

第7章 身体的・精神的健康度と所得 ——雇用政策・制度の影響

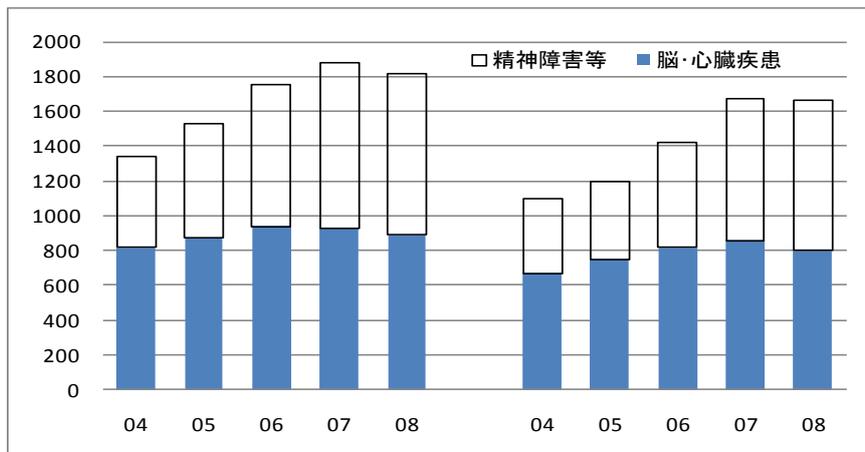
河井啓希

第1節 はじめに

我が国は1990年以降、長期停滞の状況に陥っているが、不況の長期化に伴い、企業のリストラによる失業者の増加や雇用形態の変化が労働者の健康を悪化させているといわれる。

労働者の健康悪化を示す統計として厚生労働省の労災申請件数と認定件数の推移を見よう。

図7-1 労災の申請件数、認定件数（2004-08年）



注：左側が申請件数の推移、右側が認定件数の推移

出所：厚生労働省「脳・心臓疾患及び精神障害等に係る労災補償状況について」

第2部 データに見る貧困からの脱出

表 7-1 年齢別労災認定件数

	脳・心臓疾患		精神障害等	
	請求件数	特性値	請求件数	特性値
-19	0	0.000	4	0.299
20-29	24	0.160	224	1.435
30-39	98	0.486	303	1.442
40-49	217	1.172	239	1.238
50-59	327	1.702	132	0.659
60-	223	1.511	25	0.162

注：特性値は労働力調査の年齢シェアで標準化したもの

出所：厚生労働省「脳・心臓疾患及び精神障害等に係る労災補償状況について」

図 7-1 を見ると労災の申請件数、認定件数がともに増加していることが分かるが、その内訳をみると、過労による脳出血や心筋梗塞などの労災申請数は横ばいだが、仕事上のストレスによる精神疾患の労災申請数が 5 年間に倍増していることが分かる。

さらに表 7-1 を見ると過労からくる脳・心臓疾患による労災は 40～60 歳代の中高年に多いのに対してストレスからくる精神障害等による労災は 20～40 歳代の若壮年に多いという特徴がある（他にも前者は運輸業の作業者が多いのに対して、後者は製造業の事務労働者が多いという特徴がある）。

ストレスによる精神障害のなかでも特に増加しているのがうつ病の患者数である。保険代理店大手のアドバンテッジリスクマネジメントが提供する企業向け長期保険の契約者を対象に実施した調査（2005 年）では、30 日以上会社を休業した長期休業者のうち、62%がうつ病を中心とする精神疾患であったこと、過去 5 年間で約 1.7 倍の水準に増えたこと、25-29 歳（27%）、30-34 歳（23%）、35-39 歳（15%）と 30 歳前後の若年層を中心に精神疾患が深刻化していること、などが明らかとなった。

うつ病の患者数の増加は厚生労働省の患者調査でも明らかとなっている。患者調査によるとうつ病の総患者数は 2008 年で 100 万人を超え、10 年足らずで倍増しているという。

こうした労働者の不健康化（特に精神の不健康化）は、我が国の労働者、企業、国民全体に大きなリスクを生むことになる。

第 1 にあげられるのは不健康化が労働者の貧困を招くという「労働者のリスク」である。さきの調査でもうつ病による休職は長期におよぶ恐れがあり、健康の悪化によって休職、さらに離職してしまうと、新しい職を見つけることも困難になることで長期の失業・無業状態に陥り低所得・貧困を招くことになるだろう。

第 2 のリスクは、労働者の不健康化が企業の業務効率や生産性を低下させてしまう「企業のリスク」である。労働者は企業にとって技能を蓄積した人的資本だと考えられるので、不健康化による休職・退職は企業の大きな損失につながると考えられる。

第 3 のリスクは、不健康化による医療費の増大で、「政府あるいは国民のリスク」である。うつ病などの精神疾患は、治療が長期化することが多く、医療費が高額になる恐れがある。実際、2007 年度の一般医療費の 7%、入院医療費の 11%を「精神および行動の障害」に

よる医療費が占めている。また医療費といった直接的費用だけでなく、労働損失や自殺による損失などの間接費用を考えると社会的な費用は無視できないであろう。

本稿では、労働者の身体的健康状態だけでなく、精神的な健康状態の悪化が、労働者の就業状況や所得、企業の生産性にどのような影響を及ぼすのか、という疑問に対して JHPS データを用いて実証的に明らかにする。さらに個人、企業、政府による諸策が不健康のリスクを排除することにつながるのかについてシミュレーション分析を通じて有効な手段について検討を行う。

第2節 JHPS データにおける健康度と所得

本節では、分析に入る前に、JHPS データにおいて健康度と所得がどのような関係にあるのかを明らかにする。

1 健康度の測定

JHPS データでは、健康に関する質問がいくつかある。

一つは、調査対象者（世帯主とその配偶者）に対して、自身の健康状態に対して「1.よい～5.よくない」まで5段階で主観的な健康状態を記す項目である。

二つ目は、6項目の身体症状（1.頭痛・めまい～6.風邪をひきやすい）と6項目の精神症状（7.イライラする～12.将来に不安がある）の合計12の症状に対して「1よくある～4全くない」まで4段階で答えさせる調査である。

こうした主観的な健康指標は、医療機関の受診状況や ADL 等の客観的指標に比べて、本人の性格（楽観的であるか否か）によって異なるとの問題が指摘される¹。この問題に対してパネルデータの利用は、調査対象者固有の性格をコントロールするために不可欠であるが、本年は JHPS 調査の初年度なので、主観的バイアスの問題については次回以降検討したいと思う。

本稿では、5段階の主観的な不健康度（1～5）と身体的な不健康度と精神的な不健康度を分けるために12項目の症状を集計した指標を利用する。

12項目の症状を単純に加算するのではなく、その深刻度に応じてウェイト付けした指標を本稿では推計した。そのウェイトは表7-2のロジット回帰にもとづいて求められた。

本推計は被説明変数を5段階の主観的健康意識とし、説明変数を12項目の症状として順位ロジットモデルを推計した結果が表2の左側に、被説明変数を健康状態が良くないを1、それ以外（ふつう、まあよい、よい）を0としてロジットモデルを推定した結果が表2の右側に示されている。

利用したデータは世帯主とその配偶者に対する調査から得た6,911標本である。

この推定結果から不健康度に対する潜在意識を $\mu_j = \sum \beta_i Q_{ij}$ より求めることができ、

¹ Wallace and Herzog(1995)では様々な指標について検討が行われている。

表 7-2 不健康度推計のためのウェイト

	順位 Logit		Logit	
	推定値	t 値	推定値	t 値
1 頭痛めまい	0.1151	3.6	0.1746	3.2
2 動悸息切れ	0.4038	11.5	0.4965	9.3
3 胃腸	0.1531	4.9	0.0665	1.2
4 背中肩腰	0.1928	6.5	0.1986	3.4
5 疲れ	0.2134	6.0	0.4533	6.5
6 風邪	0.1424	4.1	0.0354	0.6
7 イライラ	-0.1710	-5.1	-0.2413	-4.1
8 寝付き悪	0.2471	8.2	0.3212	6.6
9 人と会う	0.1395	3.9	0.1670	2.9
10 集中力	0.1910	5.0	0.2119	3.4
11 生活不満	0.0424	1.2	0.0242	0.4
12 将来不安	0.1047	3.2	0.1932	3.1
PseudoR ²	0.096		0.1742	
nob	6911		6911	

$$U_B = \beta_1 Q_1 + \dots + \beta_6 Q_6, \quad U_S = \beta_7 Q_7 + \dots + \beta_{12} Q_{12}$$

のように身体的不健康度を U_B 、精神的な健康度を U_S として推計することができる。

推定結果を見ると、イライラするという症状がマイナスである以外はプラスで、多くが統計的にも有意であることがわかる。イライラするというのは健康的な人でも感じる事なので、この結果もおかしいとは言い切れない。

2 性・年齢と健康度

ここでは、本分析で新たに推計した健康指標の妥当性について検討を行う。

表 7-3 は、年齢別・性別の不健康度の推定結果である。

最初の主観的指標は 5 段階の指標の平均値である。これより年齢が高くなるにつれて不健康度が高まること、40 代、70 代で不健康度が段階的に高まること、この傾向は男女とも共通であること、が確認できる。

表 7-3 年齢・性別不健康度

	20代	30代	40代	50代	60代	70代
主観的指標 (1 よい～5 よくない)						
男	1.917	2.029	2.353	2.407	2.493	2.802
女	1.941	2.072	2.314	2.458	2.589	2.889
身体的症状 (頭痛めまい～風邪)						
男	1.184	1.443	1.632	1.729	1.759	1.965
女	1.365	1.592	1.630	1.723	1.753	1.841
精神的症状 (イライラ～不安)						
男	0.744	0.875	0.957	0.888	0.765	0.895
女	0.784	0.899	0.906	0.851	0.837	0.817

注：JHPS データから筆者推計

次に新たに推計した身体的不健康度 U_B と精神的不健康度 U_S の推計結果を見てみる。

身体的不健康度は、年齢が高くなるにつれて不健康度が高まること、30代、40代、50代、70代と不健康度が多段階に上昇していること、男女との同様の傾向が認められること、など主観的指標と類似している。

しかし精神的不健康度の推定結果は30代、40代の不健康度と70代の不健康度が高いこと、男女別パターンが異なることなど、身体的不健康度とは異なる傾向をもつが、若年や中年の不健康度が高いことなどは先の表7-1で確認した傾向と適合することから、精神面での不健康度を反映する指標であることが期待される。

3 健康度と就業選択、労働時間、賃金所得

いままで見てきた健康は人々の行動、特に就業行動や労働時間、所得にどのような影響を持つだろうか。表7-4には標本を主観的健康度が良い人（よい、まあよい）と悪い人（まあ悪い、悪い）に分けて、それぞれの医療機関受診率、就業率、月間労働時間、年間収入の差異を見たものである。年齢と性の影響をコントロールするために層別の集計を行った。

健康が医療機関受診率に及ぼす影響をみると、健康状況が悪いほど受診率は高くなることわかる。差は年齢や性によって異なるが、2倍以上異なる場合もある。

健康が就業率に及ぼす影響をみると、健康状況が悪いほど就業率は低くなることわかる。その違いは年齢や性によって大きく異なる。20～40歳代は男女とも健康の影響は小さいが、高齢になるほど、女性であるほど不健康が就業率を大きく下げることが分かる。

表7-4 健康状況と就業ならびに所得の関係

	医療機関受診率 (%)			就業率 (%)			労働時間/月			年間収入(万円)		
	良い	悪い	Total	良い	悪い	Total	良い	悪い	Total	良い	悪い	Total
男												
20歳代	25	65	28	81	75	81	95	107	95	170	119	167
30歳代	38	66	39	80	86	80	109	113	109	279	263	278
40歳代	38	76	41	84	83	84	103	97	103	348	296	344
50歳代	44	85	49	86	65	83	108	70	103	364	211	347
60歳代	58	89	62	59	48	58	64	49	62	186	136	180
70歳代	70	88	74	29	20	27	26	16	24	54	40	51
計	45	83	49	72	55	70	88	62	85	252	163	242
女												
20歳代	36	62	38	78	73	78	85	92	86	167	172	168
30歳代	41	87	44	77	73	76	95	97	95	256	261	257
40歳代	40	77	43	88	81	87	101	99	101	321	299	319
50歳代	50	75	54	83	69	81	93	73	91	339	319	336
60歳代	58	92	64	54	26	49	52	25	47	118	64	108
70歳代	68	89	74	22	11	19	18	14	17	31	28	30
計	48	84	53	70	43	66	77	49	74	220	150	210

注：JHPS データから筆者推計

第2部 データに見る貧困からの脱出

健康が労働時間に及ぼす影響をみると、総じて、健康であるほど労働時間は長くなるが、20～30歳代では逆で、不健康であるほど労働時間は長くなっている。これは労働時間が長くなっているために不健康になっていると逆の因果関係が支配的なのであろう。

健康が年間収入に及ぼす影響をみると健康状況が悪いほど年間収入が低くなることが分かる。その格差は男性ほど、年齢が高くなるほど大きくなる傾向が認められる。

以上の表より、不健康は、受診率を通じて医療費を高め、就業率や労働時間、賃金率を通じて所得を低くすることが明らかとなった。

第3節 健康と所得：研究サーベイと分析上の問題点

健康状態が就業や所得に与える影響についてはすでに多くの研究蓄積がある。

発展途上国では、保健医療政策が経済成長に及ぼす影響などの研究が数多く行われている（Strauss and Thomas(1998)など）。また、先進国については、健康状態の悪化が就業、労働時間、賃金、ひいては所得にマイナスの影響を与えることが確認されている（Currie and Madrian(1999)など）。

日本における研究では岩本(2000)や牧・駒村(2000)で整理されている。

健康、医療需要、労働供給（就業、労働時間）、所得の関係については Grossman(1972)の健康資本モデルに基づく Grossman and Benham(1974)や Stern(1989)による同時決定モデルが提案されている。

健康状態	$H_i = \alpha_H J_{ki} + \beta_H D_i + \mathbf{X}_{H_i} \delta_H + \varepsilon_{H_i}$	H:健康水準、 \mathbf{X}_H :統御変数
医療需要	$D_i = \alpha_D H_i + \beta_D J_{ki} + \mathbf{X}_{D_i} \delta_D + \varepsilon_{D_i}$	D:医療需要、 \mathbf{X}_H :統御変数
就業選択	$J_{ki} = \alpha_J H_i + \beta_J W_i + \mathbf{X}_{J_i} \delta_J + \varepsilon_{J_i}$	J:就業、 \mathbf{X}_H :統御変数
賃金関数	$W_i = \alpha_W H_i + \beta_W J_{ki} + \mathbf{X}_{W_i} \delta_W + \varepsilon_{W_i}$	W:賃金率、 \mathbf{X}_H :統御変数

このように健康、医療需要、就業選択、賃金は互いに相互依存関係にあるため、単純な回帰分析ではバイアスを持った推定量しか得られないことが問題となる。

以下では、上記モデルにもとづいて、これまで行われた研究の主な結果について整理を行う。

1 健康水準 H の決定因

近藤(2005)、京都大学経済研究所(2007)などに代表される疫学的な研究が近年多数発表されている。就業選択 J や労働時間、医療需要 D（通院、検査）や健康維持活動（タバコ、飲酒、食習慣）のが影響が確認されている。

このほか性、年齢、所得、職種、業種、居住地など社会経済要因の重要性が強調されている。

2 医療需要 D の決定因

従来の医療需要の研究といえば、直接費用と機会費用に対する価格弾力性の推定（湯田(2007)など）が主であったが、近年の研究では、井伊・大日（2002）などにみられるように予防行動：1次予防（発症確率を減らす：喫煙、飲酒、運動、食事、体重管理）、2次予防（早期発見で重症化を防ぐ：健康診断）に関する研究が増えてきている。

3 健康水準 H が就業選択 J に及ぼす効果

健康が就業に及ぼす影響についての分析は大きく分けると二値選択（就業するか否か）の分析と多値選択（雇用、自営、無業）の分析がある。

健康の限界効果については岩本(2000)で整理されているが、そのほとんどが不健康化が就業確率の低下につながることを確認している。その大きさは -0.01 ～ -0.71 と分析者によって大きな違いがあるが、平均すると不健康化によって就業確率が25%低下するという。

多値選択（自営、雇用、非就業）では、職種別、就業形態別に健康の影響が分析されているが、自営業よりも一般雇用者において健康が就業に及ぼす影響が大きいことが確認されている（山田(1998)など）。

4 健康水準 H が所得 W_h に及ぼす効果

健康が所得に及ぼす影響についてはLuft(1975)の米国の研究が挙げられる。彼の推計によれば、不健康状態にあることで6.2%もの所得の損失が生まれるというものである。このほかにPolacheck and Siebert(1993)でも不健康が所得を引き下げることが確認されている。

日本の研究では、所得への影響を労働時間 h と賃金率 W への効果に分割して分析が行われている。健康が労働時間 h に及ぼす影響としては、高齢者における分析で月51時間の減少、あるいは10～16%の減少が確認されている。

健康が賃金率 W に及ぼす影響としては、33%の低下あるいは月額2000円の低下という推計結果を得ている。

5 分析上の問題点とパネルデータの必要性

健康が労働供給や賃金率、ひいては所得に及ぼす研究において共通する分析課題は健康水準の内生性の問題と健康指標測定の問題である。

第1の問題である「健康水準の内生性」に対しては大石(2000)で検討が行われている。大石(2000)では2段階推定を行うことでバイアスの除去を試みた。その結果、健康が就業確率に及ぼす限界効果の推計値が $dJ/dH=-0.15$ ～ -0.17 から -0.25 ～ -0.29 へと推定方法の改善によってより弾力的になったことが示されている。

しかし、2段階推定の成否は適切な操作変数の選択によるところが大きい。不適切な操作変数を選択してしまうと、かえってバイアスが大きくなることが知られている。

第2部 データに見る貧困からの脱出

有力な操作変数の候補としてラグつき内生変数があるが、パネルデータが利用できるなら、この有力な操作変数が利用可能となるが、今年度は利用できない。

第2の問題である「健康指標の測定問題」については先に述べたが、Currie and Madrian(1999)でも指摘されるように利用する指標で結果が大きく異なるという。本稿で利用する主観的指標の問題点は、本来はパネルデータを利用することで解決することが可能であるが、本年はJHPSの初年度なので、この問題に関する検討は次年度以降に持ち越されることになる。

6 本稿における試み

- (1) **医療需要を含めたモデル**：医療機関への受診だけでなく、買薬、健康診断といった医療サービスの需要や生活習慣（BMI）、喫煙、飲酒、運動習慣などの生活習慣の影響についても検討を行う。
- (2) **不健康指標の分割**：不健康度を身体的不健康度と精神的な不健康度に分割して、それぞれの影響の違いについて検討を行った。
- (3) **高齢者だけでなく若年も加えた推計**：従来の既存研究では高齢者の標本を用いた研究が多かったが、本研究では若年層を加えた標本に基づいて検討を行った。
- (4) **企業制度、政策の評価**：企業による新しい雇用制度（勤務時間制、有給休暇、諸勤務制(在宅勤務、社内公募制度、再雇用など)）の導入、ならびに政府や個人による健康増進活動（運動習慣、健康診断、予防接種、飲酒・喫煙）や治療（受診、買薬）が労働者の健康、ひいては所得・生産性に及ぼす影響について検討を行う。

第4節 健康と所得：推定結果

JHPSを用いて不健康度と就業、受診、所得との関係についての推計結果が表7-5に示されている。ただし、これらの表には主な説明変数の係数だけが示されている。

1 健康水準Hの決定因

身体的不健康度も精神的な不健康度もともに就業状態Jの影響をうけるが、無業であること、非常勤であること、在宅勤務であることが精神的な不健康度を有意に高めることが分かる。不安定な就業形態より精神的なストレスを受けると解釈できる。

医療需要については、不健康であるため医療需要が生じるという因果関係からプラスで有意な結果が得られた。もし医療需要によって不健康度が改善されることを検討するにはパネルデータの蓄積を待つ必要があるだろう。

世帯に関する変数は所得、金融資産、物的資産の保有は安心を得ることにつながることで、不健康度を有意に引き下げている。家族形態については配偶者の存在が不健康度を引き下げる一方で、別居する家族や介護すべき家族の存在が身体的にも精神的にもストレスとな

表 7-5 推定結果

	不健康度 H		精神的不健康		医療受診 D		就業 J	
	身体的不健康				受診する		就業する	
不健康度 H								
身体的					0.1698545	***	-0.0448016	*
精神的					0.0320304	**	-0.0458996	**
就業形態 J								
無業	-0.0267086	**	0.0063031	**	0.2275026	**		
自営家従	0.0490777	*	0.0217899	*	-0.0388262			
自営専門	-0.1242146		-0.0852554		-0.3043914			
非常勤	-0.0183025		0.0254611	**	-0.1779811	**		
在宅	0.5523424	***	0.2757343	***	-0.0459521			
医療需要 D								
通院のみ	0.2582817	***	0.0905724	***				
入院	0.6783238	***	0.275449	***				
世帯								
世帯所得	-0.001073	**	-0.000533	**	3.58E-06		0.0004927	*
世帯資産	-3.36E-06	**	-1.06E-06	**	5.46E-06	**	-7.16E-06	***
負債	-2.23E-07		8.31E-07		-2.61E-06	*	7.19E-06	**
住宅保有	-0.1640268	**	-0.1102185	***	-0.0015168		0.0757748	
配偶者	-0.1314686	*	-0.1224737	*	-0.0476313		-0.5459536	**
世帯員	0.0029828		0.010443				0.0574776	**
別居あり	0.1005006	**	0.05644	**			0.032457	
介護あり	0.1763866	***	0.1168334	***			-0.02587	
生活習慣								
BMI	-0.0014823	**	0.0015801		-0.1209109	**		
BMI ²	0.0000921	*	-0.0001379		0.0033485	**		
喫煙	0.2919878	***	0.1296533	***	-0.1219196	*		
酒	-0.2000478	***	-0.1007334	***	-0.1013984	*		
運動	-0.382156	*	-0.23616	*	-0.4191141	*		
R2	0.0557		0.0401		0.0785		0.1997	
nob	6911		6911		6911		6911	

第2部 データに見る貧困からの脱出

		年間所得 (万円)	
健康度 H		性	
身体的	-8.660796 **	女性	-14.92411 *
精神的	-9.2928 **	年齢	
就業形態 (基準: 常勤)		20-29	-104.815 ***
自営家従	-145.3597 ***	40-49	66.74897 ***
自営専門	197.9608 **	50-59	118.0441 ***
非常勤	-296.7449 ***	60-69	58.64718 ***
在宅	-304.3513 ***	70-	-15.94269 *
経営形態 (基準: 営利法人)		学歴	
個人	-16.11797 **	中卒	-40.28078 **
非営利	-14.62947 **	短大卒	-36.83964 **
官公庁	73.94221 **	大卒	92.66885 ***
規模 (基準: 100-499)		都市区分	
1-4	-97.1706 ***	都市部	7.819974 **
25-29	-31.29011 **	地域	
30-99	-11.08117 *	北海道	-0.1724799
500-	85.12032 ***	東北	-117.8502 ***
勤務形態 (基準: 通常)		中部	-27.82448 **
フレックス	13.92954 *	近畿	1.164348
変形	-20.65084 *	中国	-68.37957 **
裁量	5.882154	四国	-75.50817 **
なし	181.5574 **	九州	-44.62392 **
労働組合 (基準: なし)			
あり	22.11028 **		

注: ***1%有意、**5%有意、*10%有意

っていることが明らかとなった。

生活習慣については BMI、喫煙、飲酒といった生活習慣が不健康度に有意な影響を及ぼすことが明らかとなった。

2 医療需要 D と不健康度

表 5 の推計結果より、不健康度の高まりは医療の受診を増加させることが分かる。身体的な不健康度の方が精神的な不健康度よりも大きな影響をもっている。

このほか無業であることや BMI に現れる生活習慣が医療需要を増やすことが分かる。

3 健康水準 H が就業選択 J に及ぼす効果

不健康度が就業するか否かの決定に及ぼす影響は有意にマイナスの効果を持つ。なかでも精神的な不健康度が就業選択に及ぼす影響は大きい。

このほか資産の増加、配偶者の存在は就業にマイナスの影響を、逆に負債の増加と世帯員の増加は就業にプラスの効果を持つことが分かる。

4 健康水準 H が賃金 W に及ぼす効果

不健康度が賃金に及ぼす影響は有意にマイナスの効果をもつ。なかでも精神的な健康度の高まりはより大きく所得を減らすことが分かる。

第5節 結論と政策含意

これまで JHPS データを用いて身体的な健康だけでなく精神的な健康が医療需要、就業、所得に大きな影響を及ぼしていることが明らかになった。これより不健康の改善は、医療需要ひいては医療費の削減をもたらすだけでなく、労働者の就業の促進と生産性の向上を通じて、所得水準の向上につながり、所得格差の縮小につながることを期待できる。

企業や個人が健康水準を維持・向上させるために自助努力を促すだけでは不十分である。この好循環を維持しているためには、政府が個人ならびに企業に対して健康増進を促進させる広報活動や経済的なインセンティブを与える必要がある。

我が国政府は、現在、医療政策を予防医療に大きく転換させつつあるが、個人や企業のインセンティブ促進を意図した制度や政策を設計していくことが、所得の向上と所得格差の縮小につながることを忘れてはならない。

参考文献

- Currie J and Madrian BC(1999) "Health, Health Insurance and the Labor Market" in Ashenfelter O and Card D eds. *Handbook of Labor Economics* vol.3C, Amsterdam: Elsevier: 3309-3416
- Grossman, M(1972) "On the Concept of Health Capital and the Demand for Health" *Journal of Political Economy* 80(2):223-55
- Grossman, M and Benham L(1974) "Health, Hour and Wages" in Perlman M ed. *The Economics of Health and Medical Care*, London: MacMillan
- Lee, LF(1982) "Health and Wage:A Simultaneous Equation Model with Multiple Discrete Indicators" *International Economic Review* 23(1):199-221
- Luft, HS(1975) "The Impact of Poor Health on Earnings" *Review of Economics and Statistics* 57(1):43-57
- Polachek SW and Siebert WS(1993) *The Economics of Earnings*, Cambridge University Press
- Smith, JP(1999) "Healthy Bodies and Thick Wallets: The Dual Relation Between Health and Economic Status" *Journal of Economic Perspectives* 13(2):145-166
- Stern, S(1989) "Measuring the Effect of Disability on Labor Force Participation" *Journal of Human Resources* 24(3):361-95
- Strauss J and Thomas D(1998) "Health, Nutrition, and Economic Development" *Journal of Economic Literature* 36(2):766-817
- Wallace RB and Herzog RA(1995) "Overview of the Health Measures in the Health and Retirement Study" *Journal of Human Resources* 30(5):S84-S107
- 安部由起子(1998)「1980-1990 年代の男性高齢者の労働供給と在職老齢年金制度」『日本経済研究』vol.36:50-82
- 井伊雅子・大日康史(2002)『医療サービス需要の経済分析』日本経済新聞社

第2部 データに見る貧困からの脱出

- 岩本康志(2000)「健康と所得」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』東京大学出版会 第6章
- 大石亜希子(2000)「高齢者の就業決定における健康要因の影響」『日本労働研究雑誌』第481号, pp.51-62
- 金子能宏・高橋桂子(1998)「企業年金の普及と高齢者の就業・引退行動」『季刊社会保障研究』vol.33(2):177-90
- 京都大学経済研究所(2007)「健康と経済社会的属性との関係に関する調査研究報告書」内閣府経済社会総合研究所
- 近藤克則(2005)『健康格差社会—何が心と社会を蝕むのか』医学書院
- 清家篤(1989)「高齢者の労働供給に与える公的年金の効果の測定：二つのバイアスを除いた横断面分析」『日本労働協会雑誌』vol.359:11-19
- 牧厚志・駒村康平(2000)「高齢者の健康が就業・所得に与える影響」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』東京大学出版会 第11章
- 湯田道生(2007)「高齢者の外来医療需要における総価格弾力性の計測」『日本経済研究』第57号:pp23-52
- 山田武(1998)「高齢者の就業と健康指標」『医療と社会』8(3)