

投稿：動向・資料

就業形態とメンタルヘルスに関する予備的分析
——働き方の柔軟性と長時間労働に着目して——

岡庭 英重*

抄 録

本稿では、働き方の柔軟性と長時間労働に着目し、就業形態がメンタルヘルスに及ぼす影響を明らかにするため、主観的幸福度と憂うつ度を用いてメンタルヘルス関数を推定した。その際、就業状況や個人属性などの要因をコントロールし、雇用者に限定せず自営業者を含めて、順序ロジスティック回帰による分析を行った。データは、2010年の日本版General Social Surveysを利用した。

推計結果から、長時間労働がメンタルヘルスに及ぼす影響は就業形態によって異なり、(1) 働き方の柔軟性が高いと考えられる自営業の男性では、労働時間が長くとも負の影響はなく主観的幸福度が高くなること、(2) 逆に正規雇用・非正規雇用の男性及び正規雇用の女性では労働時間が主観的幸福度を有意に引き下げ、(3) 正規雇用者よりも非正規雇用者でマイナスの影響がより大きいことが示された。就業者の厚生観点からは、雇用者の健康を損なうような長時間労働に留意するとともに、各個人がライフサイクルに応じた最適な働き方を自己決定できるような、働き方の柔軟性や多様性を高める仕組みを構築することがより重要である。

キーワード：メンタルヘルス、主観的幸福度、就業形態、長時間労働、自営業

社会保障研究 2018, vol.3, no.2, pp.314-324.

I はじめに

本稿の目的は、就業形態に注目して労働がメンタルヘルスに及ぼす影響を明らかにすることである。就業と身体的健康は密接に関連しているが、メンタルヘルスと就業状況、とりわけ就業形態との因果関係を明らかにした研究ははまだ少数にとどまっている。本稿では、どのような働き方がメンタルヘルスを良好にするのかという観点から、働き方の柔軟性と長時間労働に着目し、就業形態

がメンタルヘルスに及ぼす影響について予備的な分析を行う。

II 問題意識

1 先行研究

雇用者（正規雇用、非正規雇用）に関して、非正規雇用者の方がメンタルヘルスの状態が悪いと結論づけた研究として、特に不本意型非正規雇用者で有意にストレス度が高くなる〔山本（2011），p.11〕ことが明らかとなっている。反対に、非正

* 東北大学大学院経済学研究科 博士課程後期

規雇用者は正規雇用者と比べてストレス度が有意に低く〔Benach et al. (2004), p.314〕, 未就学児の子を持つ正規雇用の女性は, 仕事へのプレッシャーが強くワークライフバランスの負担が大きい〔Seto et al. (2006), p.183〕とする研究がある。他方, フィンランドでは正規雇用か非正規雇用かは軽度の精神疾患の罹患に影響しない〔Virtanen et al. (2001), p.365〕としたほか, 日本でも常勤か非常勤かはメンタルヘルスに有意な影響を及ぼさない〔松山 (2010), p.118〕としている。総じて「雇用形態とメンタルヘルスとの関係については, 一概に明確な影響関係は認められていない〔高橋他 (2014), p.84〕」状況にある。

また雇用者に限定せず, 自営業者も含めた研究〔Tuttle and Garr (2009)〕では, 自営業という就業形態が米国女性のワークライフバランスによりよい影響をもたらし, メンタルヘルスを良好にするとの仮説を検証したが, 統計的に有意な結果は得られなかった。一方, スウェーデンの研究〔Andersson (2008)〕では, 自営業者は有意に仕事のストレスやメンタルヘルスの問題が多いとしている。自営業者に関する研究は, 雇用者に関する分析と比べてごく一部にとどまっており, その結果も一様でない。

2 本分野における課題

先行研究の概観から, 就業形態とメンタルヘルスについて一概に明確な影響関係が確認されていないことは, 本分野における第1の課題である。この要因として, 労働時間などの就業状況や収入, 個人属性等が十分にコントロールされていないことが挙げられる。就業現場におけるメンタルヘルス不全是, 労働時間と就業形態との密接な関連によって生じている可能性があるため, 本稿ではこの点を踏まえて分析を行った。第2に, 既存研究の多くは雇用者に着目しており, 自営業者を

含めた比較検証が十分に行われていない点がある。近年, 若年層を中心とした非正規雇用の増加が指摘され, その待遇改善や正規化が推進されている。先行研究の多くはこのような背景から, 雇用の安定性や雇用者の待遇改善に焦点を当て, 正規雇用と非正規雇用を比較する形で就業形態を取り上げてきた。しかし, ICT技術の進歩により, 時間や場所, 契約にとらわれない働き方が可能となってきた昨今, このような議論は雇用関係によらない多様な就業形態を含めて検討されていくことが望ましい。このため本稿では, 広く自営業者も含めて分析対象とした。

3 本稿の立場

本稿では, 就業形態を働き方の柔軟性を表す代理指標と捉え, 働く時間や場所, 仕事内容などを自己決定できる柔軟性の高い働き方がメンタルヘルスを良好にする, という立場から分析を行った。日本人の働き方調査〔労働政策研究・研修機構 (2006)〕では, 仕事の始業・終業時間を自分自身で決める者は正社員・非正社員で約15%だったのに対し, 自営業主等¹⁾では約8割であった。また仕事場所では, 正社員・非正社員の7割超が雇用されている会社で働くのに対し, 自営業主等では自宅が47.3%, 雇用されている会社が23.2%のほか, 仕事場所を固定していない者が12.9%と多様である。さらに仕事の指示について, 正社員・非正社員の8~9割が自社の人間から指示を受けるのに対し, 自営業主等では約6割が誰からも指示を受けないと回答した²⁾。これらの結果は, 就業時間や場所, 仕事の進め方に関する自由度など, 働き方の柔軟性を規定する要素が就業形態によって大きく異なることを示している。働き方の柔軟性はこのほかにも, 職種や職場環境, 企業風土などさまざまな環境によって影響を受けると考えられるが, これらを広く分析対象とするには現状におい

¹⁾ 労働政策研究・研修機構 (2006) の調査における「自営業主等」は, 自営業主のほか家族従事者を含む。また自営業主等の場合, 「雇用されている会社・組織」には自分の会社で働くケースが含まれる。

²⁾ 自営業主等で「誰からも指示を受けない」が約6割にとどまっている理由として, 企業がアウトソーシングした業務を請け負う業務請負個人自営業主等の存在が考えられる。この場合, 成果物の内容や精度, 仕様等について顧客の指示を受けることが想定される。

て適切な客観的指標がないことから、本稿では代理指標として就業形態を用いることとした。

近年の働き方改革では、長時間労働の是正が課題とされ、時間外労働の上限規制などが検討されている。長時間労働が常態化すれば、当然ながら身体・精神的健康が悪化するリスクが高くなることから、健康維持を目的とする最低限の規制は検討されるべきである。しかしあまりに強い介入は、就業者の主体的な労働時間の選択を阻害する恐れもある。本稿では、各個人がライフサイクルに応じた最適な働き方を自己決定することが、中長期的な健康確保において最も重要な視点であると考えられる。そこで以下では、労働時間がメンタルヘルスに及ぼす影響は就業形態によって異なり、たとえ一時的な長時間労働が生じた場合でも、働き方の柔軟性が高い（自営業者の）場合には、必ずしもメンタルヘルスに悪影響を及ぼさないという仮説を検証した。

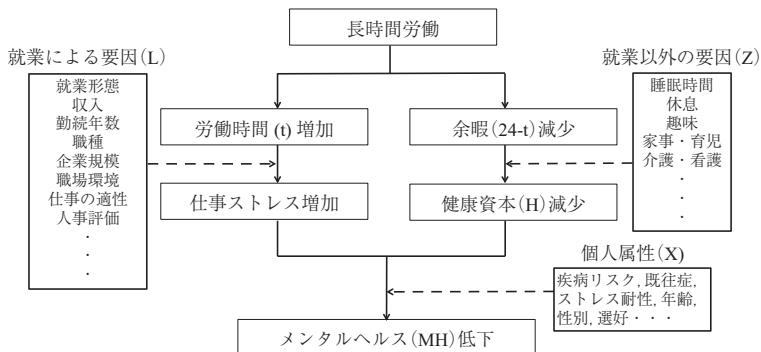
Ⅲ 仮説の形成

以下では、就業とメンタルヘルス不全との関係について、本稿の仮説を詳述する。メンタルヘルス不全が生じる要因は、労働時間 t の長さ、就業によるその他要因 L 、就業以外の要因 Z 、個人属性 X に分けられる。これらの関連性は、図1のとおりである。

1 労働時間： t

まず、メンタルヘルスに強く影響を及ぼす就業関連の要因として、労働時間 t が考えられる。伝統的な新古典派モデルでは、人々は余暇と消費により効用を高め、労働それ自体は効用を引き下げるため、長時間労働は心身のストレスを高めるとともに相対的な余暇時間の減少を通じて健康資本 H を減少させる。ここで健康資本 H は、健康に暮らす時間を増やすことで、生涯収入を増やしメンタルヘルスの状態を良好にするストックと定義する。長時間労働とメンタルヘルスとの関係について、これまでの文献調査では「労働時間とうつ・抑うつなどの精神的負担との関連について、一致した結果は認められなかった〔藤野他(2006), p.87〕」としている。この結果は、長時間労働が単独でメンタルヘルスに有意な影響を及ぼさないことを表しており、本稿で着目する長時間労働と働き方の柔軟性（代理指標としての就業形態）との密接な関連については考慮されていない。本稿ではこの点を踏まえて分析を行った。

またⅡ-3で引用した調査によれば、労働時間は正規・非正規雇用者で外生的に決定されているが、自営業者の多くは内生的に選択している。よって図1のモデルは、正規・非正規雇用者に妥当する可能性が高い。一方、自営業者はメンタルヘルスの状態を最適化するように自ら労働時間を決定するモデル（例えば新古典派労働供給モデル）が妥当する可能性がある。したがって以下では、



出所：〔岩崎 (2008), p.40〕に基づき、筆者作成。

図1 就業とメンタルヘルスの関係に関する模式図

労働時間の係数に因果関係的な影響力の解釈を付与しうるのは主に正規・非正規雇用者の場合であり、自営業者の場合には相関関係としての解釈にとどめるものとする。

2 就業によるその他要因：L

メンタルヘルスに影響を及ぼす就業関連の要因として「仕事の要求度・コントロールモデル〔Karasek (1979), p.285〕」では、仕事の要求度（仕事量、時間制限等）が高いにもかかわらず、仕事の裁量や意思決定の自由度が低い場合にストレス反応のリスクが高くなるとしている。反対に、仕事の要求度が高くとも裁量がある場合には、メンタルヘルス不全のリスクを減らすことができる。とりわけ自営業者は、働き方を自ら最適水準に変更できる点において、雇用者よりもストレス反応のリスクが低いと予想される。

また、経済的な要因として、収入が低い場合にメンタルヘルス不全となる可能性がある。これは、収入が低いために健康投資を十分に行えず健康状態が悪くなるという影響のほか、仕事を遂行するための努力に対して得られる報酬が少ないと感じられる場合にストレス反応が大きくなるという影響〔Siegrist (1996), p.27〕がある。

3 就業以外の要因：Z

就業以外の時間は、睡眠など健康を回復するための時間のほか、家事や育児、看護、介護などの時間を含む。これらは、家族と同居している場合や公的・民間サービスを利用できる場合に、その時間を短縮して健康回復の時間を相対的に増やすことが可能となる。また本稿では詳しく扱わないが、家族の存在は、結婚や離婚、出産や死別といったライフステージにおける出来事を通してメンタルヘルスに直接的な影響を及ぼすことは言うまでもない。

4 個人属性：X

就業や就業以外の要因が同じように生じたとしても、メンタルヘルス不全を引き起こすか否かは、各個人が持つストレス耐性や疾病リスク、嗜好等によって異なる。すなわち、ある特性を持つ者が日常生活・社会環境において過度のストレスを受けることで、メンタルヘルス不全を引き起こすと考えられる。これらの個人属性をほかの要因と区別することで、メンタルヘルス不全の要因を個人の資質や能力を超えた社会経済的要因として定量的に捉えることが可能となる。

IV 実証分析

1 推定モデル

本稿では、労働時間がメンタルヘルスに及ぼす影響は就業形態によって異なることを明らかにするため、式1及び式2のメンタルヘルス関数を推定した。式1は労働時間 t による線形の影響について、式2は労働時間の二乗項 t^2 による非線形の影響について分析した。

$$MH_{ij} = \alpha_{0i} + \alpha_{1i}t_{ij} + \alpha_{2i}L_{ij} + \alpha_{3i}Z_{ij} + \alpha_{4i}X_{ij} + \varepsilon_{ij}, \quad (式1)$$

$$MH_{ij} = \alpha_{0i} + \alpha_{1i}t_{ij}^2 + \alpha_{2i}L_{ij} + \alpha_{3i}Z_{ij} + \alpha_{4i}X_{ij} + \varepsilon_{ij}, \quad (式2)$$

各個人 j について、データから得られる2つのメンタルヘルス指標（主観的幸福度、憂うつ度）を MH 、就業によるその他要因を L 、就業以外の要因を Z 、個人属性を X 、誤差項を ε とする。データは、就業形態別に3つのサブサンプル i ($i=1$: 正規雇用³⁾、 $i=2$: 非正規雇用⁴⁾、 $i=3$: 自営業者⁵⁾) に分け、これを男女別にして、2つの MH に関する計12の推計を各式に関して行った。被説明変数の MH が順序尺度であることから、順序ロジットモデルを用いた。データは、2010年

³⁾ 面接票では「常時雇用の一般従業者」。

⁴⁾ 面接票では「臨時雇用（パート・アルバイト・内職）」及び「派遣社員」。

⁵⁾ 面接票では「自営業主・自由業者」。

の日本版General Social Surveysのクロスセクションデータを用了。

2 使用したデータと変数

(1) 被説明変数：MH

被説明変数には、主観的幸福度と憂うつ度の2変数を使用した。主観的幸福度は幸福度が高い順に、憂うつ度は過去1カ月間に憂うつな気分を感じた頻度が高い順に5, 4, 3, 2, 1とした。この2変数の平均値を就業形態別に比較すると、自営業者が最も主観的幸福度が高く憂うつ度が低くなっている(表1)。また労働時間の分布では、労働時間が長くなるほど主観的幸福度が低く憂うつ度が

高くなった⁶⁾。これらは単純な平均値の比較であり、そのほかの要因をコントロールしていないため、以下ではこれを踏まえた分析を行った。

(2) 説明変数

① 労働時間：t

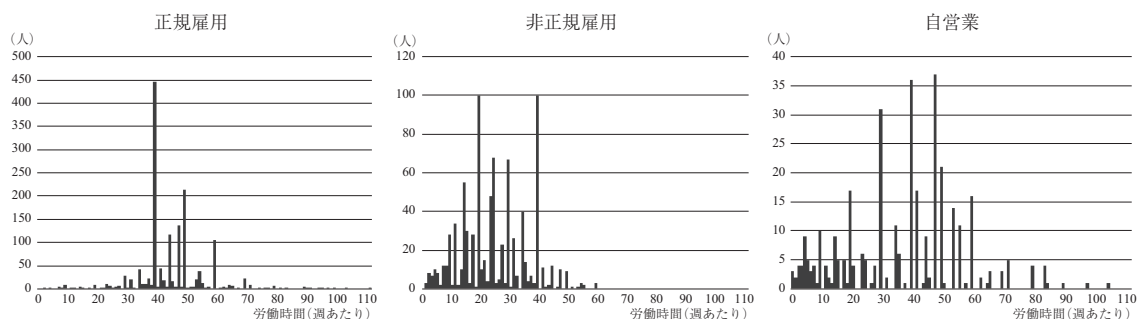
本稿では、労働時間tがメンタルヘルスに及ぼす影響について、異なる就業形態ごとに分析を行い、その偏回帰係数の値を比較することにより、働き方の柔軟性がメンタルヘルスに及ぼす影響を比較検証した。ここで就業形態ごとの労働時間数(図2)を見ると、最もばらつきが大きいのは自営業である一方、正規雇用では週に40~50時間就業

表1 記述統計

平均値	就業者計			正規雇用			非正規雇用			自営業			
	全体	男性	女性	全体	男性	女性	全体	男性	女性	全体	男性	女性	
MH	主観的幸福度	3.79	3.78	3.79	3.78	3.80	3.76	3.75	3.56	3.81	3.84	3.83	3.87
	憂うつ度	2.04	1.98	2.11	2.09	2.03	2.21	2.04	1.85	2.10	1.95	1.99	1.84
t	労働時間(時間/週あたり)	38.61	44.27	32.36	45.56	47.27	42.25	25.34	28.65	24.43	37.23	40.61	29.48
L	個人年収(万円)	350.5	486.8	195.5	440.4	509.6	306.1	134.5	220.2	109.0	352.2	412.7	198.3
	勤続年数(年)	13.61	16.51	10.40	13.52	15.29	10.09	6.23	7.24	5.94	24.44	25.62	21.75
Z	配偶者あり	0.73	0.77	0.69	0.69	0.76	0.54	0.74	0.62	0.77	0.79	0.86	0.64
	家事負担ダミー(週数回以上)	0.51	0.20	0.85	0.38	0.20	0.72	0.76	0.23	0.91	0.42	0.20	0.95
X	年齢(才)	47.53	48.63	46.32	43.14	44.35	40.83	48.11	53.80	46.53	58.54	58.18	59.35
	健康ダミー	0.83	0.82	0.84	0.83	0.84	0.82	0.85	0.78	0.87	0.80	0.78	0.85
観測数		3,056	1,606	1,450	1,514	996	518	867	194	673	371	261	110
(%)		100.0%	52.6%	47.4%	49.5%	32.6%	17.0%	28.4%	6.3%	22.0%	12.1%	8.5%	3.6%

注：観測数は、主観的幸福度n=3,056、憂うつ度n=1,498である。

出所：大阪商業大学JGSS研究センター(2010)「日本版General Social Surveys」より筆者作成。



出所：大阪商業大学JGSS研究センター(2010)「日本版General Social Surveys」より筆者作成。

図2 労働時間数の分布

⁶⁾ 労働時間を30時間未満、30時間以上50時間未満、50時間以上に区分した場合、主観的幸福度の平均値は順に3.81, 3.79, 3.72、憂うつ度の平均値は2.01, 2.05, 2.10となった。

する者が全体の7割弱を占めている。これは、自営業者の労働時間が雇用者と比較して弾力的であることを示している。本稿では、多様な働き方を選択できる点において、自営業者は雇用者よりも主観的幸福度が高く憂うつ度が低くなると予想した。同様の説明は、非正規雇用者についても成り立ちうる。ただし、不本意に非正規雇用となった場合に正規雇用者よりも心理症状指標が有意に大きくなること〔山本 (2011), p.12〕, 正規雇用と非正規雇用の格差拡大を実感すると幸福度が有意に低くなること〔大竹他 (2010), p.162〕などが指摘されていることから、非正規雇用者は正規雇用者と比べて必ずしもメンタルヘルスの状態が良好でない可能性がある。よって本稿では、労働時間の偏回帰係数 α_{1i} の大きさが主観的幸福度では α_{13} (自営業) $>$ α_{11} (正規雇用) $>$ α_{12} (非正規雇用) となり、憂うつ度では不等号が逆転すると予想した。

② 労働時間の二乗： t^2

本稿では労働時間 t による線形の影響に加え、労働時間の二乗 t^2 による非線形の影響についても検証する。仮に線形モデルで労働時間が長いほど主観的幸福度が高くなるという右上がりの関係があるとしても、これには限度があり、ある水準を超えると主観的幸福度が右下がりになる非線形の負の関係があると考えられるためである。

③ 就業によるその他要因： L

Ⅲ. 2の仮説のうち、データから得られる就業によるその他要因として、勤続年数、個人年収をコントロールした。既存研究では「勤続年数別の幸福度の分布によると、勤続年数が長いほど幸福度が高い〔大竹他 (2010), p.117〕」ことが指摘されているが、実証分析による検証は行われていないため、これも説明変数に導入した。なお勤続年数のデータは調査票上、現職に就いてからの就業年数となっている。

④ 就業以外の要因： Z

Ⅲ. 3の仮説のうち、データから得られる就業

以外の要因として、配偶者の有無、家事負担と労働時間の交差項を用いた。家事負担は、週に数回以上夕食の用意をする者を1、週1回以下（まったくしない者も含む）を0とするダミー変数を作成し、労働時間との交差項として説明変数に加えた。これにより、同じ労働時間であっても家事負担の有無によってメンタルヘルスへの影響が異なるかどうかを検証した。

⑤ 個人属性： X

個人属性として、年齢及び健康ダミーを用いた。健康ダミーは、主観的健康度が高い順に5, 4, 3, 2, 1とした上で、健康状態がおおむね良好である5, 4, 3を1, 不良である2, 1を0とするダミー変数を作成した。

3 推計結果

表2は、就業形態別にデータを3つのサブサンプルに分け、男女別で推計した結果である。a～d列は式1により推定された労働時間 t の偏回帰係数 α_{1i} 、e～h列は式2により推定された労働時間の二乗 t^2 の偏回帰係数 α_{1i} である⁷⁾。

(1) 労働時間 t の影響 (式1)

a列の男性について、自営業者では労働時間 t が主観的幸福度に対して10%水準で有意な正の係数をもつことが示された。一方、正規雇用及び非正規雇用は、1%水準で有意に負の影響を及ぼすとの結果が得られた。また、正規雇用と非正規雇用の偏回帰係数 α_{1i} を比較すると、その傾きは非正規雇用の方が大きくなっていることから (式3)、主観的幸福度に対する負の影響は非正規雇用者の方が大きいことがわかった。

t の偏回帰係数値：

$$\alpha_{13}=0.013^* > \alpha_{11}=-0.018^{***} > \alpha_{12}=-0.031^{***}$$

(自営業男性) (正規雇用男性) (非正規雇用男性)

(式3)

⁷⁾ 本稿の分析に先立ち、 t と t^2 を一つの式で同時に推計したが、これら変数間の高い相関関係により、回帰係数の分散が増大し推計結果が不安定なものとなった (例えば主観的幸福度については、表2の符号とおおむね整合的な結果が得られたものの統計的有意性が認められなかった)。

表2 推計結果

式1	就業形態別のサブサンプル		労働時間 t			
			主観的幸福度		憂うつ度	
			(a) 男性	(b) 女性	(c) 男性	(d) 女性
$i=1$	正規	-0.018 ***	-0.021 **	0.008	0.000	
$i=2$	非正規	-0.031 ***	0.004	-0.019	0.011	
$i=3$	自営業	0.013 *	0.890	0.003	-1.093	

式2	就業形態別のサブサンプル		労働時間の二乗 t^2			
			主観的幸福度		憂うつ度	
			(e) 男性	(f) 女性	(g) 男性	(h) 女性
$i=1$	正規	-0.0001 ***	-0.0002 **	0.0001	0.0000	
$i=2$	非正規	-0.0005 ***	0.0001	-0.0002	0.0001	
$i=3$	自営業	0.0001	0.0006	0.0000	-0.0013 *	

注1: a~d列の数値は式1により推定された労働時間(週あたり) t の偏回帰係数, e~h列の数値は式2により推定された労働時間(週あたり)の二乗項 t^2 の偏回帰係数である。***: $p < 0.01$, **: $p < 0.05$, *: $p < 0.1$ を表す。 t の回帰係数の符号が正の場合、労働時間が長くなるほど、主観的幸福度が高く憂うつ度が低いことを表す。

注2: データを3つの就業形態及び性別のサブサンプルに分け、2つの被説明変数に関する計12の推計を式1及び2について各々行った。被説明変数には主観的幸福度及び憂うつ度、説明変数には式1に労働時間 t 、式2に労働時間の二乗項である t^2 を導入した。そのほかコントロール変数として、勤続年数(年)、個人年収(万円)、配偶者ダミー、家事負担と労働時間の交差項、年齢(才)、健康ダミーを用いて、順序ロジット分析を行った。疑似決定係数の範囲は0.02~0.15である。各サブサンプルの観測数は表1参照。

出所: 筆者推計。データは、大阪商業大学JGSS研究センター(2010)「日本版General Social Surveys」。

次にb列の女性では、正規雇用のみ主観的幸福度に対して5%水準で有意に負の影響を及ぼすことが示された。また、c列及びd列の憂うつ度に関する推計では、いずれの就業形態も統計的に有意な結果が得られなかった。

(2) 労働時間の二乗 t^2 の影響(式2)

続いて労働時間の二乗 t^2 の影響について、e列の正規雇用・非正規雇用の男性及びf列の正規雇用の女性で、有意に主観的幸福度を引き下げる非線形の関係があることがわかった。一方、自営業は男女とも統計的に有意な結果が得られなかった。さらに憂うつ度では、h列の自営業女性について労働時間が主観的幸福度に対して10%水準で有意な正の係数をもつとの結果が得られた。

4 考察

推計結果から、長時間労働がメンタルヘルスに及ぼす影響は就業形態によって異なり、特に自営業の男性では労働時間が長い者ほど主観的幸福度が高いことが示された。逆に正規・非正規雇用の男性と正規雇用の女性では、労働時間が長い者ほ

ど主観的幸福度が有意に低くなることがわかった。これは、労働時間を決める裁量を持たない正規・非正規雇用者が、現状より1時間長く働くよう勤務先から強いられる場合に主観的幸福度が低くなる、という状況を表しているものと解釈できる。また男性で正規雇用と非正規雇用を比較した場合には、非正規雇用の方がメンタルヘルスへの悪影響が大きかった。これは、非正規雇用の雇用不安定性や待遇格差等を反映している可能性がある。以上の結果は、IV. 2. (2)の仮説と整合的である。II及びIII. 1で見たように、先行研究においてこれらのロバストな影響関係が確立されていない理由の1つには、就業形態と長時間労働との密接な関連性を考慮せず、それぞれ単独で分析していることが考えられる。これに対し本稿ではこれらに関連付けて、労働時間がメンタルヘルスに及ぼす影響は就業形態によって異なること、また働き方の柔軟性が高い(自営業)場合には長時間労働であってもメンタルヘルスが悪化しないこと、を明らかにしている。ただし、この結果は長時間労働を無条件に正当化するものではない。現在、長時間労働規制に関する議論が進められて

いるが、労働時間のみを規制すればよいのではなく、各個人がそれぞれの健康状態や家庭環境、中長期的なライフプラン等の変化に応じて、その都度最も適した働き方を自由に選択することが、就業者のメンタルヘルス向上に有効と考えられる。

また自営業の女性に関しては、労働時間が憂うつ度に対して負の影響を与えるという非線形の関係が示された。これは労働時間をどれだけ長くしても憂うつ度が下がり続けることを意味し、このままでは生理学的な見解と矛盾する。そこで自営業女性をほかの就業形態と比較すると、本稿で使ったデータでは長時間労働者の割合がそれほど多くないことから⁸⁾、適度な労働時間で働く自営業女性の中で、労働時間が長めのサンプルの憂うつ度が低くなっている傾向が反映された可能性もある。これは今回使ったデータから述べるものであり、この結果に関する解釈の一般化や取扱には十分留意する必要がある。

加えて、家事負担と労働時間の交差項について、自営業の女性では主観的幸福度に対して負、憂うつ度に対して正に有意な効果を与えた。これは、同じ労働時間ならば、家事負担のある者の方が主観的幸福度が低く、憂うつ度が高くなることを示している。家事負担のある者は就業者女性の全体で85%であるのに対し、自営業女性では95%であり(表1)、家事負担を負う者が多いことがこのような結果をもたらした可能性がある。そのほかの結果として、勤続年数については自営業男性で憂うつ度に対して有意に負、自営業女性で主観的幸福度に対して有意に正の影響を及ぼすとの結果が得られている。

なお本稿の推計では、主観的幸福度とは異なり、憂うつ度についてはおよそ統計的に有意な結果が得られなかった。主観的幸福度と憂うつ度のデータは互いに弱相関であり関連のあるデータとは言えないこと、また憂うつ度のサンプル数は主観的幸福度の半数以下となっていること等が、推計結果に何らかの影響を及ぼしている可能性がある

る。

V おわりに

1 結論

本稿では、働き方の柔軟性と労働時間の長さに着目して、就業形態がメンタルヘルスに及ぼす影響を明らかにするため、主観的幸福度と憂うつ度を用いてメンタルヘルス関数を推定した。その際、就業状況や個人属性などの要因をコントロールし、雇用者に限定せず自営業者を含めて、順序ロジスティック回帰による分析を行った。データは、2010年の日本版General Social Surveysを利用した。

主要な推計結果は、次の3点である。第1に、働き方の柔軟性が高いと考えられる自営業の男性では労働時間が長くとも負の相関はなく、有意性は低いものの、主観的幸福度に対して正の関係があることがわかった。このことから、労働時間それ自体は必ずしもメンタルヘルスに負の影響を及ぼすものではなく、働き方の柔軟性が高ければ充実感等を通じて正の影響を及ぼす可能性があることが示された。第2に、正規雇用・非正規雇用の男性及び正規雇用の女性では、労働時間が長くなるほど主観的幸福度が低くなることがわかった。第3に、そのマイナスの影響は正規雇用者よりも非正規雇用者でより大きいことが明らかとなった。就業者の厚生観点からは、雇用者の健康を損なうような長時間労働に留意しつつ、働き方の柔軟性や多様性を高める仕組みを構築していくことがより重要と考えられる。

2 本稿の限界及び今後の課題

本研究において残された課題は、次の4点である。

第1に、因果関係の特定に関する問題である。本稿では、就業形態や労働時間がメンタルヘルスに及ぼす関係性について分析を行ったが、メンタ

⁸⁾ 週の労働時間が40時間を超える者の割合は、正規女性で43%、非正規女性で3.5%であるのに対し、自営業女性では22%である。また週の労働時間が30時間未満の短時間労働者の割合は、正規女性で6%、非正規女性で67%、自営業女性で45%となっている。

ルヘルスの状態が就業形態や労働時間に影響を及ぼすという逆の因果性を排除することができなかった。特に自営業者は裁量の余地が大きいため、データとして観測されない個人属性そのほかの要因が労働時間とメンタルヘルスの両方を規定している可能性があり、労働時間がメンタルヘルスに及ぼす因果的な影響力の識別は容易でない。本稿の予備分析では、データの制約により適切な操作変数やパネルデータ等を利用することが困難であったが、今後はそのようなデータを利用して因果関係の方向性を特定する分析が求められる。

第2に、データの制約に関する問題である。本稿ではメンタルヘルス指標として主観的な心理指標のみを用いたが、精神疾患の診断歴やK6、GHQ等の客観的指標を用いるのがより適切である。また、働き方の柔軟性を表す代理指標として便宜的に就業形態を用いたが、柔軟性に関する適切かつ具体的なデータを収集できれば、より詳細な分析を行うことが可能となる。

第3に、メンタルヘルスにとって望ましい労働時間の推計についてである。これは、労働時間 t と労働時間の二乗である t^2 を同時に推定することで、 MH を最大化する労働時間を導出することが可能となる。今回はこれら変数間の高い相関関係により極値を計算することができなかったが、これを導出することは政策的含意にとって重要な視点である。

第4に、柔軟性の高い働き方の推進に関する検討である。柔軟性・多様性のある働き方を正規・非正規雇用の職場に広げていくための具体的方策や、そのような働き方が企業業績や社会的便益にどのような効果を及ぼすのかを定量的に把握することも、本分野における主要な研究課題といえる。これらは本稿の限界であり、今後の課題とするものである。

謝辞

分析に当たり、東京大学社会科学研究所附属社会調査・データアーカイブ研究センターSSJデータアーカイブから「[日本版General Social Surveys (JGSS-2010)]」(大阪商業大学JGSS研究センター)

の個票データの提供を受けた。日本版General Social Surveys (JGSS)は、大阪商業大学JGSS研究センター(文部科学大臣認定日本版総合的社会調査共同研究拠点)が、東京大学社会科学研究所の協力を受けて実施している研究プロジェクトである。記してこれに感謝する。

参考文献

- Andersson, Pernilla (2008) "Happiness and health: Well-being among the self-employed," *The Journal of Socio-Economics*, Vol.37, pp.213-236.
- Benach, Joan, David Gimeno, Fernando G. Benavides, Jose Miguel Martinez and Maria Del Mar Torne (2004) "Types of employment and health in the European Union: Changes from 1995 to 2000," *European Journal of Public Health*, Vol.14, No.3, pp.314-321.
- Karasek, R.A. (1979) "Job Demands, Job Decision Latitude, and Mental Strain: Implications for Job Redesign," *Administrative Science Quarterly*, Vol.24, No.2, pp.285-308.
- Seto, Masako, Kanehisa Morimoto and Soichiro Maruyama (2006) "Work and Family Life of Childrearing Women Workers in Japan: Comparison of Non-Regular Employees with Short Working Hours, Non-Regular Employees with Long Working Hours, and Regular Employees," *Journal of Occupational Health*, Vol.48, pp.183-191.
- Siegrist, Johannes (1996) "Adverse health effects of high-effort/low-reward conditions," *Journal of Occupational Health Psychology*, Vol.1, No.1, pp.27-41.
- Tuttle, Robert and Michael Garr (2009) "Self-Employment, Work-Family Fit and Mental Health Among Female Workers," *Journal of Family and Economic Issues*, Vol.30, pp.282-292.
- Virtanen, Marianna, Mika Kivimaki, Marko Elovainio, Jussi Vahtera and Cary L Cooper (2001) "Contingent employment, health and sickness absence," *Scandinavian Journal of Work Environment Health*, Vol.27, No.6, pp.365-372.
- 岩崎健二 (2008) 「長時間労働と健康問題－研究の到達点と今後の課題」, 『日本労働研究雑誌』, No.575, pp.39-48。
- 大竹文雄・白石小百合・筒井義郎 (2010) 「日本の幸福度－格差・労働・家族」, 日本評論社。
- 高橋美保・森田慎一郎・石津和子 (2014) 「正規雇用・非正規雇用・完全失業者のメンタルヘルスの比較検討－就労状況に対する自発性とキャリア観に注目して」, 『日本労働研究雑誌』, No.650, pp.82-96。
- 独立行政法人労働政策研究・研修機構 (2006) 「日本人の働き方調査」, <http://www.jil.go.jp/institute/research/>

- documents/015/research015_04.pdf (2018年6月1日最終確認)。
- 藤野善久・堀江正知・寶珠山務・筒井隆夫・田中弥生 (2006) 「労働時間と精神的負担との関連についての体系的文献レビュー」, 『産業衛生学雑誌』, Vol.48, pp.87-97。
- 松山一紀 (2010) 「非正規労働者の職務態度とメンタルヘルス」, 『経営行動科学』, Vol.23, No.2, pp.107-121。
- 山本勲 (2011) 「非正規労働者の希望と現実—不本意型非正規雇用の実態—」, RIETI Discussion Paper Series, No.11-J-052, pp.1-26。

(おかにわ・ふさえ)

The Effects of Work Status on Mental Health: A Perspective of Flexible Work and Long Hours Working

Fusae OKANIWA*

Abstract

Does work status have an impact on mental health? In order to answer this question, I use a cross sectional data from the Japanese General Social Surveys for 2010, considering two indicators of mental health: subjective well-being and depression. I analyze the effects of work status on mental health based on the hypothesis that flexible work as a self-employed is better for mental health.

As a result of the analysis with ordered logit model, I find that the effect of long hours work on mental health differs depending on the work status, and that long hours employees have significantly lower subjective well-being, however long hours working men who self-employed have significantly higher subjective well-being.

Considering these results, it is possible that long hours working have a positive effect on mental health with flexible working case. In order to promote the better mental health of workers, it is necessary to build the working system with more flexibility and diversity, in addition to regulating long hours working that harms health of workers.

Keywords : Mental Health, Well-Being, Work Status, Long Hours Working, Self-Employed

* Doctoral Program, Graduate School of Economics and Management, Tohoku University