

表1 総回答者数と非喫煙者数

seq	総回答者数	非喫煙者数
49	3,347	1,384
50	3,400	1,419
51	3,425	1,434
52	3,442	1,441
53	3,459	1,453
54	3,482	1,463
55	3,501	1,472
56	3,553	1,492
57	3,584	1,502
58	3,596	1,507
59	3,603	1,510
60	3,658	1,539
61	3,699	1,561
62	3,772	1,612
63	3,787	1,619
64	3,832	1,644
Total	57,140	24,052

表2 第二段階から除外する操作変数のリストと過剰識別検定

ストレス	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x
残業時間	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x		
睡眠時間	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x
通勤時間	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x
だるい	x		x		x	x	x	x	x	x	x	
肩こり	x	x	x	x	x	x	x	x	x			
腰痛	x	x	x	x	x	x	x	x				
手足の関節痛	x	x	x									
目のかすみ	x	x	x	x	x	x	x					
頭痛	x	x	x	x	x	x						
しびれ	x	x	x	x	x							
胃のもたれ	x	x	x	x								
手足の冷え	x											
咳		x										
過剰自由度	12	12	11	10	9	8	7	6	5	4	3	2
p-value	0.4731	0.3993	0.387	0.377	0.4298	0.3627	0.4344	0.4157	0.5982	0.4621	0.4627	0.3504
過剰自由度2	13	13	12	11	10	9	8	7	6	5	4	3
p-value	0.2009	0.0242	0.1568	0.143	0.2313	0.1746	0.2171			0.3848	0.2856	0.25938

過剰自由度2は除外操作変数に予想ガン罹患確率を加えたモデルの過剰識別検定の自由度

表3 記述統計量

Estimation sample regress Number of obs=9300

Variable	Mean	Std. Dev.	Min	Max
当月医療費	2.305376	3.784464	-.6931472	11.36493
前月医療費	2.282442	3.776732	-.6931472	11.36493
健康指数	3.252639	.8478246	1	5
ストレス指	2.904194	.7062641	1	4
cancerfear	3.099677	.8239218	1	5
残業時間	4.513226	9.439168	0	90
睡眠時間	6.223333	.9669958	2	9
通勤時間	46.96939	21.95287	0	160
だるい	.1946237	.395932	0	1
肩こり	.1803226	.3844766	0	1
腰痛	.146129	.3532545	0	1
関節痛	.0674194	.2507603	0	1
視力	.075914	.2648747	0	1
頭痛	.106129	.3080193	0	1
痺れ	.0302151	.1711878	0	1
胃	.0437634	.2045793	0	1
手足冷	.0632253	.2433817	0	1
性別	1.695269	.4600182	1	2
年齢	39.23026	10.44209	19.16667	66.08334
bmi	21.17853	2.799849	15.41645	32.92963
歯磨き回数	3.465376	.8165307	1	6
所得階層	3.35	2.034855	0	13
業種	.8791399	.3259823	0	1
営業	.0707527	.2564251	0	1
技術	.0193543	.1377762	0	1
販売	.5577419	.4966814	0	1
現場監督	.0097849	.099439	0	1
その他	.0282796	.1657793	0	1
父 心臓	.2615054	.4394782	0	1
循環	.0935484	.291215	0	1
呼吸器	.0760215	.2650468	0	1
消化器	.1503226	.3574065	0	1
糖尿病	.0747312	.2629712	0	1
ガン	.1496774	.3567741	0	1
筋骨	.0154839	.1234737	0	1
歯周	.0694624	.2542524	0	1
その他	.0954839	.2938979	0	1
母 心臓	.2206452	.414704	0	1
循環	.0555914	.2291433	0	1
呼吸器	.0601075	.2376967	0	1
消化器	.1066667	.3087056	0	1
糖尿病	.0569892	.2318345	0	1
ガン	.0992473	.2990099	0	1
筋骨	.051829	.2216915	0	1
歯周	.0631193	.2431887	0	1
その他	.17	.375653	0	1
中卒	.003971	.0620999	0	1
短大卒	.5625806	.4960949	0	1
大卒以上	.4249462	.4943614	0	1
配偶者兼勤	.2226982	.416073	0	1
配偶者非勤	.1074194	.3096823	0	1

表 4 すべての操作変数による総医療費（対数化）最小二乗法の推定結果

Source	SS	df	MS	Number of obs =	9300
Model	24350.6283	50	487.012566	F(50, 9249) =	41.39
Residual	108831.194	9249	11.7668065	Prob > F =	0.0000
				R-squared =	0.1828
				Adj R-squared =	0.1784
Total	133181.822	9299	14.322166	Root MSE =	3.4303

総医療費	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
前月医療費	.3754672	.009648	38.92	0.000	.356555 .3943794
健康指数	-.1444877	.0532702	-2.71	0.007	-.2489091 -.0400662
ストレス	-.0422389	.0566401	-0.75	0.456	-.153266 .0687881
ガン罹患	-.0349932	.046739	-0.75	0.454	-.126612 .0566256
残業時間	-.0016604	.0041387	-0.40	0.688	-.0097732 .0064524
睡眠時間	.0526276	.0391494	1.34	0.179	-.0241138 .1293691
通勤時間	.0022739	.0017982	1.26	0.206	-.0012509 .0057986
だるい	.0406291	.1133499	0.36	0.720	-.1815617 .2628198
肩こり	-.2041276	.1113681	-1.83	0.067	-.4224336 .0141785
腰痛	.1780107	.1145556	1.55	0.120	-.0465435 .402565
関節痛	.213756	.1582192	1.35	0.177	-.0963886 .5239006
視力	.1585577	.1501312	1.06	0.291	-.1357327 .452848
頭痛	.1736574	.1298464	1.34	0.181	-.0808703 .428185
痺れ	.1072613	.2266518	0.47	0.636	-.3370261 .5515488
胃が	.3396477	.1888337	1.80	0.072	-.030508 .7098033
手足冷	-.0892311	.1629404	-0.55	0.584	-.230168 .0686303
性別	.6300158	.1277258	4.93	0.000	.3796451 .8803866
年齢	.021021	.0044937	4.68	0.000	.0122123 .0298296
bmi	.0073442	.0148398	0.49	0.621	-.021745 .0364334
歯磨回数	.1107837	.0497882	2.23	0.026	.0131879 .2083795
所得階層	.0302259	.026502	1.14	0.254	-.0217238 .0821757
常勤	-.2017817	.129082	-1.56	0.118	-.4549109 .0512475
営業	-.126464	.1550748	-0.82	0.415	-.4304448 .1775168
技術	.258992	.2765942	0.94	0.349	-.2831937 .8011777
販売	-.1823355	.0879266	-2.07	0.038	-.354691 -.0099799
現場監督	.0853171	.3792824	0.22	0.822	-.6581601 .8287943
その他	-.5967147	.234614	-2.54	0.011	-.1.05661 .1368195
父心臓	.3225285	.0875269	3.68	0.000	.1509565 .4941004
循環	-.0833449	.131562	-0.63	0.526	-.3412355 .1745457
呼吸器	-.1859194	.1459005	-1.27	0.203	-.4719165 .1000777
消化器	-.1509323	.1078369	-1.40	0.162	-.3623164 .0604517
糖尿	-.105299	.1410872	-0.75	0.455	-.3818611 .171263
ガン	.0512849	.1075469	0.48	0.633	-.1595307 .2621005
筋骨	.4616601	.3031421	1.52	0.128	-.1326652 1.055785
歯周	.060554	.1582044	0.38	0.702	-.2495615 .3706696
その他	.3299576	.1311581	2.52	0.012	.0728587 .5870564
母心臓	-.1631897	.0938296	-1.74	0.082	-.3471165 .020737
循環	.6271314	.1623646	3.86	0.000	.3088611 .9454018
呼吸器	.2960209	.1579164	1.87	0.061	-.01353 .6055719
消化器	.0190217	.1262495	0.15	0.880	-.2284552 .2664986
糖尿	.3412137	.1599873	2.13	0.033	.0276032 .6548241
ガン	.112991	.1263349	0.89	0.371	-.1346533 .3606353
筋骨	.1533765	.1695612	0.90	0.366	-.179001 .4857539
歯周	-.0040114	.1638893	-0.02	0.980	-.3252715 .3172487
その他	.0556025	.102311	0.54	0.587	-.1449496 .2561546
中卒	.5533083	.7280334	0.76	0.447	-.8737976 1.980414
短大卒	.5761491	.3985332	1.45	0.148	-.2050639 1.357362
大卒以上	.6350202	.3969286	1.60	0.110	-.1430474 1.413088
配偶者常勤	-.0781922	.0930281	-0.84	0.401	-.2605479 .1041635
配偶者非勤	.2597649	.1429443	1.82	0.069	-.0204373 .5399672
_cons	-.1.332886	.7603915	-1.75	0.080	-.2.823422 .1576486

表 5A 第一段階：自己評価健康度推計式

Ordinary Least Squares (OLS) regression

Total (centered) SS	=	6684.182796	Number of obs	=	9300
Total (uncentered) SS	=	105078	F(49, 9250)	=	115.53
Residual SS	=	4146.572056	Prob > F	=	0.0000
			Centered R2	=	0.3796
			Uncentered R2	=	0.9605
			Root MSE	=	.6695

健康度	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
前月薬費	-.0078691	.0018814	-4.18	0.000	-.0115569 -.0041812
性別	.0307215	.024928	1.23	0.218	-.0181428 .0795859
年齢	.0016771	.0008769	1.91	0.056	-.0000418 .0033961
bmi	.0071774	.0028955	2.48	0.013	.0015015 .0128533
歯磨き回数	.0329249	.0097118	3.39	0.001	.0138876 .0519623
所得階層	-.0009742	.0051728	-0.19	0.851	-.0111139 .0091656
営業	.0161573	.0251942	0.64	0.521	-.0332288 .0655435
営業	.0247363	.030267	0.82	0.414	-.0345937 .0840664
技術	-.0050972	.0539868	-0.09	0.925	-.1109232 .1007288
販売	-.0112881	.0171615	-0.66	0.511	-.0449284 .0223522
場監督	.1856915	.0740047	2.51	0.012	.040626 .3307571
その他	.0820325	.045785	1.79	0.073	-.0077161 .1717812
父心臓	-.1786023	.0169826	-10.52	0.000	-.2118919 -.1453126
循環器	-.0266996	.0256773	-1.04	0.298	-.0770318 .0236346
呼吸器	.1346404	.028443	4.73	0.000	.0788858 .190395
消化器	.0562913	.0210399	2.68	0.007	.0150485 .0975342
糖尿病	-.0528195	.0275323	-1.92	0.055	-.1067893 .0011502
方	.1138512	.020958	5.43	0.000	.0727688 .1549336
方	.1846855	.0591373	3.12	0.002	.0687633 .3006078
筋骨	.0218474	.0308782	0.71	0.479	-.0386806 .0823754
筋骨	.2617767	.0254549	10.28	0.000	.2118795 .3116739
筋骨	.0442203	.0183083	2.42	0.016	.0083321 .0801086
筋骨	.1292498	.0316625	4.08	0.000	.0671844 .1913152
筋骨	-.0895873	.0308087	-2.91	0.004	-.1499791 -.0291955
筋骨	-.1757405	.0245741	-7.15	0.000	-.223911 -.1275699
筋骨	-.0887331	.0312134	-2.84	0.004	-.1499182 -.0275481
筋骨	-.0895098	.024641	-3.63	0.000	-.1378116 -.041208
筋骨	-.3134105	.0329348	-9.52	0.000	-.37797 -.2489509
筋骨	.0639862	.0319818	2.00	0.045	.0012949 .1266775
筋骨	-.1363463	.0199191	-6.85	0.000	-.1753921 -.0973005
筋骨	-.1.185559	.1415649	-8.37	0.000	-.1.463058 -.0980611
筋骨	-.4454811	.0776493	-5.74	0.000	-.5976909 -.2932713
筋骨	-.3270898	.0773995	-4.23	0.000	-.4788098 -.1753698
筋骨	-.0233134	.018156	-1.28	0.199	-.0589032 .0122764
筋骨	-.0812059	.0278977	-2.91	0.004	-.1358719 -.0265399
筋骨	-.2931114	.0106561	-26.57	0.000	-.3039998 -.2822231
筋骨	-.0013161	.0008077	-1.63	0.103	-.0028994 .0002671
筋骨	-.2605284	.0215678	-12.08	0.000	-.3028061 -.2182506
筋骨	-.1367261	.0223142	-6.13	0.000	-.1804668 -.0929854
筋骨	-.5105884	.0304221	-16.78	0.000	-.5702225 -.4509543
筋骨	-.2759759	.0291624	-9.46	0.000	-.3331406 -.2188111
筋骨	-.4086499	.0217123	-18.82	0.000	-.4512107 -.3660891
筋骨	-.0801319	.0253303	-3.16	0.002	-.1297848 -.030479
筋骨	-.6229127	.0437621	-14.23	0.000	-.7086962 -.5371293
筋骨	-.1477454	.0368253	-4.01	0.000	-.2199311 -.0755597
筋骨	-.1759886	.0317507	-5.54	0.000	-.2382269 -.1137502
筋骨	.0024604	.0076413	0.32	0.747	-.0125182 .0174391
筋骨	-.0017517	.0003505	-5.00	0.000	-.0024387 -.0010646
筋骨	.0584541	.0091024	6.42	0.000	.0406113 .0762969
筋骨	4.289612	.1415561	30.30	0.000	4.01213 4.567093

Partial R-squared of excluded instruments: 0.3196
 Test of excluded instruments:
 F(14, 9250) = 310.40
 Prob > F = 0.0000

Weak identification statistics:
 Cragg-Donald (N-L)*minEval/L2 F-stat 310.40

表 5B 第二段階：総医療費式

Instrumental variables (2SLS) regression

Total (centered) SS	=	133181.8219	Number of obs =	9300
Total (uncentered) SS	=	182609.0586	F(36, 9263) =	56.75
Residual SS	=	109118.3025	Prob > F =	0.0000
			Centered R2 =	0.1807
			Uncentered R2 =	0.4024
			Root MSE =	3.425

総医療費	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]
健康度指数	-.2902014	.0776084	-3.74	0.000	-.4423111 -.1380918
前月医療費	.3768608	.0096562	39.03	0.000	.3579349 .3957866
性別	.5942765	.1250606	4.75	0.000	.3491622 .8393907
年齢	.0219902	.0042966	5.12	0.000	.0135689 .0304114
bmi	.0075984	.0146106	0.52	0.603	-.0210379 .0362346
歯磨き回数	.1125473	.0489777	2.30	0.022	.0165542 .2085405
所得階層	.0270725	.0259535	1.04	0.297	-.0237954 .0779403
常勤	-.199622	.1266682	-1.58	0.115	-.4478872 .0486432
営業	-.098436	.1535636	-0.64	0.522	-.3994152 .2025432
技術	.2770423	.2720268	1.02	0.308	-.2561206 .8102051
販売	-.1911808	.0865566	-2.21	0.027	-.3608287 -.0215328
現場監督	.0966457	.3752147	0.25	0.799	-.6397616 .831053
その他	-.569485	.2285692	-2.49	0.013	-1.017472 -.1214976
父 心臓	.2723798	.0886894	3.07	0.002	.0985517 .4462078
循環	-.0827782	.1289423	-0.64	0.521	-.3355004 .169944
呼吸器	-.0977945	.1436971	-0.68	0.496	-.3794357 .1838467
消化器	-.1378997	.1042582	-1.32	0.186	-.342242 .0664427
糖尿	-.1856977	.1377334	-1.35	0.178	-.4566502 .0842548
ガン	.0533889	.1049584	0.51	0.611	-.1523258 .2591037
筋骨	.460208	.2967765	1.55	0.121	-.1214632 1.041879
歯周	.0585639	.1557962	0.38	0.707	-.246791 .3639188
その他	.3824166	.1289704	2.97	0.003	.1296392 .635194
母 心臓	-.1697289	.0923755	-1.84	0.066	-.3507816 .0113239
循環	.5895631	.1602943	3.68	0.000	.275392 .9037342
呼吸器	.2846252	.1556293	1.83	0.067	-.0204027 .589653
消化器	.0103071	.1254069	0.08	0.934	-.235486 .2561001
糖尿	.3337326	.1587351	2.10	0.036	.0226174 .6448477
ガン	.0904521	.1236803	0.73	0.465	-.1519569 .3328611
筋骨	.1518693	.169556	0.90	0.370	-.1804543 .484193
歯周	.0150134	.161431	0.09	0.926	-.3013855 .3314123
その他	.0376403	.1015534	0.37	0.711	-.1614008 .2366813
中卒	.2788373	.722173	0.39	0.699	-1.136596 1.69427
短大卒	.5880536	.3986003	1.48	0.140	-.1931886 1.369296
大卒以上	.6391099	.3961409	1.61	0.107	-.1373121 1.415532
配偶者常勤	-.0999516	.0919937	-1.09	0.277	-.280256 .0803528
配偶者非勤	.2740589	.1411628	1.94	0.052	-.0026151 .5507328
_cons	-.5682928	.6958457	-0.82	0.414	-1.932125 .7955397

Anderson canon. corr. LR statistic (identification/IV relevance test):3581.642
Chi-sq(14) P-val = 0.0000

Sargan statistic (overidentification test of all instruments): 16.966
Chi-sq(13) P-val = 0.2009

Instrumented: ishealth
Included instruments: lnalltensu sex cage bmi nbrush salary ifulltime eigyo
gijutu sales foreman wothers fheart fovdis flung frast
fdiab foancer fskmas fperio fother mheart mevdis mfung
mgast mdiabe mcancer mskmas mperio mother chug tandai
daigaku isfulltime isnetwork
Excluded instruments: istress cancerfear zangyo sleephour comhours shoulder
backpain joints sights headach sibire indigest coldft
darui

生活習慣病罹患率と労働時間の関係、その含意

国立社会保障・人口問題研究所

泉田 信行

1 はじめに

医療制度改革の焦点は常に高齢者医療費である。高齢になると不可避免的に医療費が高騰するが、その財源を如何に調達するか、如何に高齢者医療費を抑制するか、が常に議論されてきた。高齢者医療費の問題の難しさは、ひとつには高齢期になるまでの生活の帰結として身体状況が決定されており、ほぼ変えることができないということである。つまり、どのように努力しても時間だけは戻らないということである。このため、健康を害してしまってから高齢期を迎えた高齢者については医療費を支払って現状の健康状態を維持することだけしかできないこともある。

生活習慣病はこのような状況の典型的な事例であり、若年期にそのリスク要因が蓄積され、若年期ないしは高齢期に発症する。リスク要因は生活習慣の乱れや喫煙、ストレスなどが指摘されている。生活習慣病の定義は

「食習慣、運動習慣、休養、喫煙、飲酒等の生活習慣が、その発症・進行に關与する疾患群」

とされている。良い生活習慣を維持することは個人の責任であると考えられるかもしれないが、現実には微妙である。例えば、解雇されないためには自己の生活習慣を犠牲にしても長時間労働に従事しなければならないケースがあるかもしれない。その意味では生活習慣病は、現時点では直接的な関係は指摘されていないが、労働時間と密接な関係があると考えべきである。

労働時間と生活習慣病の関係がある場合の極限的なケースとして過労死の存在を指摘できる。過労死については「過度な労働負担が誘因となって、高血圧や動脈硬化などの基礎疾患が悪化、脳血管疾患や虚血性心疾患、急性心不全などを発症し、永久的労働不能又は死に至った場合」という定義が多く用いられている。上述のとおり、労働も生活習慣であると言えるならば過労死も生活習慣病とすることに不自然さはない。

このように見てくると、労災としての過労死と長時間労働の帰結としての生活習慣病罹患は症状の程度の差こそあれ本質的には同じものであることがわかる。それゆえ、長時間労働に従事している労働者が生活習慣病に罹患した場合は労働

者個人の責任とするべきではない、という考え方も有力になる。すなわち長時間の労働を行わせている企業に、長時間労働に起因する生活習慣病の超過罹患率からの損失を補填する義務を負わせるべきである、という考え方である。

経済学的な観点からはこのような考え方は社会厚生を向上させるという観点から支持される。この点は極めて単純な経済モデルを用いて示すことが可能である。特に、長時間労働による生活習慣病の超過罹患が存在する場合には、高齢者医療制度への拠出を行うことが社会的連帯の観点から若年世代（もしくは彼らを雇用する企業）に求められるものではなく、当然の義務であることが帰結する。

これらの論点の根拠を与えるのは、労働時間が長い個人について生活習慣病の発症確率が高まる、という仮説が成立することである。もし労働時間に関して生活習慣病罹患確率が一定であれば、生活習慣病罹患と労働時間は無関係である。これは極めて実証的な問題である。そこで、本稿では労働時間と生活習慣病の発症確率の関係を明らかにする。

労働関連疾患については WHO(1985) においてより深い研究を行うべきと指摘していた。日本における長時間労働と健康状態に関する研究は当時既に問題視されていた過労死の研究から始まったと言える。Uehata(1991) は 203 の過労死事例を検討して、それが長時間労働によって誘発される労働関連傷病であることを指摘している。彼の研究では過労死の原疾患のうち脳梗塞が 123 例、心疾患が 77 例あることが指摘されており過労死が循環器疾患によって引き起こされることがわかる。

Hayashi, et.al(1996) ではこの点の分析を進め、正常血圧群と若干高血圧である群それぞれについて、長時間労働グループとコントロールグループを比較すると、長時間労働グループの方が 24 時間平均血圧が高いことを示している。更に、Sokejima and Kagamimori(1998) は 1 日に 7-9 時間働く男性労働者に比較して 1 日に 11 時間以上働く男性労働者は急性心筋梗塞に罹患する確率が 2.44 倍となることを示している。ただし、彼らの結果はより短時間働くグループについてもベースグループよりも罹患確率が高いことを示しており、急性心筋梗塞罹患率が労働時間に対して U-字型になることを示している¹。これらの研究では循環器疾患に注目しているが、長時間労働によって生活習慣が乱れる場合、糖尿病などの他の生活習慣病の罹患確率も高めると考えられる。この点は追加的に検討されるべき点である。

他方、経済学者は好景気になると労働時間が増大し健康投資に利用する時間の費用が相対的に高くなることにより健康水準が低下するという議論が行われている (Ruhm 1996、Ruhm 2001、Gertham and Ruhm 2002、Ruhm 2003 を参照のこと)。これらの文献の考え方は本稿の考え方と本質的に同じである。

¹彼らのケースサンプルは急性心筋梗塞で入院した患者を利用しているので、短時間労働グループに既に心筋梗塞の症状が出ていて働けなくなっていた労働者が含まれている可能性がある。その場合には急性心筋梗塞罹患率が労働時間に対して U-字型になることはそれほど奇妙な結果ではない。

このように労働時間と健康水準の直接的な関係、時間コストの上昇と健康水準の低下の関係、は学術的に支持が得られてきた考え方である。そこで、本稿においては生活習慣病罹患と労働時間の関係を検討することにする。

本稿は以下において次のように構成される。次節においては生活習慣病と老人保健拠出金の関係が説明された後に推定モデルについて述べられる。第3節においては使用するデータについて説明が与えられる。第4節においては推定結果が与えられる。最後の節では結語が述べられる。

2 分析枠組み

2-1 老人保健拠出金と生活習慣病

生活習慣病発症のコスト負担の部分についてまず検討する。議論の単純化のために発症する生活習慣病の重症度は一定であるとする。この結果、治療に必要な費用も一定と考えることになる。発症した後に企業に在籍する期間に必要な治療費を C_1 、退職後に必要となる治療費を C_2 とする。企業在籍期間中の本人自己負担分を r_1 、退職後のそれを r_2 と書くことにすれば、生活習慣病の発症により保険給付費は $(1 - r_1)C_1$ 、退職後に（おそらく国民健康保険の）保険者が負担する保険給付費は $(1 - r_2)C_2$ となる。

保険給付の費用は賃金からの保険料拠出によって賄われる。事業主負担分と本人負担分があるが、結局は労働を雇用する費用から支出されているので区別せず一括して保険料として扱う。この個人が、企業に在籍している期間中に生活習慣病以外に罹患しないとすれば、この企業の健康保険組合としては $(1 - r_1)C_1$ だけの保険料を集めれば保険財政の収支均衡が図れることになる。

議論の出発点として企業在籍期間中に治療が終了するケースを検討する。つまり、 $C_2 = 0$ のケースである。このときの労働需給均衡が図1で示される。労働者の実際に手にする賃金率に対する個人の労働供給を SS 曲線で表し、企業の労働需要曲線を DD で表す場合、通常は点 E で労働需給と賃金率が定まる。しかしながら労働者の医療費の一定額を企業が負担することになるので、実際に労働者が accept する賃金率よりも高い賃金率を同一の労働量に対して払うことになる。これを踏まえたのが S^1S^1 曲線である。 DD 曲線と S^1S^1 曲線の交点である E^1 では企業が労働を雇用するために支払う費用は保険料分 $(1 - r_1)C_1$ だけ高くなる。

図1はこのあたり

老人保健受給者である個人が傷病に罹患した場合、そのコストは老人保健拠出金を通じて健康保険組合なども負担する。企業（やその健康保険組合）にとって

老人保健拠出金の拠出は労働者の雇用と直接のかかわりの無い費用であるが、老人保健拠出金の支払を義務付けられている場合、労働雇用コストをさらに引き上げる要素となる。このため、労働供給曲線が S^1S^1 曲線よりもさらに上にシフトする形になり、 S^2S^2 曲線となる(図2参照)。この結果、均衡は E^2 となり、労働雇用量が更に減少する。この場合、 ΔW^2 で示される面積の効率性の損失が発生する。これは老人保健拠出金の拠出は企業にとって外部不経済効果をもたらすためである。

図2はこのあたり

他方、高齢期の医療費が若年期の生活習慣病罹患によるものである場合は多少状況が異なる。サブケース2つに分けて検討する。第一のサブケースは若年期の生活習慣病罹患が労働時間とは独立なケースである。この場合は生活習慣病罹患に企業の雇用が影響を与えない。それゆえ、先に検討したケースと同様、若年期の生活習慣病罹患による高齢期の医療費に対して、企業(の健康保険組合)に老人保健拠出金の支払を義務付ければ効率性の損失が発生する。

第二のサブケースは、労働時間が長くなるほど生活習慣病の罹患確率が高まる場合である。罹患確率の増大により限界的に高まる後年度負担 $(1-r_2)C_2$ は、労働者が退職後に加入する保険者にとっては外部不経済である。この場合、経済学的には企業がその費用を内部化することにより効率性が改善することになる。図3は外見はほぼ図2と同じである。ただし、 S^1S^1 曲線と S^3S^3 曲線で挟まれる部分は労働時間の長さ起因する生活習慣病罹患のコストである。この部分を他者の負担として得られる均衡 E^1 は ΔW^3 で示される面積の効率性の損失を発生させる。この部分を企業が負担した場合の均衡 E^3 は厚生損失が内部化されているため、効率的な均衡となる。

図3はこのあたり

老人保健拠出金を若年世代(企業)が負担することは現状でも行われている。生活習慣病の罹患確率が労働時間の長さによって上昇するのであれば、労働時間の長時間化によって限界的に高まる生活習慣病罹患コストの後年度負担分については、社会的な連帯意識による拠出ではなく、企業が労働雇用の費用として当然支払うことにより社会的な厚生を増大させる。それゆえ、本稿で検証する仮説：労働時間が増大すると生活習慣病発病リスクが高くなる。は非常に重要な意味を持ってくるのである。

2-2 基本的な推定式

我々が検証すべき仮説は

仮説：労働時間が増大すると生活習慣病発病リスクが高くなる。

であった。これは健康投資モデルを導入した Grossman(1972) の論文が依って立つ基本的な構造そのままである。健康を害するということは一般的には不利益だけが発生すると考えられがちであるが、実際には生活習慣病に罹患するリスクを冒しても長時間働くことにより昇進が速くなる、といった便益が存在するかもしれない。他方、生活習慣病に罹患することが望ましくないとする個人は長時間働くことを忌避し、職場を去るかもしれない。こうしてみると、生活習慣病に罹患するか否かも費用と便益に基づいて決定していると考えられることもあながち間違っているとも言いがたい²。

第 i 個人が生活習慣病に罹患する純便益を Y_i^* とする。この純便益は実際には観察されないが、次のような関係式

$$Y_i^* = \beta_0 + \beta_1 L_i + \beta X_i + \epsilon_i \quad (1)$$

によって決定されているとする。ただし、 ϵ_i は標準正規分布に従うと仮定する。

実際に我々がアンケート調査によって観察可能であるのは生活習慣病に罹患していると診断された事実か、その恐れがあると医師が指摘したという事実である。生活習慣病に罹患していると診断されていることを $Y_i^1 = 1$ 、罹患していないと診断されている場合を $Y_i^1 = 0$ と書けば、

$$Y_i^1 = 1 \quad Y_i^* > 0$$

$$Y_i^1 = 0 \quad Y_i^* \leq 0$$

となる³。

このモデルの推定に当たっては Probit 推定法を用いる。つまり、 $Y_i^* > 0$ なる確率を $Prob(Y_i^* > 0)$ と表せば、

$$Prob(Y_i^* > 0) = \int_{-\infty}^{\beta_0 + \beta_1 L_i + \beta X_i} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{x^2}{2}} dx \quad (2)$$

²長時間働くことを忌避すると解雇される場合には、個人の選択という言い方にはなじまないという意見もあるかもしれない。上にも述べたように、労働条件の悪い職場からは労働者が退出し、他社に移動する。企業が競争力を持つためには良い人材を確保する必要があり、労働条件が悪い状態にし続けることは難しい。このため、長期的には悪い労働条件を提示する企業は就業先として選択されないことになり、労働条件が選択されていると言えることになる。ただし、その調整スピードが非常に遅い場合には何らかの政策的な介入が必要になるかもしれない。

³ただし、厳密には、現実に生活習慣病に罹患しているのに診断を受けていない場合や、罹患していて診察を受けたのに診断が誤っている場合も $Y_i^1 = 0$ が成立するケースに含まれる。また、実際には罹患していないのに罹患したという診断を受けているケースも $Y_i^1 = 1$ が成立する場合として考えられる。これらの点は医学的なデータを用いた検討が必要であり、本稿の目的からは大きく外れる。それゆえ、これらの点については捨象している。

が推定される式となる。ここで L_i は第 i 個人の労働時間であり、 X_i は第 i 個人のその他の個人属性である。 L_i の係数 β_1 が有意に正であることが検証すべき仮説となる。

これを単純に図示すると図4のとおりとなる。図4は労働時間 L と生活習慣病の発生リスク P に関する概念図である。case.1のように L の増大に対して生活習慣病の発生リスク P が一定であり反応しなければ労働時間と生活習慣病の発症は無関係ということができよう。他方、case.2のように、労働時間 L の増加が生活習慣病の発生リスク P を増加させている場合には、因果関係ありと考えているわけである。

図4はこのあたり

ところで、分析に当たってはその他のリスクファクターをどのように評価するかがひとつの問題となる。例えば、喫煙、飲酒、不規則な睡眠である。これらを個人の選択の結果であるとして、外生変数と考えることも論理的には可能である。つまり、労働時間とは無関係に喫煙、飲酒、不規則な睡眠は個人の好みだけの問題であるとして、分析に当たってはこれらの要因を外生変数として扱うことが可能である。しかしながら、労働時間の長さから、喫煙飲酒などの嗜好品摂取量が多くなったり、睡眠が不規則になる可能性もある。つまり、生活習慣病罹患とリスクファクターの選択が内生的に決定される可能性がある。

この点を考慮するために bivariate probit モデルによる推定も行う。喫煙・飲酒・不規則な睡眠、を生活習慣病のリスクファクターと捉える。ただし、リスクファクターも個人の選択による部分もある。そこで、生活習慣病のリスクファクターとなる行為を行う純便益を Y_i^{**} とする。やはり Y_i^{**} も観察できない変数ではあるが、次の式

$$Y_i^{**} = \alpha_0 + \alpha_1 L_i + \alpha Z_i + \epsilon_i^2 \quad (3)$$

によって決定されているとする。ここで、 ϵ_i^2 は標準正規分布に従う。また、 Z_i は生活習慣病のリスクファクターとなる行為を選択することに関連する変数である。

我々が観察できるのは生活習慣病のリスクファクターとなる行為を選択しているか否かだけである。これを、喫煙をする場合に1をとり、しない場合に0をとる変数を Y_i^2 とすれば、

$$\begin{aligned} Y_i^2 = 1 & \quad Y_i^{**} > 0 \\ Y_i^2 = 0 & \quad Y_i^{**} \leq 0 \end{aligned}$$

が成立する。

Bivariate probit 推定法により

$$Y_i^* = \beta_0 + \beta_1 L_i + \beta_2 Y_i^{**} + \beta X_i + \epsilon_i \quad (4)$$

$$Y_i^{**} = \alpha_0 + \alpha_1 L_i + \alpha Z_i + \epsilon_i^2 \quad (5)$$

の2式を同時に推定するが、両式の誤差項 ϵ_i^1 、 ϵ_i^2 の間には相関があると考えられる。それを $Cov(\epsilon_i^1, \epsilon_i^2) = \rho$ で表す。このモデルでは喫煙することが労働時間に影響を受けるか否かを2本目の方程式で推定している一方、喫煙することによる生活習慣病罹患に与える影響をも1本目の方程式で取り込む形になっている⁴。

3 データ

健康保険組合加入者の個票データを用いて分析を行った。某健康保険組合の協力を得て、当該健康保険組合の加入者に対するアンケート調査を2005年7月20日から同年8月25日にかけて行った。回収された調査票のデータクリーニングを行ったところ、1263サンプルが使用可能となった。調査票には今回の分析に関連する調査項目として、生活習慣病罹患の有無、生活習慣病の疑い有無、勤務時間、残業時間、性別、年齢、BMI値、婚姻状況、家族との同居の有無、職業種別、職位などの情報が得られる。

調査自体はパートタイム雇用の者についても行っているが、本研究ではパートタイム雇用の者のデータは利用していない。勤務時間は6月の勤務時間について聞いている。明らかな誤記入（数値が月の総時間数を越える）や勤務時間が月40時間に満たない者（4週間のうち1週しか働いていない者）のデータは利用していない。残業時間について未回答の者もいた。裁量労働制適用者の場合は残業という概念が当てはまらず未回答になることも考えられるが、明確に通常の勤務体系で勤務している者の中にも未回答があったため、いずれについても欠値としてサンプルから除去している。

サンプルの状況について若干描き出しておく。表1は年齢階級別の人数構成である。男性の回答者は30代・40代が中心であり、女性の回答者は20代・30代中心であることがわかる。

表1はこのあたり

次に職種・職位別にサンプル構成を確認する。表2の左側を見ると、販売サービス職が半数を占めており、事務職・営業職あわせて残りのほぼ半数を占めていることがわかる。ここで、現場職とあるのは、作業現場で働いている従業員を総称している。表2右側の職位別のサンプル数を見ると、一般職員が最も多いことがわかる。次いで、係長クラス、課長クラスと続く。アンケート調査であり、回答が強制されていないため、回答者の職位別の構成が歪になっているかもしれない。

⁴ Y_i^{**} が第4式に含まれているが、通常通りに Bivariate probit 推定法により推定すればよい。Greene(2000)を参照。

表2はこのあたり

この職位と年齢の関係をみたのが表3である。

表3はこのあたり

収入別の人数構成は表4に示される。200万円～300万円のところに多く分布しているが、これは女性サンプルがこの階級とその下の階級を構成しているためと考えられる。また、新卒社員が就職以前の所得を記入している可能性もある。

表4はこのあたり

分析にあたっての記述統計表は表5で与えられる。

表5はこのあたり

4 推定結果

4-1 基本的な推定結果

はじめに、式1にもとづく推定を行った。個人属性をコントロールした上で、労働時間が生活習慣病罹患の有無を Probit 推定法で推定した。労働時間としては総労働時間を用いた場合と残業時間を用いた場合の2ケースについて推定を行った。推定結果は表5と表6に示されている。表5の残業時間を用いたケースでは残業時間変数は統計的に有意であった。限界効果を見ると、残業時間が（平均値から）1時間増加すると生活習慣病発症確率が0.1%ポイント増大することがわかる。

女性ダミーは負で有意であった。年齢階級ダミーは全て有意であり、加齢とともに生活習慣病罹患確率が高まることがわかる。他方、所得階級ダミーについては有意なもの無く、所得水準が高まることにより生活習慣病罹患率が高まる、という社会的な通念はこのサンプルでは観察されなかった。職位別では主任ダミーと部長ダミーが正で有意であったが、職位が上がるほど生活習慣病罹患率が高まる（もしくはその逆）といった傾向は見られない。また、職種別の差異は存在しないことが各職種ダミーの推定結果からわかる。既婚か未婚かも影響を与えていないことがわかった。

表5はこのあたり

労働時間として総労働時間を用いた場合、総労働時間変数の有意性は若干低くなるが、他の変数の推定値も含めてほぼ同じ結果が得られる。限界効果については月の総労働時間が（平均値から）1時間増加すると生活習慣病発症確率が0.06%ポイント増大することがわかった（表6参照）。

表6はこのあたり

もっとも、双方のケースにおいて年齢階級ダミー変数の限界効果は非常に大きい値をとっている。このため、生活習慣病発症に対しては加齢の効果が支配的であることがわかる。しかしながらそのような加齢の効果を除去したとしても、統計的に有意に労働時間の効果が存在することになる。

次に、式2に基づく推定を行った。(1)喫煙、(2)飲酒、(3)睡眠障害、が労働時間により影響を受け、さらにそれぞれが生活習慣病罹患に影響を与えるか否かをBivariate Probitモデルで推定した。推定結果は表7から表9でそれぞれ与えられる。

表7はこのあたり

表8はこのあたり

表9はこのあたり

推定結果を見ると、残業時間は喫煙と睡眠の不規則性を有意に高める効果を持っている。しかしながら、喫煙と睡眠障の不規則性が生活習慣病罹患確率を高めるわけではない。残業時間は飲酒確率を高めるわけではないが、飲酒する個人の生活習慣病罹患率は有意に低いことがわかる。飲酒については限界効果の絶対値もきわめて大きく計算されている。飲酒喫煙・不規則な睡眠については、飲酒を除けば性差は存在しない。他方、30代、40代の年齢階級の個人はこれらのリスクファクターの選択確率が高くなっている。職種や職位が影響を与えないのは飲酒喫煙・睡眠障害の選択についても生活習慣病罹患についても上の推定結果と同様である。

4-2 検診結果を利用した推定

上の推定結果のひとつの問題は生活習慣病と診断されている個人は、飲酒喫煙・不規則な睡眠を行わない、という逆の因果関係を示しているだけではないか、という点にある。この点を検討するひとつの方法として検診結果を用いる方法が考えられる。検診や人間ドックを受診している個人について、「生活習慣病になりかかっていると指摘されたことがある」という質問項目について、あると答えているか否かを代替的な指標として Probit 推定によって分析するのである。このような場合には、生活習慣病であるという診断に基づいて、医師から飲酒喫煙・不規則な睡眠をしないように療養上の指示が与えられているわけではないので、逆向きの因果関係は弱いと考えられる。

この代替的な指標による結果は表 10 と表 11 にまとめられている。検診結果を利用した場合には総労働時間は生活習慣病罹患確率を有意に引き上げるが（表 10）、残業時間は有意ではない（表 11）。しかしながら、二つの表に与えられている結果は基本的にこれまでの結果と同じである。

表 10 はこのあたり

表 11 はこのあたり

5 結語

残業時間・総労働時間が長い個人ほど生活習慣病罹患率が高くなるのが、その限界効果は小さいながらも、わかった。残業時間は喫煙・睡眠障害といったリスクファクターを選択してしまう効果があるが、それらのリスクファクターを選択するか否かをコントロールすると、残業時間は生活習慣病罹患に対して有意な効果を持たなくなった。この結果は、残業時間の長さが直接的に生活習慣病罹患に影響を与えている部分と間接的に影響を与えている部分にわけるとそれぞれが可視的ではない大きさの効果になってしまうことを意味しているのかもしれない。

推定結果において年齢の効果のほうが支配的であるのは、加齢の効果、というよりも年齢と正の相関をしている変数が観察されていないためかもしれない。加齢により生活習慣病罹患が支配的になるのであれば、生活習慣病対策は意味を持たない可能性がある。この点をより慎重に検討するためには、生活歴などの影響をより厳密にコントロールする必要がある。

また、企業内の競争を考慮すると、労働時間が長い人が成果を得て昇進していくと考えられる。もしこれが妥当するのであれば、職位の高い労働者ほど生活習

慣病罹患率が高いことが考えられる。しかしながら、本稿の結果では年齢の効果は支配的であったが、職位については有意な効果の存在が観察されなかった。これは、ひとつには残業時間が長くなり、健康を害した労働者は職場を去る可能性があることによると考えられる。このため、職位が高い者は労働時間がそれまでの労働時間が長かったとしても健康水準が高い者の集団となっている可能性がある。

他方、健康を害した労働者が職場を去る可能性があることは、本研究での労働時間・残業時間の生活習慣病罹患に与える効果の推計結果は過小推計となる可能性があることを意味する。この点を考慮に入れるためには同一個人を継続的に追跡し、生活習慣病罹患と退職の関係を明らかにする必要があるが、今回利用したデータセットでは不可能であり、今後の研究課題となってしまっている。

これらの分析上の制約はあるものの、労働時間の長時間化はここで見たように生活習慣病罹患という形で労働者の健康を阻害する可能性がある。慢性期疾患のように、若年期の健康損失が高齢期まで持続する場合、その損失を企業が負担しないのであれば、社会的に最適な労働時間を超過して企業は労働者を雇用することになる。生活習慣病罹患率が労働時間に依存するならば、少なくとも企業退職後の医療費について当該企業が責任を持つべきであることの論拠となりえるかもしれない。老人保健拠出金が若年世代からの支援ではなく、企業が経済活動のコストとして当然支払うべきものへと性質が変わる可能性があることを含意する。

参考文献

- [1] Hammar, N., Alfredsson, L. and T. Theorell, (1994) "Job Characteristics and the Incidence of Myocardial Infarction," *International Journal of Epidemiology*, vol.23(2), pp.277-284.
- [2] Spurgeon, A., Harrington, J. M. and C. L. Cooper, (1997): "Health and Safety Problems associated with Long Working Hours: a Review of the Current Position," *Occupation and Environmental Medicine*, vol.54, pp.367-375.
- [3] Sokejima S. and S. Kagamimori, (2006) "Working Hour as a Risk Factor for Acute Myocardial Infarction in Japan: case-control study," *British Medical Journal*, vol.317, pp.775-780.
- [4] Gertham U. G. and J. Ruhm, (2002) "Deaths Rise in Good Economic Times: Evidence from the OECD," NBER Working Paper, no.9357.
- [5] Ruhm, C., (2003) "Healthy Living in Hard Times," NBER Working Paper, no.9468.

- [6] Ruhm, C., (2001) "Economic Expansions are Unhealthy: Evidence from Microdata," NBER Working Paper, no.8447.
- [7] Ruhm, C., (1996) "Are Recessions Good for Your Health?" NBER Working Paper, no.5570.
- [8] WHO, (1985) "Identification and Control of Work-Related Disease," WHO Technical Report Series, no.714.
- [9] Uehata, T., (1991) "Long Working Hours and Occupational Stress-Related Cardiovascular Attacks among Middle-Aged Workers in Japan," Journal Human Ergology, vol.20, pp.147-153.
- [10] Hayashi, T., et.al, (1996) "Effect of Overtime Work on 24-Hour Ambulatory Blood Pressure," Journal of Occupational and Environmental Medicine, vol.38(10), pp.1007-1011.

図 1 : 労働の需給均衡

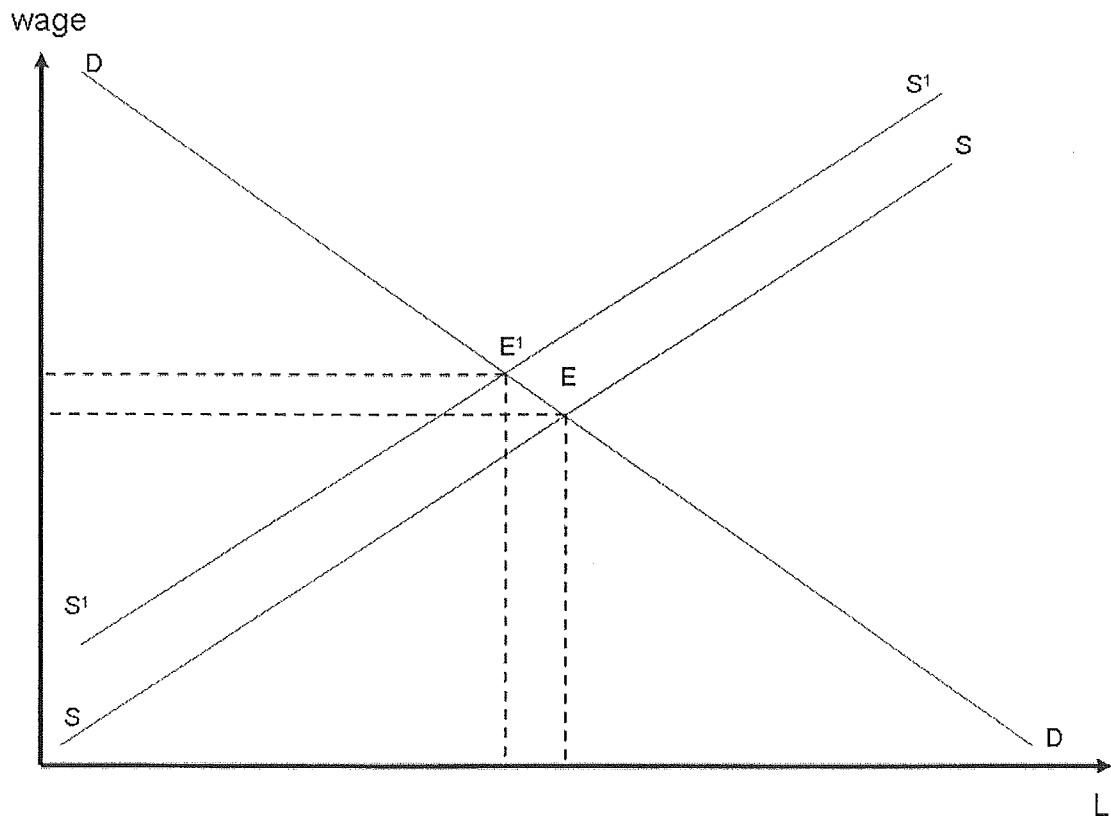


図 2：労働の需給均衡—外生的な老人医療費を負担する場合—

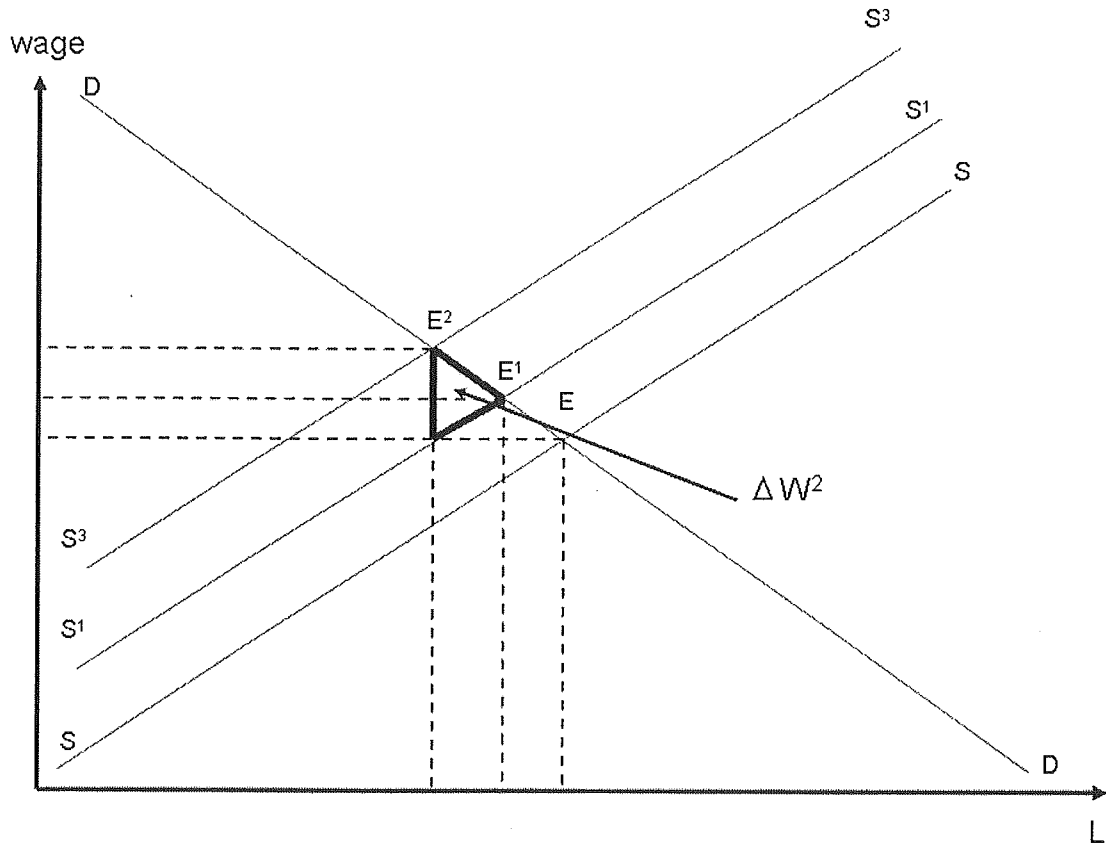


図 2：労働の需給均衡－労働時間が生活習慣病罹患確率を増大させる場合－

