

# メンタルヘルス不全が労働市場に及ぼす影響に関する実証研究レビュー

著者	岡庭 英重
雑誌名	研究年報経済学
巻	75
号	3・4
ページ	187-200
発行年	2017-08-31
URL	<a href="http://hdl.handle.net/10097/00123652">http://hdl.handle.net/10097/00123652</a>

## 【研究ノート】

# メンタルヘルス不全が労働市場に及ぼす 影響に関する実証研究レビュー

岡 庭 英 重\*

## 1. はじめに

### 1.1 研究の目的

本稿の目的は、メンタルヘルス不全が労働市場に及ぼす影響について、文献サーベイを通じて明らかにすることである。特に、労働供給や労働生産性、所得に与える影響について実証研究を行った論文を中心に、その分析手法及び推計結果を考察する。以下では、まず日本におけるメンタルヘルスの現状を整理し、本稿の立場を明らかにする（第1節）。続いて実証研究レビューを行い、労働供給への影響（第2節）、労働生産性への影響（第3節）、所得への影響（第4節）について考察する。この結果を踏まえ、本稿の結論及び本分野における課題について総括する（第5節）。

### 1.2 研究の背景

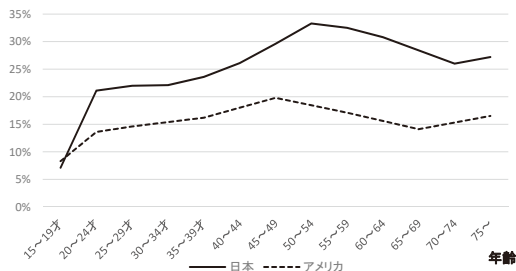
我が国における精神疾患の患者数は年々増加しており、2014年には390万人を超え、人口のおよそ3%に達した。疾患別では、気分障害、統合失調症、不安障害の順に多くなっており、近年特に顕著なのは、うつ病や認知症患者の増加である。WHOの報告によれば、疾病による

社会負担の大きさを表すDALY値<sup>1)</sup>において、精神疾患は全疾患の中で最も高い水準にあり、悪性新生物や循環器疾患とともに三大疾患の位置づけとなっている。また、国際的に見た日本の特徴として、自殺率が高い水準にあることや、若年層及び働き盛りの世代での自殺数が多いことが挙げられる。日米で比較すると、19歳までの自殺率はほぼ同水準であるにもかかわらず、20歳から日本の自殺率が急上昇し、ピークを迎える50代ではアメリカの約1.8倍の水準となっている（図1）。他方で、精神疾患の医療機関への受診率を見ると、日本は諸外国と比べ低い水準にあることが明らかとなっている（図2）。これらは、メンタルヘルス不全の状態となっても、受診しないまま働き続けている就業者が多く存在することを示唆している。これは個人のQOLを著しく低下させるだけでなく、生涯所得の逸失や労働生産性の低下という観点から、社会的にも大きな経済損失と捉えることができる。

1) Disability Adjusted Life Year (DALY)：疾病に起因して、早死することにより失われた生命年数 (Years of Lost Life: YLL) と、健康でない状態で生活することにより失われた生命年数 (Years Lost of Disability: YLD) を足し合わせた指標。精神疾患は、特に YLD が大きいことが指摘されている。

\* 東北大学大学院経済学研究科博士課程後期

図 1. 自殺率の比較 (日米, 年齢階級別)

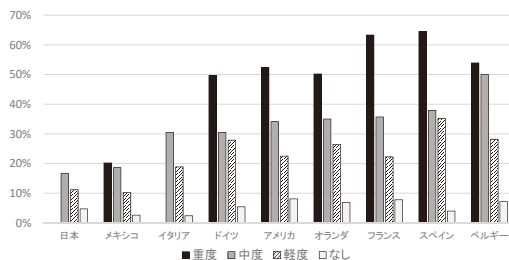


出所：厚生労働省（2010）『人口動態統計特殊報告』及び CDC（2011）『National Center for Health Statistics』により筆者作成<sup>4)</sup>。

近年、このような社会的損失について、直接的な費用としての医療費だけでなく、労働市場における損失も含めた社会全体のコストを推計しようとする試みが行われている。特に日本では、2011年以降にいくつかの有意義な研究成果が報告されている（表1）。Sado et al（2011）では、2005年の日本におけるうつ病の社会的コストについて、約2兆円と推計した。このうち、労働損失費用は医療費の約5倍の水準となっている。労働損失費用は、アメリカの研究結果にもとづき、absenteeism<sup>2)</sup>による欠勤日数と presenteeism<sup>3)</sup>による生産性低下日数により算出された。presenteeismの日数は、Kessler et al（2006）をもとにabsenteeismとの相対比率により設定され、生産性低下率については考慮されなかった。同様に、うつ病の社会的コストに関する研究として、Okumura and Higuchi（2011）がある。2008年の日本のデータを用いた推計の結果、社会的コストは約1.3兆円となり、労働損失費用が全体の約6割を占める結果となった。欠勤日数や生産性低下日数のデータ

- 2) absenteeismとは、就業中の者が、疾患や障害を原因として欠勤または休業する状態をいう。
- 3) presenteeismとは、就業中の者が、就業しているものの障害がない状態と比較して生産性が低下した状態をいう。

図 2. 精神疾患の受診率の国際比較 (重症度別)



出所：OECD（2009）『OECD Factbook 2009 “Economic, Environmental and Social Statistics”』により筆者作成。

については、Greenberg et al（2003）のデータが利用されており、生産性低下率を20%と仮定して推計が行われた。さらに、うつ病に限定せず精神疾患全体について多様なデータを導入した研究として、伊藤他（2011）が挙げられる。2008年の日本のデータによる推計の結果、約11.2兆円の経済損失と推計され、このうち労働損失費用は全体の5割超を占めた。労働損失費用の推計に際しては、患者調査の受療日数等のデータを用いて欠勤日数及び生産性低下日数が算出されている。ここでは生産性低下率について、便宜的に50%と仮定し分析が行われた。これらの研究の共通点として、直接的な医療費よりも労働損失費用の方が大きいことが挙げられる。一方、相違点としては、presenteeismによる生産性低下率の設定方法である。先行研究では、適切な日本のデータが存在しないことから、低下率を便宜的に設定したり、諸外国の先行研究のデータを用いるなどして対応している。しかしながら、これをどのように設定する

4) 自殺率は、10万人当たりの自殺死亡者数を表す。また年齢階級について、人口動態統計では15歳から74歳まで5歳刻みのデータであるが、National Center for Health Statistics “Health, United States”では15歳から24歳までは5歳刻み、25歳から79歳までは10歳刻みのデータとなっている。

表 1. 精神疾患による社会的コストの推計に関する主要な研究成果

		Sado et al (2011)	Okumura and Higuchi (2011)	伊藤他 (2011)
調査年		2005	2008	2008
対象疾患		うつ病	うつ病	精神疾患
国		日本	日本	日本
推計結果	直接費用	外来医療費 1,300 億円 入院医療費 480 億円	外来医療費 764 億円 入院医療費 1,074 億円	入院外医療費 1 兆 5,473 億円 入院医療費 4,828 億円 社会的サービス費用 (*1) 2 兆 2,612 億円 インフォーマル費用 (*2) 2,988 億円
		計 1,800 億円	計 1,838 億円	計 4 兆 5,901 億円
	間接費用	労働損失費用 8,800 億円 死亡費用 9,200 億円	労働損失費用 8,088 億円 死亡費用 2,974 億円	労働損失費用 6 兆 818 億円 死亡費用 5,153 億円
	計 1 兆 8,000 億円	計 1 兆 1,062 億円	計 6 兆 5,971 億円	
	計	約 1 兆 9,800 億円	約 1 兆 2,900 億円	約 11 兆 1,900 億円

労働損失費用の算出根拠

absenteeism による労働損失日数	・ 11.3 日/年 ・ 世界精神保健調査日本調査 (2005) による。	・ 受療者 33.0 日/年, 非受療者 60.2 日/年 ・ Greenberg et al (2003) による。	・ 受診により労働の機会を失う日数と定義し、のべ受療日数により算出。 ・ 患者調査 (2008) による。
presenteeism による生産性低下日数	・ presenteeism と absenteeism の日数の相対比率により Absenteeism の約 2.3 倍と仮定し、これに absenteeism の損失日数を乗じて算出。 ・ Kessler (2006) による。	・ 受療者 51.0 日/年, 非受療者は 65.8 日/年 ・ Greenberg et al (2003) による。	・ 総患者日数から受療日数を除して算出。 ・ 患者調査 (2008) による。
presenteeism による生産性低下率	・ なし	・ 20% と仮定。 ・ Greenburg (2003) で用いられた労働統計局 (米国) のデータを引用。	・ 50% と仮定

出所: Sado et al (2011), Okumura and Higuchi (2011), 伊藤他 (2011) により筆者作成。

注: \* 1 社会的サービス費用には、障害者福祉関係支出 (国), 精神衛生費及び社会福祉費 (自治体), 精神保健関連費用 (保健所), 精神障害者サービス事業費及び利用自己負担額, 警察への通報による出動費用, 救急車による搬送費用が含まれる。

\* 2 インフォーマル費用には、家族等のケア費用, 通院交通費, 介護用品費用が含まれる。

かにより、推計値に大きな差異が生じることとなる。日本における推計では、労働生産性をはじめとした労働損失に関する指標をどのように測定し評価するかについて、十分な考察が行われる必要がある。このような状況を踏まえ、本稿ではメンタルヘルス不全が労働市場に及ぼす

影響について、研究成果が蓄積されている諸外国の実証研究を中心に、分析に用いられた指標や推計方法に着目しサーベイを行っていく。

### 1.3 本稿の立場

健康を人的資本の一部と捉え、健康への投資

が健康資本 (Health Capital) を形成し労働生産性を上昇させることを述べた最初の研究として、Grossman (1972) が知られている。これ以降、健康状態が労働市場の成果に及ぼす影響について広く研究が行われ、メンタルヘルスに関しては特に1990年以降、欧米を中心に研究が進められてきた (Luppa et al (2007))。メンタルヘルスについて、WHOは「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」としている (WHO (2007))。本稿では、メンタルヘルスが低下した状態を「メンタルヘルス不全」と定義する。メンタルヘルス不全は、(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達しないが、心理的苦痛が生じている状態とに分けられる。前項で述べたように、我が国においては医療機関の受診率が低いことから、受診していない人の中にも精神疾患に該当する人がいると想定される。そのようなケースも含めて、診断の有無にかかわらずメンタルヘルスが低下した人を広く対象とするのが、本稿におけるメンタルヘルス不全の考え方である。

以下では、メンタルヘルス不全が労働市場に及ぼす影響として、大きく3つの観点から調査を行った。第1に、労働供給に対する影響である。労働市場に参入する入口時点において、メンタルヘルス不全を理由に就業を諦めたり、就業の意思があっても雇用されない、あるいは希望する雇用形態や労働時間で雇用されないなどの状況が生じている可能性がある。これらの労働供給に対する影響について、就業の有無や労働時間に着目した研究を調査する。第2に、メンタルヘルス不全となった就業者の労働生産性に対する影響である。absenteeismは欠勤日数等により把握することができるが、presenteeismによる生産性低下は客観的に把握することが困難な指標である。そのため、多くの研究で

は自己回答方式の質問票により、調査対象者の過去1か月間の主観的な労働遂行能力の状況を尋ねることで、分析に必要なデータを収集している。本稿では、用いられた指標の違いに注目しながらその結果を考察していく。第3に、所得に対する影響である。先行研究では、メンタルヘルス不全の結果として、実際に得た所得が健康な人と比べてどの程度低下しているのかに着目している。所得の低下は、十分な能力を発揮できないことによる生産性低下の影響と、労働時間が短くなることによる労働供給量減少の影響の両方を包含しており、労働市場の成果をより広い概念で捉えることができる。また、所得とメンタルヘルスの関係においては、そもそも所得が低いことによってメンタルヘルスの状態が悪くなるという内生性の問題を考慮する必要がある。以下では、これらの分析手法及び推計結果について考察していく。

## 2. 労働供給に及ぼす影響

まず、精神疾患患者の労働参加の機会について分析した研究として、Cornwell et al (2009) が挙げられる。ここでは、就業するか否かの意思決定を行うことと、就業を選んだ人が雇用されるか否かということを区別し、それぞれ実証分析を行っている。データは、1997年のオーストラリアのNational Survey of Mental Health and Wellbeing of Adults (SMHWB) を用いて、18歳以上の10,641人を分析対象とした。プロビット分析の結果、就業の有無に対しては、不安障害及び感情障害が有意に負の影響を及ぼし、また雇用の有無に対しては、感情障害及び物質使用障害が有意に負の影響を及ぼすことがわかった。既存研究では精神疾患全体を分析した研究が多いなか、特定の精神疾患を個別に分析し、それぞれ就業の意思決定や雇用の機会に及ぼす影響が異なることを明らかにした点が特徴である。また、精神疾患の診断数が多い人ほ



ど労働参加の機会が減少することを示した上で、精神疾患患者の多くが複数の精神疾患を患っている現状を考慮すると、実際の推計値はさらに大きくなる可能性がある」と指摘している。しかしながら、分析における制約として、就業がメンタルヘルスに及ぼす内生性の問題への対処が行われていない点が今後の課題と考えられる。

メンタルヘルスの状態が就業の有無に及ぼす影響について分析した研究として、Chunling et al (2009) がある。データは、中国における2001年のChina Health Surveillance Baseline 2001 Surveyの5,053人を対象とした。ここでは、就業がメンタルヘルスに及ぼす内生性の問題を考慮し、操作変数法による分析が行われている。操作変数には、各個人が居住するコミュニティにおける、メンタルヘルス得点の平均値が使用された。ロジスティクス回帰分析の結果、男女ともにメンタルヘルスの状態が良好であるほど、就業に対し有意に正の影響を与えることがわかった。また、操作変数法による分析では、これを用いない分析と比較して回帰係数の数値が男性で約1.4倍、女性で約2.5倍となり、就業への影響がより大きくなることが示された。操作変数に関する検定結果は詳述されていないものの、操作変数の弱相関については否定されている。中国ではメンタルヘルス指標に関する客観的なデータが存在しないことが課題となっているが、Chunling et al (2009) では自己回答方式の主観的尺度を利用しメンタルヘルスの状態を指標化しており、中国における当該分野の最初の実証研究として優れた成果を残している。

さらにアメリカにおける研究として、Chatterji et al (2007) がある。ここでは、ラテン系アメリカ人とアジア系アメリカ人について、精神疾患の有無が就業やabsenteeism(欠勤)に及ぼす影響を分析している。2002～2003年のNational Latino and Asian American Study

(NLAAS)における、ラテン系2,255人、アジア系1,818人を分析対象とした。ここではChunling et al (2009) 同様、内生性の問題に対処するため、プロビット分析のほか操作変数法による分析を行っている。操作変数には、18歳までに罹患した精神疾患数のほか、宗教的な価値観がメンタルヘルスに何らかの影響を及ぼすという仮説のもと、毎週礼拝に出席するかどうかのダミー変数及び宗教的な行為(祈りや瞑想など)によって問題解決を行うかどうかのダミー変数を用いている。しかしながら、操作変数法による分析では統計的に有意な結果が得られず、最終的にプロビット分析の結果を採用している。その結果、ラテン系アメリカ人については、精神疾患が就業に対して有意に負の影響を与え、男性で11%、女性で22%就業率を低下させることがわかった。一方、アジア系アメリカ人の男性については13%就業率が低下したが、女性については統計的に有意な結果が得られなかった。また、精神疾患がabsenteeismに及ぼす影響について、ラテン系アメリカ人では男性で19%、女性で16%欠勤が増えることが確認されたが、アジア系アメリカ人においては有意な結果が得られなかった。この差異についてChatterji et al (2007) は、アジア系アメリカ人がラテン系アメリカ人と比べて(1)学位を持つ者の割合が1.8倍高いこと、(2)専門職や管理職に就く者の割合が高いこと、(3)文化的・宗教的価値観によりabsenteeismの影響が低水準にあること等を理由に、アジア系アメリカ人の労働供給に対する影響が限定的であると考察している。このような雇用環境や就業意識の差異による生産性の違いは、日本における労働供給への影響を考慮する上でも重要な視点である。しかしながら筆者も指摘しているように、宗教に関する操作変数について、因果関係の理論的な妥当性が十分に説明されておらず、実証結果のパフォーマンスも良くない点が課題となっている。また我が国における応用に際して

は、無宗教者の割合が高いことから、この操作変数をそのまま用いることは有効でない可能性がある。

さらに Allison (1999) では、精神疾患を有する個人への影響ではなく、精神疾患を有する人の家族が、通院の付き添いや介護等を行うことによる機会費用を分析している。ここでは、アメリカにおける 1987 年の National Medical Expenditure Survey の 9,111 人のデータを使用し、就業の有無を被説明変数とするプロビット分析と、労働時間数を被説明変数とするトービット分析が行われた。この結果、慢性的な身体疾患のある精神疾患患者を家族に持つ男性は、そうでない人と比較して就業率が 2.8% 上昇したが、女性については統計的に有意な結果が得られなかった。一方、ADL に制約がある精神疾患患者を家族に持つ人は、そうでない人と比較して、男女とも労働時間数に対し有意に負の影響を及ぼすことがわかった。介護の主な担い手は女性であることから、既存研究では男性の労働供給への影響についてあまり考慮されてこなかったが、男性についても労働時間数を有意に引き下げることが明らかにした点が本分野における貢献といえる。

### 3. 労働生産性に及ぼす影響

Debbie et al (2000) では、オーストラリアにおける精神疾患の有病率や労働生産性の低下について分析を行っている。データは、1997 年の Australian National Survey of Mental Health and Well-being におけるフルタイム労働者 4,579 人を対象とした。この調査は、過去 4 週間で健康上の理由により働けなかった日数 (absenteeism) 及び生産性が低下した日数 (presenteeism) を、主観的評価で回答するものとなっている。調査結果から、労働者の約 11% が精神疾患を有しており、absenteeism の平均日数は約 1.07 日、presenteeism の平均日数は約 3.00 日であ

ることがわかった。さらに OLS による分析の結果、精神疾患を有する人はそうでない人と比べて、presenteeism の日数が 1.57 日有意に増加することがわかった。特に、不安障害と気分障害が重複している人は、absenteeism の日数が 4.05 日、presenteeism の日数が 5.51 日有意に増加した。Debbie et al (2000) では、ほかにアルコール・薬物等の物質使用による精神障害や人格障害等についても広く分析を行っている。これにより、生産性に対する影響が疾患ごとに異なる一方で、すべての疾患において absenteeism よりも presenteeism に大きな影響が生じることを明らかにしている。ここでは、身体疾患の影響をコントロールした一方で、社会属性等の他の要因を含めると統計的に有意な結果が得られなかったことから、最終的にはこれらを含めずに分析を行った点が課題となっている。

また、Kessler et al (2009) では、成人の注意欠陥多動性障害 (ADHD) に着目し、疾患の有無が労働生産性に及ぼす影響について分析した。データは、健康危険度評価システム (HRA) に基づいて、2005 ~ 2006 年にアメリカの製造企業の従業員 8,563 人に対して行われた調査を用いた。この調査における ADHD の有病率は、1.9% であった。労働生産性については、WHO Health and Work Performance Questionnaire (HPQ) の指標が用いられた。これは、過去 30 日間の欠勤日数と自己評価による仕事の出来の程度を 0 ~ 10 点で表した指標であり、点数が高いほど生産性が高いことを表している。特に、過去 30 日間の欠勤日数を absenteeism、仕事の出来の程度を presenteeism として捉えている。OLS 推計の結果、ADHD の人はそうでない人と比較して、4 ~ 5% の労働生産性の低下が確認された。また、年間で 10 ~ 12 日の absenteeism が生じることが示された。ここでは、ADHD 患者に着目することで、ある行動特性をもった患者が特定の業種 (ここでは製造業)

に就いた時の生産性を定量的に測定することに成功している。一方、ここで用いられた HRA の調査回答率が 3～4 割と低くなっていることから、統計上のバイアスが生じている可能性がある。

さらに、アメリカにおける精神疾患の労働生産性低下率に関する主要な研究として、Lerner et al (2004) がある。ここでは、18 歳から 62 歳までの週 15 時間以上就業している者 389 人を対象に、Work Limitations Questionnaire (WLQ) による調査が行われた。これは、「時間管理」(5 項目)、「身体活動」(6 項目)、「集中力・対人関係」(9 項目)、「仕事の成果」(5 項目)の 4 尺度、計 25 問で構成された自記式の質問票による調査である。これらについて、過去 2 週間で健康問題によって職務が遂行できなかった時間の割合や頻度を「常に障害があった」から「全く支障はなかった」までの 5 段階及び「私の仕事にはあてはまらない」から選択して回答するものである。WLQ の数値が高いほど、遂行に支障が大きいことを示している。調査の結果、absenteeism による労働損失率の平均値は、大うつ病患者で 28.4%、気分変調症患者で 13.6%、これらの疾患が重複している患者で 22.0% であった。同様に presenteeism による生産性低下率の平均値は、大うつ病患者で 11.4%、気分変調症患者で 6.6%、これらの疾患が重複している患者で 10.1% であることが示された。また回帰分析の結果、うつ病が重症化するほど、時間管理能力や身体活動、集中力、仕事の成果において、その遂行に支障が生じることが明らかとなった。ここでは WLQ の指標を用いることで、生産性に影響する能力や活動のいずれに支障をきたすかについて、より具体的な結果が示されている。しかしながら、この調査はマサチューセッツ州の診療所を訪れた者を対象としていることから、一般的な就業者よりも健康状態が悪化している者が抽出されており、推計値が過大となっている可能性がある。

我が国における研究としては、Tsuchiya et al (2012) が挙げられる。労働生産性については、Kessler et al (2009) 同様、HPQ の指標を用いている。データは、WHO の世界精神保健調査の 2002～2005 年日本版のうち、20 歳から 60 歳までの週 20 時間以上勤務している者 530 人のデータを用いた。OLS による分析の結果、大うつ病とアルコール依存は presenteeism (仕事の成果) に対して有意に負の影響を及ぼしており、11～12% の生産性低下が生じていることがわかった。一方、absenteeism (欠勤日数) に対しては、統計的に有意な結果が得られなかった。さらに Tsuchiya et al (2012) は、アルコール依存がうつ病と同程度に生産性に強く影響することを指摘しており、これは職場環境や飲酒に対する文化的要因が影響した日本特有の状況と考察している。この点は、日本における生産性への影響を分析する上で重要な指摘である。一方、ここで用いられたデータは、100 万人以上の都市を含まないことや、回答率が 6 割未満となっているなどの制約がある。

#### 4. 所得低下に及ぼす影響

うつ病や不安障害、気分変調症、反社会性人格障害について、各疾患の有無が年収に及ぼす影響を分析した研究として Marcotte and Wilcox-Gok (2003) がある。データは、アメリカにおける 1990～1992 年の National Comorbidity Survey (NSC) の 3,431 人のデータを利用した。ここでは、所得が精神疾患に及ぼす内生性の影響を考慮するため、OLS 推計のほか操作変数法による分析が行われている。操作変数法には、家族の精神病歴に関するデータが使用された。男女別推計の結果、女性については、不安障害の人はそうでない人と比較して OLS 推計で 11.7%、操作変数法による推計で 48.8% 所得が低下することがわかった。一方、男性では、いずれの疾患についても統計的に有意な結果が



得られなかった。また操作変数の妥当性に関する検定では、多くの精神疾患について操作変数との相関が確認されたものの、Hausman-Wu 検定では 10% 水準で内生性を棄却している。このことから、操作変数の導入により推計に一定程度の改善がみられるものの、内生性への対処に課題を残す結果となっている。

また、疾患別ではなく、メンタルヘルスの状態が所得や absenteeism に及ぼす影響を分析した研究として、French and Zarkin (1998) がある。ここでは、アメリカの製造企業に対して 1991 年に独自の調査を行っている。その結果、メンタルヘルス不全の数値 (Emotion Score) が高い人ほど、過去 30 日間での欠勤日数が多く、所得が 10% 低下することが確認された。また、飲酒や喫煙の習慣は、所得に対して有意に負の影響を及ぼすことがわかった。ここでも内生性の影響を考慮するため、事前分析として複数の操作変数を用いた分析が行われている。操作変数には、家族に飲酒や薬物の問題があるか、心理的な問題で医療保険が適用されるか等のダミー変数が用いられた。操作変数に関する検定において外生性を棄却できなかったことから、French and Zarkin (1998) ではこれを外生変数として扱い、最終的に OLS による分析結果を採用している。しかしながら、操作変数の妥当性に関する検定結果が論文中では記述されておらず、その詳細は不明である。また、業種を製造業に特定した点や標本数が 408 と少ない点が、分析上の制約となっている。

さらに、青年期の健康がその後の所得や就業に及ぼす影響を分析した研究として、Lundborg et al (2014) がある。ここでは、18 歳時点の健康状態が 2003 年時点の所得にどのような影響を及ぼすかについてパネルデータを用いた分析を行っている。データは、スウェーデンにおける 1969 ~ 1997 年の Swedish National Service Administration の軍入隊記録及び 2003 年のスウェーデン統計局の所得等を利用し、1950 年

から 1970 年生まれの男性 275,534 人について分析を行った。ここでは内生性に対処するため、OLS 推計のほか固定効果モデルを用いた推計が行われており、固有の効果として同じ環境で育った兄弟の情報を用いている。分析の結果、18 歳時点で精神疾患の診断を受けた者はそうでない者と比較して、その後の所得が OLS 推計で 27.0%、固定効果モデルによる推計で 18.3%、有意に低くなることがわかった。特に、アルコール及び薬物依存では OLS 推計で 35.7%、固定効果モデルによる推計で 25.0% の所得低下が見られた。また、18 歳時点で精神疾患を有する者はそうでない者と比較して、労働参加率が 15.5% 減少した。Lundborg et al (2014) では、ある期に生まれた男性全体を包含した大きなデータセットを用いて、精神疾患が及ぼす長期的な影響を考慮した点が特徴である。また、兄弟だけでなく双子の情報を用いることで、観察できない環境要因や遺伝的要因をコントロールした点が優れている。これは、若年層での自殺率が高い日本においても注目すべき結果といえるが、日本で同規模のパネルデータを取得することは現実的に困難と考えられる。

Kalist et al (2007) では、特に自殺未遂者について、その後の所得への影響を分析している。データは、アメリカにおける 2001 ~ 2002 年の National Epidemiologic Survey を利用し、18 歳以上の 21,470 人のデータを用いた。このうち自殺未遂者の割合は男性で 1.2%、女性で 2.6% であり、自殺行動はしていないものの自殺を考えたことのある人の割合は男性で 5.0%、女性で 7.9% であった。また、自殺未遂者の所得の平均値は、そうでない人と比較して男性で 26%、女性で 16% 低いことがわかった。ここでは、所得が自殺未遂に及ぼす内生性の影響を考慮するため、操作変数法を用いている。操作変数には、両親や祖父母のアルコールまたは薬物乱用歴ダミーが用いられた。分析の結果、自

表 2. 労働供給に及ぼす影響に関する推計結果

	Cornwell et al (2009)	Chunling et al (2009)	Chatterji et al (2007)	Allison (1999)
国	オーストラリア	中国	アメリカ	アメリカ
データ年	1997	2001	2002-2003	1987
データ出所	National Survey of Mental Health and Wellbeing of Adults	China Health Surveillance Baseline 2001 Survey	National Latino and Asian American Study	National Medical Expenditure Survey
データ種類	クロスセクション	クロスセクション	クロスセクション	クロスセクション
分析対象	18歳以上	18-59歳の男性及び18-54歳の女性	18~65歳のラテン系及びアジア系アメリカ人	精神疾患患者の家族、18-64歳
サンプル数	10,641	5,053	4,073	9,111
推計方法	probit	OLS, logistic, IV	probit, IV	probit, tobit
被説明変数	就業ダミー 雇用ダミー	就業ダミー	就業ダミー absenteeismの有無ダミー	就業ダミー 労働時間
主なメンタルヘルス指標	過去1年以内に少なくとも1つ以上の疾患 (①~③)があるかのダミー変数 ①不安障害ダミー ②感情障害ダミー ③物質使用障害ダミー	メンタルヘルス得点 (8つの質問に対し5段階で回答 (0: bad health, 5: good health)。40点が最も健康)	①過去1年間の精神障害の診断ダミー ②k10スコア	①家族の少なくとも1人が精神疾患の診断を受けているか否かダミー ②精神疾患を有する家族が1つ以上のADL上の障害があるか否かダミー ③精神疾患を有する家族が複数の精神疾患を持っているか否かダミー ④精神疾患を有する家族が慢性的身体疾患を持っているか否かダミー
主な推計結果	就業ダミー (probit) ①ME -0.046** ②ME -0.039** ③ME 0.027 雇用ダミー (probit) ①ME -0.009 ②ME -0.029*** ③ME -0.022***	(IV) 男性 Coef. 0.119** 女性 Coef. 0.171**	就業ダミー (probit) ①ラテン男性 ME -0.105*** ラテン女性 ME -0.220*** アジア男性 ME -0.128** アジア女性 ME -0.057 ②ラテン男性 ME -0.011*** ラテン女性 ME -0.011** アジア男性 ME -0.007** アジア女性 ME -0.003 absenteeism ダミー (probit) ①ラテン男性 ME 0.190*** ラテン女性 ME 0.161** アジア男性 ME 0.017 アジア女性 ME 0.006 ②ラテン男性 ME 0.010** ラテン女性 ME 0.016*** アジア男性 ME 0.007 アジア女性 ME 0.006	就業ダミー (probit) ①男性 ME -0.019 女性 ME -0.022 ②男性 ME -0.008 女性 ME 0.240 ③男性 ME -0.016 女性 ME -0.136 ④男性 ME 0.028* 女性 ME 0.049 労働時間 (tobit) ①男性 ME -0.114 女性 ME 0.076 ②男性 ME -0.678** 女性 ME -0.467** ③男性 ME 0.227 女性 ME -0.529** ④男性 ME -0.255** 女性 ME 0.036
メンタルヘルス指標以外の説明変数	年齢階級、性別、学歴、居住地域、社会経済指標、子供数、身体疾患の有無等	年齢、居住地域、世帯規模、教育水準、婚姻等	年齢階級、人種、18歳未満の家族人員数、国籍、移民、語学力、教育水準、国の失業率、慢性疾患、婚姻等	年齢、性別、人種、都市、世帯収入、学歴、職歴、賃金率、世帯規模、婚姻、5歳未満の子供の有無等
操作変数	なし	居住する地域 (郵便番号区分)のメンタルヘルス得点の平均値	18歳までに罹患した精神疾患数、毎週礼拝に出席するか否かのダミー変数、宗教的な方法によって問題解決を行っているかのダミー変数	なし

出所: Cornwell et al (2009), Chunling et al (2009), Chatterji et al (2007), Allison (1999) をもとに筆者作成。

注: \*\*\*は1%水準, \*\*は5%水準, \*は10%水準で有意であることを示す。Coef. は回帰係数, ME は限界効果を表す。

殺未遂した男性は OLS 推計で 16.2%, 操作変数法による推計で 53.4%, また自殺を考えたことのある男性は OLS 推計で 12.5%, 操作変数

法による推計で 41.6% 有意に所得が低下することがわかった。一方、女性については統計的に有意な結果が得られなかった。推計値の規模

表 3. 労働生産性に及ぼす影響に関する推計結果

	Debbie et al (2000)	Kessler et al (2009)	Lerner et al (2004)	Tsuchiya et al (2012)
国	オーストラリア	アメリカ	アメリカ	日本
データ年	1997	2005-2006	2001-2003	2002-2005
データ出所	Australian National Survey of Mental Health and Well-being	製造企業に対する健康危険度評価システム (HRA) による調査	マサチューセッツの診療所における調査	世界精神保健調査日本版
データ種類	クロスセクション	クロスセクション	クロスセクション	クロスセクション
分析対象	週 30 時間以上就業者 (フルタイム)	製造企業の従業員	18~62 歳の週 15 時間以上就業者	20 歳から 60 歳までの週 20 時間以上就業者
サンプル数	4,579	8,563	389	530
生産性測定指標	(unknown)	HPQ	WLQ	HPQ
推計方法	OLS	OLS	OLS	OLS
主な被説明変数	過去 1 か月間の ①労働削減日数 (cutback) ②労働損失日数 (work loss)	①過去 30 日間の生産性 (HPQ) の得点 ②過去 30 日間で 1 つ以上の疾患で欠勤した割合 ③過去 30 日間の欠勤日数	WLQ の各項目の得点 (高得点ほど支障が大きい)。 ①時間管理 ②身体活動 ③集中度 ④仕事の成果	①生産性 (HPQ の得点) ②欠勤日数
メンタルヘルス関連の主な説明変数	うつ病ダミー 何らかの不安障害ダミー 何らかの精神障害ダミー	ADHD ダミー	うつ病の重症度 (0~1 で指標化, 1 が重症)	大うつ病ダミー アルコール依存症ダミー
主な推計結果 (Coef.)	①うつ病 4.17*** 何らかの不安障害 2.70** 何らかの精神障害 1.57*** ②うつ病 1.39** 何らかの不安障害 0.64 何らかの精神障害 0.30	① -0.5*** ② 2.1*** ③ -0.5	① 46.4*** ② 12.9** ③ 50.8*** ④ 59.7***	①大うつ病 -1.2** アルコール依存症 -1.1** ②大うつ病 0.0 アルコール依存症 -0.4

出所: Debbie et al (2000), Kessler et al (2009), Lerner et al (2004), Tsuchiya et al (2012) をもとに筆者作成。

注: \*\*\*は 1% 水準, \*\*は 5% 水準, \*は 10% 水準で有意であることを示す。Coef. は回帰係数を表す。

が大きい点については、自殺未遂者の多くが複数の精神疾患を併発している現状によるものと考察している。また検定結果から、操作変数の弱相関が否定され、操作変数が誤差項と無相関であることが確認された。一方、Durbin-Wu-Hausman 検定では女性について内生性を確認できなかったが、男性については操作変数法による結果が妥当であることが示された。この推計により、自殺率の高い我が国においても、所得へのネガティブな影響が大きくなっている可能性が示唆される。

## 5. おわりに

### 5.1 まとめ

本稿では、メンタルヘルス不全が労働市場に及ぼす影響に関する実証研究のサーベイを行い、その分析手法や推計結果について論じてきた。この結果、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になった。まず労働供給に対する影響として、特定の精神疾患が就業の意思決定や雇用の機会を減少させることが示された。また、精神疾患が absenteeism (欠勤日数) に及ぼす影響は、国や民族により異なることがわかった。さらに、ADL

表 4. 所得に及ぼす影響に関する推計結果

	Marcotte and Wilcox-Gok (2003)	French and Zarkin (1998)	Lundborg et al (2014)	Kalist et al (2007)
国	アメリカ	アメリカ	スウェーデン	アメリカ
データ年	1990-1992	1991	1969-1997	2001-2002
データ出所	National Comorbidity Survey	製造企業への調査 (Hopkins Symptom Check List)	Swedish National Service Administration	National Epidemiologic Survey
データ種類	クロスセクション	クロスセクション	パネル	クロスセクション
分析対象	18歳以上	製造企業の従業員	1950-1970年生まれの所得あり・兄弟ありの男性	18歳以上64歳以下
サンプル数	3,431	408	275,534	21,470
推計方法	OLS, IV	OLS	OLS, 固定効果モデル	OLS, IV
被説明変数	所得 (対数)	所得 (対数)	所得 (対数, 2003年時点)	所得 (対数)
主なメンタルヘルス指標	大うつ病ダミー 気分変調症ダミー 不安障害ダミー 反社会性人格障害ダミー	Emotion3 (26の精神症状のうち3つ以上にあてはまるか否かに関するダミー) Emotion Score (26の精神症状のうちいくつにあてはまるか)	精神疾患ダミー アルコール・薬物依存ダミー (18歳時点での診断の有無)	自殺未遂者ダミー 自殺を考えたことがある人ダミー
主な推計結果 (Coef.)	①男性 OLS IV 大うつ病 -0.009 0.105 気分変調症 -0.143 -0.081 不安障害 -0.077 -0.035 反社会性人格障害 -0.004 0.068	①推計1 Emotion 3 -0.137** Emotion Score -0.103**	①推計1 OLS 固定効果 精神疾患 -0.315*** -0.202***	①男性 OLS IV 自殺未遂者ダミー -0.177* -0.764* 自殺を考えた人ダミー -0.133* -0.537*
	②女性 OLS IV 大うつ病 0.064 -0.100 気分変調症 -0.129 0.225 不安障害 -0.124** -0.608** 反社会性人格障害 -0.177 -0.011	②推計2 飲酒日数 (過去1年間) -0.005** 喫煙ダミー -0.076**	②推計2 OLS 固定効果 アルコール・薬物依存 -0.443*** -0.288***	②女性 OLS IV 自殺未遂者ダミー -0.119* -0.230 自殺を考えた人ダミー -0.064* -0.194
メンタルヘルス指標以外の説明変数	年齢, 年齢二乗, 婚姻の有無, 学歴, 主観的健康度, 飲酒行動, アルコールまたは物質依存歴	年齢, 年齢二乗, 性別, 婚姻, 人種, 学歴, 就業年数, 身体健康状態, その他所得, 職種	※固定効果モデルの推計の一部において, 教育年数, 認知能力, 非認知能力をコントロール	人種, 教育年数, 学歴, 婚姻状況, 職種, 居住地, 子供の数, アメリカ生まれダミー, 自営業ダミー, 公務員ダミー
操作変数等	家族の精神病歴	-	固有の効果として, 兄弟 (または双子) の情報	父母・祖父母のアルコールまたは薬物依存歴

出所: Marcotte and Wilcox-Gok (2003), French and Zarkin (1998), Lundborg et al (2014), Kalist et al (2007) をもとに筆者作成。

注1: \*\*\*は1%水準, \*\*は5%水準, \*は10%水準で有意であることを示す。また, Coef. は回帰係数を表す。

注2: Kalist (2007) では, 有意水準が不明であることから統計的に有意な結果が得られた説明変数に\*を付している。

に制約のある精神疾患患者の家族の労働時間数は, 男女とも有意に減少した。次に, 労働生産性に対する影響として, 特に日本では, アルコー

ル依存がうつ病と同程度に生産性に強く影響しており, 生産性低下率は11~12%となった。また, 所得に対する影響として, 青年期のメン

タルヘルスは将来所得に有意に負の影響を及ぼすことが明らかとなった。さらに、自殺未遂者や自殺を考えたことがある人は、その後の所得が大きく低下することがわかった。

これらの研究から得られた推計値の規模は、国や疾患により大きく異なる状況が見られる。この要因の一つとして、Chatterji et al (2007) が指摘したように、国や民族による雇用環境または就業意識の差異が挙げられる。2015 年に行われた民間調査<sup>5)</sup>では、有給消化率の国際比較で日本は 60% と低い水準にあり、有給休暇の取得に罪悪感を感じる人の割合が最も高いことが示された。このような現状が、日本の労働供給へのネガティブな影響を大きくしている可能性がある。しかしながら、日本における当該分野の研究の蓄積は十分とはいえない。この点、日本における先行研究として Tsuchiya et al (2012) があるが、主観的尺度を用いた点やサンプルサイズの制約により、この結果を一般化することは難しいものとする。先行研究の結果を我が国の研究に適用する際、用いるデータや推計方法に次のような課題が残されている。

## 5.2 本分野における課題

先行研究の内容を踏まえ、今後日本において求められるのは次の 4 点である。

1 点目は、より客観的な指標及び包括的なデータを用いた分析である。その際、自殺率の高さや Tsuchiya et al (2012) が指摘したアルコール依存の強い影響など、日本特有の状況を考慮すべきである。我が国では Cornwell et al (2009) で使用されたような、細分類の精神疾患と労働供給・所得などの経済指標を相互に関連付けたデータが存在しないことから、今後はそのようなデータの蓄積も求められる。

5) エクスぺディアジャパン (2015) 「有給休暇国際比較調査」。世界 24 カ国、18 歳以上の有職者男女 9,273 人が対象。

2 点目は、若年層のメンタルヘルス不全が労働市場に及ぼす影響に関する分析である。Lundborg et al (2014) が指摘したように、青年期のメンタルヘルス不全は将来の所得及び就業に大きな影響を及ぼす。またアメリカの研究では、精神疾患の 50% が 14 歳までに発症し、75% が 24 歳までに発症することが明らかとなっている (Kessler et al (2005))。特に日本においては、若年層の自殺率の高さが問題となっていることから、この世代に着目することは重要な視点である。

3 点目は、精神疾患と身体疾患、または複数の精神疾患が重複しているケースにおける分析である。Kessler (2007) の疫学調査では、うつ病の約半数が身体疾患を伴うことが示された。精神疾患と身体疾患が重複した場合に、身体疾患単独の場合と比較して治りにくいなどの状況が生じるならば、医療費の増加はもちろんのこと、労働損失費用も含めた社会的コストがより増大することとなる。このような現状に即した考察が必要である。

最後に 4 点目として、内生性の問題への対処がある。本稿では、メンタルヘルスの状態が労働市場に及ぼす影響について考察してきたが、雇用環境や仕事内容がメンタルヘルスの状態を悪化させるケースは珍しくない。また、失業率上昇など雇用の不安定性が、個人のメンタルヘルス不全の要因になる場合もある (Kasl et al (1975))。このような内生性を考慮する際に、適切な操作変数を選択することは重要な課題の一つである。例えば Chatterji et al (2007) では、宗教的行為がメンタルヘルスに及ぼす影響に着目した操作変数を使用している。しかしながら、この因果関係に関する理論的な妥当性は十分に説明されておらず、分析結果を見ても適切な操作変数が選択されているとは言えない状況となっている。また Marcotte and Wilcox-Gok (2003) や Kalist et al (2007) で用いられた親族の精神病歴のデータについては、本人のメン



タルヘルスとの間に強い相関があるものの、いずれも検定結果に課題を残している。さらに Chunling et al (2009) では、コミュニティのメンタルヘルス得点の平均値を操作変数に使用している。これは、同一のコミュニティに属する人々には共通するストレス要因があり、メンタルヘルスの状態は所属する社会環境に強く影響を受けるとする仮説に基づいている。この因果関係を説明するには更なる理論的考察が必要であるが、実際のデータにおいて強い相関関係が示されていることは興味深い。そのほか、アルコール依存や薬物依存に着目した研究では、アルコールまたは薬物に対する各国の政策に関する変数や、それらの入手し易さの代理変数として価格を用いた研究も見受けられる。さらに、内生性への対処として、操作変数による解決のほか、パネルデータを利用し観察されない固有の固定効果をコントロールする方法がある。また、制度変更などの外生的な変化を利用して、因果関係を識別する方法も有効である。分析においては、使用するデータの特性を踏まえながら適切な方法を選択する必要がある。

#### 参 考 文 献

- Allison. A.R (1999) "The Labor Market Consequences of Family Illness," *The Journal of Mental Health Policy and Economics*, Vol. 2, pp. 183-195.
- Chatterji. P, Alegria. M, Lu. M, and Takeuchi. D (2007) "Psychiatric Disorders and Labor Market Outcomes: Evidence from the National Latino and Asian American Study," *The Journal of Health Economics*, Vol. 16, pp. 1069-1090.
- Chunling. L, Richard. G.F, Yuanli. L and Jian. S (2009) "The Impact of Mental Health on Labour Market Outcomes in China," *The Journal of Mental Health Policy and Economics*, Vol. 12, pp. 157-166.
- Cornwell. K, Forbes. C, Inder. B and Meadows. G (2009) "Mental Illness and its Effects on Labour Market Outcomes," *The Journal of Mental Health Policy and Economics*, Vol. 12, pp. 107-

- 118.
- Debbie. L, Kristy. S and Gavin. A (2000) "Lost Productivity Among Full-Time Workers with Mental Disorders," *The Journal of Mental Health Policy and Economics*, Vol. 3, pp. 139-146.
- French. M.T and Zarkin. G.A (1998) "Mental Health, Absenteeism and Earnings at a Large Manufacturing Worksite," *The Journal of Mental Health Policy and Economics*, Vol. 1, pp. 161-172.
- Greenberg. P.E, Kessler. R.C, Birnbaum. H.G, Leong. S.A, Lowe. S.W, Berglund. P.A and Corey-Lisle. P.K (2003) "The economic burden of depression in the United States: How did it change between 1990 and 2000?," *Journal of Clinical Psychiatry*, Vol. 64(12), pp. 1465-1475.
- Grossman. M (1972) "On the Concept of Health Capital and the Demand for Health," *Journal of Political Economy*, University of Chicago Press, Vol. 80(2), pp. 223-255.
- Kalish. D.E, Molinari. N.M and Siahhan. F (2007) "Income, Employment and Suicidal Behavior," *The Journal of Mental Health Policy and Economics*, Vol. 10, pp. 177-187.
- Kasl. S.V, Gore. S and Cobb. S (1975) "The Experience of Losing a Job: Reported Changes in Health," *Symptoms and Illness Behaviour*, Vol. 37, pp. 106-122.
- Kessler. R.C, Berglund. P and Demler. O, (2005) "Lifetime Prevalence and Age-of-Onset Distributions of DSM-IV Disorders in the National Comorbidity Survey Replication," *Archives of General Psychiatry*, Vol. 62, pp. 593-768.
- Kessler. R.C, Akiskal. H.S and Ames. M (2006) "Prevalence and effects of mood disorders on work performance in a nationally representative sample of U.S. workers," *The American Journal of Psychiatry*, Vol. 163, pp. 1561-1568.
- Kessler. R.C (2007) "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*, Vol. 68(2), pp. 10-19.
- Kessler. R.C, Lane. M, Stang. P.E and Brunt. D.L.V (2009) "The prevalence and workplace costs of adult attention deficit hyperactivity disorder in a large manufacturing firm," *Psychological Medicine*, Vol. 39, pp. 137-147.
- Lerner. D, Adler. D.A, Chang. H, Berndt. E.R, Irish.

- J.T, Lapitsky. L, Hood. M.Y, Reed. J and Rogers. W.H (2004) "The Clinical and Occupational Correlates of work Productivity Loss among Employed Patients with Depression," *Journal of Occupational and Environmental Medicine*, Vol. 46, Number 6, pp. 46-55.
- Lundborg. P, Nilsson. A and Rooth. D (2014) "Adolescent health and adult labor market outcomes," *The Journal of Health Economics*, Vol. 37, pp. 25-40.
- Luppa. M, Heinrich. S, Angermeyer. M.C, Konig. H and Roedel-Heller. S.G (2007) "Cost-of-illness studies of depression, A systematic review," *Journal of Affective Disorders*, Vol. 98, pp. 29-43.
- Marcotte. D.E and Wilcox-Gok. V (2003) "Estimating Warnings Losses due to Mental Illness : A Quantile Regression Approach," *The Journal of Mental Health Policy and Economics*, Vol. 6, pp. 123-134.
- Okumura. Y and Higuchi. T (2011) "Cost of depression among adults in Japan," *The Primary Care Companion for CNS Disorders*, Vol. 13 (3), pp. 1-23.
- Sado. M, Yamauchi. K, Kawakami. N, Ono. Y, Furukawa. T.A, Tsuchiya. M, Tajima. M and Kashima. H (2011) "Cost of depression among adults in Japan in 2005," *Psychiatry and Clinical Neurosciences*, Vol. 65, pp. 442-450.
- Tsuchiya. M, Kawakami. N, Ono. Y, Nakae. Y, Nakamura. Y, Fukao. A, Tachimori. H, Iwata. N, Uda. H, Nakane. H, Watanabe. M, Oorui. M, Naganuma. Y, Furukawa. T.A, Kobayashi. M, Ahiko. T, Takeshima. T and Kikkawa. T (2012) "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*, Vol. 198, pp. 140-145.
- WHO (2007) "Mental Health : Strengthening Mental Health Promotion," *World Health Organization, Fact Sheet, No. 220*, pp. 1-2.
- 伊藤弘人, 福田敬, 岩成秀夫, 西田淳志, 奥村泰之 (2011) 「平成 22 年度障害者総合福祉推進事業 (精神疾患の社会的コストの推計) 報告書」, 学校法人順天堂, pp. 1-39.