

# 厚生労働科学研究補助金（情報高度利用研究事業） 分担研究報告書

## 養育・介護による世帯負担と自覚的健康度の関連

主任研究者 橋本英樹 帝京大学医学部衛生学公衆衛生学 講師

### 研究要旨

社会経済的構造因子（特に経済的生活水準やジェンダー役割）が地域健康状態に及ぼす影響を、既存保健統計を活用し検討とした。今年度は、昨年度研究の蓄積をもとに世帯ごと養育・介護負担指標と自覚的健康度の関係について、世帯の経済状態（収入水準）も考慮にいった検討を多階層解析で実施し、さらに、介護保険制度導入前後の平成10年と13年のデータを比較するし養育介護負担の影響がどのように変化したかを検討した。その結果、

### A. 研究目的

核家族化・少子高齢化に伴い、家庭機能の相対的低下が生じ、介護や育児などを支える社会的システムが必要とされている。養育・介護などの負担は性的（ジェンダー）役割と密接に結び付けられ、主に女性に過重負担が生じていることが症例報告や介護者を対象とした限定的調査などで明らかにされてきているが一般的な地域住民集団でこれら負担の健康影響については実証的に検証されていない。初年度研究では平成10年実施国民生活基礎調査の健康票ならびに世帯票の個票を目的外申請しこれを用いて介護・養育負担と自覚的健康度の関連について検討したところ、有意な用量反応関係が見られた。今年度はこれに所得による影響も考慮した再解析を行うこととした。既存の研究からも、所得水準と自覚的健康状態には有意な関連が報告されているため、養育・介護の負担による健康影響は家族構成だけでなく収入水準による影響を考慮すべきであると考えたからである。さらば平成12年4月に介護保険制度が実施されたことで、介護をめぐる社会資源整備に変化が出たことから、平成12年をはさむ、平成10年と13年実施

の国民生活基礎調査のデータを比較し、社会経済状況の変化などにより養育・介護負担と健康状態の関連に変化が見られたかどうかについてもあわせて検討することとした。

### B. 研究方法

平成10年調査の健康票・世帯票に加えて所得票を合わせた再使用申請を行うとともに、これとあわせて平成13年調査の健康票・世帯票・所得票・そして介護票の目的外使用を申請し、許可を得た（平成16年1月16日厚生労働省発統第0116002号）。平成12年4月に介護保険制度が実施されたことを踏まえ、その前後にあたる平成10年と13年実施の国民生活基礎調査のデータを比較することで、介護・養育をめぐる社会環境や経済状況の変化による地域健康状態の変遷・影響を検討した。対象として6歳以上（養育必要のない年齢）かつ要介護状態にないもので、健康票・世帯票・所得票の結合により得られたものを選びだした。平成10年調査で対象84,801例、平成13年調査で81,302例であった。世帯ごとの6歳未満児の数を養育負担指標とした。要介護状態にあるものについて、寝たきり

で ADL のほとんどすべてが **dependent** なものと、補助を要するものとに分けて重み付けして（前者を 2、後者を 1）世帯ごとに重み付けした要介護者数を計算し、これを介護負担指標とした。世帯所得は所得票から課税前世帯所得を得た後、欧州の経済研究である **Luxemburg** 研究の手法にならい、世帯人員数の二乗根で除して補正した。アウトカムとして健康票の「5 段階自覚的健康度」を 2 値に転換した。年齢・性・婚姻状況・補正後世帯所得と共変数とし、説明変数として養育負担・介護負担尺度を投入した。さらに養育・介護負担と性との交互作用項を加えて、影響に男女差があるかどうか検討した。多段階標本抽出の影響を考慮し、SUDAAN (Research Triangle Institute, NC) を用いた多階層ロジットモデルを用いた。

### C. 結果

平成 10 年および 13 年両年度についてモデルを独立に作成した。高齢・女性・低所得・離婚がそれぞれ自覚的な不健康を有意に予測した。養育負担については、子供なし、1 人、2 人、3 人以上に分けてダミー変数を作成し子供なしを参照カテゴリーとしたところ、3 人以上で自覚的な不健康のオッズ比が有意となった。また男女でこの傾向に差異は見られず、平成 10 年、13 年両年次の比較でも同様の傾向が見られた。一方、介護負担については、要介護者なし、軽度、中度、重度負担に分けてダミー変数を作成し、要介護者なしを参照カテゴリーとしたところ、ほぼ線形に不健康オッズ比が上昇した。性と介護負担指標の交互作用項を導入したところ、平成 10 年では  $p=0.10$ 、平成 13 年では  $p=0.30$  程度で有意にはいたらなかった。しかし男性では重度負担カテゴリーに入るものが少なく、そのため交互作用が有意に出にくかった（エラーが大きくなるため）念のため男女に分けて記述したところ、平成 10 年では男性ではほとんどフラットなのに対し、女性ではむしろ重度負担で強く不

健康オッズ比が有意に高く認められた。平成 13 年では男性は中度負担で不健康オッズ比が 1.34 ほどまで上昇するがそれがピークとなり、重度負担ではむしろ低下する傾向が見られたのに対し、女性ではやはり線形にオッズ比が上昇するのが認められた。このように男女での異なる傾向は平成 10 年、13 年ともに同様に認められた。

### D. 考察

所得を考慮にいれてもなお、養育ならびに介護負担量は自覚的健康度に有意な影響を与えること、養育では 6 歳未満要養育者が世帯内に 3 名以上になると負担が強く、その傾向に男女差は見られないことから、特に子供の数が多い世帯では保育園・幼稚園などの養育支援事業による養育負担の軽減は男女どちらにも有益であることが伺われた。一方、介護では男性と女性で影響が異なる傾向が見られ、介護保険制度実施前後においても同様の傾向が見られたことから、依然として在宅介護においてインフォーマルケアの占めるところが大きく、それが女性に主に負担をかけている様子が伺われた。

### E. 結論

平成 10 年から 13 年にかけては介護保険や高齢者福祉のあり方の大きな転換期を迎えており、その期間での介護が社会集団に及ぼす影響を健康の観点から明らかにすることは、介護の問題を社会化し地域健康増進の枠組みの中に位置付け直すために重要と考えられる。このような社会的環境が地域住民に及ぼす影響に注目した研究は国内外でも注目されつつあり、ことに急速な高齢化に直面した我が国においては、地域社会システムや家族機能が、高齢者ならびに高齢者を囲む地域住民の健康にどう影響するかについて検討することが急務であると思われる。

（倫理面への配慮）

厚生統計個票データについては、統計法に基づく

目的外使用申請を行い、入手されたデータは研究者の責任のもと流出・申請研究目的外使用などのなきよう、厳重に管理された。

**F. 健康危険情報**

該当なし

**G. 研究発表**

平成16年5月

日本保健社会学会学術集会（於 東洋大学）  
養育介護による世帯負担と自覚的健康度の関連  
橋本英樹

**H. 知的財産権の出願・登録状況**

該当なし

地域介護・養育資源を表す指標として採用された公表統計値一覧

老人保健施設定員率 特別養護老人ホーム定員率 日帰り介護(デイサービス)利用状況 短期入所生活介護(ショートステイ)利用状況 保育所総数

都道府県	平成10年度		平成9年度		平成9年度		平成9年度		平成9年度	
	定員 (人)	定員率 (%)	定員 (人)	定員率 (%)	利用延人員 (人)	100人当たり 年間利用日 数	員 (人)	100人当たり 年間利用日 数	定員 (人)	在所者数 (人)
北海道	6,964	1	13,444	1.9	1,119,548	158.8	207,978	29.5	49,472	40,338
青森県	4,544	1.7	4,189	1.6	876,234	333.7	99,262	37.8	33,355	31,347
岩手県	3,907	1.4	4,250	1.5	577,655	205.1	161,979	57.5	22,901	20877
宮城県	2,120	0.8	3,073	1.2	298,196	116.1	138,833	54	14,180	11724
秋田県	3,952	1.5	3,967	1.5	411,495	156.8	131,356	50	17,248	15422
山形県	2,411	0.9	4,266	1.5	419,427	151.8	171,527	62.1	18,221	16177
福島県	3,944	1	4,010	1	467,720	115.5	159,848	39.5	20,965	18199
茨城県	5,754	1.3	4,776	1	458,629	99.7	152,564	33.2	33,950	31842
栃木県	3,760	1.2	3,840	1.2	413,884	130	166,489	52.3	20,431	17711
群馬県	4,180	1.2	3,857	1.1	670,552	195.9	138,634	40.5	34,486	33283
埼玉県	6,521	0.8	8,114	1.1	706,307	91.5	281,939	36.5	60,772	56126
千葉県	5,097	0.8	6,525	1	486,361	75.5	259,266	40.2	55,368	48087
東京都	5,514	0.3	23,612	1.4	3,204,651	190.2	398,052	23.6	152,448	142075
神奈川県	2,699	0.6	6,082	1.3	1,274,856	267.1	243,560	51	32,766	31248
新潟県	6,337	1.3	6,157	1.2	650,805	131.3	406,740	82.1	53,553	46009
富山県	2,900	1.3	2,745	1.3	405,648	186.2	92,832	42.6	22,075	20051
石川県	3,010	1.5	3,015	1.5	580,739	282.3	101,270	49.2	25,115	23081
福井県	2,189	1.4	2,787	1.8	304,541	191.7	48,576	30.6	23,095	21191
山梨県	1,854	1.1	1,998	1.2	207,709	126.9	43,712	26.7	20,151	18170
長野県	4,084	0.9	5,663	1.3	821,387	182.7	268,500	59.7	57,743	49929
岐阜県	4,598	1.3	3,445	1	567,453	163.8	111,759	32.3	37,335	33967
静岡県	4,262	0.7	6,311	1	688,138	112.3	272,570	44.5	33,615	31030
愛知県	6,630	1.1	6,137	1	817,535	134	210,062	34.4	104,276	90135
三重県	3,992	1.2	3,940	1.2	649,256	199.2	124,514	38.2	38,090	33527
滋賀県	1,199	0.6	2,260	1.1	275,188	137.6	95,117	47.5	21,270	18854
京都府	959	0.5	2,680	1.4	337,897	176.9	117,375	61.4	23,498	19505
大阪府	6,497	0.8	8,966	1.2	905,814	118	370,534	48.3	66,194	60015
兵庫県	5,229	0.8	7,674	1.2	857,307	136.1	344,918	54.7	46,593	40908
奈良県	1,492	0.7	3,198	1.5	236,620	108.4	110,907	50.8	22,140	18717
和歌山県	2,521	1.2	3,225	1.5	629,283	297	100,479	47.4	16,030	12679
鳥取県	1,531	1.2	1,725	1.4	357,218	279.6	35,912	28.1	17,260	14456
島根県	1,375	0.8	2,900	1.6	449,463	250.2	88,534	49.3	16,460	15210
岡山県	5,238	1.4	6,074	1.7	709,520	194.9	129,589	35.6	25,065	22474
広島県	3,455	1	5,174	1.5	785,423	223.4	210,092	59.8	35,805	31440
山口県	3,266	1	4,610	1.4	581,621	182.1	162,714	50.9	25,304	23321
徳島県	3,721	2.2	2,525	1.5	572,312	338.4	59,979	35.5	15,590	12972
香川県	2,651	1.3	2,983	1.5	332,827	163.8	114,947	56.6	19,110	17374
愛媛県	3,702	1.2	3,558	1.2	668,062	221	111,963	37	28,791	23265
高知県	1,763	1	3,088	1.7	458,700	252.7	50,587	27.9	25,140	20968
福岡県	7,493	1.6	7,522	1.6	1,185,380	256	94,288	20.4	48,548	44683
佐賀県	2,423	1.4	2,591	1.5	510,648	303	54,661	32.4	18,080	16506
長崎県	3,850	1.3	4,627	1.6	968,408	326.5	91,047	30.7	23,587	22194
熊本県	5,124	1.4	5,708	1.5	934,167	251.4	150,930	40.6	33,381	31371
大分県	3,295	1.3	3,840	1.5	778,116	312	122,472	49.1	13,735	13481
宮崎県	2,855	1.3	3,388	1.5	655,451	289.5	123,128	54.4	26,870	25454
鹿児島県	4,552	1.2	6,517	1.7	1,369,254	356.6	141,929	37	25,040	23618
沖縄県	3,442	2.1	3,885	2.4	774,341	473.1	25,653	15.7	22,536	21815

	社会福祉施設等調査				学校統計		国勢調査	社事業等調査	社事業等調査
	65歳以上人口対10万人あたり老人保健施設定員数	人口10万対特別養護老人ホーム定員数	65歳以上人口10万対老人介護支援センター数	65歳以上人口10万対老人介護施設数	幼稚園在園者数	保育所在所者数	5歳以下人口	延長保育実施施設割合	乳児保育事業実施保育所の割合
	平成10年	平成10年	平成10年	平成10年	平成10年	平成9年	平成10年	平成9年	平成9年
都道府県	人口10万対	人口10万対	人口10万対	人口10万対					
北海道	984.3	1668.5	24.6	31.6	77,296	40,338		15.7	34.5
青森県	1670.7	1594	40.2	44	14,470	31,347		5.7	41.1
岩手県	1306.7	1491.2	28.1	43.5	18,015	20877		25.6	28
宮城県	795.3	1175.6	16.8	28.6	38,119	11724		37.8	47.8
秋田県	1497	1514	26.5	35.6	13,004	15422		23.2	41.1
山形県	850.9	1581	23.8	29.7	15,625	16177		27.5	38.6
福島県	937.6	1002.4	24.1	34.6	36,269	18199		16.7	31.3
茨城県	1217.6	1067.8	19.5	23	46,108	31842		35.6	52.7
栃木県	1110.8	1181.5	22.2	30.8	35,327	17711		29.1	31.8
群馬県	1172.4	1122.7	23.6	33	29,310	33283		17.6	32.2
埼玉県	742.3	1092.2	16.2	25.2	122,836	56126		46.4	44.2
千葉県	723.8	1065.8	12.9	14.8	94,758	48087		58.5	72.3
東京都	291.9	1353.1	9.4	25.3	166,785	142075		27.2	66.4
神奈川県	315.6	1013	14.5	23.3	138,255	31248		22.1	62.3
新潟県	1243.2	1258.4	25.9	35.1	21,085	46009		18.8	26.2
富山県	1306.3	1236.5	24.8	39.2	9,738	20051		24.3	26.6
石川県	1433.3	1435.7	21.9	38.1	9,476	23081		33.2	53.8
福井県	1227.8	1794.4	28.4	39.5	7,292	21191		26.6	38.4
山梨県	1056.6	1237.3	17.5	36.1	10,279	18170		24	45.9
長野県	882.7	1250.1	21.2	50.3	16,892	49929		42.7	19.7
岐阜県	1277.2	976.4	25.6	36.9	26,870	33967		29.4	24.3
静岡県	668.5	1025.8	15.8	20	69,863	31030		22.7	50
愛知県	931.8	956.9	13	27.2	101,678	90135		31	37
三重県	1213.4	1279.6	28.6	33.7	23,655	33527		18.8	33.6
滋賀県	590.6	1137.9	22.7	46.8	17,455	18854		20.6	42.5
京都府	415.8	1203.5	27.7	24.4	33,708	19505		28.1	67.7
大阪府	698.7	1131.7	17.9	27.5	140,086	60015		55.3	78.7
兵庫県	729	1222.4	18.6	28.9	75,225	40908		25.9	43.7
奈良県	597.3	1452	23.8	30.5	21,684	18717		16.1	60
和歌山県	1183.6	1514.1	25.4	43.7	11,815	12679		22.5	16
鳥取県	1186.8	1476.7	27.1	45.7	5,960	14456		16.5	37.4
島根県	755.5	1593.4	30.2	54.9	7,751	15210		25.1	41.9
岡山県	1316.8	1619.7	28.8	29.9	23,942	22474		18.5	50.4
広島県	950.2	1422.5	26.5	32.5	38,804	31440		20.3	34.7
山口県	1001.5	1409.2	30.5	38.8	19,437	23321		18.8	33.5
徳島県	2138.5	1508.6	41.4	50	10,670	12972		13.5	34.9
香川県	1205.4	1474.6	24.4	34.1	16,627	17374		23.1	51.4
愛媛県	1177.1	1202	32.4	36.3	22,308	23265		17.5	25.6
高知県	963.4	1687.4	32.8	43.7	5,722	20968		8.4	28.9
福岡県	1433.2	1411.1	17.1	25.1	70,075	44683		25.2	60.4
佐賀県	1370.2	1585.4	33.9	38.6	11,415	16506		9	63.7
長崎県	1212.4	1547.5	24.7	52.8	21,344	22194		12.4	57.8
熊本県	1304.8	1531.4	32.2	38.6	19,655	31371		29.5	51.5
大分県	1307.5	1543.7	30.6	50	14,978	13481		20	53.7
宮崎県	1182	1510.1	31.6	42.5	12,952	25454		16.3	54.7
鹿児島県	1103.6	1724.6	31.1	39.9	23,343	23618		20.8	20.6
沖縄県	2001.2	2287.8	23.3	30.2	18,168	21815		17.8	63.2

【目的】地域の収入格差と自覚的健康度や死亡率との関係については欧米を中心に複数の研究報告が見られるが、食い違う結果が得られている。日本については先に Shibuya ら (BMJ324:16-19, 2002) による検討で、地域の収入格差よりも地域の収入水準と世帯の収入水準の相対的差異が自覚的健康度に有意に影響している可能性が示唆されている。しかし、この先行研究は経済水準が激しく変動した90年代半ばの単年度のデータを用いた検討であり、得られた結果が異なる年次でも同様に見られるか、それとも経済変動などにより年次ごとに異なる特異な現象なのかをつきとめられていない。そこで本研究では先行研究と同じく国民生活基礎調査の複数年次データを用いて、地域収入格差・地域収入水準・そして世帯収入水準が自覚的健康度に与える影響を再検討した。

【方法】指定統計の目的外使用申請を行い、国民生活基礎調査86、89、92、95、98年の5回の大調査について健康票・世帯票・所得票の個票データを入手した。3票の情報を結合できた15歳以上75歳未満の38万5985件を解析対象とした。健康票にある5段階の自覚的健康度について、これを2値変数（上位2レベルを健康、それ以外を不健康）に変換し目的変数とした。説明変数として年齢・性別・婚姻状況（離婚の有無）に加え、世帯所得（課税前所得を世帯員数の根で割り込み世帯サイズ補正を施した）、都道府県ごとの収入中央値、そして都道府県ごとの収入格差（Gini係数）を主たる説明変数とした。なお世帯所得と収入中央値については、2000年を参照点とした消費者指数リンク係数（総務省HPを参照）で補正し2000年時の値に換算した。これに年次のダミー変数と、地域ごとの非特異的差異を吸収するために全国12地域ブロックをダミー変数としたものをモデルに加えた。都道府県レベルと個人レベルの変数を含むことから、Generalized Estimation Equationを用いて推計を行った。統計処理はSUDAAN (Release 7.5.6, Research Triangle Institute, NC) を用いた。

【結果】年次ごとの解析では、先に報告された地域収入水準と世帯収入水準の相対的差異による影響は95年だけに見られた特異な現象であることが確認された。そこで5年分をまとめて解析した結果、1) 都道府県ごとの収入格差（Gini係数）は自覚的健康状態に有意に負の関係を示した、2) Gini係数の影響は性との有意な交互作用が認められ、男性では有意な負の関係を示すが女性では有意な関係を見なかった、3) 一方都道府県ごとの収入水準は、年次との交互作用を含めたモデルで有意な負の関係を示した、3) 収入水準と年次の交互作用は、年齢によって有意に異なり、高齢者でより影響が強いことが示唆された。

【考察】地域の収入格差状態と、個人の相対的収入格差で自覚的健康度との関連が異なることから、両者が異なるメカニズムで自覚的健康に影響していることが示唆された。

経済格差による健康影響の年次変動

～国民生活基礎調査の解析結果から～

帝京大学・医・衛生公衆衛生 橋本英樹

本研究は平成13年度厚生科学研究補助  
統計情報高度利用研究事業により行われた。

Multi-level analysisを行った先行研究。

Authors	year	design, outcome	inequality
Fiscella & Franks.	1997	Longitudinal, survival.	NS
Kennedy, et al.	1998	C/S, self-rated health.	○
Soobader, et al.	1999	C/S, self-rated health.	△
Mellor&Milyo,	2000	C/S, self-rated health.	NS
Lochner, et al.	2001	Longitudinal, survival.	○

問題点:

- ・「地域」集団の大きさ(州・群・市)
- ・格差の測定方法の違い。(Gini係数ほか)
- ・地域平均(ないし中央値)収入をいれたかどうか。
- ・非特異的地域差の除去(地域別ダミー変数)をいれたか。

論点

1. 経済状態のなにが影響するのか?

Wagstaff, et al. Annu Rev Public Health, 2000.

絶対収入仮説=個人収入の絶対値  
相対収入仮説=個人収入の地域内相対値  
収入格差仮説=地域内格差そのもの

→ Shibuya, et al. BMJ 2001 では相対仮説支持?  
(地域収入水準が高いほど不健康)

2. 安定した現象か?それとも地域・時代によりけり?

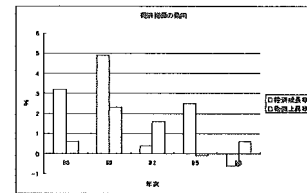
米国・英国のデータ  
南米データ  
アジア、ヨーロッパ、北欧、東欧、ロシアは?  
台湾のパネルデータ(GDPとGINI)

研究目的・仮説

1. (引き続き)絶対・相対・格差のどれがあてはまるか。
2. それらの健康影響は定常的なものか否か。
3. 定常的でないとしたらどのような変化が見られるか。

年齢  
コホート  
年次  
性差

特に80年代後半から  
90年代は経済激動期



対象と方法

データ: 国民生活基礎調査 大調査年の個票  
(86, 89, 92, 95, 98年)

健康票 → 自覚的健康度(アウトカム)  
世帯票 → 年齢・性別・婚姻状況  
所得票 → 世帯員数調整収入(課税前所得÷√世帯員数)  
都道府県別にmedianとGini係数を算出

分析1: 各年次ごとに分けて先行研究にならったモデル

個人レベル変数=年齢・性・婚姻・世帯収入  
集団レベル変数=収入中央値・Gini係数  
全国12地域ブロックのダミー変数(非特異的影響除去のため)

分析2: パネルデータとしての分析

年次と生まれコホートのダミー変数を追加  
世帯収入と収入中央値は消費者物価指数で2000年相当値に換算  
交互作用項を検討

統計解析: 多階層ロジットモデル(GEE) (SUDAANによる)

結果1

研究対象の特性

	SEX	Male			Female			GINI	Income (m ¥)
		16-34	35-59	60-75	16-34	35-59	60-75		
Y	86	14,194	22,021	6,633	15,451	22,867	8,657	0.333	285
E	89	14,392	22,624	7,665	15,405	23,242	9,742	0.345	319
A	92	11,493	17,578	6,973	12,356	18,252	8,539	0.353	366
R	95	12,360	17,946	7,861	12,724	18,757	9,354	0.357	411
	98	10,635	15,358	7,774	10,873	16,039	8,900	0.360	419

## 結果2

### 年度別の分析結果(自覚的不健康に対するオッズ比)

年次	世帯所得 (100万円あたり)	県所得中央値 (100万円あたり)	県所得Gini係数 (Gini係数0.01あたり)
86	0.963 [0.945-0.982]	0.978 [0.773-1.239]	1.014 [1.008-1.021]
89	0.955 [0.940-0.969]	1.013 [0.869-1.181]	1.006 [0.999-1.013]
92	0.980 [0.967-0.994]	0.887 [0.757-1.040]	1.001 [0.997-1.009]
95	0.972 [0.960-0.985]	1.189 [1.021-1.383]	1.024 [1.015-1.033]
98	0.958 [0.946-0.970]	0.944 [0.804-1.108]	1.000 [0.994-1.008]

\* 年齢・性・婚姻状況・地域ダミーで調整済

## 結果3

### パネルデータ分析結果(自覚的不健康に対するオッズ比)

年次 (1998を参照点)	オッズ比 [95%信頼区間]
86	0.897 [0.843-0.955]
89	0.912 [0.868-0.959]
92	0.799 [0.765-0.835]
95	0.778 [0.745-0.812]
生まれコホート(1965以降を参照点)	
1910-1924	2.984 [2.729-3.263]
1925-1944	2.110 [1.967-2.263]
1945-1964	1.371 [1.294-1.453]
世帯所得(100万円あたり)	0.964 [0.958-0.970]
県所得中央値(100万円あたり)	1.023 [0.954-1.096]
県所得Gini係数(係数0.01あたり)	1.009 [1.005-1.012]

\* 年齢・性・婚姻状況・地域ダミーで調整済

## 結果4

### パネルデータ分析 ~ 交互作用の検討 ~

交互作用項 P<0.003を基準に

	年齢	生まれコホート	年次	性	婚姻状況
世帯所得	NS	NS	NS	男でよりOR低下	離婚者でよりOR低下
県所得中央値	若年でOR増加	65以降でOR増加	メインはNS, 86-89でOR低下	NS	NS
県所得Gini係数	NS	NS	NS	NS	NS

## 結果のまとめ

1. 世帯収入は年次によらず高いほど自覚的健康度は良い。
2. 県収入中央値は年次によって影響が変動する。
3. 県収入格差は年次によらず高いほど自覚的健康度は悪いが、有意性は年次によって異なる。
4. 世帯収入は性・婚姻状況などにより影響が異なる。
5. 収入中央値は年次・年齢・生まれコホートなど時間の経緯に関する変数と有意に交互作用を認める。
6. 収入格差では有意な交互作用を認めず。

## 考察

### 1. 世帯収入と健康の関係

絶対収入仮説に沿う。  
資源・power・社会的地位との関係。

### 2. 所得中央値と健康の関係

方向性の逆転(水準が高いほど健康状態はいい?)。  
地域ダミーを入れると逆転する。  
(世帯収入-中央値)=相対仮説?  
メカニズム=relative deprivation, status incongruence。  
消費社会活動が活発な層で強く見られることと一致。

### 3. 所得格差と健康の関係

世帯収入と似た振る舞い。  
なにを見ているのか。。。

## 本研究の限界と今後の検討課題

- ・ 県を単位とすることの妥当性。
- ・ 職業や就労状況の検討、特に失業世帯。
- ・ 県単位のエコロジカル変数との関連の検討。

## 結論

- ・ 自覚的健康度と経済状態との関連を検討した。
- ・ 世帯所得は有意に健康度に関連し絶対仮説を支持。
- ・ 所得中央値は年次に応じて変化し、心理的メカニズムを通じた相対仮説に沿う。
- ・ 所得格差が何を意味しているのかについて、理論的に再検討する余地があると思われた。



## 養育・介護による世帯負担と自覚的健康度の関連

帝京大・医・衛生公衛 橋本英樹

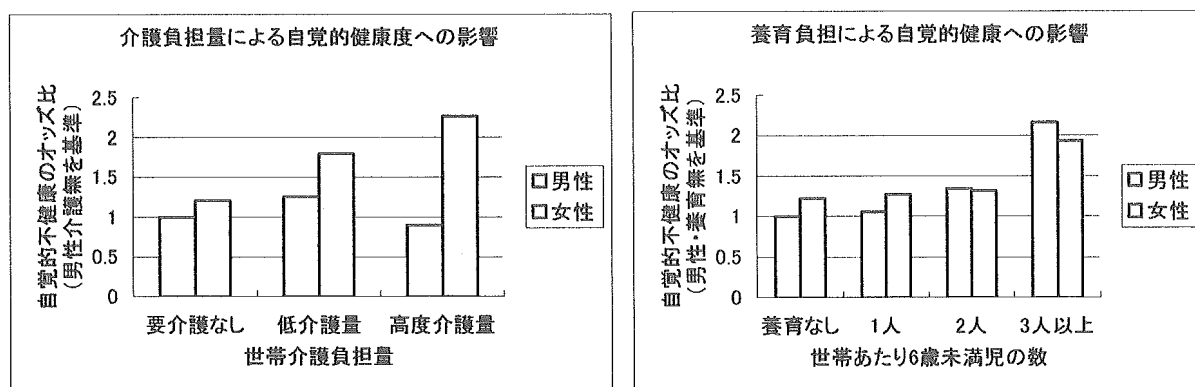
【背景・目的】核家族化・少子高齢化に伴い、家庭機能の相対的低下が生じ、介護や育児などを支える社会的システムが必要とされている。一般に養育・介護などの負担は性役割と密接に結び付けられ、主に女性に過重負担が生じていることが症例報告や介護者を対象とした限定的調査などで明らかにされているが、地域住民集団で実証的に検証されていない。そこで本研究では、こうした性的役割と結びつきやすい世帯の養育・介護負担が、年齢や家族構成などを補正した上で、自覚的健康状態にどのように影響しているか、それが男女でどのように異なるかを実証的に検証することを目的とした。

【方法】平成10年国民生活基礎調査の世帯・健康票個票を目的外使用申請を行い入手した。世帯内の6歳未満の幼児の数（世帯養育負担量、なし・1・2・3人以上）、3段階の身体状況について重み付けした世帯の要介護者数を世帯ごとに養育・介護の負担量を示す変数として作成した。6歳以上で介護を要しないものを対象として(N=247,662世帯、636,752人)、自覚的健康状態の5段階を2値変数（「あまりよくない」、「よくない」を不健康=1とした）に変換し、年齢、婚姻状況、家族構成（7分類）などを調整した上で、性別と上記2種の世帯負担量との交互作用項を含むGEEロジスティック回帰分析を行った。

【結果】介護・養育両負担量ともに、年齢・婚姻状況・家族構成を補正してなお自覚的健康状態に負の影響が見られた。また性別と負担量の交互作用項は介護負担において有意で、男性に比べ、女性において負担による健康影響格差が大きく見られた。一方養育負担量については、性別による養育負担の健康影響の格差は有意ではなかった（図1・2を参照）。

【考察】家庭機能を支える社会的システムの充実、介護を受ける者のみならず介護・養育を担う一般住民の健康に大きく寄与しうることが実証的に示された。また性的役割による負担影響の格差の存在は、両者が異なる社会的性格を持っていることを示唆すると同時に、負担の公平化を図る社会的整備の必要性が示していると考えられた。現在世帯所得の影響も考慮した再分析を進めており、発表当日はその結果を含めた考察を展開する。

図. 性別による介護（左）・養育（右）負担の健康影響



## 養育・介護による世帯負担と自覚的健康度の関連

帝京大学・医・衛生公衆衛生 橋本英樹

本研究は平成14年度厚生科学研究補助  
統計情報高度利用研究事業により行われた。

## 問題意識

高齢化による介護負担の増大・少子化傾向拍車  
→ ゴールドプラン、介護保険による社会化、“少子化対策”

家族構成の変化  
家族制意識・規範の影響  
性的役割の社会化

e.g. 主たる介護者の女性比率  
介護負担の男女差

→ 世帯・地域の特性と介護・養育負担の健康影響  
介護保険導入などの政策のマクロ影響は？

介護保険導入前後での比較

## 研究目的

1. 養育・介護などの負担と世帯構造や収入との関係
2. 養育・介護負担と健康状態との関連
3. 上記関連の男女差についての検討。

これらを介護保険制度導入前後で比較検討する。  
今回は予備的検討として介護保険前について報告。

## 対象と方法

世帯および個人レベル変数

国民生活基礎調査 1998年大調査年個票

健康票 → 自覚的健康度(アウトカム)  
世帯票 → 年齢・性別・婚姻状況・就労状況・要介護可否・世帯構成  
所得票 → 世帯員数調整収入(課税前所得÷√世帯員数)

養育負担 = 世帯あたり6歳未満児の数  
介護負担 = 世帯あたり要介護者の人数(重たきりに重み付け)

3票が突合できたもののうち  
6歳以上75歳未満で、要介護状態にないものについて検討。  
(男性 38,618人、女性 40,540人 計 79,158人)

## 対象と方法(つづき)

Contextual 変数(都道府県別)  
養育関連=延長保育・乳児保育実施施設比率  
(平成9年 地域児童福祉等調査)  
介護関連=65歳以上人口10万あたり  
特養・保健施設定員  
介護支援センター・日帰り介護施設定員  
(平成10年 社会福祉施設等調査)

## 分析

- ・ 自覚的健康感(不健康=1、健康=0)を被説明変数とするマルチレベル・ロジスティック解析
- ・ Contextual変数はランダム効果として投入。

## 結果1

### 年齢・性別の人数と自覚的不健康率

	5-14	15-24	25-34	35-44	45-54	55-64	65-74
男性	4,781 2.7%	5,527 4.6%	5,187 7.6%	5,385 8.4%	6,557 9.4%	5,544 13.2%	3,871 17.3%
女性	4,651 2.9%	5,433 6.7%	5,621 8.9%	5,557 10.1%	6,883 12.0%	5,937 14.9%	4,679 20.6%

結果2

年齢・性別の平均世帯人数、収入(万円)  
世帯あたり6歳未満児数、要介護者数

	5-14	15-24	25-34	35-44	45-54	55-64	65-74
男性	2.5	2.7	2.7	2.5	2.8	2.8	2.7
	359	410	412	396	488	473	371
	0.38	0.06	0.55	0.40	0.05	0.10	0.10
	0.04	0.05	0.04	0.06	0.06	0.06	0.06
女性	2.5	2.8	2.7	2.5	2.9	2.6	2.6
	364	424	389	392	492	402	339
	0.36	0.09	0.70	0.24	0.04	0.13	0.08
	0.04	0.06	0.03	0.05	0.06	0.06	0.06

結果3

世帯構造別の収入(万円)  
世帯あたり6歳未満児数、要介護者数  
不健康の訴え率

	補正後世帯収入(万円)	<6歳児数	要介護者数	不健康率
単独	280	0	0.01	14%
夫婦のみ	407	0	0.04	16%
夫婦と子	431	0.41	0.02	8%
一人親と子	298	0.08	0.06	13%
三世帯	419	0.43	0.16	10%
その他	409	0.10	0.18	15%

結果4 自覚的不健康と養育・介護負担

	オッズ比	95%CI		
年齢	1.02	1.01	1.02	
性	1.17	1.10	1.25	
収入(1万あたり)	0.99	0.99	0.99	
就労状態				
就労あり	1.00			
主婦	1.24	1.14	1.35	
学生	0.94	0.82	1.07	
その他	1.47	1.37	1.56	
世帯構造				
単独世帯	1.00			
夫婦のみ	0.95	0.83	1.07	
夫婦と子	0.93	0.82	1.04	
一人親と子	1.16	0.98	1.36	
三世帯	0.78	0.69	0.88	
その他	0.89	0.77	1.01	

結果4 自覚的不健康と養育・介護負担(つづき)

	オッズ比	95% CI	男性	女性
6歳未満児数				
0	1.00			
1	1.00	0.89 1.12	0.98(0.85-1.13)	1.01(0.89-1.14)
2	1.10	0.95 1.28		
3以上	1.09	0.70 1.69	1.21(1.03-1.42)	1.01(0.80-1.30)
要介護者数				
なし	1.00		1.23(0.75-2.01)	0.98(0.50-1.91)
寝たきりでない	1.65	1.27 2.16	1.30(0.79-2.14)	1.90(1.40-2.59)
寝たきり一人以上	1.53	1.30 1.79		
入院入所者数				
なし	1.00		1.51(1.14-1.99)	1.55(1.26-1.89)
1	1.00	0.83 1.21	0.82(0.60-1.14)	1.15(0.95-1.39)
2以上	1.46	0.67 3.18		
			0.88(0.26-2.97)	2.03(0.93-4.44)

結果のまとめ

1. 養育・介護の世帯負担と、世帯構造、年齢層、収入などとの間に予想された関係が確認された。
2. 在宅の介護負担や入院入所者に伴う負担と自覚的健康の間に用量反応関係が認められた。
3. 男性と女性とで養育と介護で異なるパターンが見られた。  
→ 養育と介護で性的役割の社会化のパターンが異なることが示唆される。

本研究の限界と今後の検討課題

- ・ 世帯構造や収入レベル、役割などの相互依存関係
- ・ 地域性の検討(収入レベルや世帯構造、その影響の違い)
- ・ 世帯構造の妥当性(同居・別居などの判別)
- ・ 県単位のcontextual変数の妥当性。

結論

- ・ 介護負担について用量反応的に自覚的健康度との関連を認めた。

## 世帯所得・世帯構造・地域福祉資源と高齢者の非自立状態との関連

橋本英樹<sup>1</sup> 山岡和枝<sup>2</sup> 田宮菜奈子<sup>3</sup> 矢野栄二<sup>1</sup>

<sup>1</sup> 帝京大 医 衛生公衆衛生 <sup>2</sup> 国立保健医療科学院 技術評価部 <sup>3</sup> 筑波大大学院 人間総合科学研究科

【目的】高齢者の自立・非自立状態と、世帯構成や収入などの世帯の社会経済的要因の影響を検討すること。

【対象と方法】平成10年国民生活基礎調査の世帯票・健康票・所得票について個票の目的外申請を行った。3票すべてが突合できた90048人のうち、65歳以上の15967人を対象とした。在宅介護が必要なものと現在入院・入所中であるものを合わせて非自立とし、これを目的変数とした。説明変数として年齢・性別・世帯構成・世帯内の20歳以上の成人数、世帯所得（世帯員数の平方根で割って補正し、これを4分値でカテゴリー化した）を個人レベル変数とした。世帯所得の県別中央値と所得格差（Gini係数）を地域レベル変数とした。また平成10年社会福祉施設等調査の公表データから、県別に65歳以上人口10万あたりの特別養護老人ホーム定員数・老人介護支援センター数・老人日帰り介護施設数を得て、これも地域レベル変数とした。Generalized Estimating Equationを用い非自立を予測する因子を検討した。

【結果】平均年齢は73.6±6.8歳（65から100歳）、女性が57.5%を占め、世帯構成は、夫婦のみが32.2%と最も多く、3世代が30.8%、単独世帯は12.5%だった。補正済世帯所得の中央値は約281万円だった。全体の7.6%にあたる1214人が非自立に分類された（75歳未満3.9%、75歳以上13.4%）。家族構成別では、夫婦のみで4.6%に対し、三世代世帯で10.1%だった。所得では最低4分位で非自立割合は7.6%だったのに対し、最高4分位では8.9%だった。地域変数を含めた多変量解析の結果、高年齢・男性が有意に非自立と関連し（ $p<0.001$ ）、3世代世帯では、単独世帯に対し非自立のオッズ比は95.3（CI；66.8-135.8）であった。所得と世帯構成に有意な交互作用が見られ（ $p<0.01$ ）、単独・夫婦のみ世帯では所得が高いと非自立割合が低いのに対し、3世代世帯ではその逆の傾向が見られた。地域福祉資源量・所得中央値・格差係数とは有意な関連は見られなかった。

【考察】高齢者の自立状況と世帯構成・所得に密接な関連が見られた。単独・夫婦のみ世帯では非自立を回避するための資源を調達する能力が所得に依存している可能性がある。一方、インフォーマルケアにより代替が利きやすい3世代世帯では、高所得でないと家族介護をまかなえないことを反映していると考えられた。介護保険の見直しにあたり、世帯構成や所得水準ごとに適切なサービスを検討する必要があることが示唆された。

# 1 年間の要介護度の変化に影響を及ぼす要因 —H13 国民生活基礎調査から

田宮菜奈子<sup>1</sup> 橋本英樹<sup>2</sup>  
1 筑波大大学院 人間総合 医学系  
2 帝京大 医 衛生公衆衛生

【目的】在宅高齢者における1年間の要介護度の変化に関連する要因を明らかにする。【対象と方法】平成13年国民生活基礎調査の世帯票・介護票について目的外申請を行って得た個票をもとに、両票がリンクできた者(4534人)のうち、65歳以上で介護保険認定を受け、かつ調査実施1年前の介護認定情報が得られた在宅高齢者(3373人)を分析対象とした。介護度の変化から改善・不変群と悪化群に分類し、高齢者本人の状況(介護度、病名、要介護期間)、介護の状況(介護者の性、続柄、介護に要した費用)、サービス利用状況(介護保険による在宅サービス利用の有無)、世帯所得を比較した。単変量比較には連続量にはt-検定を、離散量にはカイ二乗検定を用い、その結果で有意性の高かった要因をもとに、介護度の改善・不変および悪化を従属変数とした変数増減法多重ロジスティック分析多変量解析を行った。

【結果】介護度不変は2203人：65%、改善351人：10%(うち1度改善9%、2度改善1%)、悪化819人：24%(うち1度悪化19%、2度悪化3.7%)であった。改善・不変群2554人および悪化群819人の2群に分け比較分析した。単変量比較で悪化と関連していたのは、高齢、高介護度、要介護期間が短い、配偶者以外が介護、高収入であり、要介護状態の原因疾患が痴呆、感覚障害(聴覚・視覚障害)、老衰、パーキンソンであり、サービス利用ではデイサービス、福祉系ショートステイ、医療系ショートステイ利用者であった。多重ロジスティック分析の結果、高介護度、要介護期間が短い、配偶者以外が介護、要介護状態の原因疾患が痴呆またはパーキンソン、デイサービス利用ありが、他の要因の影響を考慮しても介護度の悪化に有意な影響をおよぼしていた。【考察】年齢などの多要因を考慮しても配偶者が介護者の場合に有意に悪化が少なかったことは着目すべき結果である。高齢者介護において配偶者の介護がより質の高いものである可能性を示唆し、老々介護の支援が重要であることを示すと考えられる。要介護の原因疾患では、痴呆、聴覚・視覚障害に悪化が多く、これらの疾病における悪化への対策が必要であろう。また、介護期間については、1年の観察の場合では原疾患発症後直後のADL低下が影響したと考えられ、発症後早期の介護悪化予防の重要性を示すとも考えられる。利用サービスの結果については、施設入所者が対象となっていないため生じた可能性があり、解釈には検討を要するところである。本研究は平成15年度厚生労働科研政策科学推進研究事業(主任研究者、橋本英樹)によって補助を受けた。

付帯資料；

社会疫学概念と内外の研究について

## 1. 社会疫学概念形成

Social epidemiology なる概念は 1990 年代に確立され、わが国においては「社会疫学」という訳語が当てられている。2000 年に発刊された同名の教科書で、Berkman と Kawachi は社会疫学を「健康状態の社会内分布と社会的決定要因を研究する疫学の一分野(筆者訳、p6)」(1) と定義している。一方で彼らは「社会疫学の中心的問いである、社会的状況がどのようにして個人ならびに集団の健康や疾病の分布に影響するのか、は公衆衛生の黎明以来の課題であるが、この問いを疫学の視点を通して再検討するようになったのは比較的最近の現象である(同、p10)」とも述べている。

21 世紀に入り、貧困・階級差別などの社会的問題は開発途上国においてはもちろん、先進諸国においても依然として存在する。英国や米国において貧困層と富裕層の健康状態の格差が拡大したことが政策的にも問題視されはじめ、それが社会疫学の確立を促進させる社会的背景となったことは否めない。

## 2. 社会疫学研究の具体例

様々な研究が社会疫学の範疇に数えられている。以下に社会疫学の確立に寄与した代表的な研究をあげる。いずれも社会疫学とはなにかを考える上で重要な示唆に富んでいる。

### a) 社会心理学的要因とストレスに関する研究

Berkman,ら(2)は米国カリフォルニア州アラメダ郡で行ったコホート研究で、社会的ネットワークが全死因死亡率と用量反応関係にあることを示した。(図1)社会的関係と健康の関連を扱う研究の先鞭をつけた。職域では Karasek (3)により、自己裁量が与えられず仕事負荷の多い職種で、心疾患などの身体的疾患が高率に生じることが示されている。

b) 文化による健康影響に関する研究

Marmot と Syme らによるいわゆる Ni-Hon-Sun 研究 (4) では、日本人、ハワイとカルフォルニアの日系移民で虚血性心疾患死亡率がこの順番に高いことがつきとめられた。食餌の西洋化によるものと単純に解釈されているが、日本特有の共同体意識が米国の個人主義的文化によって文化喪失 (acculturation) され、生活習慣のみならず、広く社会・心理・経済的環境を変化させた結果と解釈されるべきである。文化喪失の問題をより直接あつかった研究に Bruhn らの Roseto 研究がある。(5)

c) 社会階層と健康に関する研究

Whitehall 研究は、Marmot らの英国研究チームによる大規模コホート研究である。(6) 英国では職階が社会的階級とほぼ同列に位置づけられており、公務員の職階別に死亡率を検討した結果、上層階級から下層階級にかけて死亡率のきれいな勾配が検出された。(図 2)

d) 経済的水準や格差に関する研究

このラインの研究で最も有名なのが Wilkinson による国際比較相関研究である。GDP が高い国ほど平均余命が高く、国内の収入格差が大きい国ほど死亡率が高いことを示した。(7) (図 3) 経済的生活水準の絶対的レベルが影響するのか、それとも相対的レベルが響くのかという論争を巻き起こし、その後 90 年代後半に次々と発表された諸研究の先鞭をつけた。(8)

e) 社会的差別に関する研究

高血圧の人種格差を人種差別の視点から検討したのが Krieger らによる研究である。(9) 米国では人種や収入により居住区がきれいに分かれている。Fang らによる横断研究では、居住区の違いが全死因死亡率に有意に影響していることが示された。(10)

f) 生涯リスクファクター (lifetime risk factor) に関する研究

上述した社会経済要因の影響は点曝露ではなく、人が生まれたときからその健康

影響が出る成人期まで続く慢性曝露として影響するはずである。現在英国や北欧など長期間コホートデータが存在するところでの研究が主に発表されている。

これらの研究が発表されてから、多くの研究が国内外で進められるようになってきている。

### 3. 社会疫学に必要な概念

このように社会疫学と一口にいても一見様々な研究が含まれる。しかしそれらにはある共通した概念があり、それが社会疫学という分野を特徴づけている。

#### a) 個人と集団

Rose (11) は、近代疫学が個人レベルの因子（遺伝子型、生活習慣、人口学的特徴など）により疾病の発生を説明しようとしてきたことについて指摘した後、それが見落としてきたものとして、異なる集団の疾病リスク分布そのものがなぜ異なるのかを問う視点が重要であることを強調した。そこから予防医学のあり方としてハイリスクアプローチと集団アプローチの二つを対比させた。

#### b) 社会生態学的視点

人の健康を個人・家族・近隣・地域・国家という、同心円状の社会構造の中で捉え、各レベル間の相互作用を前提とする視点である。(12) かつて米国の健康教育研究では生活習慣行動を個人の資質と限定的に捉え、習慣改善のための認知行動学的教育介入がなされた。しかし 80 年代に入ってその限界性が指摘され、人の行動や健康を個人レベルの問題から、社会環境との複合問題として捉えることが提唱された。その際の理論的根拠とされたのが社会生態学的モデルである。また生活習慣概念の欠点を克服したのが健康増進 (Health Promotion) 概念である。

こうした基本的概念に加えて、研究テーマにより、生物学・医学だけに留まらず、社会学・経済学・心理学・行動科学など関連する学際的な各理論に依拠した仮説設定が必要となる。



#### 4. 社会疫学に必要な手法論

社会疫学も疫学を名乗る以上、疫学の手法論に従ったものでなくてはならない。一方、集団と個人の二つのレベルを意識するためにいくつか特徴的な手法に依拠することが多い。

##### a) 相関研究（生態学的研究）

集団レベルの変数を用いた分析研究である。いわゆる生態学的誤謬（Ecological fallacy）の元凶として扱われ価値の低い研究と思われがちだが、社会疫学においては集団そのものを分析単位として分布の違いなど検討することが必要となる場合があり、その価値は決して低くない。生態学的研究が必ずしも生態学的誤謬につながるわけではなく、限界をわきまえて用いれば、仮説形成的な研究などにもつながる。

##### b) 多階層分析

生態学誤謬は、分析に用いる変数のレベルが集団レベルであるのに、因果関係を個人レベルで論じるために生じる誤謬である。より細かく見れば集合バイアス、個人レベル変数による交絡バイアス、そして変数妥当性の3つの問題に分けて議論できる。(13) このうちの集合バイアスと交絡バイアスを克服するには、個人レベルと集団レベルの両方の変数を含めた多階層データが必要になる。レベルの異なる変数を取り扱うには、大きく分けて **conditional approach** と **marginal approach** がある。前者はいわゆる混合モデルとかランダム係数モデルと呼ばれるもので、集団と個人レベルそれぞれの分散推計を提供する。一方 **marginal approach** では、変数のランダム効果を平均化して取り扱うのでグループ間分布の検討などはできないが、固定効果の推計値は前者とほぼ同じものを与える。いわゆる **Generalized Estimating Equation(GEE)**がこれにあたる。それぞれ既存の統計ソフトで対応するものがある。

##### c) 共分散構造分析

社会構造が健康に直接影響するのか、それとも生活習慣行動などを介して影響するのかなどが議論となる。その際に仮説として因果経路を想定し、それを検定す

ることが必要となる。その場合共分散構造分析が用いられる。既存の専用ソフトに加え、近年多階層分析を行えるものも発表されている。

## 5. 社会疫学の問題点・課題

これまで述べてきたように、主題的にも手法論的にも社会疫学研究は急速に発展してきているが、その過程で克服すべき問題にもいくつかぶつかってきている。

### a) 社会構造因子間の交絡

社会疫学では人種、社会階層、所得、教育などいわゆる社会経済学的地位 (Socio-Economic Status) が曝露因子として取り扱われるが、これらは独立変数ではなく互いに関連している。特定の人種が差別などのために低水準の教育機会しか得られず、結果として階層の低い職業につき、低い水準の所得に留まる。このように、これらの変数の間にすでに因果関係が存在するなら、人種を補正して社会階層の影響や所得の影響を検討することは過剰補正になってしまう。その場合、人種に始まる社会的選択過程そのものをモデルに組み込むような分析手法が必要になってしまう。逆にこうした因果関係を想定しないのであれば、補正は妥当となる。このように社会構造因子の間にどのような理論的相関を想定するかにより、分析中の取り扱いが大きく異なってくる。

### b) 分析変数の理論的精緻化

上述した問題と深く関係するのが、人種 (Race/ethnicity) とか性・年齢、社会階級と呼ばれるものがいったい何なのか、という根本的な問題である。従来疫学研究では、性や年齢は自明のもの・基本的な交絡因子として、無条件に補正の対象となってきた。そこには性=性染色体あるいは性ホルモンなどの生物学的性質という暗黙の前提があり、改めて議論されることもなかった。しかし性 (sex) の違いは社会的機会や役割の違いと密接に関係しており、それはジェンダー (gender) という別の用語でもって現象把握されている。社会疫学において「性」はもはや自明のものではなく、仮説を構築する場合に理論的に定義しなおすことを要求されるようになる。(15) さらに英国では主に職種が、米国では収入や教育歴などが社会階層を分ける変数としてよく用い

られているが、果たして日本においてなにが社会階層を反映する変数なのかについては、社会学での知見をもとに吟味する余地が多分に残されている。

#### c) 因果メカニズムの理論構築

疫学は曝露と健康アウトカムの因果関係を求めるためのロジックを提供する学問である。どのような因果メカニズムを想定するかについては、これまで **host-agent-environment** モデルや **web of causation** モデル、**bio-psycho-social** モデルなどが提供してきた。これらは感染症、慢性疾患、そしてストレス性疾患などの発生メカニズムを説明するための基盤を、それぞれ提供してきた。社会疫学でもこれに該当する新しい因果メカニズム理論を必要としている。社会疫学では社会学や社会心理学理論に依拠するといっても、これらは社会疫学そのものの理論とはなりえない。現在の社会疫学研究は新しい因果モデルを模索するための探索的試みの段階にあるといえるだろう。

#### d) 理論と実践の関係

社会疫学に限らず疫学全般について言えることだが、研究と公衆衛生的・保健政策的な実践活動の位置関係が特に社会疫学では問題となる。社会的不平等を是正する実践的活動と直接結びつけることを主張するものもある一方、実践と研究と一線を画そうとするものもある。しかし理論を持たない実践は評価に耐えず、一方現場の問題意識から乖離した机上の研究は無意味である。疫学は理論と実践を両輪とする公衆衛生の軸を形成する。社会疫学においても理論と実践をどう位置づけるのかについて議論を深める必要がある。

## 6. まとめ

社会疫学は公衆衛生において古くから議論されてきた人の健康と社会との関連を、新しい視点と新しい手法で解明しようとするものである。ある意味で、公衆衛生の原点に立ち戻って疫学研究を展開しようとする試みともいえる。個人の生活習慣変容と、社会環境整備の両面を通じて健康増進を図ることの重要性が健康日本21でも謳われているが、社会

疫学はまさに個人の特性と社会構造が及ぼす複合的な健康影響を科学的に解明しようとする疫学的取り組みそのものである。

#### 引用文献

- (1) Berkman L, Kawachi I, eds. *Social Epidemiology* Oxford University Press, 2000.  
これと並び代表的教科書として Marmot M, Wilkinson R. *Social Determinants of Health* Oxford University Press, 1999 (邦題 21世紀の健康づくり 10の提言—社会環境と健康 西三郎・鏡森定信訳 日本医療企画)
- (2) Berkman LF, Syme L. Social networks, host resistance and mortality: A nine-year follow-up study of Alameda County Residents. *Am J Epidemiol.* 1979; 109:186-204.
- (3) Karasek R, Theorell T. *Healthy work: Stress, productivity, and the reconstruction of working life.* Basic Books, 1990.
- (4) Marmot, MG, Syme SL, Kagan A, et al.. Epidemiological studies of coronary heart disease and stroke in Japanese men living in Japan, Hawaii, and California. *Am J Epidemiol.* 1975;102:514-525.
- (5) 以下の書籍で簡潔な紹介がある。Kawachi I, Kennedy B. *The Health of Nations: Why inequality is harmful to your health.* The New Press, 2002 の第7章参照。
- (6) Whitehall I は Marmot MG, Rose G, Shipley M, et al. *Employment grade and coronary heart disease in British civil servants.* *J Epidemiol Community Health* 1978;32:244-249. など。Whitehall II については Marmot MG, Davey Smith G, Stansfeld S, et al. *Health inequalities among British civil servants: the Whitehall II Study.* *Lancet* 1991;337:1387-1393. など。併せて Black D, Morris JN, Smith C, et al. *Inequalities in Health: The Black Report: The Health Divide.* London: Penguin Group, 1988. も参照。
- (7) Wilkinson RG. *Income distribution and life expectancy.* *BMJ.* 1991;304:165-168.