。個人 (i) の相対的剥奪 (relative deprivation, 以下 RD と記す) を、参照集団内において、i よりも高所得にあるすべての個人 (j) の可処分所得と i の所得との差の総和を参照集団内の人数 (N) で除した。すなわち、

$$RD(i) = 1/N \sum (y_j - y_i), \text{ ただし } y_j > y_i$$

である。

統計解析では、比例ハザード性の確認後、可処分所得における RD の 10,000 スウェーデンクローナ（2011 年 3 月現在 1 クローナ=約 13 円）増加あたりの相対死亡リスク（=死亡ハザード比）、および RD4 分位中最高位（最も剥奪が多い群）の、最低位（最も剥奪が少ない群）に対する死亡ハザード比を算出した。

参照集団は、居住地の規模・年齢階級・職業のそれぞれあるいはその組み合わせで複数定義し、それぞれに対する RD を算出した。分析はすべて男女別に行った。

共変量には既知の交絡要因として年齢（10 歳区切り）・婚姻状況（婚姻・未婚・離婚・死別）・職業（高位の非労務職・低位の非労務職・資格のある労務職・資格のない労務職・自営業および農家）・可処分所得を用いた。すべての分析は統計解析パッケージ SAS を用いた。

C. 研究結果及び考察

相対的剥奪が多いほど、男女とも、年齢・地域・職業にかかわらず死亡ハザード比が増加した。例えば、居住地の規模、年齢階級、職業が同一である集団内における相対的剥奪 4 分位中、最も高い群では、最も低い群に比べてハザード比が男性で 1.587 (95%信頼区間: 1.563 - 1.612)、女性で 1.129 (1.085 - 1.175) と統計的に有意に高かった。

所得 4 分位別に分析したところ、男性では、所得第 2 分位（所得が中央値より少し低い群）で RD と死亡との関連の多変量調整ハザード比が最も高かった一方、最低分位（最も低所得）の群では同関係が見られなかった。居住地の規模、年齢、職業の組み合わせで定義した参照集団内における RD10,000 クロナ増加あたりのハザード比は所得第 1 分位: 1.001 (0.992 - 1.009)、第 2 分位 1.240 (1.217 - 1.264)、第 3 分位 1.180 (1.157 - 1.203)、第 4 分位 1.133 (1.115 - 1.151) であった。女性では、全ての所得階層で統計的に有意な RD と死亡リスクとの関連が見られたが、男性に比べて弱い関連に留まり、特に所得が最も低い群ではハザード比は最も小さかった。ハザード比は第 1 分位から順に 1.021 (1.011 - 1.030)、1.079 (1.057 - 1.100)、1.081 (1.054 - 1.109)、1.061 (1.026 - 1.097) であった。

以上のように、相対的剥奪仮説がスウェーデンの悉皆調査データで支持された。相対的剥奪とその後の死亡リスクとの関係は、報告者らが過去に日本の高齢者で見出したのと同様に、男性でより強い、という結果であった。

所得が最も低い群では相対的剥奪はその後の死亡リスクを予測せず、関連性は無い、あるいは極めて小さい、という結果であった。この点は興味深く、社会保障の充実したスウェーデンにおいても、所得水準が最も低い集団においては、所得が低いことへの健康への影響は、所得の相対性による心理社会的メカニズムよりも、物質的に困窮していること（適切な栄養等の生活習慣が取れない、医療サービスへのアクセスが悪いなど）による影響のほうが強く、相対的剥奪はあまり影響していないのではないかと考えられた。

今回は、参照集団を複数の変数の組み合わせで定義したが、参照集団の違いによる結果の違いはあまり見られなかった。個人が他者との社会的な比較を行う際に、誰を比較対象とするかを調べた研究は乏しいため、今回の結果で参照集団による結果の違いがほとんど見いだされなかったことの理由を理論的に説明するのは難しい。例えば、人により比較対象は高度に多様であるために、今回の分析アプローチ上、結果に反映されなかった可能性が考えられるが、それを検証することは本研究デザインでは不可能であった。

本研究の強みは、国勢調査をベースとした悉皆調査を用いたことにより、スウェーデン国民を母集団としてその推計を行うためのデータとしては、その一般化可能性が極めて高いことである。また、分析に用いたデータは、年齢、所得、職業、婚姻状況、死亡についてのデータも国家の管理業務としてルーチンで収集されているものであり、客観的かつ信頼性の高いものである。

以上のような強みがあるが、一方で国外への引越や移民などの影響によるバイアスの可能性あるいは情報の欠損の可能性といった限界がある。また、この結果をスウェーデン以外の地域にそのまま適用することはできない。しかし今回、過去に報告者らが日本のデータで見出した結果とほぼ整合性のとれた結果がスウェーデンでも見いだされたことは、結果の一致性を支持しており、日本でも同等の関連性が存在する可能性を示唆している。その他の限界として、交絡因子の調整が不十分である可能性がある。今後、未観察の交絡まで調整した因果モデルを構築できるようなデータの確保が必要である。

D. 結論

先行研究で一般的にみられている絶対的な所得水準と健康との関係に比べると相対的剥奪と死亡リスクとの関連は非常に小さい。しかし、絶対所得がリスクとなる集団は低所得者に限られるのに対して、相対的剥奪は、ほぼすべての人に対する暴露となるため、集団全体としての寄与的なインパクトは大きくなる。

相対的剥奪理論の観点からは、低所得者のみをハイリスク集団とした（所得再分配等の）対策を取るだけでは不十分であり、集団全体の心理社会的ストレスを緩和させるような施策が求められる。また、所得だけでなく、相対的剥奪は別の価値（資産、学歴、職業的地位など）においても存在し得る。このような、社会関係の相対性による心理的影響も存在し得ることをへの理解に基づく社会保障施策も重要であると考える。

E. 健康危険情報 特になし

F. 研究発表・学会発表

現在英文学術誌に投稿準備中である。

G. 知的財産権の出願・登録状況 特になし

疾病罹患による所得・健康喪失に関する研究

－ うつ病罹患による世帯の所得を含む負担について －

研究分担者 野田寿恵（国立精神・神経医療研究センター 精神保健研究所
社会精神保健研究部）

研究目的：本研究の目的は、働いて所得を得ていた人にうつ病が発症することによって生じる負担を、世帯全体の所得の観点から明らかにすることである。

研究方法：ICD-10 (International Classification Diagnosis 10th version) にて気分障害の、発症時ないし発症 1 年以内に働いて収入を得ていた人を対象として、発症年から 3 年間の世帯所得の変化と、世帯員の就労および教育面における負担を、半構造化面接を用いてヒアリング調査を行い、世帯全体の負担を明らかにする。

研究結果：今年度は 3 例のヒアリングが行われた。年齢は 35～38 才、男性 2 人と女性 1 人、調査時の機能の全体的評価は 70～75 であった。最終学歴は大学院卒が 1 人、大学卒が 2 人、いずれも学業終了後と同時に正規職員として就職した。1 人のみが一度転職をし、2 人は同一の会社の正規職員を継続していた。就労中の最も高いステータス (International Standard Classification of Occupations) は B (管理職) が 1 人、C (大企業の係長、専門技能を持つ) が 2 人であった。うつ病を発症後に、3 人ともに退職はしていなかった。1 人のみは 7 ヶ月間の休職を要したが、2 人は年休の範囲での休務で静養をとることでうつ病に対応していた。3 人の全てが発症前後の時間外労働が 100 時間を超えていたが、発症後に著明に減少した。3 人全てが扶養家族をもたなかった。

まとめ：症例数の限られている本年度調査の結果ではあるが、うつ病発症後に、長時間に及ぶ時間外労働が減少することによる所得の変化が生じる可能性が見いだせた。先行研究において時間外労働を考慮して経済負担を論じているものはないといえる。我が国においては時間外労働の変化が無視しえないものであるか検討を引き続き行っていく。本年度は、仕事との関わりにおいて退職といった重度な負担には至った症例や、扶養家族を多く持つ症例は含まれなかった。来年度以降もケースの積み重ねが必要である。

(disability-adjusted life-year : 障害調整生命年)を用いると、高所得国では疾病全体において25%と第1位であり、心臓疾患の22%、癌の11%を上回ることが明らかになってきている¹。2010年9月には厚生労働省から、自殺やうつ病が無くなった場合の経済的便益の総計額が単年で約2兆7千億円と発表がなされた²。経済損失がこんなに大きいことが明らかになるにつれ、精神疾患への対策強化の重要性が主張されるようになっていく。

疾病による経済損失は、直接的コスト (Direct cost)、間接的コスト (Indirect cost)、不可測コスト (Intangible cost) から成ると考えられている。直接コストには、医療費、受診のために必要な費用、社会サービスが該当し、間接コストには、罹患によって生じた仕事における生産性の低下、早期の死亡によって損失した将来所得が含まれ、不可測コストには、本人および家族の生活の質に及ぼす影響から概算していくものである。こういった経済損失の求め方として、National-cost study (top-down approach : トップダウン型) と、Per-capita study (bottom-up approach : ボトムアップ型) の二つの方法に分けられる。前者は国民全体の様々な統計結果を駆使して推計するものであり、後者は個人のデータを収集して全体を推計するものである³。そしてトップダウン型とボトムアップ型の研究は補完的なものである。

先にあげた厚生労働省の報告は、トップダウン型の手法にて、医療費の直接コストに加え、自殺死亡、労災補償、休業による賃金の低下、求職者給付、生活保護給付といった間接コストを用いて推計されたものである²。うつ病を対象としたボトムアップ型の疾病コストの推計については、いくつかの海外の先行研究がある^{4,6}。

それらの報告では直接コストの他に、間接コストとして、うつ病による欠勤日数、うつ病によって生産性が低下しつつも勤務した日数と平均所得を用いて推計がなされている。我が国において精神疾患の罹患によるボトムアップ型研究報告はなされていないといってもよく、トップダウン型研究に加え、ボトムアップ型のコストの推計が行われ、疾病負担のあり様が、より明らかにされていくことは重要である。

また、これらの海外のボトムアップ型先行研究では、世帯の所得の減少という視点はなく、世帯に対する保障を検討する際には不十分な手法と言える。

次に、本人と家族の生活の質にかかわる「不可測コスト」については、その命名にあるよう測定が難しいのが現状である。先にあげた先行研究の中でも取り上げられてはいない。家族の生活の質にかかわることとして、統合失調症の患者をもつ家族がもつ負担感については、多くの調査がなされている。患者の問題行動への対処を客観的事項としてその有無や頻度を問い、それに対する不安やイライラといった感情面という主観的側面について尋ねる調査票がいくつか開発され、負担感の計量化を図っている⁷。これらの家族の負担感の調査票には経済負担の項目はほとんどない。

家族の経済負担を調査した報告は少ない。その1つの中国でなされたボトムアップ型の調査では、ケア者がうつ病患者のケア、家事や子育て負担の増加にて平均で17時間/週を費やし、ケア者の20%は仕事を辞めるか休むなどをしており、これらの経済負担2,380 million Renminbiに至ったとある⁸。もう1つの報告では、トップダウン型の手法を用いて、精神障害に罹患した家族がいることによって、罹患した

家族がいない世帯所得を比べると、平均手取り所得が\$44,497 から\$32,299 に減少することを明らかにしている⁹。

日本において、従来行われてこなかったボトムアップ型の手法を用いて、労働世代がうつ病発症という事態に足して、世帯全体の所得の変化、および世帯員が就労や教育といった面でどのような負担を担っているのかを明らかにしていくことは、経済損失を詳細に検討していくための重要な研究といえる。また、世帯所得に焦点をあてることによって、疾病による所得保障制度の設計において重要な資料となり得る。

本研究の目的は、ICD-10 (International Classification Diagnosis 10th version) にて気分障害の、発症時ないし発症 1 年以内に働いて収入を得ていた人を対象として、発症年から 3 年間の世帯所得の変化と、世帯員の就労および教育面における負担を、半構造化面接を用いてヒアリング調査を行い、世帯全体の所得を含む負担を明らかにする。

また本研究は、本研究班 2 年目に対象数を増やして行う調査のための、簡便な調査票を作成するための予備的研究の位置づけをも持つものである。

B. 研究方法

調査対象施設として都内にある 1 箇所の精神科診療所より調査協力を得た。

調査対象の該当基準は、精神科外来に通院する ICD-10 にて気分障害 (アルコール依存、不安障害、人格障害、発達障害などが併存する場合も含む) で、発症年齢は 18~56 歳、発症時ないし発症直近 (1 年以内) に働いて所得を得ていた人、かつ 2006 年ないし 2007 年 (2006 年 1 月 1 日~2007 年 12 月 31 日) に発症した人

を対象とした。除外基準は、気分障害の発症後に中等症以上 (入院を要する程度) の身体疾患の合併があった場合、主治医が調査への参加が不適切と判断した患者とした。

対象患者のリクルート日は 2011 年 2 月中旬とし、対象基準に該当する患者が受診予定の日を 4 日間設定した。

基準に該当する患者に、外来主治医より調査内容の説明がなされ、調査協力の拒否がなかった患者に対して、調査員が書面を用いて調査の説明を行い、同意書の自署を得たものを調査対象とした。

調査内容のうち、外来主治医によるものは (調査票 1~5 を参照)、まず対象抽出日の外来受診患者の全体の中で対象が占める割合を調査するもの、次に対象患者の調査日の状態評価 (ICD-10、機能の全体的評価 GAF; Global Assessment of Functioning)、最も重症であった時の状態評価 (GAF)、治療歴である。

調査員 (調査票 6~14) による半構造化面接による調査項目として、デモグラフィックデータ、最終学歴、本人職歴 (勤め先の産業種別・規模、勤め先での呼称)、最も高かったステイタス (ISCO; International Standard Classification of Occupations)、発症後の勤務状況である。発症時と調査日の世帯背景と世帯員数および世帯員状況の変化を、国民生活基礎調査【世帯票】に則って調査を行った。

これらに加え、世帯員全員の所得に関しては、発症前月からその 1, 2, 3 年後までの調査票 (調査票 15) の記入方法を調査員が本人に説明をし、本人は自宅で記入し外来主治医に持参することとした。

調査時点に、抑うつ状態自己評価尺度 (CES-D; Center for Epidemiologic Studies

Depression Scale) を対象自身が評定した。

本調査での世帯のふだん一緒に住んでいるかどうかは問わず、家計を共にしているとした。

なお、調査対象者は、調査日の面接の謝礼として2,000 円相当、自宅での所得調査票の記入の謝礼として2,000 円相当を受け取った。

(倫理面への配慮)

国立精神・神経医療研究センター 倫理委員会の承認を得て調査を行った。

C. 研究結果 (資料参照)

2011 年 3 月 14 日時点にて 3 人の対象より調査協力を得ることができ、本報告書では 3 人の概要をまとめた。

年齢は 35～38 才、男性 2 人と女性 1 人、GAF は 70～75 であった。いずれも精神科病院の入院歴はなく、最も重症な時の GAF は 40～50 であった。発症から精神科初診までの期間は 0 ヶ月、1 年 1 ヶ月、1 年 8 ヶ月であった。

最終学歴は大学院卒が 1 人、大学卒が 2 人、いずれも学業終了後と同時に正規職員として就職した。1 人のみが一度転職をし、2 人は同一の会社の正規職員を継続していた。最も高いステイタスは ISCO にて B (管理職) が 1 人、C (大企業の係長、専門技能を持つ) が 2 人であった。

うつ病を発症後に 3 人ともに退職はせず、1 人のみは 7 ヶ月間の休職を要したが、2 人は年休の範囲での休務で静養をとりうつ病の対応ができていた。3 人ともに、うつ病発症後 3 年目になって休務日数が多くなり、仕事へのパフォーマンスが低くなった。3 人の全てが発症前後の時間外労働が 100 時間を超えていた。

世帯員数は本人 1 人であったのが 2 人、両親と同居し父が世帯主であったものが 1 人であっ

た。すなわち 3 人全てが扶養家族をもたなかった。

D. 考察

本報告までに調査を行えた 3 人は退職することなく勤務を継続していた。そのうち 2 人は年休の範囲で休養をとってうつ病を回復させていた。仕事との関わりという面からは、退職するといった重度な負担ではなかった。

また、いずれも扶養家族をもっておらず、世帯員の負担や所得の変化といったものを検討する対象ではなかった。

今後のヒアリング対象の増加とともに、仕事との関わり、扶養家族の有無のパラエティが出てくることによって、世帯全体の負担が把握されていくことが期待される。

所得の変化については現在、回答を待っている段階である。ただし、ヒアリング内容から時間外労働が発症前後の 100 時間超からは著明に減少していることが明らかになっており、時間外手当の減少による所得の減少が認められるかもしれない。

経済負担の先行研究にて、時間外労働について触れているものは見つけられない。我が国において、うつ病発症前の長時間の時間外労働が指摘されており¹⁰、この点からの所得への影響は検討に値する可能性がある。

E. 結論

調査症例が 3 人と本年度は限られているものの、長時間の時間外労働を行っていた後にうつ病が発症したケースにおいて、時間外労働の短縮によって生じる時間外手当の減少が所得へどのように影響を及ぼすのかについては、従来検討されておらず、来年度以降の調査症例の蓄積

による知見の収集が必要である。

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

関連学会での発表を予定している。

H. 知的財産権の出願・登録状況（予定も含む）

なし

【引用文献】

1. Murry CD. *The global burden of disease and injury series 1*. Harvard University Press, Boston, 1996.
2. 厚生労働省. 自殺・うつ対策の経済的便益 (自殺やうつによる社会的損失). 2010.
3. Luppá M, Heinrich S, Angermeyer MC, König HH, Riedel-Heller SG. Cost-of-illness studies of depression: a systematic review. *J Affect Disord* 2007; 98: 29-43.
4. Druss BG, Rosenheck RA, Sledge WH.

Health and disability costs of depressive illness in a major U.S. corporation. *Am J Psychiatry* 2000; 157: 1274-8.

5. Hawthorne G, Cheok F, Goldney R, Fisher L. The excess cost of depression in South Australia: a population-based study. *Aust N Z J Psychiatry* 2003; 37: 362-73.
6. Chisholm D, Diehr P, Knapp M et al. Depression status, medical comorbidity and resource costs. Evidence from an international study of major depression in primary care (LIDO). *Br J Psychiatry* 2003; 183: 121-31.
7. Hjarthag F, Helldin L, Karilampi U, Norlander T. Illness-related components for the family burden of relatives to patients with psychotic illness. *Soc Psychiatry Psychiatr Epidemiol* 45: 275-83.
8. Hu TW, He Y, Zhang M, Chen N. Economic costs of depression in China. *Soc Psychiatry Psychiatr Epidemiol* 2007; 42: 110-6.
9. Zuvekas SH, Selden TM. Mental health and family out-of-pocket expenditure burdens. *Med Care Res Rev* 67: 194-212.
10. 島悟. 過重労働とメンタルヘルスー特に長時間労働とメンタルヘルスー. *産業医学レビュー* 2008; 20: 161-173.

厚生労働科学研究費補助金(政策科学推進研究事業)
「医療・介護制度における適切な提供体制の構築と費用適正化に関する実証的研究」
平成 22 年度分担研究報告書

後期高齢者の所得と年間外来受診状況の関係性

研究分担者 川越雅弘(国立社会保障・人口問題研究所 室長)

【研究要旨】

本研究は、後期高齢者の所得と年間外来受診状況の関係性を明らかにすることを目的とする。

今回、A 県後期高齢者医療広域連合より、2009 年度の医療レセプト（月次ベース）および所得区分に関する個別情報を入手し、所得と年間の外来受診状況（受診月数／受診日数／費用、1 日当たり費用）の関係性を分析した。その結果、

- 1) 所得区分と男女比の間に有意な関係がみられた（所得が高いほど、男性割合が多い）
- 2) 所得区分と平均年齢の間には有意な関係がみられた（低所得 I の年齢が高く、逆に、一定所得以上の年齢が低い）
- 3) 低所得 I では、他の 3 群に比べ、「精神障害」「神経系疾患」などを保有する割合が多く、逆に、「新生物」「代謝疾患」「筋骨格系疾患」などを保有する割合が少なかった。一定所得以上では、他の 3 群に比べ、「新生物」「代謝疾患」などを保有する割合が多かった。
- 4) 年間外来受診月数をみると、低所得 I は他の 3 群に比べ有意に多く、一定所得以上は他の 3 群に比べ、有意に少なかった。
- 5) 年間外来受診日数をみると、低所得 I は他の 3 群に比べ有意に多かった。
- 6) 年間外来費用および 1 日当たり費用をみると、両指標とも、低所得 I は他の 3 群に比べ有意に少なく、一般は他の 3 群に比べ有意に多かった。
- 7) 1 日当たり費用をみると、低所得 I は他の 3 群に比べ有意に少なく、一般は他の 3 群に比べ有意に多かった。

などがわかった。

低所得の方の場合、自己負担の支払いが厳しいため、受診が抑制されるといった指摘もこれまで多かったが、A 県の後期高齢者の場合は、受診頻度は他の所得区分より有意に多いものの、1 日当たり費用は他の 3 群に比べ低かったため、結果として年間外来費用も低く抑えられている状況であった。

A. はじめに

2025 年にかけて、年少人口、生産年齢人口が減少する一方で、後期高齢者は 1.5 倍(約 700 万人増)となる。医療・介護ニーズの高い後期高齢者の急増は、医療・介護費用の増大と、それに伴う保険料や税負担の増大、制度の担い手の相対的減少などの問題を生じさせるため、医療・介護制度の持続可能性に大きな影響を及ぼす。厳しい財政事情のもと、これを実現するためには、医療・介護費用の適正化(サービス提供体制の効率化の推進、サービス提供および計画策定における Plan-Do-Check-Action(PDCA)サイクルの強化、保険給付範囲の見直し、患者自己負担の増加など)を図らざるを得ない状況に、現在置かれているのである。その具体策として、2005 年の介護保険制度改革では、介護保険施設における食費・居住費の見直し(保険給付対象からの除外)が行われた。また、2006 年医療制度改革では、①生活習慣病の患者・予備群の増加抑制を目指した特定健診・特定保健指導の導入(外来費用の

適正化)、②平均在院日数の短縮(入院費用の適正化)、③介護療養病床の廃止を含めた療養病床の再編成(入院費用、介護施設費用の適正化)、④都道府県の医療計画策定プロセスへのPDCA サイクルの導入・強化、⑤後期高齢者を対象とした長寿医療制度(後期高齢者医療制度)の導入が行われた。

もちろん、制度の持続可能性を確保するために、財政問題は非常に重要なテーマではある。しかしながら、国民皆保険制度を採択している我が国の医療制度においては、健康状態や所得の多寡に関わらず、誰でも医療機関にアクセスできるといった公平性の確保も、重要なテーマとなる。特に、所得格差が拡大しているとの指摘が多い昨今においては、公平性を如何に確保するかが、より重要なテーマとなっている。

さて、所得と医療受診に関係性に関しては、幾つかの先行研究がある。川添らは、2002年の健康保険組合の被保険者を対象に、所得(平均標準報酬月額)と外来／入院／歯科受診状況の関係を分析し、外来と歯科の受診率は平均標準報酬月額と正の、診療日数は負の相関を示したことから、所得が低ければ受診率が低く、受診日数は長くなる傾向にあると指摘している。一方、2003年に、日本全国から無作為抽出した世帯(対象は18歳以上、回答者の81.6%が65歳未満)を対象に、医療サービスへのアクセスと社会経済学的因子の関係性を調査した徳田らは、人口統計的、臨床的変数で調整した多変量解析により、受診率と年間世帯収入、雇用状況、学歴の間に有意な相関はなかったと報告しているが、いずれも、若年者を中心とした調査であり、現在の外来／入院患者の多くを占めており、かつ、今後の人口増加が見込まれる後期高齢者の医療受療に関しては、所得と医療受療の関係に関する研究は実施されていない。

そこで、本研究では、A県後期高齢者医療広域連合より、医療レセプト(月次ベース)および所得区分に関する個別データを入手し、所得と年間の外来受診状況(年間の受診月数／日数／費用、1日当たり費用)の関係性を分析した。

B. 対象および方法

1. 対象

2009年4月1日時点で被保険者資格を有していたA県の後期高齢者113,131人のうち、年度内に資格を喪失した5,912人、年度内に入院があった24,319人を除く82,900人を分析対象とした。

2. 方法

A県後期高齢者医療広域連合より、2009年4月1日時点の被保険者に関する医療レセプト(月次ベース)および所得区分に関する個別データを入手し、所得区分と年間の外来受診状況(疾病の状況、年間の受診月数／日数／費用、1日当たり費用)の関係性を分析した。

データ入手に当たり、まず、A県後期高齢者医療広域連合との間で研究内容に関する合意を経た上で、保険者内で、データ提供の可否、提供可能なデータ項目に関する内部検討を頂いた。医療レセプト情報と所得区分に関する情報のマッチングは保険者が実施し、さらに、個人が特定可能な番号を任意番号に変換(匿名化)した上で、研究者に対してデータを提供頂く形とした。

分析対象者数は、2009年4月1日時点で被保険者資格を有していたA県の後期高齢者のうち、年度内に資格喪失および入院がなかった82,900人である。所得に関する情報としては、今回、保険料所得区分¹(低所得Ⅰ、低所得Ⅱ、一般、一定所得以上の4区分)を用い

¹ 低所得Ⅰとは「住民税非課税世帯で所得なし」、低所得Ⅱとは「住民税非課税世帯で所得あり」、一般とは「住民税課税世帯で、本人又は同一世帯の他の被保険者の課税所得が145万円以上に該当せず」、一定所得以上とは「住民税課税世帯で、本人又は同一世帯の他の被保険者の課税所得が145万円以上に該当」である。

た。

統計処理には SPSS ver.15.0J for Windows を使用し、有意水準は 5%未満とした。名義変数に対しては χ^2 検定を、間隔尺度に対してはクラスカル・ウォリス検定を用いた。さらに、群間のいずれに差異があるかを多重比較するため、ボンフェローニの不等式による修正を行ったうえで、マン・ホイットニーの U 検定を組合せの数（6 つ）だけ実施した。

なお、本研究は、国立社会保障・人口問題研究所の研究倫理審査委員会の承認（承認番号 IPSS-IRBA#10002）を得て実施したものである。

C. 結 果

1. 対象者の主な属性

対象者 82,900 人の所得区分別人数および構成割合は、「低所得Ⅰ」12,822 人（15.5%）、「低所得Ⅱ」16,488 人（19.9%）、「一般」50,120 人（60.5%）、「一定所得以上（以下、一定以上）」3,470 人（4.2%）であった。

ここで、男性の占める割合（全体：34.2%）を所得区分別にみると、「低所得Ⅰ」9.3%、「低所得Ⅱ」35.3%、「一般」38.9%、「一定以上」52.5%と、所得が高くなるほど、男性の占める割合が多かった。なお、男女比と所得区分の間には有意な差がみられた。

次に、平均年齢をみると、「低所得Ⅰ」84.0 歳（SD:5.3 歳）、「低所得Ⅱ」81.1 歳（SD:5.1 歳）、「一般」81.3 歳（SD:5.0 歳）、「一定以上」80.3 歳（SD:4.4 歳）で、4 群間に有意な差がみられた。

表 1. 対象者の所得区分別人数および構成割合

	全 体	低所得Ⅰ	低所得Ⅱ	一般	一定以上
人数(人)	82,900	12,822	16,488	50,120	3,470
割合(%)	100.0	15.5	19.9	60.5	4.2

表 2. 対象者の男女比と年齢分布

	全 体 (n=82,900)	低所得Ⅰ (n=12,822)	低所得Ⅱ (n=16,488)	一般 (n=50,120)	一定以上 (n=3,470)	P 値
男性	28,335 (34.2%)	1,193 (9.3%)	5,828 (35.3%)	19,492 (38.9%)	1,822 (52.5%)	0.000**
女性	54,565 (65.8%)	11,629 (90.7%)	10,660 (64.7%)	30,628 (61.1%)	1,648 (47.5%)	
年齢 (mean±SD)	81.6±5.3	84.0±5.9	81.1±5.1	81.3±5.0	80.3±4.4	0.000**
75-79 歳	29,118 (35.1%)	2,717 (21.2%)	6,378 (38.7%)	18,594 (37.1%)	1,429 (41.2%)	
80-84 歳	27,947 (33.7%)	3,683 (28.7%)	5,699 (34.6%)	17,217 (34.4%)	1,348 (38.8%)	
85-89 歳	16,470 (19.9%)	3,694 (28.8%)	2,840 (17.2%)	9,416 (18.8%)	520 (15.0%)	
90 歳以上	9,365 (11.3%)	2,728 (21.3%)	1,571 (9.5%)	4,893 (9.8%)	173 (5.0%)	

注. 性別は χ^2 検定、年齢は Kruskal-Wallis 検定による。* : P<0.05、** : P<0.01。

2. 主傷病の状況－5月診療分のレセプト病名－

5月診療分の外来レセプトに記載されていた主傷病名コード（社会保険表章疾病分類表の中分類126コード）よりICDの22分類に分類し、各分類別の対象者割合をみた。

全体では、「09 循環器系疾患」が43.7%と最も多く、次いで「13 筋骨格系疾患」17.1%、「07 眼の疾患」14.1%、「04 内分泌疾患」11.3%の順であった。

これを所得区分別にみると、低所得Ⅰでは、他の所得区分に比べ、「03 血液造血器疾患」「05 精神及び行動障害」「06 神経系疾患」「09 循環器系疾患」を保有する割合が最も多く、逆に、「01 感染症」「02 新生物」「04 内分泌及び代謝疾患」「07 眼の疾患」「08 耳の疾患」「10 呼吸器疾患」「11 消化器系疾患」「13 筋骨格系疾患」「14 腎尿路生殖器系疾患」を保有する割合が最も少なかった。

一定以上では、他の所得区分に比べ、「01 感染症」「02 新生物」「04 内分泌及び代謝疾患」「07 眼の疾患」「08 耳の疾患」「10 呼吸器疾患」「11 消化器系疾患」「12 皮膚疾患」「14 腎尿路生殖器系疾患」「18 他に分類されないもの」「19 損傷及び中毒」を保有する割合が最も多く、逆に、「03 血液造血器疾患」「09 循環器系疾患」を保有する割合が最も少なかった。

表3. ICDの大分類別にみた主傷病の保有状況（%）

	全 体 (n=82,900)	低所得Ⅰ (n=12,822)	低所得Ⅱ (n=16,488)	一般 (n=50,120)	一定以上 (n=3,470)
01_感染症	2.0	1.9	2.0	2.1	2.2
02_新生物	3.3	2.1	3.1	3.6	5.2
03_血液造血器疾患	0.5	0.6	0.4	0.4	0.4
04_内分泌及び代謝疾患	11.3	9.8	11.1	11.6	12.4
05_精神及び行動障害	3.4	5.9	3.3	2.7	3.0
06_神経系疾患	3.9	5.4	3.7	3.5	4.7
07_眼の疾患	14.1	13.0	14.0	14.4	15.0
08_耳の疾患	1.6	1.4	1.5	1.6	1.7
09_循環器系疾患	43.7	44.2	43.0	44.1	39.8
10_呼吸器系疾患	4.0	2.9	4.0	4.1	4.9
11_消化器系疾患	17.1	14.9	16.7	17.4	23.0
12_皮膚疾患	3.3	3.1	3.1	3.4	4.2
13_筋骨格系疾患	17.7	16.5	18.1	17.9	16.9
14_腎尿路生殖器系疾患	3.7	2.3	3.6	4.1	5.0
17_先天奇形、変形	0.1	0.1	0.1	0.1	0.1
18_他に分類されないも	2.1	2.2	1.9	2.1	2.2
19_損傷、中毒	2.6	2.7	2.6	2.6	2.8

注1. 本表は、ICDの22大分類のうち、対象者がいる17分類毎の対象者割合を示したものである。

注2. 同一月内に複数の医療機関を外来受診された場合、複数の主病名が存在するため、
合計は100%にはならない。

3. 所得区分と年間の外来受診に関する諸指標との関係

1) 年間外来受診月数

年間の外来受診月数をみると、「12ヶ月（毎月受診）」が61.0%で最も多く、次いで「10-11ヶ月」14.6%、「7-9ヶ月」9.4%の順で、平均は10.0ヶ月（SD:3.5ヶ月）であった。

ここで、平均受診月数を所得区分別にみると、「低所得Ⅰ」10.1ヶ月（SD:3.5ヶ月）、「低所得Ⅱ」10.0ヶ月（SD:3.5ヶ月）、「一般」10.0ヶ月（SD:3.5ヶ月）、「一定以上」9.7ヶ月（SD:3.6ヶ月）で、4群間に有意な差がみられた。

そこで、4群間のいずれに差があるかを検証するため、ボンフェローニの不等式による修正を行ったうえで、マン・ホイットニーのU検定を6通りの組合せ毎に実施した。その結果、低所得Ⅰと他の3群間、低所得Ⅱおよび一般と一定以上の間に有意差がみられた。

表 4-1. 所得区分と年間外来受診月数の関係(%)

	全 体 (n=82,900)	低所得Ⅰ (n=12,822)	低所得Ⅱ (n=16,488)	一般 (n=50,120)	一定以上 (n=3,470)	P 値
月数(ヶ月) (mean±SD)	10.0±3.5	10.1±3.5	10.0±3.5	10.0±3.5	9.7±3.6	0.000**
0(受診なし)	4.6	5.0	4.6	4.5	4.4	
1-3	4.9	4.6	5.0	4.9	6.3	
4-6	5.5	4.4	5.6	5.6	6.5	
7-9	9.4	8.0	9.5	9.5	11.1	
10-11	14.6	12.8	14.7	14.9	17.1	
12	61.0	65.2	60.5	60.6	54.6	

注. Kruskal-Wallis 検定による。*: P<0.05, **: P<0.01。

表 4-2. 所得区分と年間外来受診月数の関係 検定結果

	Z 値	P 値	補正有意確率	
低所得Ⅰ×低所得Ⅱ	-7.379	0.000	0.000	**
低所得Ⅰ×一般	-8.391	0.000	0.000	**
低所得Ⅰ×一定以上	-10.501	0.000	0.000	**
低所得Ⅱ×一般	-0.380	0.704	0.176	
低所得Ⅱ×一定以上	-5.986	0.000	0.000	**
一般×一定以上	-6.613	0.000	0.000	**

※補正有意確率：ボンフェローニの不等式による修正を行い、P 値を4で割った数値。

*: 補正有意確率<0.0125, **: 補正有意確率<0.0025

2) 年間外来受診日数

年間の外来受診日数をみると、「10-20 日未満」27.0%、「20-30 日未満」22.9%、「30-40 日未満」14.1%の順で、平均は 29.3 日 (SD:30.5 日) であった。

ここで、平均受診日数を所得区分別にみると、「低所得Ⅰ」31.1 日 (SD:29.6 日)、「低所得Ⅱ」29.2 日 (SD:31.0 日)、「一般」28.8 日 (SD:30.5 日)、「一定以上」29.3 日 (SD:31.4 日) で、4 群間に有意な差がみられた。

そこで、4 群間のいずれに差があるかを検証するため、ボンフェローニの不等式による修正を行ったうえで、マン・ホイットニーの U 検定を 6 通りの組合せ毎に実施した。その結果、低所得Ⅰと他の 3 群間の間に有意差がみられた。

表 5-1. 所得区分と年間外来受診日数の関係(%)

	全 体 (n=82,900)	低所得Ⅰ (n=12,822)	低所得Ⅱ (n=16,488)	一般 (n=50,120)	一定以上 (n=3,470)	P 値
日数(日) (mean±SD)	29.3±30.5	31.1±29.6	29.2±31.0	28.8±30.5	29.3±31.4	0.000**
0 日	4.6	5.0	4.6	4.5	4.4	
1-10 日	11.3	9.8	11.5	11.5	13.2	
10-20 日	27.0	23.8	27.5	27.7	26.6	
20-30 日	22.9	21.9	22.2	23.5	21.8	
30-40 日	14.1	15.1	14.0	13.9	14.4	
40-50 日	7.2	8.3	7.5	6.8	6.3	
50-60 日	4.3	5.8	4.2	4.0	4.3	
60-70 日	2.4	3.5	2.4	2.2	2.2	
70-80 日	1.5	2.2	1.4	1.3	1.5	
80-90 日	1.0	1.2	0.9	1.0	1.0	
90-100 日	0.7	0.7	0.6	0.7	0.7	
100 日以上	3.0	2.8	3.1	3.0	3.5	

※Kruskal-Wallis 検定による。*: P<0.05、**: P<0.01。

表 5-2. 所得区分と年間外来受診日数の関係 検定結果

	Z 値	P 値	補正有意確率	
低所得Ⅰ×低所得Ⅱ	-9.855	0.000	0.000	**
低所得Ⅰ×一般	-13.183	0.000	0.000	**
低所得Ⅰ×一定以上	-6.796	0.000	0.000	**
低所得Ⅱ×一般	-1.472	0.141	0.035	
低所得Ⅱ×一定以上	-0.919	0.358	0.090	
一般×一定以上	-0.269	0.788	0.197	

※補正有意確率：ボンフェローニの不等式による修正を行い、P 値を 4 で割った数値。

*: 補正有意確率<0.0125, **: 補正有意確率<0.0025

3) 年間外来費用

年間の外来費用をみると、「10-20 万円未満」31.0%、「10 万円未満」27.3%、「20-30 万円未満」17.7%の順で、平均は21.0 万円 (SD:29.5 万円) であった。

ここで、平均費用を所得区分別にみると、「低所得Ⅰ」19.7 万円 (SD:28.0 万円)、「低所得Ⅱ」20.8 万円 (SD:28.3 万円)、「一般」21.4 万円 (SD:30.1 万円)、「一定以上」20.9 万円 (SD:31.1 万円) で、4 群間に有意な差がみられた。

そこで、4 群間のいずれに差があるかを検証するため、ボンフェローニの不等式による修正を行ったうえで、マン・ホイットニーの U 検定を 6 通りの組合せ毎に実施した。その結果、低所得Ⅰと他の 3 群間、低所得Ⅱおよび一般以上と一般の間に有意差がみられた。

表 6-1. 所得区分と年間外来費用の関係(%)

	全 体 (n=82,900)	低所得Ⅰ (n=12,822)	低所得Ⅱ (n=16,488)	一般 (n=50,120)	一定以上 (n=3,470)	P 値
費用(万円) (mean±SD)	21.0±29.5	19.7±28.0	20.8±28.3	21.4±30.1	20.9±31.1	0.000**
0 円	4.6	5.0	4.6	4.5	4.4	
10 万円未満	27.3	31.2	27.8	26.1	27.8	
10-20 万円	31.0	29.3	30.9	31.4	31.2	
20-30 万円	17.7	16.4	17.6	18.0	17.6	
30-40 万円	8.8	8.3	8.6	9.0	8.4	
40-50 万円	4.4	4.1	4.3	4.5	3.8	
50-60 万円	2.3	2.1	2.3	2.4	2.6	
60-70 万円	1.2	1.3	1.1	1.3	1.5	
70-80 万円	1.5	2.2	1.4	1.3	1.5	
80-90 万円	1.0	1.2	0.9	1.0	1.0	
90-100 万円	0.7	0.7	0.6	0.7	0.7	
100 万円以上	3.0	2.8	3.1	3.0	3.5	

※Kruskal-Wallis 検定による。*: P<0.05, **: P<0.01。

表 6-2. 所得区分と年間外来費用の関係 検定結果

	Z 値	P 値	補正有意確率	
低所得Ⅰ×低所得Ⅱ	-6.262	0.000	0.000	**
低所得Ⅰ×一般	-11.313	0.000	0.000	**
低所得Ⅰ×一定以上	-3.747	0.000	0.000	**
低所得Ⅱ×一般	-4.339	0.000	0.000	**
低所得Ⅱ×一定以上	-0.065	0.948	0.237	
一般×一定以上	-2.268	0.023	0.006	*

※補正有意確率：ボンフェローニの不等式による修正を行い、P 値を 4 で割った数値。

*: 補正有意確率<0.0125, **: 補正有意確率<0.0025

4) 1日当たり外来費用

1日当たりの外来費用をみると、「5千円以上1万円未満」47.1%、「千円以上5千円未満」27.6%、「1万円以上」20.3%の順で、平均は7.7千円 (SD:7.0千円) であった。

ここで、平均費用を所得区分別にみると、「低所得Ⅰ」6.9千円 (SD:6.0千円)、「低所得Ⅱ」7.7千円 (SD:7.8千円)、「一般」7.9千円 (SD:7.1千円)、「一定以上」7.6千円 (SD:6.5千円) で、4群間に有意な差がみられた。

そこで、4群間のいずれに差があるかを検証するため、ボンフェローニの不等式による修正を行ったうえで、マン・ホイットニーのU検定を6通りの組合せ毎に実施した。その結果、低所得Ⅰと他の3群間、低所得Ⅱおよび一般以上と一般の間に有意差がみられた。

表 7-1. 所得区分と1日当たり外来費用の関係(%)

	全 体 (n=82,900)	低所得Ⅰ (n=12,822)	低所得Ⅱ (n=16,488)	一般 (n=50,120)	一定以上 (N=3,470)	P 値
費用(千円) (平均±SD)	7.7±7.0	6.9±6.0	7.7±7.8	7.9±7.1	7.6±6.5	0.000**
0円	4.6	5.0	4.6	4.5	4.4	
1千円未満	0.5	2.3	0.5	0.1	0.1	
1-5千円	27.6	34.6	27.6	25.8	27.1	
5千-1万円	47.1	39.7	47.2	48.7	49.5	
1万円以上	20.3	18.4	20.0	21.0	18.9	

注. Kruskal-Wallis 検定による。*: P<0.05, **: P<0.01。

表 7-2. 所得区分と1日当たり外来費用の関係 検定結果

	Z 値	P 値	補正有意確率	
低所得Ⅰ×低所得Ⅱ	-15.576	0.000	0.000	**
低所得Ⅰ×一般	-23.731	0.000	0.000	**
低所得Ⅰ×一定以上	-10.385	0.000	0.000	**
低所得Ⅱ×一般	-5.789	0.000	0.000	**
低所得Ⅱ×一定以上	-0.610	0.542	0.136	
一般×一定以上	-2.368	0.018	0.005	*

※補正有意確率：ボンフェローニの不等式による修正を行い、P 値を4で割った数値。

*：補正有意確率<0.0125, **：補正有意確率<0.0025

D. 考察およびE. 結論

本研究は、A 県後期高齢者医療広域連合より、医療レセプト（月次ベース）および所得区分（低所得Ⅰ、低所得Ⅱ、一般、一定以上の 4 区分）に関する個別データを入手し、所得区分と年間の外来受診状況（年間の受診月数／日数／費用、1 日当たり費用）の関係性を分析したものである。その結果、

- ①所得区分と男女比の間に有意な関係がみられた（所得が高いほど、男性割合が多い）
- ②所得区分と平均年齢の間には有意な関係がみられた（低所得Ⅰの年齢が高く、逆に、一定以上の年齢が低い）
- ③低所得Ⅰでは、他の 3 群に比べ、「05 精神及び行動障害」「06 神経系疾患」「09 循環器系疾患」などを保有する割合が多く、逆に、「02 新生物」「04 内分泌及び代謝疾患」「10 呼吸器疾患」「11 消化器系疾患」「13 筋骨格系疾患」などを保有する割合が最も少なかった。逆に、一定以上では、他の 3 群に比べ、「02 新生物」「04 内分泌及び代謝疾患」「10 呼吸器疾患」「11 消化器系疾患」を保有する割合が多く、逆に、「03 血液造血器疾患」「09 循環器系疾患」を保有する割合が最も少なかった。
- ④年間外来受診月数をみると、低所得Ⅰは他の 3 群に比べ有意に多く、一定以上は他の 3 群に比べ、有意に少なかった。
- ⑤年間外来受診日数をみると、低所得Ⅰは他の 3 群に比べ有意に多かった。
- ⑥年間外来費用および 1 日当たり費用をみると、両指標とも、低所得Ⅰは他の 3 群に比べ有意に少なく、一般は他の 3 群に比べ有意に多かった。
- ⑦1 日当たり費用をみると、低所得Ⅰは他の 3 群に比べ有意に少なく、一般は他の 3 群に比べ有意に多かった。

などがわかった。

今回の分析から、各所得区分別にみた外来受診の特徴をまとめると、

- ・低所得Ⅰ：他の 3 群に比べ、外来受診月数および日数は有意に多いが、年間費用および 1 日当たりは有意に少ない。
- ・低所得Ⅱ：外来受診月数は低所得Ⅰより有意に少ないが、一定以上より有意に多い。
受診日数は低所得Ⅰより有意に少ない。年間費用および 1 日当たり費用は、低所得Ⅰより有意に高く、一般より有意に低い。
- ・一般：外来受診月数は低所得Ⅰより有意に少ないが、一定以上より有意に多い。
受診日数は低所得Ⅰより有意に少ない。年間費用および 1 日当たり費用は、他の 3 群より有意に高い。
- ・一定以上：外来受診月数は他の 3 群に比べ有意に少ない。日数は低所得Ⅰより有意に少ない。年間費用および 1 日当たり費用は、低所得Ⅰより有意に多いが、一般より有意に少ない。

であった。低所得Ⅰは、外来受診の頻度こそ多いものの、1 日当たり費用が低いいため、結果として年間費用も低く抑えられていると推察された。

低所得の方の場合、自己負担の支払いが厳しいため、受診が抑制されるといった指摘もこれまで多かったが、A 県の後期高齢者の場合は、受診頻度は他の所得区分より有意に多い状況であった。

ただし、低所得Ⅰは、他の所得区分に比べ、精神疾患や神経系疾患を有する率が高く、逆に、新生物や内分泌および代謝疾患の割合が少なかった。したがって、疾患構成の違いが、受診頻度や 1 日当たり単価に影響を及ぼしている可能性はあるが、今回の分析からは疾患との関係までは踏み込めていない。疾患毎の受診状況に関しては、次年度の研究テーマとしたい。