

メンタルヘルス不全が所得に及ぼす影響に関する実証分析

オカニワ フサエ
岡庭 英重*

目的 本研究の目的は、メンタルヘルス不全や精神疾患が、所得に及ぼす影響を明らかにすることである。諸外国における先行研究では、メンタルヘルス不全や精神疾患が、労働供給や労働生産性、所得に対してネガティブな影響を及ぼすことが明らかとなっている。しかし、日本において当該分野の研究は少なく、客観的かつ包括的なデータを利用した分析が求められている。本研究では、メンタルヘルス不全の影響として、実際に得た所得が健康な人と比較してどの程度低くなっているのかを明らかにするものである。

方法 平成19年「国民生活基礎調査」の匿名データを利用し、メンタルヘルス指標を導入した所得関数を推定した。メンタルヘルス指標には、3つのK6ダミー（13点以上、10点以上、5点以上）と精神疾患通院ダミーを用いた。また分析においては、所得が低いためにメンタルヘルス不全が生じているのか、メンタルヘルス不全のために所得が低くなっているのかを区別するため、操作変数法を用いてメンタルヘルスが所得に及ぼす影響について実証分析を行った。

結果 基本集計結果から、精神疾患通院者の割合は就業者全体の1.0%、K6-13点以上の者は2.6%であった。また、K6-13点以上の就業者のうち、精神疾患通院者は1割程度となっていることから、メンタルヘルス不全の状態でも医療機関を受診せずに就業している者が多く存在することが示された。また精神疾患通院者のうち、身体疾患でも通院している者が6割にのぼった。これらの基礎データを踏まえて推計を行った結果、メンタルヘルス不全や精神疾患は、所得に対して有意に負の影響を及ぼすことがわかった。K6が13点以上の者は、13点未満の者と比較して所得が62.5%低いことが明らかとなった。また、精神疾患通院者はそれ以外の者と比較して79.1%所得が低いことがわかった。検定結果から、最小二乗法よりも操作変数法による推計が妥当であることが示されている。

結論 メンタルヘルス不全や精神疾患の者は健康な者と比較して、逆の因果性を排除してもなお有意に所得が低くなることがわかった。また日本における所得低下割合は、諸外国の先行研究において報告された数値を大きく上回る推計値となった。

キーワード メンタルヘルス、精神疾患、所得、労働損失、国民生活基礎調査、操作変数法

I はじめに

本研究の目的は、メンタルヘルス不全や精神疾患が所得に及ぼす影響について明らかにすることである。わが国における精神疾患の患者数

は年々増加しており¹⁾、加えて若年層や働き盛りの世代での死因は自殺が最上位となっている²⁾。一方で、精神疾患の医療機関の受診率は諸外国と比べ低くなっており³⁾、メンタルヘルスが悪化しても受診しないまま働き続けている就業者が多く存在している。これは個人の生命の質を著しく低下させるとともに、社会的にも

* 東北大学大学院経済学研究科博士課程後期

大きな損失と捉えられる。近年、医療費などの直接的な費用だけでなく、労働生産性の低下や仕事を休むことによる労働損失を含めた、社会全体の費用推計が行われるようになってきた⁴⁾。しかし、既存の推計では、生産性低下率などの指標をどのように設定するかによって、推計値にばらつきが見られる現状がある⁵⁾⁻⁷⁾。個人の労働生産性の低下は客観的に把握することが難しく、活用可能な日本のデータがないことから、既存の推計ではこれを便宜的に仮定したり、諸外国の研究から得られたデータを用いるなどして分析を行っている。しかし、精神疾患が労働市場に及ぼす影響は、雇用環境や就業意識の差異により国ごとに異なる可能性がある。これを客観的に把握することは、わが国のメンタルヘルス不全による労働損失の規模を独自に測定する上で、有用な基礎データを得ることにつながるものと考えられる。以下では、メンタルヘルス不全や精神疾患が労働市場に及ぼす影響のうち、特に所得に着目して考察を行っていく。

Ⅱ 研究方法

(1) メンタルヘルス不全の考え方

健康を人的資本とみなし、労働者の健康と生産性の関係について実証的な考察を行った研究として、Grossman⁸⁾が知られている。特にメンタルヘルスに関しては、近年、欧米を中心に研究が進められている。WHOはメンタルヘルスを「自分自身の能力を理解し、人生の普通のストレスにうまく対処することができ、生産的かつ効果的に就労することができ、かつ自分のコミュニティに寄与することができる良好な状態」と定義している⁹⁾。これを踏まえ、本研究ではOECD¹⁰⁾の分類をもとに①臨床的な診断を受けた精神疾患の状態と、②臨床的な診断閾値に達しないが心理的苦痛が生じている状態、の両方を広くメンタルヘルス不全として扱った。

(2) 本研究の意義

諸外国における先行研究では、メンタルヘルス不全や精神疾患が、労働供給や労働生産性、

所得に対してネガティブな影響を及ぼすことを明らかにしている。たとえばアメリカでは、メンタルヘルス不全で約10%¹¹⁾、不安障害で約49%¹²⁾、また自殺未遂者では約53%¹³⁾、所得が低くなることが示されている。またスウェーデンでは、18歳時点で精神疾患を有する者は将来所得が約27%低下することが明らかとなっている¹⁴⁾。一方、わが国における研究の蓄積は十分とはいえない。Tsuchiyaら¹⁵⁾は、労働生産性の観点から日本のメンタルヘルス不全の影響を分析しているが、100万人超の大都市を含まないことや調査回答率が低いこと、また主観的評価に基づく指標を用いたこと等により、この結果を一般化することは難しいと考える。

本研究では、「国民生活基礎調査」(厚生労働省)の所得データを利用し、メンタルヘルス不全の影響として、実際に得た所得が健康な人と比較してどの程度低くなっているのかを、客観的に明らかにすることを目的とした。理論的には、労働所得 Y は限界生産力としての賃金率 w と労働供給量 L によって決定される。したがって所得の低下は、生産性低下の影響と労働供給量減少の影響を包含し、労働市場の成果を広く捉えることができる。また分析においては、所得が低いためにメンタルヘルス不全が生じているのか、メンタルヘルス不全のために所得が低くなっているのかについて区別することが重要な課題である¹⁶⁾。いくつかの先行研究ではこの点を考慮した分析が行われているが、操作変数の選択等に課題を残している。以上を踏まえ、本研究では操作変数法を使用して、後述する内生性の問題を排除し、メンタルヘルス不全や精神疾患が所得に及ぼす影響について実証分析を行った。

(3) データ(表1)

本研究で使用したのは、統計法36条の匿名データ提供制度に基づき入手した、平成19年「国民生活基礎調査」の匿名データである。以下で、分析に使用したデータについて述べる。

i) 所得(被説明変数): y

被説明変数として使用するのは、世帯票にお

ける世帯所得である。ここでは「仕事の有無」に関する質問について、「主に仕事をしている」「主に家事で仕事あり」「その他（仕事あり）」と回答した7,117人を対象とした。提供された匿名データは、個人単位でなく世帯単位となっているため、世帯内に複数の就業者がいる場合、各個人の所得を識別できない問題がある。この点について、本研究では同一世帯内の就業者数を説明変数に加え、同一世帯の他の就業者の所得が世帯所得に及ぼす影響をコントロールすることで、メンタルヘルス不全者個人の所得変化割合を分析した。このほか、データの制約として、単身世帯は1100万円、単身世帯以外では2200万円が上限値となっている。これにより、一部のサンプルにおいて、回答された所得が実際の所得よりも過小となるケースが生じることとなる。その影響について考察した結果、その可能性のある者は全体の2%程度であり、推計への影響は限定的なものとして本研究ではこれをそのまま用いた。

ii) メンタルヘルス指標（説明変数）：MH

主なメンタルヘルス指標は次の2つである。第1に、精神疾患による通院の有無である。これは「あなたは現在、傷病で病院や診療所（中略）に通っていますか」という質問に対し「通っている」と回答した人のうち、「うつ病やその他のこころの病気」で通院している者を1、それ以外を0としたダミー変数である。II(1)で述べた本研究のメンタルヘルス不全の定義にあてはめると、①臨床的な診断を受けた精神疾患の状態を表す指標として位置づけられる。第2に、こころの状態を表すK6と呼ばれる指標を用いる。これは過去1カ月間のこころの状態について、「神経過敏に感じましたか」「絶望的だと感じましたか」「そわそわ、落ち着かなく感じましたか」「気分が沈み込んで、

表1 記述統計量

| | 平均 | 中央値 | 最小値 | 最大値 | 標準偏差 | 観測数 |
|--------------|--------|--------|------|----------|--------|--------|
| 所得(万円/年、世帯) | 715.47 | 623.00 | 5.00 | 2 200.00 | 446.32 | 7 117 |
| メンタルヘルス指標 | | | | | | |
| K 6-5点ダミー | 0.25 | 0.00 | 0.00 | 1.00 | 0.43 | 12 383 |
| 〃 10点ダミー | 0.08 | 0.00 | 0.00 | 1.00 | 0.27 | 12 383 |
| 〃 13点ダミー | 0.03 | 0.00 | 0.00 | 1.00 | 0.17 | 12 383 |
| 精神疾患通院ダミー | 0.01 | 0.00 | 0.00 | 1.00 | 0.11 | 13 482 |
| 個人属性 | | | | | | |
| 男性ダミー | 0.48 | 0.00 | 0.00 | 1.00 | 0.50 | 14 293 |
| 年齢階級：20～29歳 | 0.09 | 0.00 | 0.00 | 1.00 | 0.29 | 14 285 |
| 〃 30～39 | 0.13 | 0.00 | 0.00 | 1.00 | 0.34 | 14 285 |
| 〃 40～49 | 0.12 | 0.00 | 0.00 | 1.00 | 0.33 | 14 285 |
| 〃 50～59 | 0.15 | 0.00 | 0.00 | 1.00 | 0.36 | 14 285 |
| 配偶者ありダミー | 0.56 | 1.00 | 0.00 | 1.00 | 0.50 | 14 293 |
| 世帯規模(人) | 3.42 | 3.00 | 1.00 | 7.00 | 1.47 | 14 293 |
| 6歳未満の子ありダミー | 0.16 | 0.00 | 0.00 | 1.00 | 0.37 | 14 293 |
| 身体疾患通院ダミー | 0.37 | 0.00 | 0.00 | 1.00 | 0.48 | 13 482 |
| 借入金ありダミー | 0.39 | 0.00 | 0.00 | 1.00 | 0.49 | 13 604 |
| 世帯内就業者数(人) | 1.69 | 2.00 | 0.00 | 6.00 | 1.12 | 14 288 |
| 非正規雇用ダミー | 0.23 | 0.00 | 0.00 | 1.00 | 0.42 | 7 117 |
| 企業規模：300人未満 | 0.36 | 0.00 | 0.00 | 1.00 | 0.48 | 7 117 |
| 〃 300人～999人 | 0.08 | 0.00 | 0.00 | 1.00 | 0.27 | 7 117 |
| 〃 1,000人以上 | 0.12 | 0.00 | 0.00 | 1.00 | 0.32 | 7 117 |
| 就業年数(年) | 15.04 | 10.00 | 0.00 | 50.00 | 14.16 | 6 659 |
| 就業年数二乗 | 426.44 | 100.00 | 0.00 | 2 500.00 | 627.74 | 6 659 |
| 就業時間(時/週) | 40.67 | 40.00 | 0.00 | 80.00 | 16.49 | 6 787 |
| 職業分類(専門・技術職) | 0.26 | 0.00 | 0.00 | 1.00 | 0.44 | 6 797 |
| 〃 (管理職) | 0.06 | 0.00 | 0.00 | 1.00 | 0.25 | 6 797 |
| 〃 (事務職) | 0.15 | 0.00 | 0.00 | 1.00 | 0.35 | 6 797 |
| 〃 (販売業) | 0.09 | 0.00 | 0.00 | 1.00 | 0.29 | 6 797 |
| 〃 (サービス業) | 0.14 | 0.00 | 0.00 | 1.00 | 0.35 | 6 797 |
| 〃 (保安職) | 0.01 | 0.00 | 0.00 | 1.00 | 0.11 | 6 797 |
| 〃 (農林漁業) | 0.07 | 0.00 | 0.00 | 1.00 | 0.25 | 6 797 |
| 〃 (運輸業) | 0.03 | 0.00 | 0.00 | 1.00 | 0.18 | 6 797 |
| 〃 (生産労務職) | 0.15 | 0.00 | 0.00 | 1.00 | 0.36 | 6 797 |

出所 厚生労働省「平成19年国民生活基礎調査」匿名データBより筆者作成。
 注 1) 6歳未満の子は、世帯票における6歳未満の子の育児費用に関する項目を用いた。
 2) 非正規雇用ダミーは、雇用者のうち、勤め先での呼称がパート、アルバイト、労働者派遣事業所の派遣職員、契約・嘱託社員の場合に1、それ以外の場合に0をとる。

何が起ころても気が晴れないように感じましたか」「何をするのも骨折りだと感じましたか」「自分は価値のない人間だと感じましたか」という6項目の質問に対して、「いつも」「たいてい」「ときどき」「少しだけ」「まったくない」の5尺度で回答するものである。この5尺度を頻度が高い方から4～0点とし、総合得点を算出した。Kesslerら¹⁷⁾や川上¹⁸⁾では、13点以上で重症精神疾患相当、10点以上で気分・不安障害相当、5点以上で一般住民の心理的ストレス相当としている。これに基づき、本稿ではK6についてそれぞれ13点以上、10点以上、5点以上の者を1、これ未満の者を0とする3つのダミー変数を作成した。II(1)の定義において、K6ダミーは①臨床的な診断を受けた精神疾患の状態と、②臨床的な診断閾値には達しないが

心理的苦痛が生じている状態の両方を含む指標として位置づけられる。なお、匿名データの秘匿措置により、各質問に対する各回答はそれぞれ与えられるのではなく、例えば計6つの質問に対して「いつも」は2個、「ときどき」は3個、「まったくない」は1個の回答をした、という各尺度に対する回答数のみがデータとして提供される。さらに、「いつも」および「たいてい」の回答数が3個以上の場合には「3」とトップコードされ、正確な回答数が明示されないこととなっている。これにより、K6の点数が実際よりも過小となる者が生じる可能性がある。その影響について考察したところ、その可能性のある者は就業者全体の1%程度であったことから、これも全体の推計に大きな影響を与えないものと考え、提供されたデータをそのまま使用し、3つのダミー変数を作成した。なお、メンタルヘルス指標はいずれも、入院者や施設入所者が対象外となっている。

iii) 個人属性（説明変数）：X

その他コントロール変数として、個人属性に関するデータを用いた。個人属性として、性別、年齢階級、配偶者の有無、世帯規模、6歳未満の子の有無、身体疾患による通院の有無、借入金の有無、世帯内就業者数、非正規雇用、企業

規模、就業年数、就業時間、職業分類のデータを用いた。

iv) 悩み相談ダミー（操作変数）：Z

メンタルヘルスと所得の関係は、本研究で想定している因果関係（メンタルヘルスの状態が所得に及ぼす影響）だけでなく、逆の因果関係（所得がメンタルヘルスに及ぼす影響）も存在すると考えられる。このような場合、最小二乗推定量は一致性を持たず、推計結果に統計上のバイアスが生じてしまう（内生性の問題）。この問題に対処して逆の因果関係の影響を排除し、本研究で想定している因果関係のみに着目する場合、有効な手法の1つに操作変数法がある。本研究では、悩み相談の有無はメンタルヘルスに影響を及ぼすが、所得そのものには影響しないと仮定し、操作変数として悩み相談ダミーを用いた。これは、「あなたは現在、日常生活で悩みやストレスがありますか」という質問に対し、悩みやストレスがあると回答した者のうち、家族や友人、医療機関、公的機関等に相談している者を1、していない者を0とするダミー変数である。現実には、就労に関わる悩みについて相談し適切な助言を受けることで、所得が増える場合もあると考えられる。しかし、悩み相談の有無が所得に対して有意に影響を及ぼすという実証的な結論が得られていないこと、本研究で使用したデータでは悩み相談の有無と所得の間に相関関係が認められなかったこと、後述する弱操作変数の検定で操作変数の統計的妥当性が示されたこと等を理由に、これを操作変数に用いることとした。

表2 観測数と世帯所得

| | 観測数 | | 世帯所得（万円） | | | |
|-------|-------|-------|----------|-------|-------|----------|
| | 人数 | 割合（%） | 平均値 | 中央値 | 標準偏差 | 所得低下率（%） |
| 就業者計 | 7 117 | 100.0 | 715.5 | 623.0 | 446.3 | - |
| 疾患別 | | | | | | |
| 疾患なし | 4 580 | 64.4 | 725.5 | 640.0 | 440.9 | 0.0 |
| 精神疾患 | 68 | 1.0 | 709.7 | 593.0 | 540.0 | 2.2 |
| 悪性新生物 | 24 | 0.3 | 669.2 | 601.5 | 435.5 | 7.8 |
| 循環器疾患 | 108 | 1.5 | 693.4 | 586.0 | 451.4 | 4.4 |
| 糖尿病 | 198 | 2.8 | 680.3 | 552.5 | 453.8 | 6.2 |
| K6別 | | | | | | |
| 5点未満 | 5 172 | 74.5 | 726.5 | 638.0 | 449.2 | 0.0 |
| 5点以上 | 1 774 | 25.5 | 693.4 | 600.0 | 440.4 | 4.6 |
| 10点未満 | 6 396 | 92.1 | 723.7 | 636.0 | 448.4 | 0.0 |
| 10点以上 | 550 | 7.9 | 651.7 | 556.5 | 428.0 | 9.9 |
| 13点未満 | 6 764 | 97.4 | 720.1 | 631.0 | 446.6 | 0.0 |
| 13点以上 | 182 | 2.6 | 642.3 | 525.5 | 464.7 | 10.8 |

出所 厚生労働省「平成19年国民生活基礎調査」匿名データBより筆者作成。

注 1) 所得低下率は、 $1 - (\text{疾患ごとの平均値} \div \text{通院なしの平均値})$ により算出。

2) 調査票では39の疾患に関する選択肢が設けられているが、上表ではこのうち主要な疾患のみを抽出して集計した。

(4) メンタルヘルス指標と所得の関係

表2は、世帯所得とメンタルヘルス指標のクロス集計である。観測数の割合を見ると、精神疾患で通院している者の割合は就業者全体の1.0%、K6が5点以上の者は25.5%、K6が10点以上の者は7.9%、K6が13点以上の者は2.6%となっている。わが国の精神疾患の有病率について、World Mental Health Japan Survey（以下、WMH-J）では、うつ病が2.9%、不安障害が4.8%、いずれかの精神疾患が8.8%と

報告されている。WMH-Jは、調査の過程で専門家による面談を行い、ICD-10およびDSM-4に基づいて診断を行っているが、本研究のデータは通院者に限定されている点が相違している。

次に世帯所得の低下割合を見ると、精神疾患で通院中の者はそれ以外の者と比較して、世帯所得が平均2.2%低くなっている。また、K6が5点以上の者は4.6%、K6が10点以上の者は9.9%、K6が13点以上の者は10.8%所得が低くなっている。これらは単純な平均値の差であり、メンタルヘルス以外の要因をコントロールしておらず、内生性の問題を考慮していない。次節では、これらの点を考慮した分析を行うものである。

さらに、2つのメンタルヘルス指標のクロス集計が表3である。K6が13点以上の者のうち、精神疾患で通院している者の割合は11.5%であった。このことから、メンタルヘルスが悪化しているにもかかわらず医療機関を受診せずに就業している者が、9割近く存在することがわかった。また、精神疾患で通院中の者のうち、身体疾患でも通院している者の割合は6割超にのぼっている。アメリカの疫学調査¹⁹⁾では、うつ病の約半数が身体疾患を伴うことが明らかとなっており、日本でも同様の状況が生じているといえる。

(5) 推定モデル

以下では、メンタルヘルスが所得に及ぼす影響を明らかにするため、(式1)の所得関数について推定する。また、所得がメンタルヘルスに及ぼす内生性の問題に対処するため、(式2)のとおりメンタルヘルス関数を設定し、二段階最小二乗法により分析を行った。

$$\log y = \beta_0 + \beta_1 MH + \beta_2 X + \varepsilon_y \quad \dots (式1)$$

$$MH = \gamma_0 + \gamma_1 \log y + \gamma_2 X + \gamma_3 Z + \varepsilon_{MH} \dots (式2)$$

ここで、 $\log y$ は所得の対数値、MHはメンタルヘルス指標、Xは個人属性、Zは操作変数、 ε は誤差項である。操作変数Zには、悩み相談ダミーを用いた。

表3 メンタルヘルス指標のクロス表

(単位 人)

| | K6-13点以上 | K6-13点未満 | 身体疾患で通院している | 身体疾患で通院していない |
|--------------|----------|----------|-------------|--------------|
| 精神疾患で通院している | 21 | 47 | 43 | 25 |
| 精神疾患で通院していない | 161 | - | 2 088 | - |

出所 厚生労働省「平成19年国民生活基礎調査」匿名データBより筆者作成。

Ⅲ 推計結果

(1) K6ダミーによる回帰

表4は、メンタルヘルス指標を導入した所得関数の推計結果である。まず推計(A)では、メンタルヘルス指標としてK6-5点ダミーを導入した。最小二乗法による推計では1%水準で有意に負、操作変数法による推計では10%水準で有意に負の回帰係数が得られた。また、操作変数を用いるにあたって、内生性が生じているか否かを確認するため、誤差項と説明変数が独立であるとする帰無仮説について検定する必要がある(Hausman検定²⁰⁾)。この検定の結果、推計(A)では内生性を確認することができなかった。次に推計(B)では、メンタルヘルス指標としてK6-10点ダミーを使用した。その結果、推計(A)同様、最小二乗法による推計においても操作変数法による推計においても、統計的に有意な結果が得られたが、Hausman検定において帰無仮説を棄却することができず、内生性を確認することができなかった。さらに推計(C)では、K6-13点ダミーを使用した。この結果、最小二乗法による推計では5%水準、操作変数法による推計では10%水準で有意に負の回帰係数が得られ、Hausman検定でもK6-13点ダミーの内生性が確認された。また、操作変数の妥当性を確認するためには、操作変数が内生変数(メンタルヘルス指標)と十分に強い相関があることを検定する必要がある(弱操作変数の検定(First-stage F-value))。この検定の結果、操作変数と内生変数の弱相関関係が棄却され、操作変数の妥当性が示された。最小二乗法による分析と比較して、操作変数法を用いた

表4 推計結果

| | K 6-5点ダミー (A) | | K 6-10点ダミー (B) | | K 6-13点ダミー (C) | | 精神疾患通院ダミー (D) | |
|------------------------|---------------|-----------|----------------|-----------|----------------|-----------|---------------|-----------|
| | OLS | IV | OLS | IV | OLS | IV | OLS | IV |
| K 6-5点ダミー | -0.063*** | -0.114* | -0.097*** | -0.373* | -0.097** | -0.983* | -0.129* | -1.567* |
| 〃 10点ダミー | -0.019 | -0.035* | -0.017 | -0.033* | -0.016 | -0.034* | -0.015 | -0.031* |
| 〃 13点ダミー | 0.162*** | 0.169*** | 0.162*** | 0.180*** | 0.159*** | 0.180*** | 0.157*** | 0.157*** |
| 精神疾患通院ダミー | 0.063** | 0.070** | 0.061** | 0.077** | 0.058* | 0.077** | 0.058* | 0.076** |
| 男性ダミー | 0.012 | 0.022 | 0.010 | 0.028 | 0.007 | 0.026 | 0.006 | 0.014 |
| 年齢階級 : 20-29歳 | 0.053** | 0.055** | 0.053** | 0.061** | 0.050** | 0.058** | 0.050* | 0.055** |
| 〃 : 30-39 | 0.164*** | 0.167*** | 0.163*** | 0.160*** | 0.163*** | 0.154*** | 0.164*** | 0.155*** |
| 〃 : 40-49 | 0.108*** | 0.105*** | 0.108*** | 0.104*** | 0.108*** | 0.105*** | 0.109*** | 0.109*** |
| 〃 : 50-59 | -0.135*** | -0.134*** | -0.133*** | -0.136*** | -0.133*** | -0.139*** | -0.133*** | -0.140*** |
| 配偶者ありダミー | 0.044** | 0.058*** | 0.043** | 0.064*** | 0.041** | 0.063*** | 0.042** | 0.072*** |
| 世帯規模 (人) | 0.129*** | 0.128*** | 0.129*** | 0.131*** | 0.128*** | 0.132*** | 0.128*** | 0.135*** |
| 6歳未満の子ありダミー | 0.172*** | 0.173*** | 0.171*** | 0.172*** | 0.172*** | 0.170*** | 0.172*** | 0.168*** |
| 借入金ダミー | -0.117*** | -0.113*** | -0.115*** | -0.106*** | -0.116*** | -0.109*** | -0.117*** | -0.121*** |
| 世帯内就業者数 (人) | 0.011 | 0.015 | 0.011 | 0.010 | 0.012 | 0.015 | 0.011 | 0.008 |
| 非正規雇用ダミー | 0.119*** | 0.123*** | 0.116*** | 0.112*** | 0.117*** | 0.108*** | 0.117*** | 0.114*** |
| 企業規模 : 300人未満 | 0.216*** | 0.214*** | 0.215*** | 0.213*** | 0.215*** | 0.216*** | 0.215*** | 0.217*** |
| 〃 : 1,000人以上 | 0.019*** | 0.018*** | 0.019*** | 0.019*** | 0.019*** | 0.019*** | 0.019*** | 0.017*** |
| 就業年数 (年) | 0.000** | 0.000** | 0.000** | 0.000** | 0.000** | 0.000** | 0.000** | 0.000** |
| 就業年数二乗 | 0.000 | 0.000 | 0.000 | 0.000 | 0.000 | 0.000 | 0.000 | 0.000 |
| 就業時間 (時/週) | 0.164*** | 0.163*** | 0.163*** | 0.161*** | 0.161*** | 0.139*** | 0.165*** | 0.181*** |
| 職業分類 (専門・技術職) | 0.390*** | 0.385*** | 0.389*** | 0.379*** | 0.387*** | 0.354*** | 0.392*** | 0.411*** |
| 〃 (管理職) | 0.203*** | 0.206*** | 0.204*** | 0.213*** | 0.201*** | 0.200*** | 0.203*** | 0.228*** |
| 〃 (事務職) | -0.004 | 0.003 | -0.007 | 0.001 | -0.009 | -0.014 | -0.005 | 0.028 |
| 〃 (販売業) | -0.116** | -0.110** | -0.115** | -0.103** | -0.118** | -0.121** | -0.117** | -0.103** |
| 〃 (サービス業) | 0.132 | 0.146* | 0.130 | 0.136 | 0.130 | 0.119 | 0.135* | 0.178** |
| 〃 (保安職) | -0.281*** | -0.295*** | -0.279*** | -0.284*** | -0.281*** | -0.306*** | -0.281*** | -0.283*** |
| 〃 (農林漁業) | -0.027 | -0.038 | -0.027 | -0.038 | -0.029 | -0.029 | -0.027 | -0.030 |
| 〃 (運輸業) | -0.071 | -0.069 | -0.072 | -0.069 | -0.074 | -0.091* | -0.071 | 0.051 |
| 〃 (生産労働職) | 5.259*** | 5.259*** | 5.251*** | 5.254*** | 5.250*** | 5.279*** | 5.247*** | 5.248*** |
| 定数項 | 5.867 | 5.604 | 5.867 | 5.604 | 5.867 | 5.604 | 5.867 | 5.604 |
| 観測数 | 0.312 | 0.312 | 0.312 | 0.301 | 0.271 | 0.385 | 0.311 | 0.311 |
| 自由度修正済み決定係数 | 96.07 | 91.71 | 96.03 | 90.19 | 95.62 | 86.73 | 95.52 | 86.50 |
| F-value | | 0.40 | | 0.17 | | 0.09 | | 0.09 |
| Hausman-test (p-value) | | 459.54 | | 103.14 | | 39.23 | | 45.02 |
| First-stage F-value | | | | | | | | |

出所 筆者推計。データは、厚生労働省「平成19年国民生活基礎調査」匿名データBによる。
 注 1) 被説明変数は所得 (万円/年、世帯) の対数値。操作変数は悩み相談の有無ダミー。***p < 0.01, **p < 0.05, *p < 0.1を表す。
 2) 推計方法は、最小二乗法 (OLS)、操作変数法 (IV) による。

分析では、3つのダミー変数すべてにおいて回帰係数の数値が大きくなっている。

(2) 精神疾患ダミーによる回帰

推計(D)では、メンタルヘルス指標として精神疾患通院ダミーを導入した。この結果、最小二乗法および操作変数法のいずれにおいても、10%水準で有意に負の回帰係数が得られた。またHausman検定では帰無仮説が棄却され、弱操作変数の検定でも操作変数の妥当性が示された。K6ダミー同様、回帰係数の数値は操作変数法を用いた分析の方が大きくなっており、逆の因果性を排除すると所得低下の影響がより大きくなることが示された。

(3) 所得の変化割合の試算

ここで、推計(C)および推計(D)におけるメンタルヘルス指標の回帰係数を用いて、所得の変化割合を試算する。所得の対数値の差は、所得の変化割合とほぼ等しくなることから、推計(C) K6-13点ダミーの回帰係数-0.983を再計算した結果、 $100 \times \{\exp(-0.983) - 1\} = -0.625$ であり、所得変化割合は-62.5%となった。これは、K6の点数が13点以上の者は13点未満の者と比較して、所得が62.5%低いことを示している。同様に、推計(D)精神疾患通院ダミーの回帰係数-1.567による換算結果は-79.1%となった。

IV 考 察

推計結果から、メンタルヘルス不全や精神疾患の者は、逆の因果関係を排除してもなお有意に所得が低くなることがわかった。またその低下割合は、諸外国の先行研究¹¹⁾⁻¹⁴⁾で報告された数値を1.5倍から6倍程度上回る結果となった。この要因の一つには、国や民族による雇用環境または就業意識の差異²¹⁾が考えられる。有給消化率が低く、仕事を休むことへの罪悪感を感じる者の割合が高い²²⁾わが国の現状が、所得低下の規模を大きくしている可能性がある。また精神疾患ダミーで推計値が過大となっている理由

には、本分析で利用したデータにおいて、精神疾患患者のサンプル数が小さく、通院者のみに限定したデータであることが影響していると考えられる。本分析でメンタルヘルスの状態が悪い就業者が多く抽出されている場合には、所得に対する負の影響がより大きく推計されている可能性がある。

V ま と め

本研究では、わが国におけるメンタルヘルス不全および精神疾患が所得に及ぼす影響を明らかにするため、メンタルヘルス指標を導入した所得関数の推定を行った。平成19年「国民生活基礎調査」の匿名データを使用し、操作変数法による分析を行った結果、メンタルヘルス不全や精神疾患は所得に対して有意に負の影響を及ぼすことがわかった。また、K6が13点以上の者で62.5%、精神疾患通院者で79.1%所得が低いことが明らかとなった。これは、諸外国の先行研究における推計値を大きく上回る結果である。さらに検定結果からは、操作変数法による分析が妥当であることが示された。

本研究において残された課題として、データの制約による課題が3点ある。第1に、教育や学歴に関するデータの不足である。所得または賃金関数を推定する場合、先行研究の多くは、教育投資や勤続経験が人的資本の蓄積を通じて賃金を向上させるとする「ミンサー型賃金関数²³⁾」を前提とし、就業年数のほか教育年数に関するデータを分析に含めている。しかし、本研究では、このうち教育年数に関するデータを分析に加えることができなかった。第2に、精神疾患に関するデータの制約である。精神疾患患者のサンプル数が小さいことや、通院者のみに限定したデータとなっていることは、分析結果に統計上のバイアスを与えている可能性がある。第3に、パネルデータによる分析の必要性である。本研究では因果関係を明らかにする手段として操作変数法を用いたが、推計結果の頑健性をより高めるためには、パネルデータを利用した固定効果モデルによる分析なども有効で

あり、今後はそのようなデータの収集も求められる。以上は本研究の限界であり、今後の課題とするものである。

謝辞

分析にあたり、統計法36条の規定に基づき、厚生労働省より平成19年「国民生活基礎調査」匿名データの提供を受けました。記して感謝の意を表します。なお、本研究で得られた結果は、匿名データをもとに筆者が独自に作成・加工した統計等によるものであり、厚生労働省が作成・公表しているものとは異なります。

文 献

- 1) 厚生労働省ホームページ (http://www.mhlw.go.jp/file/05-Shingikai-12201000-Shakaiengokyo-kushougaihenfukushibu-Kikakuka/0000108755_12.pdf) 2016.11.18.
- 2) 厚生労働省. 平成26年人口動態統計月報年計(概数)の概況 2014 ; 37-38.
- 3) OECD. メンタルヘルス. 図表でみる世界の主要統計OECDファクトブック2009年版 2010 ; 248-9.
- 4) Luppá M, Sven H, Matthias CA, et al. Cost-of-illness studies of depression, A systematic review. *Journal of Affective Disorders* 2007 ; 98 : 29-43.
- 5) Sado M, Yamauchi K, Kawakami N, et al. Cost of depression among adults in Japan in 2005 : *Psychiatry and Clinical Neurosciences* 2011 ; 65 : 442-50.
- 6) Okumura Y, Higuchi T. Cost of depression among adults in Japan. *The Primary Care Companion for CNS Disorders* 2011 ; 13(3) : 1-23.
- 7) 伊藤弘人, 福田敬, 岩成秀夫, 他. 精神疾患の社会的コストの推計. 平成22年度障害者総合福祉推進事業報告書 2011 ; 1-39.
- 8) Grossman M. On the Concept of Health Capital and the Demand for Health. *Journal of Political Economy*, University of Chicago Press 1972 ; 80(2) : 223-55.
- 9) WHO. Mental Health : Strengthening Mental Health Promotion. World Health Organization, Fact Sheet 2007 ; 220 : 1-2.
- 10) OECD. メンタルヘルスと仕事 : 誤解と真実 - 労働市場は心の病気にどう向き合うべきか. 明石出版, 2013 ; 21.
- 11) French MT, Zarkin GA. Mental Health, Absenteeism and Earnings at a Large Manufacturing Worksite. *The Journal of Mental Health Policy and Economics* 1998 ; 1 : 161-72.
- 12) Marcotte DE, Wilcox-Gok V. Estimating Earnings Losses due to Mental Illness : A Quantile Regression Approach. *The Journal of Mental Health Policy and Economics* 2003 ; 6 : 123-34.
- 13) Kalist DE, Molinari NM, Siahhan F. Income, Employment and Suicidal Behavior. *The Journal of Mental Health Policy and Economics* 2007 ; 10 : 177-87.
- 14) Lundborg P, Nilsson A, Rooth D. Adolescent health and adult labor market outcomes. *The Journal of Health Economics* 2014 ; 37 : 25-40.
- 15) Tsuchiya M, Kawakami N, Ono Y, et al. Impact of mental disorders on work performance in a community sample of workers in Japan : The World Mental Health Japan Survey 2002-2005. *Psychiatry Research* 2012 ; 198 : 140-5.
- 16) 堤明純, 井上彰臣, 島津明人, 他. 労働者の収入とメンタルヘルス - 職の不安定性による媒介効果に着目して -. 厚生指標. 2015 ; 62(11) : 1-8.
- 17) Kessler RC, Barker PR, Colpe LJ, et al. Screening for Serious Mental Illness in the General Population. *Archives of General Psychiatry* 2003 ; 60(2) : 184-9.
- 18) 川上憲人. 全国調査におけるK6調査票による心の健康状態の分布と関連要因. 平成18年度政策科学総合研究事業(統計情報総合)研究事業 国民の健康状況に関する統計情報を世帯面から把握・分析するシステムの検討に関する研究. 分担研究書. 2007 ; 13-21.
- 19) Kessler RC. The Global Burden of Anxiety and Mood Disorders : Putting the European Survey of the Epidemiology of Mental Disorders Findings into Perspective. *Journal of Clinical Psychiatry* 2007 ; 68(2) : 10-9.
- 20) Hausman J. Specification tests in econometrics : *Econometrica* 1978 ; 46 : 1251-72.
- 21) Chatterji P, Alegria M, Lu M, et al. Psychiatric Disorders and Labor Market Outcomes : Evidence from the National Latino and Asian American Study. *The Journal of Health Economics* 2007 ; 16 : 1069-90.
- 22) エクスベディアジャパンホームページ (<https://we love.expedia.co.jp/infographics/holiday-deprivation2015/>) 2016.11.18.
- 23) Mincer JA. Schooling, Experience, and Earnings : National Bureau of Economic Research 1974 ; 1-152.