

## 健康の経済学(1)

ヘルス・エコノミックス研究会

### はじめに

我々の日常の経済活動は、健康の維持、増進をその第一目的とするものでなければならない。健康の維持、増進策は、本来、健康を損ねたときに必要な医療のみならず、健康を損ねないために必要な予防や積極的な健康づくりをも意味する。経済生活が豊かになってきたにもかかわらず病気の人が増えてきている今日、病気になるためにはどうしたらよいのかという問題が、さまざまな観点から重要視されるようになってきた。近年、経済学の研究においても、従来の狭義の医療経済を超えた広い範囲での健康問題に関心が高まりつつある。それらの研究成果は、とくに欧米を中心として、論文などに数多く発表されている。

そこで今回より、健康の経済学に関する最近の海外文献をシリーズで紹介してゆき、健康と経済のかわり合いについての理解を少しでも深めてゆきたいと思う。執筆はすべて、ヘルス・エコノミックス研究会（座長：市川洋 筑波大学教授）の委員によるものである。ここでの文献紹介は、当研究会が輪読および討議を行った上でとりまとめたものであるが、本シリーズの目的からして、批評は最小限にとどめ、若干の解説を加えながら、もっぱら内容の概略を紹介することに努めた。

文責：三上 美美子（世話人）

- I 喫煙減少のためにタバコ税増税を使用することのポテンシャル
- II 教育年数と健康—喫煙との関連から
- III 時間選好と健康

### I. 喫煙減少のためにタバコ税増税を使用することのポテンシャル

E. M. Lewit and D. Coate "The Potential for Using Excise Taxes to Reduce Smoking", Journal of Health Economics, Vol. 1, No. 2 (August 1982)

市川洋  
(筑波大学教授)

アメリカにおいて、ここ30年間に保健支出のシェアは大幅に上昇し、喫煙の害に関する多くの研究が行われたにもかかわらず、連邦がタバコ税を重課することにより喫煙を減少させる政策は採用されたことはなかった。1952年以来タバコに対する連邦税は1箱8セントのままである。一方、州および地方のタバコに対する税金は多くの

## 海外文献紹介

州で引上げられ続けて来ており、このため州、市によってタバコの価格にかなりの差が生じ、税金の安い地方から高い地方へのタバコの密輸がある程度行われている。

タバコ税を重課してタバコの小売価格を引上げ、これによってタバコの消費をどれだけ減少させ得るかは、タバコ消費量の価格弾性値に依存する。本論文はこの弾性値を計測し、その構造を明らかにしようとするものである。弾性値の計測に際して、密輸の横行は推計値にバイアスをもたらす可能性が高い。税の高い地方の住民が、税の低い、小売価格の安い地方からタバコを買っているにもかかわらず、密輸がなかったものとして統計処理を行えば、価格データにバイアスが発生するため、推定値にバイアスをもたらす。この研究では、このバイアスを除去するために、特別な工夫が行われている。

原データは1976年に行われた保健インタビューの調査のデータ・テープである。この調査にはタバコの価格以外の多くの情報が含まれている。そこでこの被調査対象者の居住地におけるタバコ小売価格を調べる必要がある。州税は平均して小売価格の24%であり、小売価格は1パック平均でマサチューセッツでは57セント、ノース・カロライナでは37セントである。タバコの小売価格、州税、地方税、売上税等のデータはタバコ税協議会から得られる。タバコ小売価格データとインタビュー調査を結びつけるために、インタビュー被調査者を地図上で430の地域ユニットに分ける。密輸の影

響は無視できない。例えば1977年において1人当たりタバコ販売量はニュー・ハンプシャーで279パック、隣のマサチューセッツでは119パックであった。マサチューセッツでは州タバコ税は1パック当たり9セント高いためである。全国平均は134パックであり、ニュー・ハンプシャーのタバコ消費が全国平均なみであると仮定し、残りのニュー・ハンプシャーのタバコ販売量がマサチューセッツで消費されたと仮定すると、マサチューセッツのタバコ1人当たり消費は全国平均なみになる。

430の地域ユニットを20マイル拡大して考え、拡大された地帯よりも元のユニットのタバコの価格が高い場合は、そのユニットは密輸のためにバイアスが生じるおそれがあるので、除外して考える。430地域ユニットを再編成して416とし、174地域ユニットが密輸の影響が小さいユニットとして残るので、これを“制限標本”と呼ぶ。20歳以上のインタビュアー被調査者は全ユニットに1.9万人、制限標本には1.1万人含まれている。

被説明変数は3通りに大別される。喫煙者および非喫煙者を全部含めた1日1人当たりタバコ消費量、これを喫煙者のみに限定した消費量および喫煙参加率である。喫煙参加率とは、喫煙者1、非喫煙者を0とするダミー変数である。回帰分析に使用される説明変数は全部で26個ある。タバコの価格、所得、学歴ダミー変数5個、年齢、性別、婚姻関係ダミー変数4個、健康状態3個、人種2個、ファミリーサイズ、労働力、地域ダミー変数6個がその内訳である。

線型回帰における価格の係数と、平均値における価格弾性値を表 I-1 に示す。ここで著しいのは、弾性値は制限標本が全標本の値のほぼ 2 倍になっていることである。タバコ税引上げによるタバコ小売価格引上げは、まず弾性値 -0.26 で喫煙するかしないか影響し、次で喫煙者のタバコ消費に弾性値 -0.1 で影響し、総合して弾性値 -0.42 となる。喫煙者のタバコ消費量はタバコ小売価格にはあまり感応的でなく、また価格の係数は有意でない。表 I-1 から、全地域ユニットのサンプルを使用することは適当でないことが判明したので、以下の分析においては、すべて制限標本のみを使用することとする。

表 I-2 に年齢別の回帰係数と弾性値を示す。価格はまず喫煙するかしないかに影響する以上、これを年齢別に検討する必要があるためである。ここで著しい点は、全体の弾性値において 20~25 歳の年齢層の値 -0.89 は他の年齢層のほぼ 2 倍の高い値を示していることである。さらに喫煙参加率の価格弾性値 -0.74 は、この年代の全体の

表 I-1 回帰係数と弾性値

		価格の係数	価格弾性値
喫煙者および非喫煙者計消費	全標本	-0.033	-0.22
	制限標本	-0.063*	-0.42
喫煙参加率	全標本	-0.001	-0.14
	制限標本	-0.002*	-0.26
喫煙者の消費	全標本	-0.015	-0.037
	制限標本	-0.043	-0.10

\*は 5% で有意

弾性値 -0.89 の大部分を説明している。他の年代では消費量は価格にはこのように感応的ではない。26~36 歳の年齢層における全体の価格の係数は 5% で有意には至らないが、それに近い値になっており、この年代も喫煙参加率の影響は大きい。

タバコの価格は若い年齢層に高い弾性値を示す、という事実は価格が喫煙参加率に第 1 次的に影響を与えることと相まって重要な意味をもつ。喫煙の習慣は 25 歳以前に始まることが多い。この若い年代で喫煙への参加を止める習慣づけにタバコ小売価格

表 I-2 年齢別回帰係数と弾性値

		制限標本		
		20~25 歳	26~35 歳	36 歳~
喫煙者および非喫煙者計消費	価格の係数	-0.13*	-0.081	-0.066*
	価格弾性値	-0.89	-0.47	-0.45
喫煙参加率	価格の係数	-0.024*	-0.016	-0.004
	価格弾性値	-0.74	-0.44	-0.15
喫煙者の消費	価格の係数	-0.074	-0.015	-0.065
	価格弾性値	-0.20	-0.04	-0.15

\*は 5% で有意

表 I-3 男についての回帰係数と弾性値

		制限標本		
		20~25 歳	26~35 歳	36 歳~
喫煙者および非喫煙者計消費	価格の係数	-0.24*	-0.066	-0.12*
	価格弾性値	-1.4	-0.32	-0.66
喫煙参加率	価格の係数	-0.50*	-0.013	-0.009
	価格弾性値	-1.3	-0.29	-0.25
喫煙者の消費	価格の係数	-0.065	0.012	-0.10
	価格弾性値	-0.17	0.029	-0.20

\*は5%で有意

引上げが有効なのである。なお、若い年代においてタバコ消費量および喫煙参加率の価格弾性値が高いことは、Lewit, Coat および Grossman の研究でも報告されている。

以上の結果においては、性差はダミー変数で処理されて来た。これは、男と女の価格の係数は等しいという制約下にあることを意味する。そこでデータを男女別に分けて回帰分析を行った結果を表 I-3 に男の分のみ示す。女の回帰分析結果は、価格の係数はすべて有意でなく、かつ弾性値も低く、タバコ消費および喫煙参加率は価格にあまり感応的ではない。このため女の分は省略されている。男については被説明変数はより価格に感応的である。20歳~26歳の年齢層において、全体の消費の価格弾性値は、男女計については-0.89であったが、男については-1.4、(女については-0.3)である。喫煙参加率の弾性値は男女計で-1.3である。しかし価格の係数は年齢層で異なり、25歳~35歳では有意でない。36歳以上の年齢層ではそれは有意であり、この年齢に対してタバコ税引上げは喫煙量削減効果をもつ。

以上の分析結果をまとめると、次の通りとなる。(1) タバコ消費量の価格弾性値は-0.42である。(2) 25歳以下の男の年齢層においてタバコをすい始める決定は価格に弾力的である。(3) 価格の効果は女よりも男において大である。

この結論は、連邦政府がタバコに対する税を引上げることにより、喫煙を減らす政策を将来試みる余地のあることを示している。短期の価格効果は大きくないが、長期の効果は喫煙参加率を通じて大きなものとなる。まず若い世代の喫煙参加率を減少させれば、それが継続することによって次の世代の喫煙参加率も低下し、長期的には大きな効果をもたらす。

価格引上げの効果として、タールやニコチンの多い銘柄への切換え、より深くすい込むこと等が Krasnegor, Gori や Bock により研究されている。Harris はタールとニコチンによって税の影響を分析しているが、それは喫煙者についてのみである。喫煙参加率の低下による効果の方が大きいのである。

以上が論文の要約である。喫煙に関して

は医学上の研究だけでなく、経済上の研究も数多く行われており、この論文の他にも喫煙量に与える所得、学歴、社会的地位等についての影響の計測の研究が、精力的に行われている。この論文では、説明変数として学歴、婚姻関係、地域等のダミー変数、所得、労働力、健康状態等の多くの変数が使用されているが、分析はほとんど価格のみに集中されている。この論文における最も大きな問題は、回帰式の決定係数が大部分0.1を下廻っていることである。すなわち喫煙量や喫煙参加率が26もの説明変数を使用しても、なおほとんど説明できていないのである。回帰係数が有意であっても、説明力が低くてあまり有益な結論とはいえないであろう。より深いFact Findingが必要と思われる。しかしながら、たとえ $R^2$ は低くとも、問題にアプローチ可能なだけの保健インタビュー調査のデータ・テープが購入できることは、すばらしいと思う。

## II 教育年数と健康—喫煙との関連から

P. Farrell and V.R. Fuchs, "Schooling and Health: The Cigarette Connection," Journal of Health Economics, Vol. 1, No. 3 (December 1982)

牛 丸 聡  
(青山学院大学専任講師)

本稿は上記の論文の内容を紹介するものだが、その前に、研究の流れにおけるこの論文の位置づけに関して、簡単に述べておこう。

健康 (health) の増進にとって、医療 (medical care) は極めて重要な要因である。しかし、健康というアウトプットは医療だけではなくその他様々な要因・インプットを総合して生みだされる。そこで、最近のアメリカではそのような視点に立ち、健康に影響を与える医療以外の各要因に対して関心が向けられ、どのような要因がどの程度健康に影響を与えるかが分析されている<sup>1)</sup>。

その中でもとりわけ興味深いのは、教育年数 (schooling) と健康 (health) との関連である。両者の間に正の相関があることは実証分析で明らかにされているが、その結果に関しては二通りの解釈が可能である。(1)一つは、修得教育年数の増大が健康増進の原因となっているというものである。そして、(2)もう一つは、両者の相関の背後には第3の変数が存在し、それが、両者に影響を与えているという解釈である。

その問題に関して、Grossman[2]は人的資本 (human capital) の理論に基づいて、教育年数の増大は各個人を自分の健康をより効率的に生みだすような人間へと変化させるという仮説をたてている。すなわち、前述の(1)の解釈をとっている。はたして、この解釈は正しいのだろうか。それとも、前述の(2)の解釈の方が妥当なのであろうか……。

本稿が紹介する Farrell and Fuchs の論文

は、これまで述べてきたような研究の流れに続くものとして位置づけられる。したがって、この論文は教育年数が健康に及ぼす影響を検討することを意図している。しかし、実際の分析では教育年数の健康状態 (health status) そのものに与える効果ではなく、健康状態の重要な決定要因である喫煙 (cigarette smoking) への効果を検討することを介して、健康状態への効果のみようとしている。

それでは、Farrell and Fuchs の論文の内容に関して概観しよう。まず最初に、この分析が使用したデータについて述べよう。

1979年の秋に、カリフォルニアの4つの小さな市に住む家計から無作為に選択された12歳～75歳の住民を対象として、スタンフォード心臓病予防計画 (Stanford Heart Disease Prevention Program, SHDPP) による個人インタビューが実施された。Farrell and Fuchs はこのデータから1183の個票を選び、それを用いて分析を行っている。データからは次のような情報が得られる。各人が17歳・24歳の時に煙草を吸っていたか否か。現在までに修得した教育年数。そして、父親の修得教育年数。

これらの情報を用いて、Farrell and Fuchs は主として二つの事柄を検討しようとしている。(1) 前述したように、教育年数の違いが喫煙の違いの原因となっているか……。 (2) 喫煙が健康に有害であるという情報が普及することによって、教育年数と喫煙との関係が変化するか……ということ。

17歳の時点にせよ、24歳の時点にせよ、

データから得られる各個人の喫煙に関する情報は、喫煙していたか、それともしていなかったかという事柄にすぎない。このように限られた情報を用いて、喫煙に影響を与える要因と喫煙との関係を回帰分析することはできない。そこで、喫煙・非喫煙に影響を与える要因と喫煙確率との関係をよりの確にするためにロジット・モデル (logit model) が想定されている。<sup>2)</sup>

被説明変数としての喫煙確率 (a 歳 (17あるいは24) の個人の立場からみて、ある条件が与えられた場合に喫煙するであろうと予測される確率,  $P_a$ ) とそれに影響を及ぼす説明変数としての各要因 ( $x_i, i=1, 2$ ) とを関係づける関数として、次のような累積ロジスティック確率関数 (cumulative logistic probability function) が想定される。

$$\textcircled{1} \quad P_a = \frac{1}{1 + \exp[-\beta_0 - \beta_1 x_1 - \beta_2 x_2]}$$

喫煙に影響を及ぼす説明変数としては、自らが修得した教育年数 ( $x_1$ , ただし、12～18年間) と父親の修得教育年数 ( $x_2$ ) だけを取り上げている。

推定は最尤法 (the method of maximum likelihood) を用いて行われる。いま  $N$  人からなるサンプルがあったとしよう。  $i$  番目のサンプルの確率は  $P_{ia}$  で示される。  $N$  個のサンプルを喫煙した者 ( $i = 1, \dots, N'$ ) と喫煙していなかった者 ( $i = N'+1, \dots, N$ ) というように並べると、最尤関数は次のように表わされる。

$$\textcircled{2} \quad L_a = \prod_{i=1}^{N'} P_{ia} \prod_{i=N'+1}^N (1 - P_{ia})$$

②式の  $P_{ia}$  に①式を代入し、さらにその対数をとった次のような式を考える。

$$\textcircled{3} \quad \log L_a = \sum_{i=1}^N \log p_{ia} + \sum_{i=N+1}^N \log (1-p_{ia})$$

$\beta_0$ ,  $\beta_1$ , そして  $\beta_2$  という未知の係数は,

③式を  $\beta_0$ ,  $\beta_1$ ,  $\beta_2$  というように各々で偏微分して, それをゼロに等しくさせることによって推定される。

Farrell and Fuchs は以上のようなデータおよびモデルを用いて分析を行っている。その場合, 男女別, 17・24歳別の推定に加えて, コーホート (cohort) 別にも推定している。各人が属するコーホートとは, 17歳の時にその人が次に示す期間のどれに属するかに応じて定義される。

- ①1921～41, ②1942～52, ③1953～63,  
④1964～72

このような期間分類は, 第二次世界大戦の始まった1942年, 喫煙と肺ガンとの関係を扱う論文が初めて登場した1953年, および喫煙と健康に関する最初の Surgeon General's Report が公刊された1964を境に行われている。

すべての推定結果は表II-1にまとめられている。前述したように, Farrell and Fuchs は主として2つの事柄の検討を目的としていたが, そのことは表II-1に示された係数 ( $\beta_1$ ) の比較によって行われる。

まず, 第1の教育年数の違いが喫煙の違いの原因となっているかという事柄は, 1つのコーホートに注目して, そこにおける17歳の時の  $\beta_1$  と24歳の時の  $\beta_1$  とを比較することで明らかとなる。17歳の時点では, 修得教育年数はほとんどの人々にとって同じである。したがって, 現在までに修得した教育年数の違いは17歳以降24歳までの間に

形成されたものと考えられる。もしも17歳以降教育年数が追加されることによって喫煙行動に影響があるならば, 教育年数と喫煙確率との関係を示す  $\beta_1$  が17歳の時と24歳の時とでは大きく変化するはずである。表II-1をみると, ほとんどのコーホートにおいて違いはない。このことから, Farrell and Fuchs は次のように述べている。24歳の時に観察される教育年数と喫煙確率の関係はすでに追加的教育が得られる前の17歳の時に現われている。したがって, 追加的な教育は喫煙確率の違いの原因にはならない。何故ならば, 教育の追加は係数  $\beta_1$  の大きさに何ら限界的効果を与えてはいないからである。

次に, 第2の検討事項に目を向けよう。喫煙が健康に有害であるという情報が普及することによって, 教育年数と喫煙の関係が変化するかという事柄は, 17歳か24歳のどちらか一方に注目して, その  $\beta_1$  の大きさをコーホート間で比較することで明らかとなる。一つを除いてすべてが負の値であるにもかかわらず, 1953年以前の二つのコーホートの場合,  $\beta_1$  の値は小さい。それに, どれもゼロとは有意に違ってはいない。一方, 1953年以後のすべてのコーホートの  $\beta_1$  は, 1953～63年の女性の24歳の時点を除けば, ゼロと有意に違ふし, かなりの大きさの負の値となっている。こうした推定結果と前述したコーホートの分類方法から, Farrell and Fuchs は次のようなことを述べている。1953年以前は喫煙と不健康との関連についての公的議論はほとんどなかった。また, 1964年以前には明白な反喫煙政策は

海外文献紹介

表 II - 1

変数	男				女			
	1921~41	1942~52	1953~63	1964~72	1921~41	1942~52	1953~63	1964~72
17 歳における喫煙								
教育年数 ( $\beta_1$ )	-0.098 (0.123)	-0.141 (0.110)	-0.487 <sup>c</sup> (0.131)	-0.317 <sup>c</sup> (0.100)	0.026 (0.127)	-0.130 (0.152)	-0.305 <sup>b</sup> (0.136)	-0.454 (0.122)
父親の 教育年数 ( $\beta_2$ )	-0.065 (0.057)	0.115 (0.068)	0.033 (0.066)	-0.083 (0.051)	0.012 (0.074)	0.059 (0.073)	0.122 (0.068)	-0.040 (0.057)
$\beta_0$	0.851 (1.618)	0.217 (1.528)	5.984 <sup>c</sup> (1.728)	4.614 <sup>c</sup> (1.362)	-2.664 (1.690)	-0.736 (1.947)	1.407 (1.630)	5.556 <sup>c</sup> (1.546)
N	130	98	120	178	189	130	143	195
$\bar{P}$	0.262	0.327	0.375	0.287	0.101	0.131	0.210	0.246
24 歳における喫煙								
教育年数 ( $\beta_1$ )	-0.078 (0.104)	-0.154 (0.101)	-0.490 <sup>c</sup> (0.125)	-0.352 <sup>c</sup> (0.090)	-0.108 (0.084)	-0.160 (0.100)	-0.098 (0.091)	-0.305 <sup>c</sup> (0.094)
父親の 教育年数 ( $\beta_2$ )	-0.012 (0.049)	0.103 (0.066)	0.090 (0.063)	-0.092 (0.049)	0.098 <sup>b</sup> (0.049)	0.021 (0.051)	-0.020 (0.051)	0.004 (0.049)
$\beta_0$	1.766 (1.366)	1.349 (1.444)	6.541 <sup>c</sup> (1.681)	6.065 <sup>c</sup> (1.290)	-0.011 (1.087)	1.589 (1.307)	1.521 (1.193)	3.706 <sup>c</sup> (1.209)
N	130	98	120	178	189	130	143	195
$\bar{P}$	0.646	0.520	0.617	0.455	0.365	0.408	0.483	0.379

12~18年の教育年数を修得した24~75歳の男女を対象として、性別・年次コーホート別<sup>a</sup>、17・24歳の時点別に行った喫煙確率に対する最尤ロジット分析の結果。括弧内の係数は標準誤差を示す。

- a 各個人は17歳の時に属するコーホートに分類される
- b 5%で有意
- c 1%で有意

(原典) Farrell and Fuchs の論文の225頁の Table 1 より引用

ほとんどなかった。したがって、1952年を境にしたコーホートの間で $\beta$ の値が変化したということは、教育年数による喫煙の違

いが健康への関心によって動機づけられたと言えよう。

ここに示したFarrell and Fuchsが導きだした結果の中で特に注目すべきなのは、前者の結果であろう。これは、本稿の冒頭で触れたGrossman[2]の仮説を否定するものであり、教育年数と喫煙（間接的には健康）との相関の背後に第三の変数が存在することを示唆するものである。事実、Farrell and Fuchsは論文の最後でその候補として各個人の時間割引（time discount）の違いについて簡単に言及している。時間選好が異なれば、その影響が修得教育年数にも喫煙行動にも及び、結果的には両者の相関がみられるというものである。この解釈の基礎には、Grossman[2]とは違った意味で、人的資本理論の応用がある。重要なのは、時間選好の違いが修得教育年数や喫煙行動に影響を与えるのか、それとも修得教育年数が時間選好率そのものを変化させて喫煙行動に影響を与えるのかである。この事柄については、Fuchs[1]を参照されたい。

ところで、Farrell and Fuchsの論文の掲載されたJournal of Health Economicsの同じ号に、Farrell and Fuchs論文に触れているWarner[7]の論稿がのっているので、あわせて読むことをお勧めしたい。

注1) Grossman[3]参照。

注2) Farrell and Fuchsはロジット・モデルの具体的計測方法について説明していない。そこで、筆者なりの解釈に基づいて、以下の説明を行う。

なお、ロジット・モデルについての詳細については、Pindyck and Rubinfeld [5]、を参照されたい。ロジット・モデルを用い

た我が国の研究としては、島田他[6]、本川・森[4]があるので、興味のある方は参照されたい。

〈参考文献〉

- [1] Fuchs, Vitor R., "Time Preference and Health: A Exploratory Study," in V. R. Fuchs, ed., Economic Aspects of Health, Chicago, The University of Chicago Press, 1982, pp. 93-120.
- [2] Grossman, Michael, "The Correlation between Health and Schooling", in N. E. Terleckyj, ed., Household Production and Consumption, New York, Columbia University Press for the National Bureau of Economic Research, 1975, pp. 147-211.
- [3] ———, "Government and Health Outcomes," American Economic Review, Vol. 72, No. 2 (May 1982), pp. 191-195.
- [4] 本川明・森隆司「高年齢者の就業率変化に関する要因分析———〈高齢者就業等実態調査〉個票データを用いた“拡張”ロジット分析———」, 『労働統計調査月報』第33巻5号, 1981年5月, pp. 4-21.
- [5] Pindyck, Robert S. and Rubinfeld, Daniel L., Econometric Models and Economic Forecasts, second edition, McGraw-Hill, 1981.
- [6] 島田晴雄他著, 経済企画庁経済研究所編『労働市場機構の研究』, 経済企画庁経済研究所研究シリーズ第37号, 大蔵省印刷局, 1981年.
- [7] Warner, Kenneth E., "Smoking and

Schooling: In Search of the Missing Link”  
Journal of Health Economics, Vol.1,  
 No. 3 (December 1982) : pp.291-298 .

### III 時間選好と健康

V. R. Fuchs, “Time Preference and Health: An Exploratory Study,” In V. R. Fuchs, ed., Economic Aspects of Health, N.B.E.R. 1982.

三 上 芙 美 子  
 (社会保障研究所研究員)

個人の健康に関する行動（以下、健康行動という）は、将来の便益（benefits）のために現在のコストを受け入れるという「投資」の要素を含んでいる。ここで、現在のコストとは健康投資のための経済的コストだけでなく、心理的コスト（ダイエットや禁煙の際の享楽の損失）や時間的コスト（たとえばジョギングに費やす時間）をも意味する。これに対して、期待される便益は、疾病や死亡の確率の減少という形をとることになる。

健康行動に個人間でばらつきの認められるのは、このような現在費用と将来便益との間の選好に関する個人差によるかもしれない。時間選好の問題は、これまでに多くの経済学者や心理学者によって論じられてきた。一方、健康にかかわる個人の行動（喫煙、ダイエット、etc.）の効果についての研究も数多い。しかしながら、時間選好と健康との相互関係を経験的に分析した

例は、まだほとんど見当たらない。アメリカにおいて健康の要因分析からよく報告されるのは、健康と学校教育とが強く関連していることである。これらの間の相関は、主としてGrossmanによって経験的に見出されている。しかし、学校教育が健康に（ポジティブな）影響を及ぼすメカニズムは、それほどはっきりしていない。

Fuchsは以上のような背景を踏まえて、本論文では、時間選好が健康行動や健康状況にポジティブな効果を与えるという仮説をたて、学校教育と健康との間に観察される相関関係にも時間選好が介在しているという可能性を経験的に示そうとした。以下にその概要を紹介する。

時間選好の個人差が学校教育と健康の相関関係を説明することのできるルートは、2つある。第1のルートは、学校教育および健康行動のそれぞれが時間選好に依存することによる。時間選好の個人差は、親の教育や所得などに影響されて比較的年少のころに確立するもので、時間割引率の低い者は、長期の学校教育に投資すると同時に健康増進活動にも投資するであろう。したがってこの場合、学校教育と健康の間には直接の因果関係はないにもかかわらず、相関関係が観察されるというわけである。

第2のルートは、学校教育が時間選好に影響を与え、これが健康投資を促すという可能性である。これらの2通りの仮説を開数形で表わすならば、つぎのように書ける。

第1のルート

学校教育 =  $f$  (時間選好, その他変数)

……………(1)

健康状況 = g (時間選好, その他変数)

……………(2)

第2のルート

時間選好 = h (学校教育, その他変数)

……………(3)

これらの関係式は、あとでみるように、クロスセクション・データによって推計される。ここで用いられたデータは、1979年11月にStephan and Ann Coleによって実施された電話インタビューによる個人調査で、ニューヨーク市東部の2つの地区に在住する25~64歳の男女約500人を対象とするサンプルである。質問の内容は、家族の背景や社会、経済的要素の他に、時間選好、健康状況、および健康行動を測定するものであった。とくに難かしいのは時間選好の尺度であるが、この調査では、いくつかの方法によって測定している。

その1つは、一定額の現金を今受けとるか (“now”) 又はより多額の現金を将来に受けとるのを待つか (“wait”) の2者択一の質問である。たとえば、「あなたは、今1,500ドル(賞金)をもらうのと5年後に4,000ドルをもらうのと、どちらを選びますか?」と問う。金額と将来時期の組み合わせによって6通りの質問をする。それらに対応するインプリシットな利子率は、最小の10.1%から最高51.1%までの範囲にわたる。予想どおり、現在を選択する回答者の割合はインプリシットな利子率が高くなるほど減少する。これらのインプリシットな利子率による質問に加えて、エクスピリシットな利子率(6%~50%)によ

る段階的な質問も行なっている。また、インプリシットな利子率の実質水準に影響する変数として、期待物価上昇率の高さも質問している。

さて、このようなパイロット調査データから(1)~(3)式を計測して、Fuchsは、学校教育と時間選好との間に相関関係がほぼ認められるという結果を得た。つぎにこれらの計測結果を概観しておこう。

表III-1 時間選好関数の回帰係数

説明変数	女 (N=969)	男 (N=939)
Question compound implicit interest rate (% per annum)	-.011**	-.013**
AGE	.002	-.002*
PARED	.013**	-.030**
LIVPAR	.105**	.058
CATH	-.078*	-.018
JEW	-.137**	-.086
EXINFL	.013**	.005
≤ 12 YRS	.087*	.142**
≥ 16 YRS	-.138**	.161**
ADJ INC	-.016**	.004
定数項	.648	1.063
R <sup>2</sup>	.210	.193

(注) 回帰式は、個人×質問の観察データに基づいている。  
回帰係数は、普通最小自乗法(OLS)による。  
\* 5%で有意  
\*\* 1%で有意

順序は逆になるが、(3)式の時間選好関数は、従属変数に個人が“now”を選択する確率をとり、説明変数として学校教育年数ダミー（ $\leq 12$ YRS：12年以下， $\geq 16$ YRS：16年以上）のほかに、年齢（AGE），両親の学校教育年数（PARED），両親との同居期間（LIVPAR），宗教（CATH, JEW），期待物価上昇率（EXINF），世帯員数調整済み世帯所得（ADJINC）を採用している。表III-1はその主な計測結果である。それによると、学校教育の影響は、女子については期待通りで係数は統計的にも有意である。すなわち、教育水準が低いほど現在志向が強く、高いほど将来志向が強くなる。男子については、「教育年数16年以上」の符号はコンシステントでないが、「教育年数12年以下」の係数は期待通り正で有意に推定されている。インプリシットな利子率は、男女とも有意な負の係数を持ち、利子率が高いほど“now”を選択する確率が低くなることを示す。年齢および両親との同居期間は、男子については有意な負の係数を得る。また、カトリック教徒やユダヤ人である場合は、現在志向が弱くなる（係数がいずれも負符号）ことがとくに女子について有意に示される。

表III-2は、学校教育に対して時間選好、その他の変数が影響するとした(1)式の回帰計測結果である。そこでは、時間選好を表わす新しい説明変数にインプリシット・レイト（IMPINT：implicit interest rate）が用いられている。この変数は、さきほどの調査で時間選好の6通りの質問に全部“wait”と回答した場合を5%，全部に

表III-2 学校教育関数の回帰係数

説明変数	女(N=162)	男(N=157)
AGE	-.035**	-.035
IMPINT	-.019*	.003
EXINFL	-.032	.106*
PARED	.223**	.137
LIVPAR	1.252*	1.398*
CATH	.082	-1.346**
JEW	1.276*	.899
定数項	12.116	12.505
R <sup>2</sup>	.274	.273

(注) \* 5%で有意  
\*\* 1%で有意

“now”を選択した場合を60%とした、5%~60%の指標である。このインプリシット・レイトの回帰係数は女子については有意な負の推定値が得られ、“now”を多く選択する者ほど学校教育年数が少ないことが示された。ただし男子については、有意な関係は計測されなかった。期待物価上昇率は、男子については期待通り正の係数が有意に計測されたが、女子についてはその逆である。属性変数は期待通りの効果を示している。すなわち、両親の学校教育水準も両親との同居も、本人の学校教育年数を増大させる効果をもつという結果が得られた。

つぎに、健康が時間選好に依存するという(2)式の関係は、2通りの健康指標データを用いて計測されている。第1の健康指標は、調査対象者の自己判定によるもので、excellent, good, fair, poorの4段階をと

る。第2の指標は、4種類の健康尺度から計算された複合指標である。すなわち、自己判定でexcellent、病気の徴候なし、医療の利用度がきわめて低い、1マイルのジョギング可能、の4種類の尺度に(Yesの回答に)それぞれ.25の値をつけるものである。回帰式の説明変数には、時間選好を表すインプリシット・レイト(IMPINT)のほか、学校教育年数、期待物価上昇率、および年齢を導入している。これら2通りの代替的な健康指標を従属変数として計測した結果、第1の指標を用いたときは、時間選好よりも学校教育の方が健康に有意な影響を与えることが示され、第2の指標を用いた回帰式からは、時間選好の効果の方が学校教育よりも有意であることが示された。健康状況の尺度のとり方によって、結果が違ってしまふようである。

以上の分析からFuchsは、時間選好が学校教育に関連していること、時間選好は健康投資や健康状況ともある程度関連していること、ただし、ここでパイロット調査か

ら見いだされた関係は、とくに強いものではない、と結論している。さらに、学校教育と時間選好との間の相関はほぼ認められるとしても、これらの“因果関係”については、さらに検証が必要であるとしている。

Fuchsは健康を時間選好の関数とした(2)式を計測するとき、学校教育変数をさらに説明変数として含めているが、それは、時間選好が健康と学校教育の両方に別々に影響するとした第2仮説と整合的でない。また、時間選好変数と学校教育変数との間のマルチコリニアリティという統計的問題もあり得る。

時間選好の尺度としての2者択一的な質問によるインプリシット・レイトの測定は、回答者の3分の1は矛盾した回答をしている(ただし回帰式の計測には除外)など、必ずしも満足なものではない。健康の尺度も、回帰式の計測結果を左右することから、より適切な測定方法を工夫する余地がある。

今後に残された問題として、調査方法の改良、変数の測定の正確化、モデルの特定化の再検討が指摘されている。