

別添 4

厚生労働科学研究費補助金
(循環器疾患・糖尿病等生活習慣病対策総合研究事業)
(分担)研究報告書

成年者層における精神的な健康水準と就労との関連性に関する研究
-「内生性」への対処を中心とした分析-

研究分担者	川村 顕	早稲田大学 政治経済学術院 准教授
研究協力者	金子 周平	早稲田大学ソーシャル&ヒューマン・キャピタル研究所 研究員
研究協力者	姜 哲敏	早稲田大学 早稲田大学現代政治経済研究所 次席研究員
研究協力者	富 蓉	早稲田大学 政治経済学術院 講師
研究代表者	野口 晴子	早稲田大学 政治経済学術院 教授

研究要旨

本研究の目的は、2018年4月24日(承認番号:厚生労働省発政統0424第3号)によって提供を受けた、『国民生活基礎調査』(2010-2016年)を用いて、主として、成年者層における精神的な健康状態が就労の様々なアウトカムに与える影響について、その大きさを推定することにある。

本研究では、就労状況を示すアウトカムとして、①就労有を1、無を0とする2値変数;②1時間当たりの賃金(質問票に記載のある「年収」を「52*週当たりの労働時間」で除した値)を採用した。本研究では、こうした労働市場におけるアウトカムと精神的な健康観(Kessler 6 (K6)で測定)について基本統計量を示し、さらに、精神的な健康指標の悪化が労働におけるアウトカムに与える限界効果を操作変数プロビット、及び、操作変数法を活用することによって推定する。分析対象者数は、男性が27,650(うち、就労者20,730)、女性が27,813(うち、就労者14,873)である。

分析の結果、第1に、K6得点が1標準偏差分上昇(悪化)することで、労働供給を行う確率は、男性で約2.8%から3.4%減少し、女性で約3.6%-3.7%減少することが明らかとなった。第2に、1時間当たりの賃金については、1標準偏差分のK6得点の上昇は男性労働者の賃金を3.0%-4.2%減少させ、女性労働者の賃金については、2.1%-2.9%の減少が観察された。

本研究で特筆すべき点は、女性労働者に対しても有意な負の影響が観察されたということである。上記のような、精神的な健康の悪化が労働生産性に与える影響を推定したほとんどの先行研究において有意な影響は男性の労働者についてしか観測されていなかった。本研究では、操作変数プロビット、操作変数法と呼ばれる手法を組み合わせる使用することにより精神的な健康という内生的な変数に対処をすることで、より精緻な分析を行った結果、女性労働者に対しても有意な影響が観察された。こうした点で、本研究は「健康」という変数を扱う際にいかに内生性に対する対処の重要性を示唆するものとなった。

A. 研究目的

本研究の目的は、2018年4月24日(承認番号:厚生労働省発政統0424第3号)によって提供を受けた、『国民生活基礎調査』(2010-2016年)を用いて、主として、成年者層における精神的な健康状態が就労の様々なアウトカムに与える影響について、その大きさを推定することにある。

B. 研究方法

本研究では、就労状況を示すアウトカムとして、①就労有を1、無を0とする2値変数;②1時間当たりの賃金(質問票に記載のある「年収」を「52*週当たりの労働時間」で除した値)を採用した。本研究では、こうした労働市場におけるアウトカムと生活習慣病を中心とする健康との関係性についての基本統計量を示し、さらに、通院、生活習慣病の罹患、主観的健康感、K6が成年者の就労に関するアウトカムに与える限界効果をプロビット分析によって推定する。

より具体的には、以下のような方程式によって精神的な健康状態が労働供給や労働生産性に与える影響を分析する。

$$lwage_i = \mathbf{X}_{1i}'\boldsymbol{\beta}_1^w + \mathbf{X}_{2i}'\boldsymbol{\beta}_2^w + \rho^w health_i + u_{1i}, \quad (1)$$

$$S_i^* = \mathbf{X}_{1i}'\boldsymbol{\beta}_1^s + \mathbf{X}_{3i}'\boldsymbol{\beta}_3^s + \rho^s health_i + \varepsilon_{1i},$$

ただし、 $S_i = 1 [S_i^* > 0]$

$$(2)$$

上式において、 $lwage_i$ は対数変換を施した賃金、 S_i は就労有を1、無を0とする2値変数を表す。就労有無についてはすべてのサンプルについて観察できるが、当然のことながら賃金については労働供給をしていない人について観測できない。同様に、 \mathbf{X}_{1i} を全員に対して観測できる変数群(年齢、家計様態など)、 \mathbf{X}_{2i} を

働いている人だけに観測できない変数群とする(仕事の種類など)。 \mathbf{X}_{3i} は労働供給を決定する方程式にしか出現しない変数を表す。 $health_i$ は精神的な健康状態(K6により評価)を表す変数で、それぞれ ρ^w 、 ρ^s が推定したい「精神的な健康状態の悪化が労働生産性(賃金)、労働供給の決定に及ぼす影響」である。また、 u_{1i} と ε_{1i} はそれぞれ誤差項を表し、標準的な回帰分析ではこの誤差項とすべての説明変数が独立に発生すると仮定が置かれる。

B-1. 内生性の問題①

しかしながら、(精神的)健康というのは回答者の性格など、労働に関するアウトカムに影響するであろうわれわれがデータからは観察できないあらゆる要因によって決定される部分があり、こうした「観測できない要因」は誤差項に組み込まれることになる。この時、変数 $health_i$ と誤差項は独立ではなく相関を持つことになり、標準的な回帰分析でおかれる仮定は成立しない。残念なことに、こうした場合、標準的な手法(Ordinary Least Squares など)で推定した係数 ρ^w 、 ρ^s はバイアスを持つ、すなわち正しい効果を推定できないことが知られている。

これを解決するために、我々は操作変数法と呼ばれる手法を援用した。この手法の使用は、当該研究においては以下の方程式で定式化できる。

$$health_i = \mathbf{X}_i'\boldsymbol{\gamma} + \mathbf{Z}_i'\boldsymbol{\delta} + \varepsilon_{2i}, \quad (3)$$

ここで、 \mathbf{X}_i' は賃金に与える影響を見たい場合は $(\mathbf{X}_{1i}, \mathbf{X}_{2i})$ を、労働供給に与える影響を見たい場合は $(\mathbf{X}_{1i}, \mathbf{X}_{3i})$ をそれぞれ表す。 \mathbf{Z} が操作変数と呼ばれる変数であり、この変数は以下の二つの条件を満たす必要がある。その条件とは、

① $health_i$ と強く相関すること, ②(1)(2)式の誤差項 u_{1i}, ε_{1i} と相関しないことである。我々は、この操作変数として同調査で尋ねられている「ここ数日の自覚症状」のうち、「体がだるい」、「頭痛がする」、「咳が出る」の3つを選んだ。こうした症状は健康観と強く相関するであろうことが想定される一方で、どれも風邪のような軽い病気の初期症状であることから、こうした症状が(1)(2)式の誤差項を通じて就労に関するアウトカムに影響を及ぼす可能性は低いことがうかがえる。

操作変数法は、上述の方程式を用いることで以下のような手順で行われる。

[手順①]方程式(3)を最小二乗法によって推定することで、健康観の予測値(\widehat{health}_i)を得る。

[手順②] \widehat{health}_i を方程式(1)(2)の $health_i$ に代入して、以下のような方程式(1)'(2)'を最小二乗法またはプロビット推定で推定する。

$$lwage_i = X_{1i}'\beta_1^w + X_{2i}'\beta_2^w + \rho^w \widehat{health}_i + u_{1i}, \quad (1)'$$

$$S_i^* = X_{1i}'\beta_1^s + X_{3i}'\beta_3^s + \rho^s \widehat{health}_i + \varepsilon_{1i}, \quad (2)'$$

ただし、 $S_i = 1$ [$S_i^* > 0$]

こうして推定された ρ^w, ρ^s は操作変数 Z が上述した二つの条件を満たしていれば、バイアスを持たないことが知られている。その理由の直感的な解釈としては、 \widehat{health}_i が誤差項 u_{1i}, ε_{1i} と相関のない[条件②]変数 Z に強く依存する[条件①]のために、もはや、 \widehat{health}_i と誤差項 u_{1i}, ε_{1i} の間の相関は十分に小さくなるはずという理論に立脚している。

B-2. 内生性の問題②

次に我々が注目した内生性の問題は「セレクト

ション・バイアス」と呼ばれるものである。これは、労働を供給している人は相対的に健康な人が多いために方程式(1)(2)をそれぞれ独立に推定することでバイアスが生じる可能性があることを意味する。換言すると、今働いていない人が「もし働いていたらどれほどの賃金を得ていたか」という反実仮想を想定しなければならないことを意味している。この問題への対処については、数学的に若干複雑な議論を要するため詳しい説明は割愛する。尚、本研究での分析については、全て、Stata15.1を用いた。

(倫理面への配慮)

厚生労働省による二次利用データを統計法第33条により申請し、許可を得て個票を分析した(承認番号:厚生労働省発政統0424第3号;承認日2018年4月24日)。提供された個票には個人を特定できる情報は含まれていない。

C. 研究結果

本研究での分析対象者数は、男性が27,650(うち、就労者20,730)、女性が27,813(うち、就労者14,873)である。

C-1. 男女別、K6、就労に関するアウトカムと社会経済的状況の記述統計量

表1は、分析で用いた変数に対する基本統計量を示している。表1を見ると、平均して男性のほうがより労働供給しており、対象となったサンプルでは女性より若干年齢が高いことが分かる。また、学歴については短大への通学については女性のほうで明らかに多いのに対し、大卒、大学院卒については男性のほうが多い傾向が明らかとなった。婚姻状況及び家計の形態については、両者の間にほとんど差はないといえるであろう。

健康について尋ねたいいくつかの変数(K6, 及び操作変数として用いられる風邪の諸症状を示す変数)を見ると, 明らかに男性より女性のほうが「悪い」と回答する傾向にあることが分かる.

次に, 労働供給をしている人だけに観測できる変数群, 及び労働供給をしている人に絞った健康についての変数の記述統計を俯瞰しよう. 対数変換をした賃金については, 男女の差が明らかである. これは, 主に女性労働者に契約, 派遣, アルバイト, パートなどの正規ではない労働形態で働く人が多いことに起因すると思われる.

健康についての変数は, やはり女性のほうが概して悪いという結果となった. ここで注目に値するのは, 男女どちらについても全サンプルを見たときと働いている個人だけを見たときで, 健康状態を示すすべての変数は働いている人だけを見た時のほうが良いということである. これは, 「健康な人と労働供給の有無の間には相関がある」ことを示唆するものである.

もし, 健康な人ほど労働供給をする傾向にあるとすれば, 労働を行っている人だけを対象にして回帰分析をすることで「健康が賃金に与える影響」を推定すると, 過小評価になることがうかがえるであろう. こうした状況下で起こる問題を上段でも説明した通り「セレクション・バイアス」と呼び, 本研究で解決を試みた第二の問題である.

C-2. 推定の結果

C-2-1. 労働供給に与える影響

表 2 は, 就労の有無に対する推定結果を示している. K6 得点が 1 標準偏差分上昇(悪化)することで, 労働供給を行う確率は, サンプルの選択により男性で約 2.8%から 3.4%減少し, 女性

で約 3.6%-3.7%減少することが明らかとなった. サンプルの選択は, (1)では 20-65 歳, (2)では 20-65 歳のうち $lwage$ の分布で 1 パーセント未満と 99 パーセント以上に属する個人を取り除き(賃金の計算に報告された(或る 1 週間の)労働時間を用いているため, その週に休んでいたりすると賃金が実際よりも高く観測されてしまう. こうした事態に頑健な推定結果を得るために賃金が「異常値」である個人を除いた分析も行った), (3)では 25-60 歳の個人を用いた. わずかではあるが, 精神的な健康が労働供給に与える影響は女性のほうが大きいという結果が得られた.

C-2-2. 賃金に与える影響

賃金に対する影響については, 表 3 にまとめられている. 推定された値に関しては, K6 得点が 1 標準偏差分上昇(悪化)することによる効果は男性労働者に対して 3.0%-4.2%, 女性労働者に対しては 2.1%-2.9%となった. 労働供給の選択に与える影響とは対照的に, 男性に与える影響のほうが大きいという結論に至った. ここで特筆すべきは, 女性に対する影響も有意に推定されているという点である. 健康水準が労働生産性に与える影響を計測したほとんどの先行研究において, 男性については有意な効果が検証されるのに対し女性に対しては効果なしとするものが多かった. しかしながら, 上述した 2 つの内生性に対する対処を施した後で同様の分析を行った結果, 女性に対しても負の効果が検証されるということが判明した. こうした点で, 本研究は関連する研究を行う上で, 「内生性」という問題に対して適切な対処を施すことがいかに重要かを示唆する結果となった.

C-2-3. 年齢別に見た労働供給に与える影響

上述のとおり, 労働供給に与える影響を分析

する際、操作変数プロビット法と呼ばれる手法を利用した。この手法では、K6 得点の上昇が与える影響がほかの要因(年齢など)によってどのように変化するかを観察することができる。賃金に関する影響については、定式化の制約により同様の分析はできないことを付言しておく。

一例として、K6 得点の限界的な(=1 点の)上昇が労働供給の決定に与える影響を、年齢階層別に観察することとする。図 2 と図 3 はそれぞれ、男女における効果及び 95%信頼区間をプロットした図である。両者において、一貫して有意な負の効果は推定されている点は共通しているものの、効果が最大となる年齢層には違いがあった。具体的には、男性については 25 歳近辺で、女性については 35 歳の近辺でそれぞれ精神的健康の悪化が労働供給に与える影響は最もクリティカルになるという結果となった。

D. 考察/E. 結論

分析の結果、第 1 に、K6 得点が 1 標準偏差分上昇(悪化)することで、労働供給を行う確率は、男性で約 2.8%から 3.4%減少し、女性で約 3.6%-3.7%減少することが明らかとなった。第 2 に、1 時間当たりの賃金については、1 標準偏差分の K6 得点の上昇は男性労働者の賃金を 3.0%-4.2%減少させ、女性労働者の賃金については、2.1%-2.9%の減少が観察された。

本研究で特筆すべき点は、女性労働者に対しても有意な負の影響が観察されたということである。上記のような、健康の悪化が労働生産性に与える影響を推定したほとんどの先行研究において有意な影響は男性の労働者にしか観測されていなかった。本研究では、操作変数プロビット、操作変数法という計量経済学では上述した内生性に対する解決策としてしばしば使用される手法を組み合わせることで使用することにより精神的な健康という内生的な変数に対処をする

ことで、より精緻な分析を行った結果、女性労働者に対しても有意な影響が観察された。こうした点で、本研究は「健康」という変数を扱う際にいかに内生性に対する対処の重要性を示唆するものとなった。

最後に、本研究の限界点について付言したい。第一に、本研究で使用した国民生活基礎調査は各観測時点において無作為にサンプリングした個人を抽出する「Repeated Cross Section」と呼ばれるデータである。縦断調査の場合は、同一個人を複数年にわたって追跡するというデータの特性上、その個人の有する(データとして観測できない)属性をコントロールすることができるのに対し、本研究のように Repeated Cross Section データにおいてはこうした面で縦断調査には劣る。第二に、本研究で算出した賃金は質問票の年収及び労働時間によるものであり、回答に主観が入り込む(特に労働時間について)ことから、算出された賃金が真に「労働生産性」を表しているかという点について若干の疑問は残る。

しかしながら、本研究で取り上げたトピックは公衆衛生、建材額の両分野における Big Issue であることに変わりはなく、「内生性」について議論を深めたという点で、その貢献は上述の限界点を補って余りあるものと思われる。

F. 健康危険情報

特に無し。

G. 研究発表

1. 論文発表

Shuhei Kaneko, Haruko Noguchi. “Kill Two Issues with One Stone -Endogeneity and Sample Selection in the Relationship between Mental Health and Labor-Related Outcomes -”, 国際査読誌へ投稿予定。

2. 学会発表

Shuhei Kaneko, Haruko Noguchi. “Kill Two Issues with One Stone -Endogeneity and Sample Selection in the Relationship between Mental Health and Labor-Related Outcomes -”, International Health Economic Association (iHEA). 2019.7. Basel, The Switzerland. Accepted.

H. 知的財産権の出願・登録状況(予定を含む)

1. 特許取得

特に無し.

2. 実用新案登録

特に無し.

3. その他

特に無し.

参考文献

Bound, J., Schoenbaum, M., Stinebrickner, T. R., & Waidmann, T. The dynamic effects of health on the labor force transitions of older workers. *Labour Econ.* 6(2), 179–202 (1999) [https://doi.org/10.1016/S0927-5371\(99\)00015-9](https://doi.org/10.1016/S0927-5371(99)00015-9)

Cai, L. Effects of health on wages of Australian men. *Econ. Record.* 85(270), 290–306 (2009) <https://doi.org/10.1111/j.1475-4932.2009.00552.x>

Cai, L. The relationship between health and labour force participation: Evidence from a panel data simultaneous equation model. *Labour Econ.* 17(1), 77–90 (2010) <https://doi.org/10.1016/j.labeco.2009.04.001>

Cai, L., & Kalb, G. Health status and labour force participation: evidence from Australia. *Health Econ.* 15(3), 241–261 (2006) <https://doi.org/10.1002/hec.1053>

Campolieti, M. Disability and the labor force participation of older men in Canada. *Labour Econ.* 9(3), 405–32 (2002) [https://doi.org/10.1016/S0927-5371\(02\)00051-9](https://doi.org/10.1016/S0927-5371(02)00051-9)

Connelly, R. The effect of child care costs on married women's labor force participation. *Rev. Econ. Stat.* 74(1), 83–90 (1992) <https://doi.org/10.2307/2109545>

Contoyannis, P., & Rice, N. The impact of health on wages: evidence from the British Household Panel Survey. *Empir. Econ.* 26(4), 599–622 (2001) <https://doi.org/10.1007/s001810000073>

Currie, J., & Madrian, B. C. Health, health insurance and the labor market. In Ashenfelter O., & Card D. (Eds). *Handbook of labor economics*, Vol. 3, 3309–3416. Elsevier (1999)

Dewenter, R., & Heimeshoff, U. Media Bias and advertising: Evidence from a German car magazine. *Review of Economics.* 65(1), 77–94 (2014)

Disney, R., Emmerson, C., & Wakefield, M. Ill health and retirement in Britain: A panel data-based analysis. *J. Health Econ.* 25(4),

- 621–49 (2006)
<https://doi.org/10.1016/j.jhealeco.2005.05.004>
- Drydakis, N. Health impairments and labour market outcomes. *Euro. J. Health Econ.* 11(5), 457–69 (2010)
<https://doi.org/10.1007/s10198-009-0182-1>
- Fu, R., Noguchi, H., Tachikawa, H., Aiba, M., Nakamine, S., Kawamura, A., et al. Relation between social network and psychological distress among middle-aged adults in Japan: Evidence from a national longitudinal survey. *Soc. Sci. Med.* 175, 58–65 (2017)
<https://doi.org/10.1016/j.socscimed.2016.12.043>
- Furukawa, T. A., Kawakami, N., Saitoh, M., Ono, Y., Nakane, Y., Nakamura, Y., et al. The performance of the Japanese version of the K6 and K10 in the World Mental Health Survey Japan. *Int. J. Methods. Psychiatr. Res.* 17(3), 152–8 (2008)
<https://doi.org/10.1002/mpr.257>
- García-Gómez, P. Institutions, health shocks and labour market outcomes across Europe. *J. Health Econ.* 30(1), 200–13 (2011)
<https://doi.org/10.1016/j.jhealeco.2010.11.003>
- García-Gómez, P., Jones, A. M., & Rice, N. Health effects on labour market exits and entries. *Labour Econ.* 17(1), 62–76 (2010)
<https://doi.org/10.1016/j.labeco.2009.04.004>
- Grossman, M. On the concept of health capital and the demand for health. *J Polit. Econ.* 80(2), 223–55 (1972)
<https://doi.org/10.1086/259880>
- Hamaaki, J., & Noguchi, H. Chuko-nensha no kenko jyotai to rodo sanko. (Health status and labor force participation of middle-aged and old people) *Japan Labor Research Journal.* 601, 5–24. (in Japanese) (2010)
<https://www.jil.go.jp/institute/zassi/backnumber/2010/08/pdf/005-024.pdf> (Accessed April 2, 2019)
- Haveman, R., Wolfe, B., Kreider, B., & Stone, M. Market work, wages, and men's health. *J. Health Econ.* 13(2), 163–82 (1994)
[https://doi.org/10.1016/0167-6296\(94\)90022-1](https://doi.org/10.1016/0167-6296(94)90022-1)
- Heckman, J. J. Shadow prices, market wages, and labor supply. *Econometrica.* 42(4), 679–94 (1974)
<https://doi.org/10.2307/1913937>
- Heckman, J. J. (1979). Sample selection bias as a specification error. *Econometrica.* 47(1), 153–61 (1979)
<https://doi.org/10.2307/1912352>
- Hsieh, W.-J., Hsiao, P.-J., & Lee, J. The impact of health status on wages—Evidence from the quantile regression. *Journal of International and Global Economic Studies.* 1(5), 35–56 (2012)
- Jäckle, R., & Himmler, O. Health and wages

- panel data estimates considering selection and endogeneity. *J. Hum. Resour.* 45(2), 364–406. (2010).
<https://doi.org/10.3368/jhr.45.2.364>
- Kawaguchi, D. Minsaa Gata Chingin Kansu no Nihon no Rodo Shijo heno Tekiyo. (Application of Mincerian wage equation to the labor market in Japan.) RIETI Discussion Paper Series 11–J–026. (In Japanese.) (2011).
- Kessler, R. C., Green, J. G., Gruber, M. J., Sampson, N. A., Bromet, E., Cuitan, M., et al. Screening for serious mental illness in the general population with the K6 screening scale: Results from the WHO World Mental Health (WMH) Survey initiative. *Int. J. Methods. Psychiatr. Res.* 19(S1), 4–22 (2010)
<https://dx.doi.org/10.1002%2Fmpr.310>
- Kling, J. R., Liebman, J. B., & Katz, L. F. Experimental analysis of neighborhood effects. *Econometrica.* 75(1), 83–119 (2007)
<https://doi.org/10.1111/j.1468-0262.2007.00733.x>
- Lee, L.–F. Health and wage: A simultaneous equation model with multiple discrete indicators. *Int. Econ. Rev.* 23(1), 199–221 (1982) <https://doi.org/10.2307/2526472>
- Miller, S., & Wherry, L. R. The long–term effects of early life Medicaid coverage. *J. Hum. Resour.* 0816_8173R1. (2018)
<https://doi.org/10.3368/jhr.54.3.0816.8173R>
- 1
- Mincer, J. A. Schooling, experience, and earnings. Cambridge, MA: NBER Books. (1974)
- Nawata, K. Estimation of sample selection bias models by the maximum likelihood estimator and Heckman's two–step estimator. *Econ. Lett.* 45(1), 33–40 (1994)
[https://doi.org/10.1016/0165-1765\(94\)90053-1](https://doi.org/10.1016/0165-1765(94)90053-1)
- Newey, W. K. Efficient estimation of limited dependent variable models with endogenous explanatory variables. *J. Econom.* 36(3), 231–250 (1987)
[https://doi.org/10.1016/0304-4076\(87\)90001-7](https://doi.org/10.1016/0304-4076(87)90001-7)
- Paz, L. S. The impacts of trade liberalization on informal labor markets: A theoretical and empirical evaluation of the Brazilian case. *J. Int. Econ.* 92(2), 330–348 (2014)
<https://doi.org/10.1016/j.jinteco.2013.12.002>
- Peng, L., Meyerhoefer, C. D., & Zuvekas, S. H. The Short–Term Effect of Depressive Symptoms on Labor Market Outcomes. *Health Econ.* 25(10), 1223–1238 (2016)
<https://doi.org/10.1002/hec.3224>
- Rodriguez–Alvarez, A., & Rodriguez–Gutierrez, C. The impact of health on wages: Evidence for Europe. *Euro. J. Health Econ.* 19(8), 1173–1187 (2018)

<https://doi.org/10.1007/s10198-018-0966-2>

Sakurai, K., Nishi, A., Kondo, K., Yanagida, K.,
& Kawakami, N. Screening performance of
K6/K10 and other screening instruments for
mood and anxiety disorders in Japan.

Psychiatry and Clinical Neurosciences.

65(5), 434–41 (2011)

<https://doi.org/10.1111/j.1440->

1819.2011.02236.x

Staiger, D., & Stock, J. H. Instrumental variables
regression with weak instruments.

Econometrica. 65(3), 557–586 (1997)

<https://doi.org/10.2307/2171753>

Wooldridge, J.M.: *Econometric Analysis of
Cross Section and Panel Data*, 2nd edn. MIT
Press, Cambridge (2010)

World Health Organization. Environment and
health risks: The influence and effects of
social inequalities: Report of an Expert
Group Meeting, Bonn, Germany 9–10
September 2009. Retrieved from
[http://www.euro.who.int/__data/assets/pdf_f
ile/0020/115364/E93037.pdf](http://www.euro.who.int/__data/assets/pdf_file/0020/115364/E93037.pdf) (Accessed
April 2, 2019.) (2009)

Yuda, M. Kenko jyotai to Rodo Seisansei.
(Health status and labor productivity.)
Japan Labor Research Journal. 601, 25–36
(In Japanese) (2010)

[表 1] 記述統計量

	Men (N = 27,650)				Women (N = 27,813)			
	Mean	SD	Min	Max	Mean	SD	Min	Max
就労有無	0.870	0.336	0	1	0.602	0.490	0	1
年齢	43.201	11.595	20	65	42.94777	11.870	20	65
年齢の二乗/100	20.008	10.265	4	42.25	19.853	10.539	4.00	42.25
教育水準(0,1 の 2 値変数)								
中卒	0.067	0.249	0	1	0.048	0.214	0	1
高卒	0.429	0.495	0	1	0.433	0.495	0	1
専門学校卒	0.106	0.308	0	1	0.143	0.350	0	1
短大卒	0.034	0.180	0	1	0.197	0.398	0	1
大卒	0.325	0.469	0	1	0.169	0.375	0	1
大学院卒	0.039	0.195	0	1	0.009	0.096	0	1
婚姻状況(0,1 の 2 値変数)								
結婚	0.660	0.474	0	1	0.686	0.464	0	1
独身	0.300	0.458	0	1	0.236	0.425	0	1
未亡人	0.006	0.078	0	1	0.018	0.135	0	1
離婚	0.034	0.182	0	1	0.059	0.236	0	1
家計様態(0,1 の 2 値変数)								
独身, 一人暮らし	0.107	0.309	0	1	0.077	0.267	0	1
夫婦 2 人	0.182	0.386	0	1	0.224	0.417	0	1
夫婦 2 人+子ども	0.058	0.233	0	1	0.062	0.241	0	1
親一人+子ども	0.457	0.498	0	1	0.419	0.493	0	1
3 世帯	0.119	0.324	0	1	0.130	0.336	0	1

その他の形態	0.077	0.267	0	1	0.088	0.283	0	1																										
家族の人数	3.234	1.454	1	12	3.257	1.433	1	12																										
家計内の 0-6 歳の子どもの数	0.232	0.548	0	4	0.228	0.544	0	4																										
家計内の 6-18 歳の子どもの数	0.510	0.842	0	6	0.535	0.848	0	6																										
健康																																		
K6 得点	3.329	4.414	0	24	3.776	4.538	0	24																										
体がだるい (0, 1 の 2 値変数)	0.051	0.219	0	1	0.071	0.257	0	1																										
頭痛がする (0, 1 の 2 値変数)	0.032	0.176	0	1	0.077	0.266	0	1																										
咳が出る (0, 1 の 2 値変数)	0.041	0.199	0	1	0.046	0.210	0	1																										
<table border="1" style="width: 100%; border-collapse: collapse;"> <thead> <tr> <th rowspan="2"></th> <th colspan="4">Men (N = 20,730)</th> <th colspan="4">Women (N = 14,873)</th> </tr> <tr> <th>Mean</th> <th>SD</th> <th>Min</th> <th>Max</th> <th>Mean</th> <th>SD</th> <th>Min</th> <th>Max</th> </tr> </thead> <tbody> <tr> <td>賃金 (対数変換後)</td> <td>7.523</td> <td>0.613</td> <td>2.025</td> <td>11.636</td> <td>7.052</td> <td>0.633</td> <td>1.468</td> <td>9.980</td> </tr> </tbody> </table>										Men (N = 20,730)				Women (N = 14,873)				Mean	SD	Min	Max	Mean	SD	Min	Max	賃金 (対数変換後)	7.523	0.613	2.025	11.636	7.052	0.633	1.468	9.980
	Men (N = 20,730)				Women (N = 14,873)																													
	Mean	SD	Min	Max	Mean	SD	Min	Max																										
賃金 (対数変換後)	7.523	0.613	2.025	11.636	7.052	0.633	1.468	9.980																										
仕事の種類 (0, 1 の 2 値変数)	0.094	0.292	0	1	0.013	0.113	0	1																										
専門的な職業	0.295	0.456	0	1	0.273	0.445	0	1																										
事務的な職業	0.110	0.313	0	1	0.291	0.454	0	1																										
セールス業	0.077	0.267	0	1	0.085	0.279	0	1																										
サービス業	0.102	0.302	0	1	0.205	0.404	0	1																										
保安	0.026	0.158	0	1	0.002	0.046	0	1																										
農林水産業	0.009	0.094	0	1	0.003	0.055	0	1																										
生産工程	0.136	0.343	0	1	0.074	0.263	0	1																										
輸送など	0.044	0.206	0	1	0.002	0.046	0	1																										
建設	0.053	0.224	0	1	0.001	0.037	0	1																										
清掃業など	0.032	0.177	0	1	0.023	0.150	0	1																										

その他, 分類不能な職業	0.022	0.147	0	1	0.027	0.161	0	1
企業規模								
4人以下	0.033	0.178	0	1	0.044	0.205	0	1
5-29人	0.165	0.371	0	1	0.221	0.415	0	1
30-99人	0.159	0.366	0	1	0.186	0.389	0	1
100-299人	0.155	0.362	0	1	0.158	0.365	0	1
300-499人	0.067	0.250	0	1	0.066	0.249	0	1
500-999人	0.075	0.263	0	1	0.067	0.249	0	1
1000-4999人	0.119	0.323	0	1	0.087	0.282	0	1
5000人以上	0.124	0.329	0	1	0.077	0.266	0	1
官公庁	0.105	0.306	0	1	0.094	0.292	0	1
現在の職場における勤続年数	15.654	11.068	1	51	10.609	9.286	1	51
正規雇用(0,1の2値変数)	0.889	0.314	0	1	0.513	0.500	0	1
健康								
K6得点	3.146	4.190	0	24	3.654	4.325	0	24
体がだるい(0,1の2値変数)	0.048	0.214	0	1	0.067	0.250	0	1
頭痛がする(0,1の2値変数)	0.031	0.174	0	1	0.075	0.263	0	1
咳が出る(0,1の2値変数)	0.040	0.195	0	1	0.042	0.200	0	1

[表 2] 精神的な健康観の悪化が労働供給に与える影響

(I) Labor Supply ^(a)	Men			Women		
	(1)	(2)	(3)	(1)	(2)	(3)
K6 ^(b)	-0.034*** (0.006)	-0.034*** (0.006)	-0.028*** (0.006)	-0.036*** (0.009)	-0.036*** (0.009)	-0.037*** (0.009)
<i>num_0_6</i>	0.015* (0.008)	0.015* (0.008)	0.031*** (0.007)	-0.194*** (0.006)	-0.198*** (0.006)	-0.189*** (0.006)
Over-identification test	4.378 [0.112]	4.302 [0.116]	3.142 [0.208]	2.123 [0.366]	2.192 [0.334]	2.315 [0.314]
Wald Exogeneity Test	5.794** [0.017]	5.962** [0.015]	5.791** [0.016]	3.334* [0.067]	2.957* [0.009]	3.038* [0.081]
Year Dummy	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Prefecture Dummy	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	27,650	27,204	23,644	27,813	27,481	23,359

[Note] (a) Labor supply equation is estimated through IV Probit regression. (b) Average marginal effect (defined in Section 4.2) of one SD increase in K6 score is reported. Robust standard errors for heteroskedasticity are reported in parentheses. p-values are reported in square brackets.

Inference ***: $p < 0.01$, **: $p < 0.05$, *: $p < 0.1$

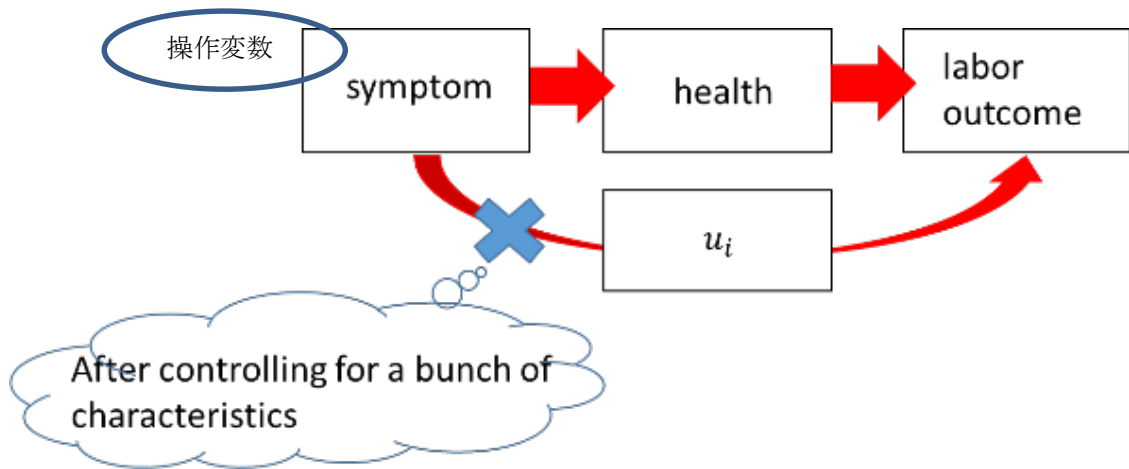
[表 3] 精神的な健康観の悪化が賃金に与える影響

(II) Wage equation ^(a)	Men			Women		
	(1)	(2)	(3)	(1)	(2)	(3)
K6 ^(b)	-0.030*** (0.010)	-0.042*** (0.009)	-0.032*** (0.011)	-0.026* (0.021)	-0.021 (0.013)	-0.029* (0.016)
IMR	0.211 (0.164)	0.429*** (0.143)	0.410* (0.219)	-0.269*** (0.070)	-0.192*** (0.057)	-0.295*** (0.076)
SD* ρ^w	-0.051** (0.026)	-0.086*** (0.023)	-0.069** (0.030)	-0.003 (0.020)	-0.005 (0.017)	-0.005 (0.021)
Over-identification test	2.582 [0.275]	3.540 [0.170]	2.537 [0.281]	3.704 [0.157]	3.640 [0.162]	3.626 [0.163]
F statistics	144.65	143.50	110.80	191.11	192.86	169.63
Year Dummy	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Prefecture Dummy	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	20,730	20,438	18,735	14,873	14,626	12,573
Adjusted R-squared	0.458	0.503	0.455	0.350	0.411	0.371

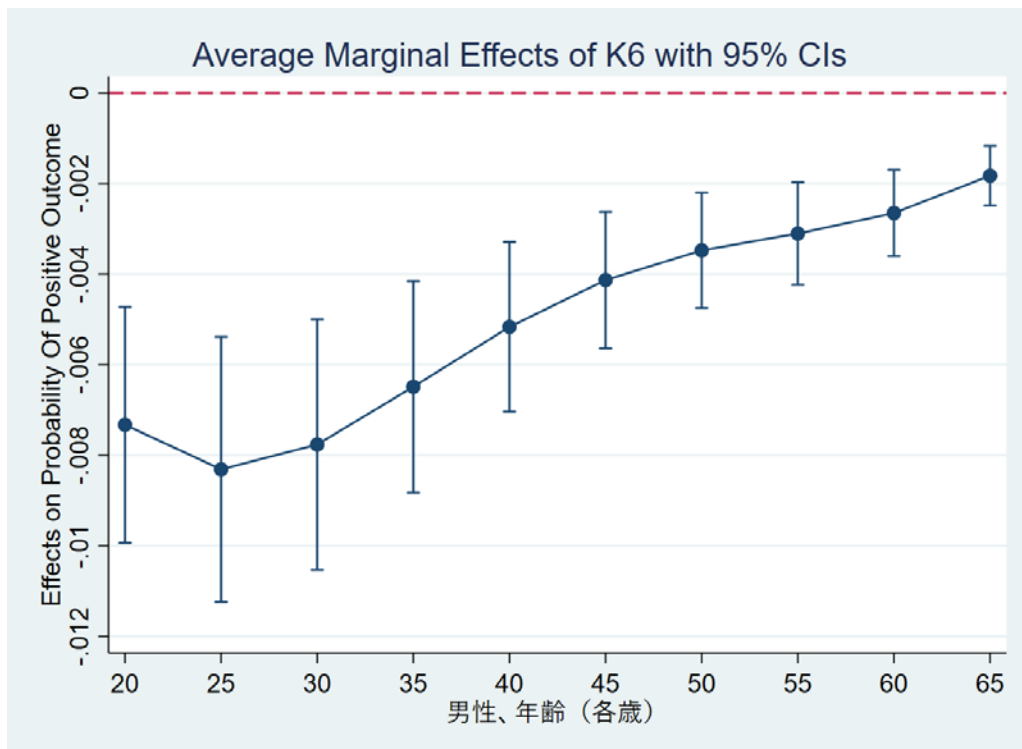
[Note](a) Estimated through 2SLS. (b) Average marginal effect (defined in Section 4.2) of one SD in crease in K6 score is reported. Bootstrapped standard error with 500 times repetition are reported in parentheses. P-value is reported in square brackets.

Inference ***: $p < 0.01$, **: $p < 0.05$, * < 0.1

[図 1] 操作変数法の概念図



[図 2] 年齢別の効果[男性, 労働供給]



[図 3] 年齢別の効果[女性, 労働供給]

