

インターネット利用と主観的健康感の関係

-パネルデータによる実証分析-

寺田好秀

2018.7.24

JCSS-TR-80

名古屋市立大学大学院経済学研究科

〒467-8501 名古屋市瑞穂区瑞穂町字山の畑 1

terada.economics.tennis@gmail.com

@Yoshihide TERADA, 2018

日本認知科学会

事務局

〒214-8571 神奈川県川崎市多摩区東三田 1-1-1

明治大学理工学部電気電子生命学科内

E-mail: jcoss@jcoss.gr.jp

インターネット利用と主観的健康感の関係¹

— パネルデータによる実証分析 —

Relationship between the Internet and Self-Rated Health

寺田好秀*

Yoshihide TERADA*

概要: 本稿では、『慶應義塾家計パネル調査』の2015年調査を利用し、インターネットの利用と人々の主観的健康感の関係を明らかにする。健康関数を定式化し、順序プロビット・モデルと二項プロビット・モデルによる推定を行った。その結果、男性は順序プロビット・モデルによる推定でも二項プロビット・モデルによる推定でも「インターネット利用ダミー」の係数が10%水準で有意に正の値を取った。一方、女性は順序プロビット・モデルによる推定でも二項プロビット・モデルによる推定でも係数が有意にならなかった。このことから、男性はインターネットを利用することで健康になる可能性があるが、対して、女性はインターネットを利用しても健康には影響がない可能性が示唆された。

Abstract: This paper uses the Keio Household Panel Survey to clarify whether using the internet has anything to do with health or not. Treating self-rated health as a dependent variable, for males, the results of the estimations by both, the ordered probit and binary probit models suggest that the coefficient of the use of the internet has a positive value with a significance of 10%. On the other hand, for females, the results of the estimations by both, the ordered probit and binary probit models suggest that the coefficient of the use of the internet is non-significant. Therefore, males suggested that they can become healthy by using the internet, but on the other hand, females suggested that there was no effect on their health even though they used the internet.

キーワード: 主観的健康感, 順序プロビット・モデル, 二項プロビット・モデル, 慶應義塾家計パネル調査, インターネット

Keywords: self-rated health, ordered probit model, binary probit model, Keio Household Panel Survey, internet

¹慶應義塾大学パネルデータ設計・解析センターより「日本家計パネル調査(JHPS/KHPS)」((旧)「慶應義塾家計パネル調査(KHPS)」)の個票データの提供を受けた。記して感謝する。尚、本稿は pre-publication を目的としている。

*名古屋市立大学大学院経済学研究科研究員

1 はじめに

インターネットを利用している世帯の割合は2015年には86.6%となっており¹⁾,インターネットは我々の生活に不可欠なインフラとなっている。

我が国では高齢化の影響により社会保障費の増大が問題視されており,この状況を踏まえて厚生労働省は「健康日本21」という健康寿命の延伸を目標に掲げた取り組みを行っている。

田口²⁾は,そんなインターネット利用と健康行動との関係を分析し,インターネットの利用時間が長い被験者ほど就寝時刻が遅く,就寝時刻が不規則になりがちであり,睡眠途中での覚醒頻度も多いことを明らかにした。また,インターネットの利用時間と食習慣の関連もみられ,インターネットやメールの利用時間が長い被験者ほど夕食を摂らなくなることが示唆されている。

しかし,田口の分析対象は行動であり,直接的に健康とインターネット利用の関係を明らかにしたわけではない。つまり,インターネット利用により睡眠時間や食生活が悪化したとしても,健康に関するウェブ情報を獲得したりすることで健康になる可能性は考慮されていない。

そこで本稿では,先行研究で明らかにされなかったインターネットの利用と健康の関係について明らかにする。具体的には,『慶應義塾家計パネル調査』(以下,KHPS)の2015年調査を利用して,インターネットの利用が人々の主観的健康感に及ぼす影響を与えているのか分析する。主観的健康感とは社会疫学の調査で従来から用いられており,客観的健康よりも総合指標として優れていることが指摘されている³⁾。

2 モデル

主観的健康感を被説明変数とする健康関数を次式のように定式化して推定する。

$$H_i = \alpha + \beta X_i + \varepsilon_i$$

H_i は個人 i の主観的健康感で, X_i は個人 i の属性を表すベクトルである。

推定方法は小林⁴⁾を踏襲し,順序プロビット・モデル²⁾と二項プロビット・モデルを採用する。

²⁾ 順序プロビット・モデルに関して,北村⁵⁾が詳しい説明をしている。

3 データ

3.1 KHPS

ここでは,慶應義塾大学パネルデータ設計・解析センターのウェブサイト³⁾を参考にKHPSの説明を行う。KHPSは2004年から調査を実施し,2007年,2012年に新規コホートを追加している。当初予定したサンプルサイズは,KHPS2004は4,000,KHPS2007は1,400,KHPS2012は1,000である。調査対象は20歳~69歳の男女で,層化2段無作為抽出法により選定している。抽出の第1段階では,全国を地方・都市階級により24層に層化し,各層に住民基本台帳人口の人口割合に合わせ標本数を配分し,そのうえで,1つの調査地域あたりの標本数を10程度(KHPS2007,KHPS2012では5程度)として各層の調査地域数を決定し,所定数の調査区を無作為抽出している。調査地域は,抽出単位として国勢調査の調査区を使用している。第2段階では選定された調査地域の住民基本台帳を抽出台帳として,調査対象適格者を対象に,指定された起番号,抽出間隔に基づき1調査地域について約10人(KHPS2007,KHPS2012では5人)を抽出している。ただし,正規に選定された調査対象者が転居したり,長期不在,住所不明等で会えなかったり,調査を受けてもらえなかった場合,あらかじめ選定しておいた予備対象者を代替として調査することにより,予定した標本サイズを確保している。予備対象者は,正規の対象者と同じ調査区内に居住し,同じ性別(男,女)と年齢区分(20歳代,30歳代,40歳代,50歳代,60歳以上)から無作為抽出している。このため,正規対象者であっても予備対象者であっても,性別・年齢区分でみた抽出率にバイアスは生じない。

本稿では,インターネットの利用に関する設問を有するKHPS2015を利用する。ただし,対象者の学歴の情報は,KHPS2004,KHPS2007,KHPS2012から紐付けしている。

3.2 変数

KHPS2015の主観的健康感に関する質問は「ふだんのあなたの健康状態はどうか。1.よい 2.まあよい 3.ふつう 4.あまりよくない 5.よくない」である。順序プロビット・モデルによる分析では被説明変数と

³⁾ <https://www.pdrc.keio.ac.jp/> (2018年6月1日アクセス)

なる主観的健康感の値を「1.良い」を5,「2.まあよい」を4,「3.ふつう」を3,「4.あまりよくない」を2,「5.よくない」を1とした。二項プロビット・モデルによる分析では被説明変数となる主観的健康感の値を「1.良い」,「2.まあよい」,「3.ふつう」を1,「4.あまりよくない」と「5.よくない」を0とした。つまり,どちらの分析においても値が大きいほど健康であることを示す。

説明変数は,まず,インターネットを何らかの形で利用している場合に1を取り,利用していなければ0を取る「インターネット利用ダミー」を作成した。次に,20歳代を基準とする年齢に関する変数として,対象者の年齢が30歳以上かつ39歳以下であれば1を取り,それ以外であれば0を取る「30代ダミー」,40歳以上かつ49歳以下であれば1を取り,それ以外であれば0を取る「40代ダミー」,50歳以上かつ59歳以下であれば1を取り,それ以外であれば0を取る「50代ダミー」,60歳以上であれば1を取り,それ以外であれば0を取る「60歳以上ダミー」を作成した。また,「以前から吸わない」を基準とした喫煙に関する変数として,「毎日吸う」であれば1を取り,それ以外であれば0を取る「毎日喫煙ダミー」,「ときどき吸う」であれば1を取り,それ以外であれば0を取る「ときどき喫煙ダミー」,「以前吸っていたが今は吸わない」のであれば1を取り,それ以外であれば0を取る「以前喫煙ダミー」を作成した。さらに,「全く飲まない」を基準とする飲酒に関する変数として,「月に数回飲酒する」のであれば1を取り,それ以外であれば0を取る「月数回飲酒ダミー」,「週に1~2回飲酒する」のであれば1を取り,それ以外であれば0を取る「週1-2回飲酒ダミー」,「週に3回以上飲酒する」であれば1を取り,それ以外であれば0を取る「週3以上飲酒ダミー」を作成した。そして,個人の昨年の収入(万円)を値とする「所得」と中卒を基準とする学歴に関する変数として,最後に卒業した学校が高校であれば1を取り,それ以外であれば0を取る「高卒ダミー」,短期大学ないし高等専門学校であれば1を取り,それ以外であれば0を取る「短大・高専卒ダミー」,大学であれば1を取り,それ以外であれば0を取る「大学卒ダミー」,大学院であれば1を取り,それ以外であれば0を取る「大学院卒ダミー」を作成した。最後に,関東地方を基準とする「北海道ダミー」,「東北ダミー」,「中部ダミー」,「近畿ダミー」,「中国ダミー」,「四国ダミー」,「九州ダミー」という地域ブロックと政令市(特別区を含む)を基準

とする「その他の市ダミー」,「町村ダミー」という市郡規模の変数を作成した。

男性の観測数は1,106となり,記述統計量は表1となった。一方,女性の観測数は862となり,記述統計量は表2となった。

表1 男性の記述統計量

Variable	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
主観的健康 (順序プロビット・モデル)	1,106	3.420	0.916	1	5
主観的健康 (二項プロビット・モデル)	1,106	0.859	0.348	0	1
インターネット利用ダミー	1,106	0.833	0.373	0	1
30代ダミー	1,106	0.174	0.379	0	1
40代ダミー	1,106	0.251	0.434	0	1
50代ダミー	1,106	0.271	0.445	0	1
60歳以上ダミー	1,106	0.274	0.446	0	1
毎日喫煙ダミー	1,106	0.307	0.462	0	1
ときどき喫煙ダミー	1,106	0.014	0.116	0	1
以前喫煙ダミー	1,106	0.369	0.483	0	1
月数回飲酒ダミー	1,106	0.180	0.384	0	1
週1-2回飲酒ダミー	1,106	0.125	0.331	0	1
週3以上飲酒ダミー	1,106	0.472	0.499	0	1
所得	1,106	502.255	325.289	0	3,000
高卒ダミー	1,106	0.463	0.499	0	1
短大・高専卒ダミー	1,106	0.074	0.262	0	1
大学卒ダミー	1,106	0.374	0.484	0	1
大学院卒ダミー	1,106	0.033	0.180	0	1
北海道	1,106	0.042	0.200	0	1
東北	1,106	0.075	0.264	0	1
中部	1,106	0.173	0.378	0	1
近畿	1,106	0.188	0.391	0	1
中国	1,106	0.062	0.242	0	1
四国	1,106	0.021	0.143	0	1
九州	1,106	0.101	0.302	0	1
その他の市ダミー	1,106	0.608	0.489	0	1
町村ダミー	1,106	0.087	0.282	0	1

出所) KHPSより筆者作成

表2 女性の記述統計量

Variable	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
主観的健康 (順序プロビット・モデル)	862	3.436	0.879	1	5
主観的健康 (二項プロビット・モデル)	862	0.869	0.338	0	1
インターネット利用ダミー	862	0.795	0.404	0	1
30代ダミー	862	0.161	0.368	0	1
40代ダミー	862	0.290	0.454	0	1
50代ダミー	862	0.298	0.458	0	1
60歳以上ダミー	862	0.212	0.409	0	1
毎日喫煙ダミー	862	0.117	0.322	0	1
ときどき喫煙ダミー	862	0.016	0.126	0	1
以前喫煙ダミー	862	0.136	0.343	0	1
月数回飲酒ダミー	862	0.267	0.443	0	1
週1-2回飲酒ダミー	862	0.090	0.287	0	1
週3以上飲酒ダミー	862	0.173	0.378	0	1
所得	862	192.541	193.363	0	3,000
高卒ダミー	862	0.494	0.450	0	1
短大・高専卒ダミー	862	0.281	0.450	0	1
大学卒ダミー	862	0.171	0.376	0	1
大学院卒ダミー	862	0.005	0.068	0	1
北海道	862	0.044	0.205	0	1
東北	862	0.061	0.240	0	1
中部	862	0.176	0.381	0	1
近畿	862	0.189	0.392	0	1
中国	862	0.042	0.200	0	1
四国	862	0.026	0.158	0	1
九州	862	0.111	0.315	0	1
その他の市ダミー	862	0.593	0.492	0	1
町村ダミー	862	0.099	0.298	0	1

出所)KHPS より筆者作成

3.3 推定結果

男性の健康関数の推定結果が表3で女性の健康関数の推定が表4である。

順序プロビット・モデルによる男性の健康関数の推定結果を表した表3を確認すると、順序プロビット・モデルによる推定結果でも二項プロビット・モデルによる推定結果でも、「インターネット利用ダミー」が10%水準で有意に正の値を取っている。一方、順序プロビット・モデルによる女性の健康関数の推定結果を表した表4を確認すると、順序プロビット・モデルによる推定結果でも二項プロビット・モデルによる推定結果でも、「インターネット利用ダミー」が有意になっていない。

このことから、男性はインターネットの利用により健康になる可能性があるが、女性の健康には影響がない可能性があることが明らかになった。

表3 順序プロビット・モデルによる男性の健康関数の

推定結果

Estimation Method	順序プロビット・モデル	二項プロビット・モデル
Dependent Variable	主観的健康(5段階)	主観的健康(2段階)
Number of Obs	1,106	
Variable	Coef.	
インターネット利用ダミー	0.181 * (0.181)	0.253 * (0.138)
30代ダミー	-0.270 (0.207)	0.285 (0.323)
40代ダミー	-0.450 ** (0.205)	0.178 (0.315)
50代ダミー	-0.710 *** (0.206)	-0.214 (0.311)
60歳以上ダミー	-0.510 ** (0.208)	0.00532 (0.315)
毎日喫煙ダミー	-0.256 *** (0.086)	-0.252 * (0.134)
ときどき喫煙ダミー	-0.169 (0.284)	-0.676 * (0.370)
以前喫煙ダミー	-0.177 ** (0.082)	-0.311 ** (0.128)
月数回飲酒ダミー	0.0837 (0.103)	0.185 (0.156)
週1-2回飲酒ダミー	0.0853 (0.115)	0.332 * (0.179)
週3以上飲酒ダミー	0.102 (0.083)	0.181 (0.122)
所得	0.000318 *** (0.000115)	0.0000611 (0.000171)
高卒ダミー	0.272 * (0.153)	0.426 ** (0.199)
短大・高専卒ダミー	0.496 *** (0.191)	0.479 * (0.271)
大学卒ダミー	0.395 ** (0.160)	0.384 * (0.210)
大学院卒ダミー	0.198 (0.241)	0.275 (0.354)
北海道	-0.0696 (0.168)	-0.260 (0.237)
東北	-0.00623 (0.137)	0.0192 (0.206)
中部	-0.129 (0.097)	-0.204 (0.144)
近畿	-0.070 (0.093)	-0.0721 (0.143)
中国	-0.0788 (0.143)	0.0248 (0.223)
四国	0.217 (0.232)	-0.0726 (0.337)
九州	0.017 (0.118)	-0.112 (0.178)
その他の市ダミー	-0.043 (0.074)	0.00229 (0.113)
町村ダミー	-0.261 ** (0.131)	-0.354 * (0.182)
定数項		0.614 (0.391)

注1) ***,**,*はそれぞれ0.1%, 1%, 5%水準で有意であることを示す。

注2) ()内の数字は標準誤差を示す。

出所) KHPS より筆者作成

表 4 順序プロビット・モデルによる女性の健康関数の
推定結果

Estimation Method	順序プロビット・モデル	二項プロビット・モデル
Dependent Variable	主観的健康(5段階)	主観的健康(2段階)
Number of Obs	862	
Variable	Coef.	
インターネット利用ダミー	0.0593 (0.109)	0.100 (0.163)
30代ダミー	-0.212 (0.211)	0.0434 (0.328)
40代ダミー	-0.224 (0.204)	0.0256 (0.317)
50代ダミー	-0.451 ** (0.205)	-0.0790 (0.317)
60歳以上ダミー	-0.291 (0.219)	0.207 (0.342)
毎日喫煙ダミー	-0.207 * (0.122)	-0.0285 (0.183)
ときどき喫煙ダミー	-0.398 (0.293)	0.253 (0.531)
以前喫煙ダミー	-0.107 (0.111)	0.010 (0.174)
月数回飲酒ダミー	-0.0124 (0.091)	-0.045 (0.132)
週1-2回飲酒ダミー	0.0258 (0.135)	0.262 (0.221)
週3以上飲酒ダミー	0.171 (0.106)	0.357 ** (0.180)
所得	0.000240 (0.000204)	0.000291 (0.000369)
高卒ダミー	-0.0201 (0.180)	0.105 (0.258)
短大・高専卒ダミー	0.0708 (0.193)	0.193 (0.281)
大学卒ダミー	0.321 (0.207)	0.568 (0.315)
大学院卒ダミー	-0.240 (0.577)	3.741 (103.073)
北海道	0.0184 (0.187)	0.450 (0.354)
東北	-0.249 (0.165)	-0.247 (0.232)
中部	-0.0231 (0.109)	0.136 (0.172)
近畿	-0.0306 (0.105)	-0.036 (0.157)
中国	-0.201 (0.189)	-0.209 (0.270)
四国	-0.249 (0.239)	-0.521 (0.307) *
九州	-0.0488 (0.129)	0.236 (0.209)
その他の市ダミー	0.159 * (0.085)	0.207 (0.127)
町村ダミー	0.00665 (0.139)	0.252 (0.224)
定数項		0.550 (0.055)

注1) ***,**,*はそれぞれ 0.1%, 1%, 5%水準で有意であること示す。

注2) ()内の数字は標準誤差を示す。

出所) KHPS より筆者作成

4.考察

男性はインターネットを利用することで健康になる一方で、女性はインターネットを利用しても健康にならない理由を考察したい。まず、インターネットの利用が健康に資する理由を考えると、健康に関するウェブ情報をインターネットにより獲得できることが一番だと推測される。次に、インターネット利用が女性の健康に寄与しない理由を考えると、女性はインターネットを使える環境にあっても男性に比べて利用していない可能性が挙げられる。例えば、室井・石井⁶⁾は、男性の方が女性よりも頻繁にインターネットを情報収集方略として利用していることを明らかにしている。

5 結語

本稿ではKHPS2015を利用して、インターネット利用が人々の主観的健康感に与える影響を分析した。その結果、男性はインターネットを利用することで健康になる可能性があるが一方で、女性はインターネットを利用しても健康には影響がない可能性があることが明らかになった。インターネット利用が健康に資する理由を考えると、健康に関するウェブ情報を獲得できることが挙げられる。そして、男女で差異がある理由として、女性がインターネットを使える環境にあっても男性ほど利用していない可能性を考えた。

ただし、この可能性は、本稿では推測の域を超えることができていない。今後の課題である。

【参考文献】

- 1) 総務省 (2016)『平成27年 通信利用動向調査報告書(世帯編)』。
- 2) 田口雅徳(2008)「大学生におけるインターネット利用状況と健康行動との関連」『情報科学研究』Vol.25, pp.89-93.
- 3) 山崎喜比古(2001)「健康・病気と保健・医療の新しい見方」『健康と医療の社会学』東京大学出版会,第3章, pp.33-45.
- 4) 小林美樹(2009)「所得不平等が主観的健康に及ぼす影響」『生活経済学研究』Vo.29, pp.17-31.
- 5) 北村行伸(2007)「順序選択モデル」『経済セミナー』Vol.626, pp.76-83.

- 6) 室井みや・石井恒生(2005)「大学生におけるインターネット, 活字, テレビを利用した情報収集方略についての検討」『日本教育工学会論文誌』Vol.29,pp213-216.