

喫煙の状況別コーヒー・お茶の飲用状況相対頻度分布(会社991)

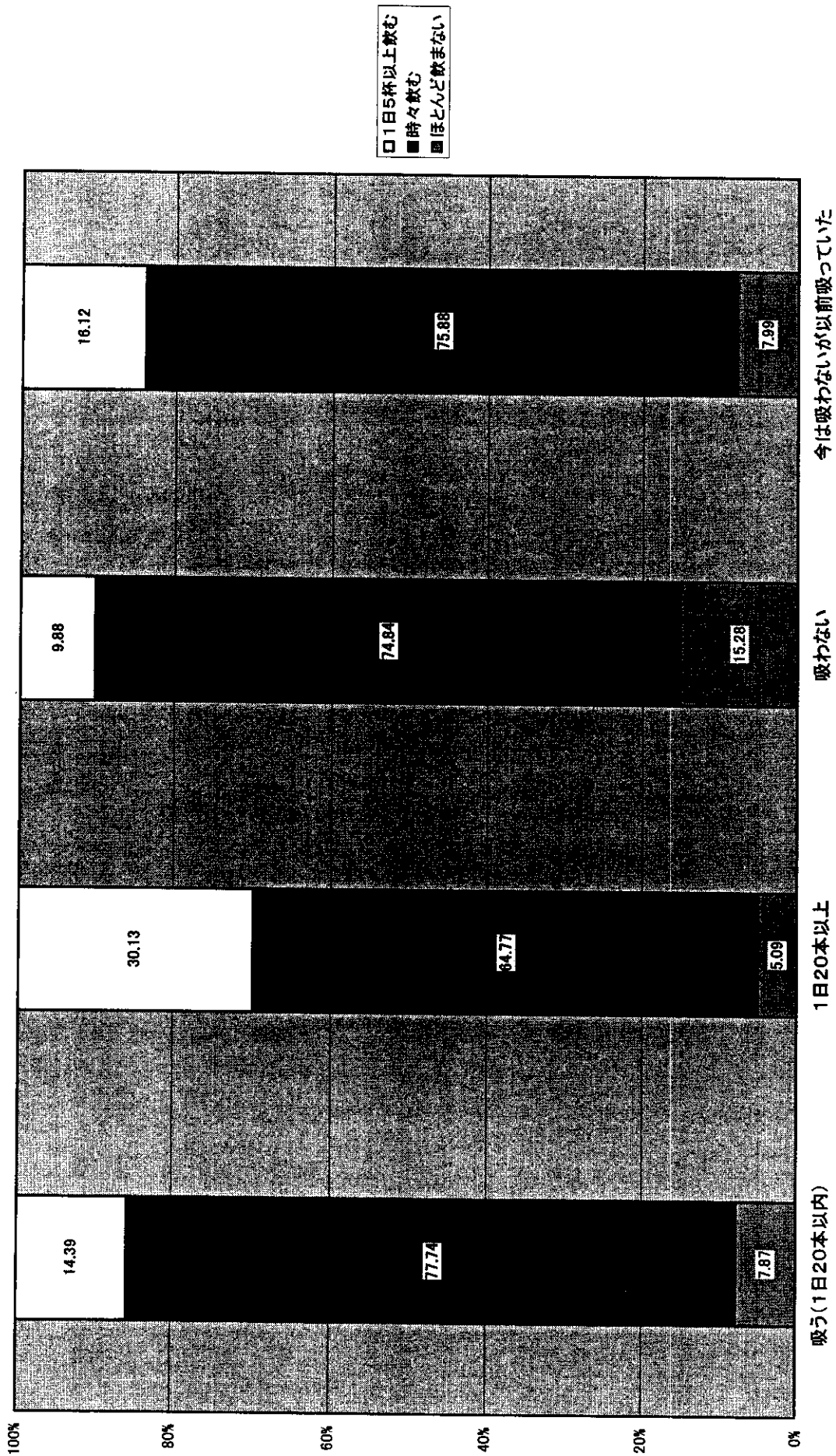


図3-5 喫煙の状況別コーヒー・お茶の飲用状況相対頻度分布(会社068)

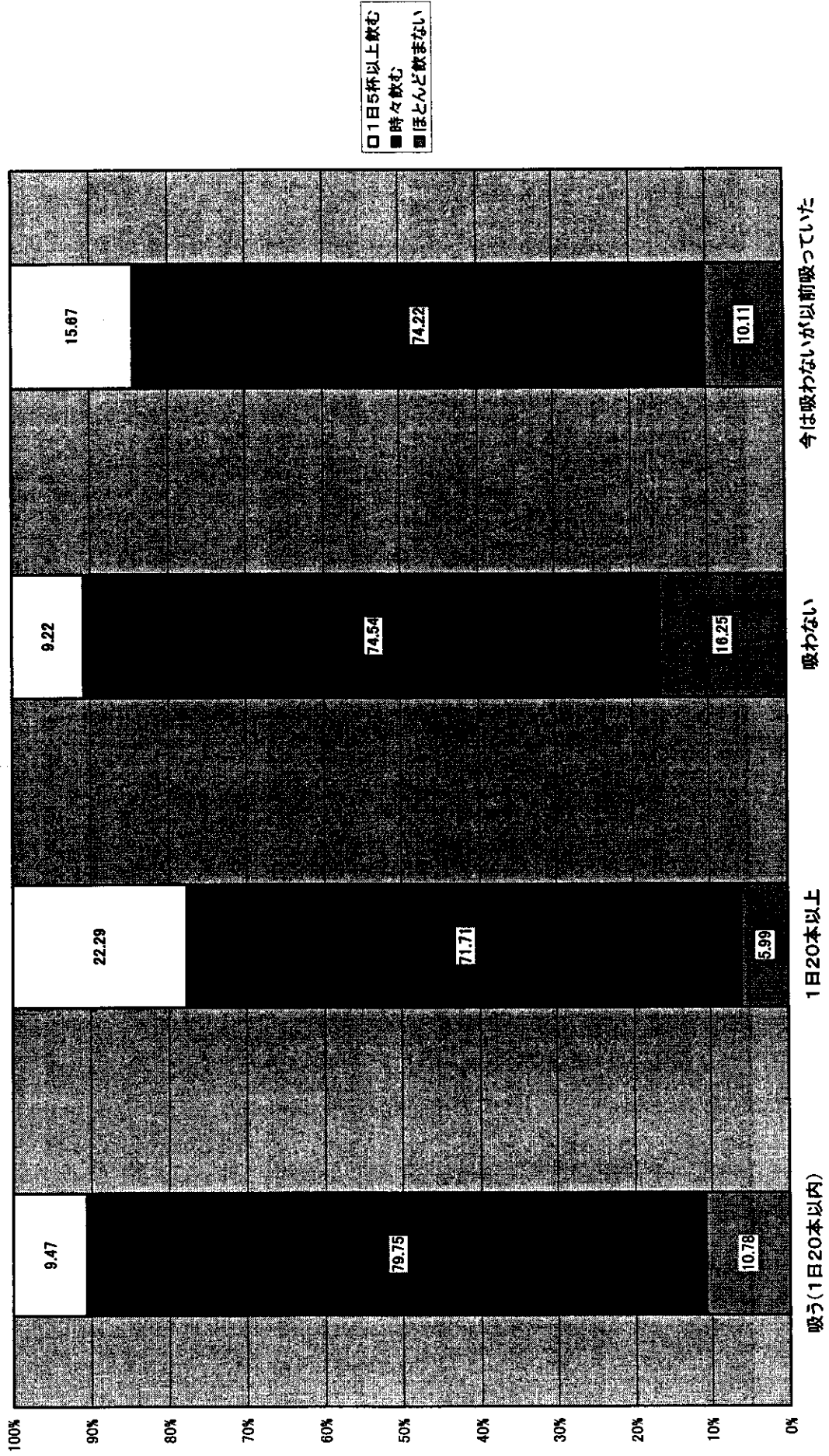


図3-6 喫煙の状況別コーヒーお茶の飲用状況相対頻度分布(会社062)

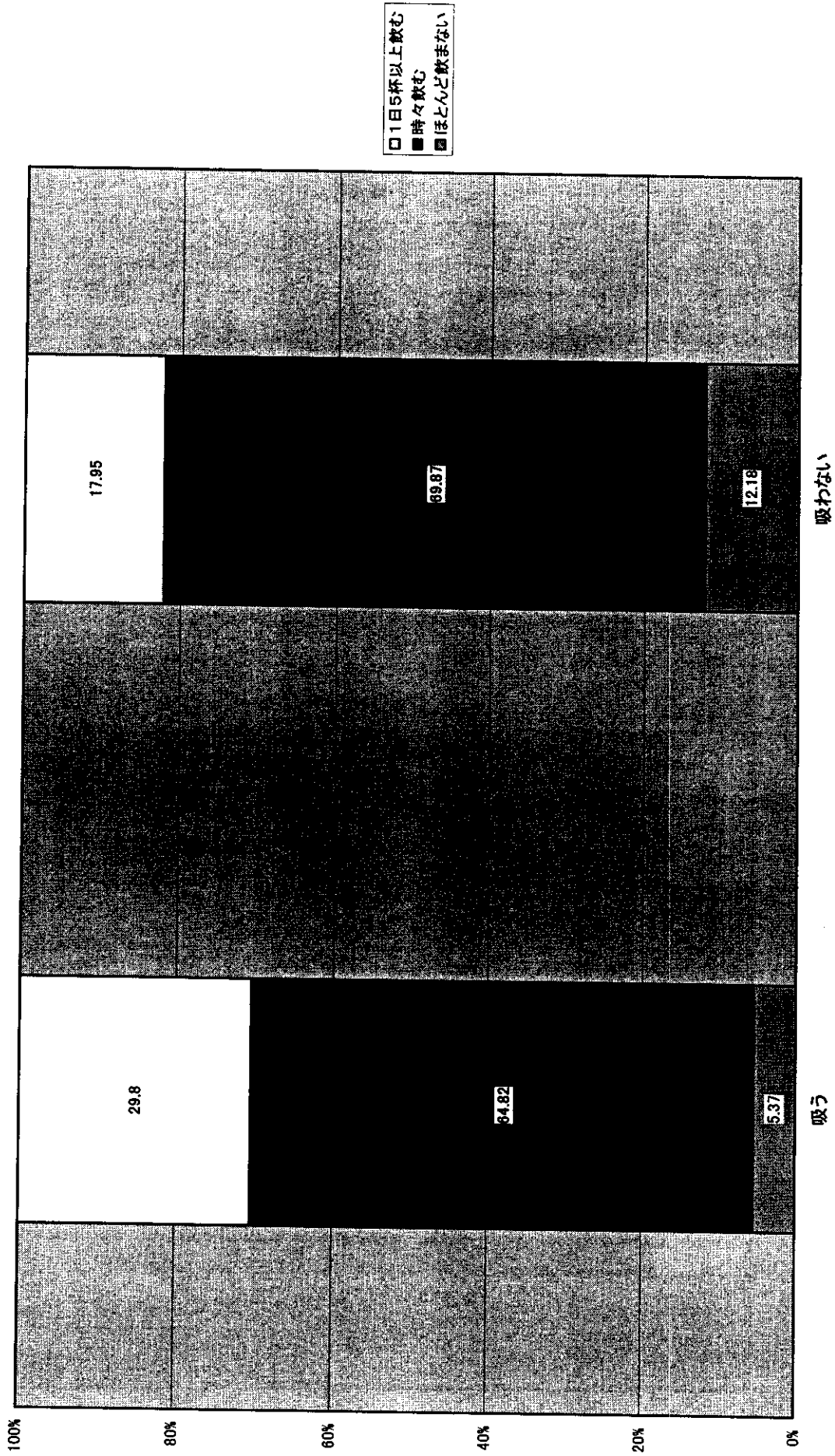


図3-7 飲酒の状況別お茶・コーヒーの飲用状況相対頻度分布(会社991)

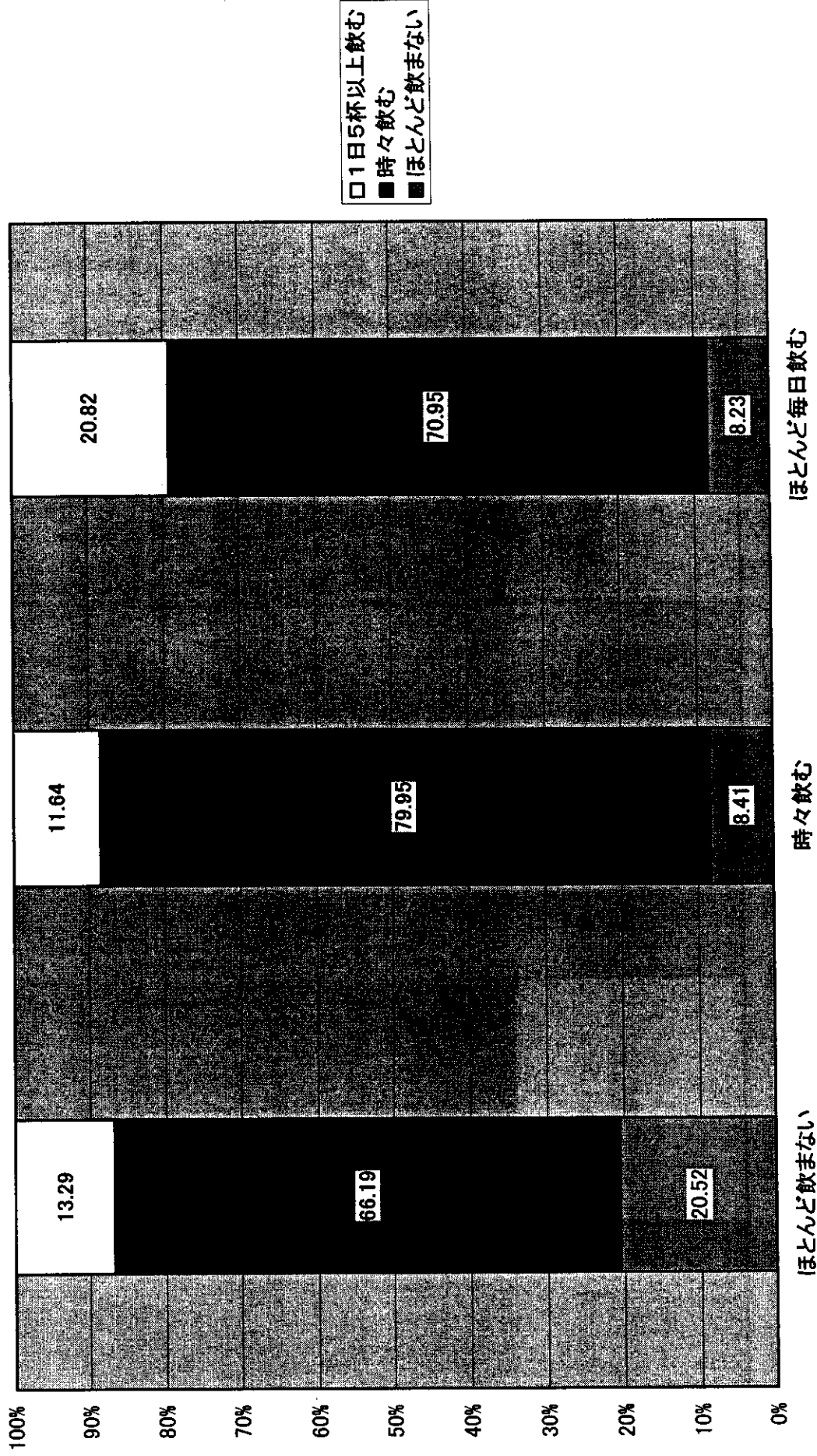


図3-8 飲酒の状況別コーヒー・お茶の飲用状況相対頻度分布(会社068)

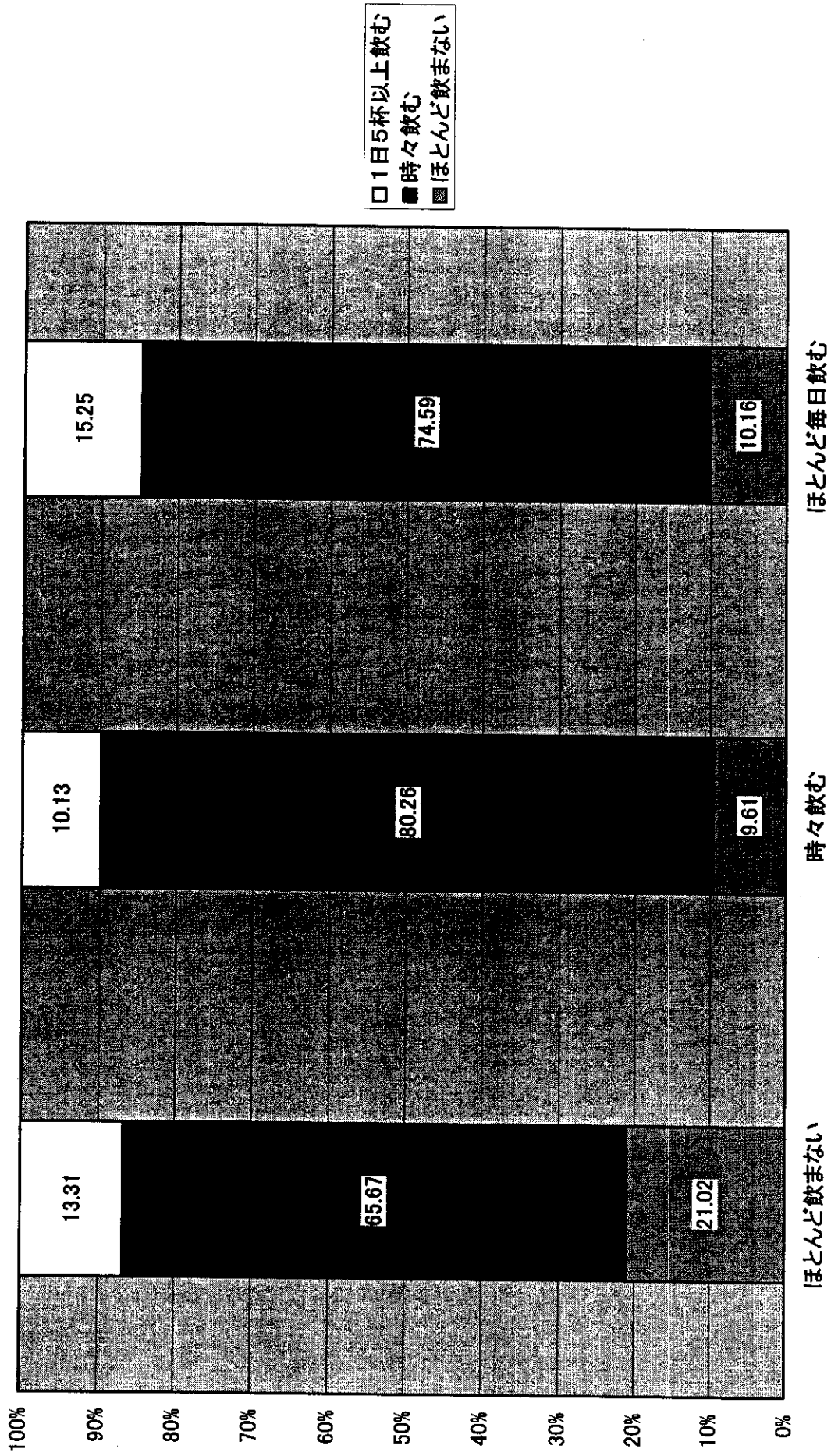
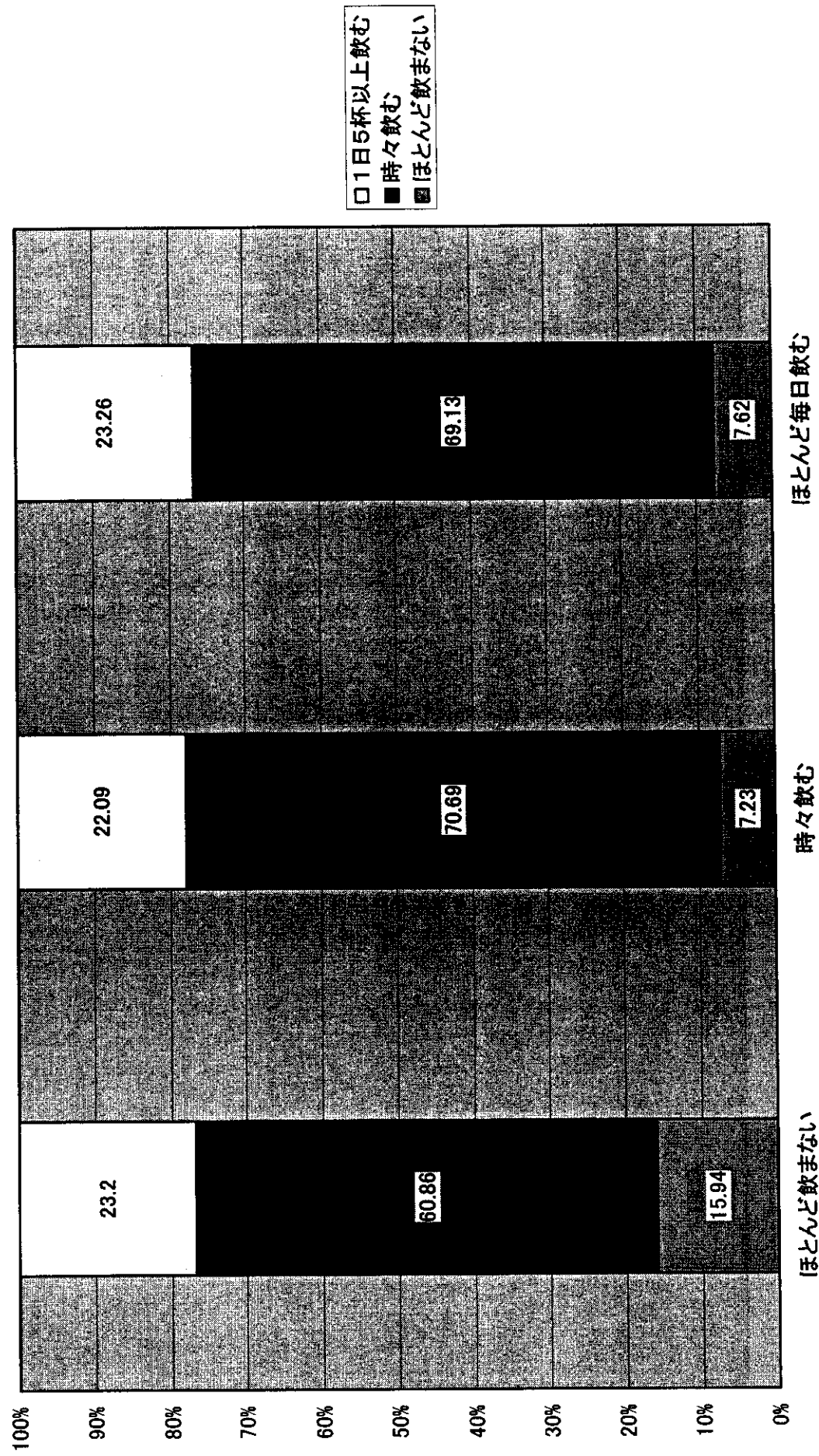


図3-9 飲酒の状況別コーヒー・お茶の飲用状況相対頻度分布(会社062)



厚生科学研究費補助金（政策科学推進研究事業）

（分担）研究報告書

二次予防（定期健康診断と人間ドック）は医療支出を減らすか

分担研究者 角田 保 大東文化大学経済学部

鈴木 玲子 日本経済研究センター

本論文では、ある大手企業の組合健康保険加入者本人の、診療データ・定期健康診断データ・加入者データなどを接合することによって、定期健康診断や人間ドックの受診が、入院外医療費に対してどのような影響を与えるかを分析した。結果は以下のとおりである。まず、定期健康診断の受診は、入院外医療費を引き下げる方向に働く。人間ドックの受診は逆に、入院外医療費を引き上げる方向に働く。この効果は、二次予防単独の効果であり、一次予防の効果は含まれていない。

A. 研究目的

この論文の目的は、二次予防がその後の医療需要増加の原因となっている可能性が示されているが、それが増加要因であるかどうかを、確かめるものである。二次予防を定期健康診断と人間ドックに分けて、それぞれ入院外医療費に対するインパクトを測るものである。

B. 研究方法

ある大手企業の60ヶ月分のアンバランスなパネルデータを作成した後に、ランダムエフェクトモデルを用いて分析を行う。個人内の年齢・性別などの属性以外の誤差を、ランダムエフェクトで説明することにより、個人間の誤差を調整した。これにより個人固有の見えない属性をコントロールすることができる。推計する項目については、個人別年月別に、非説明変数は入院外総点数の自然対数とし、説明変数は、年齢・性別・世帯人員数・定期健康診断を受診した月か否か・人間ドックを受診した月か否か、とした。

C. 研究結果

定期健康診断を受診し、かつその月に入院外診療を受診した人について単純に医療費を集計すると、その当該月が、前後の月よりも高くなっている。しかし、他の項目でコントロールしてパネル分析を行った結果、定期健康診断を受診することは、医療費を引き下げる効果が見られた。一方、人間ドックについては、逆に引き上げる効果があることがみられた。他の変数の符号は期待通りである。まず年齢が低い方が、入院外医療費が低くなる。また、世帯人員数が増加すると入院外医療費を引き下げる効果が見られる。これも一般的な結論といえる。

D. 考察

パネル分析の結果から、定期健康診断の受診は、入院外医療費を引き下げる効果を持つことがいえる。これは、定期健康診断単独の効果であり、一次予防と二次予防の複合的な効果ではない。これはRenほか(1994)や小笹ほ

か(1997)などと異なる結果である。

E. 結論

一次予防と二次予防の関係は、今回は分析できなかったが、この関係を陽表的にあらわしたヘックマン的な分析ができると、より詳しい分析ができることが期待される。

F. 研究発表

無し

G. 知的所有権の取得状況

無し

資料 (角田保 大東文化大学経済学部専任講師・

鈴木玲子 日本経済研究センター主任研究員)

「二次予防 (定期健康診断と人間ドック) は医療支出
を減らすか」

「二次予防（定期健康診断と人間ドック）は医療支出を減らすか」

角田 保

大東文化大学経済学部専任講師

鈴木 玲子

日本経済研究センター主任研究員

1. はじめに

医療費高騰に悩む先進諸国では、予防行動は医療費抑制をはじめ個人的・社会的費用を引き下げる効果も大きいとして、予防医療への取り組みが推し進められている。とくに米国HMOなどではいち早く予防の医療費削減効果に着目し、加入者の予防行動の普及に力を入れているといわれる。わが国でも高齢化に伴う医療費増加への有効な対処方法として健康増進の重要性が再認識されており、わが国でも「健康日本21」などで疾病予防への取り組みが推奨されているところである。

ところが、一次予防（食事習慣、運動習慣、体重管理、禁酒・禁煙行動など）と比較して、二次予防（健康診断や人間ドックなどの検診）は、その効果を疑問視される傾向がある。一次予防は、病気の罹患リスク自体を引き下げるから健康度合いを直接高める。これに対して二次予防は病気の早期発見によって病気の悪化を防ぐために行うが、検査の精度や効率が必ずしも高くないうえに、首尾よく病気を発見できても効果的な治療法が確立されていない疾患が多い、患者が不健康な生活を改めないなどで、病気の悪化を防ぐことができないケースが多いことなどが指摘される。さらに検診の実施で再検査需要や医療費需要を増やすことなど、医療費を高騰させる一つの要因と見なされる場合すらある。二次予防は実施コストが大きいだけに、その有効性が十分に検証される必要がある。

健診の有効性についての包括的な研究として、矢野ほか(2000)は多岐にわたる定期健康診断項目について文献的な有用性評価を行っている。老人保健法の基礎健康診査で行われている健診項目（問診、身体計測、血圧、検尿、心電図、脂質検査、貧血検査、肝機能検査、腎機能検査、クレアチニン、血糖検査、ヘモグロビン検査）について、文献および実証的にその有効性を鋭敏度、特異度などから疾病発見の有効性、予後改善効果、医療費節約効果を検討している。その結果、わが国で義務的に行われている健診項目のほとんどが実施すべきか否かの議論が分かれているものか、検討の対象にもはならない不要な項目と結論し、併せて、二次予防による早期発見よりも喫煙本数のチェックなど一次予防に直結した検診や、毎年全員一律ではなくハイリスク群への重点的検査を提案している。

わが国の職場健診については、Ren ほか（1994）が検査項目を増やすなど従来よりも濃厚に実施すると、医療の受療が増加すること、とくに濃厚検査を実施した初年度に増加することを報告している。

国民健康保険加入者の成人健診については、小笹ら(1997)が30歳以上の国保加入者2,445人の83~94年にわたるデータによって、成人健診がその後の外来医療需要にどのように影響を与えているかを分析している。その結果、健診受診回数が多いほど外来診療が多かったこと、および健診受診者は高血圧・喫煙・飲酒などが少ないなど慢性疾患リスクが低いことから、健診をよく受診する者は慢性疾患の罹患またはそのリスクが少ないにもかかわらず医療受療が多いなどを報告した。

このように Ren ほか(1994)および小笹ほか(1997)からは、二次予防がその後の医療需要増加の原因となっている可能性が示されている。すなわち二次予防は医療需要を高めるという仮説が支持されている。しかしながら、因果関係はそれひとつではあるまい。疾患リスクが高い個人では、医療需要も二次予防需要もともに高くなるという関係も無視できないのではないか。後者が成り立つならば、医療需要がもともと高い個人は二次予防受診率が高いという、前者とは反対方向の因果関係が見出される可能性がある。この効果も考慮した上で、二次予防が入院外医療費を減らすか否かの検討を行った。

2. 研究対象と方法

対象者は、ある大手企業の1996年4月から2001年3月までの5年間についての、健保組合加入者本人である。対象者は1996年4月末時点では23271人であり、対象人数は新規加入・脱退ごとに増減する。対象者の定期健康診断データと医療費データを接合することにより、60ヶ月分のパネルデータの作成を行った。データにはさまざまな項目があるが、ここから二次予防受診年月と入院医療費を組み合わせたデータセットを得て、アンバランスド・パネルデータによるランダムエフェクトモデルによって分析を行った。作成したデータセットの項目は60ヶ月別に、受診者番号・性別・年齢・加入世帯人員数・入院外医療費・定期健康診断受診か否か・人間ドック受診か否か、から成り立っている。

参考までに受診状況などを記すと、まず表1は年度別受診率をあらわしたものである。これは、年度ごとに受診者を合計し、これを各年度の加入者平均人数で割ったものである。定期健康診断については80%から90%、人間ドックについては0.04%から1%程度となっている。

二次予防受診とその前後の医療費の変化に着目したものが表2と表3である。これらは、二次予防を受診し、その月に入院外医療を受診した者の、前後3ヶ月の月別医療費を集計したものである。表2は定期検診受診者についてであり、性別・年齢階層別にかかわらず、定期検診当該月が最も高い。表3は人間ドック受診者についてであり、月別医療費の傾向は表2と同様である。

3. 結果

ランダムエフェクトモデルの具体的な推計式は次の通りである。

$$\ln P_{i,t} = a_0 + \beta_1 age_{i,t} + \beta_2 Dwomen_i + \beta_3 num_{i,t} + \beta_4 Dken_{i,t} + \beta_5 Ddoc_{i,t} + v_{i,t}$$

$$v_{i,t} = \varepsilon_{i,t} + u_i$$

添字 i は加入者をあらわし、添字 t は年月をあらわす(1996年4月から2001年3月までの60ヶ月分)。ここで、非説明変数の $\ln P_{i,t}$ は、 t 年月の入院外医療費の対数である。以下年齢 $age_{i,t}$ 、女性ダミー $Dwomen_i$ 、世帯人員数 $num_{i,t}$ 、健康診断実施月ダミー $Dken_{i,t}$ 、人間ドック実施月ダミー $Ddoc_{i,t}$ である。また $v_{i,t}$ は誤差項をあらわす。

表4は記述統計量を示したものであり、3つのダミー変数はすべて0か1である。レファレンスグループは、男性・健康診断未実施月・人間ドック未実施月である。定期検診が医療費を低くするか否かを検定することはすなわち、帰無仮説と対立仮説を

帰無仮説： $\beta_4 = 0$

対立仮説： $\beta_4 < 0$

として、検定することである。

表5は推計結果である。z値は-2.62なので、片側1%有意点2.32よりも絶対値が大きいため、1%有意で帰無仮説を棄却することができ、定期健康診断は医療費を低める効果があるといえる。

人間ドックについても医療費を低くする効果について同様に検定を行うと、

帰無仮説： $\beta_5 = 0$

対立仮説： $\beta_5 < 0$

であるが、z値は正なので帰無仮説は棄却できない。のみならず、片側1%有意で医療費を大きくする効果がある。これは、定期健康診断の効果とは逆の効果となっている点が興味深い点である。

他の変数については、まず年齢が低い方が、入院外医療費が低くなる。また、世帯人員数が増加すると入院外医療費を引き下げる効果が見られる。これはともに、期待通りの符号であり一般的な結論といえる。

4. 考察

パネル分析の結果から、一次予防の効果など各人固有の誤差項を仮定した場合に、定期健康診断の受診は、入院外医療費を引き下げる効果を持つことがいえる。とはいえ、モデルを変更することにより、結論が変わる可能性がある。変更としては、一つは説明変数に新たな項目を含めることが考えられる。特に項目としては、個人のリスクが考えられる。今回は基準となるケースを考えたため、含めたリスクは加齢リスクのみであった。これをBMIなどの定期検診の結果から、医療費に対する効果を求めることが考えられる。もう一つは、より二次予防需要を陽表的にあらわすために、ヘックマン的な推計方法を用いることが考えられる。ただしこのデータがパネルデータであることを考えると、この場合には推計に工夫をする必要がある。

しかしながら、今回の加齢リスクのみというベーシックな推計とはいえ、定期健康診断について Ren ほか(1994)や小笹ほか(1997)などとは逆の結論を得たことは、新しい結論である。この企業で特異に見られる状況であるかどうかはさらに検討する必要があるが、これをクリアした場合には、定期健康診断需要と医療費の関係を再考する必要があるといえよう。

5. 参考文献

1. Ren A et al. (1994) "Comprehensive periodic health examination: impact on health care utilization and costs in a working population in Japan." *J. Epidemiol Comm. Health* vol.48,476-481
2. 小笹ほか(1997) 「一農山村住民の成人病健康診査受診状況と医療受療状況の関連」『日本公衆衛生雑誌』Vol.44 No.8 (1997)
3. 矢野ほか(2000) 「地域住民健診の有効性評価に基づく効果的運用に関する研究」平成11年度厚生科学研究費補助金研究報告書
4. Baltagi B H. (2001) *Econometric Analysis of Panel Data*, 2nd ed., WILEY

表1 年度別受診率(%)

年度	定期検診	人間ドック
1996	90.7	0.382
1997	84.4	0.043
1998	85.2	0.375
1999	80.3	1.042
2000	79.7	0.165

表2 定期検診前後
入院外医療費 月あたり平均点数(千点)

性別	3月前	2月前	1月前	検診月	1月後	2月後	3月後
男性	274	282	298	423	320	316	294
女性	34	36	41	59	41	42	41
計	308	317	340	482	361	358	334

年齢階層別	3月前	2月前	1月前	検診月	1月後	2月後	3月後
<=29	25	28	31	59	31	28	27
30-39	53	51	60	98	58	58	56
40-49	76	80	85	122	95	91	84
50-59	149	153	158	196	171	174	162
60<=	5	6	6	7	6	7	5
計	308	317	340	482	361	358	334

表3 人間ドック検診前後
外来医療費 月あたり平均点数(千点)

性別	3月前	2月前	1月前	検診月	1月後	2月後	3月後
男性	3.42	2.94	3.18	4.86	4.27	3.36	3.96
女性	0.01	0.01	0.05	0.05	0.05	0.01	0.06
計	3.43	2.95	3.23	4.91	4.32	3.37	4.02

年齢階層別	3月前	2月前	1月前	検診月	1月後	2月後	3月後
<=29	—	—	—	—	—	—	—
30-39	0.01	0.01	0.04	0.06	0.03	0.01	0.02
40-49	0.26	0.14	0.35	0.45	0.31	0.20	0.37
50-59	1.18	1.38	1.30	2.72	2.20	1.49	1.99
60<=	1.99	1.42	1.54	1.69	1.78	1.66	1.64
計	3.43	2.95	3.23	4.91	4.32	3.37	4.02

表 4 記述統計量

Variable	Obs	Mean	Std.Dev.	Min	Max
lnP	466787	6.867509	0.912185	2.197225	12.34631
age	466787	45.51282	11.90183	18	95
Dwomen	466787	0.125261	0.331015	0	1
num	466787	2.454449	1.331776	1	8
Dken	466787	0.045121	0.20757	0	1
Ddoc	466787	0.000343	0.018511	0	1

表 5 推計結果

Random-effects GLS regression	Number of obs	=	466787	
Group variable (i): newid	Number of groups	=	39325	
R-sq: within = 0.0000	Obs per group: min =		1	
between = 0.0752	avg =		11.9	
overall = 0.0436	max =		60	
Random effects $u_i \sim$ Gaussian	Wald chi2(5)	=	4189.34	
corr(u_i, X) = 0 (assumed)	Prob > chi2	=	0.0000	
	Coef.	Std. Err.	z	P> z
age	0.013	0.000	60.15	0
Dwomen	-0.069	0.008	-8.09	0
num	-0.019	0.002	-10.33	0
Dken	-0.014	0.005	-2.62	0.009
Ddoc	0.161	0.060	2.7	0.007
_cons	6.282	0.011	595.47	0
sigma_u	0.411			
sigma_e	0.732			
rho	0.240			

Ⅲ.研究成果の刊行に関する一覧表

なし

Ⅳ.研究成果の刊行物・別納

なし