Panel Data Research Center, Keio University

PDRC Discussion Paper Series

How does working in the management position affect health and subjective well-being?: Evidence from Japan

Kazuma Sato

13 June, 2022

DP2022-002
https://www.pdrc.keio.ac.jp/en/publications/dp/7969/

Panel Data Research Center, Keio University
2-15-45 Mita, Minato-ku, Tokyo 108-8345, Japan
info@pdrc.keio.ac.jp
13 June, 2022

How does working in the management position affect health and subjective well-being?: Evidence from Japan

Kazuma Sato

PDRC Keio DP2022-002
13 June, 2022
JEL Classification: I31; M51
Keywords: Happiness; Subjected rated health; Management position

Abstract

Many pieces of research examined the impact of working in a higher occupation position on health and subjective well-being (SWB). Recent studies using panel data have shown mixed evidence; some studies have indicated that working in a management position improves health and SWB, whereas others have suggested that it worsens health and SWB. Furthermore, as most studies have used the data from European countries, it has not been examined whether similar results can be gained even when using the data from other regions such as Asia. This study examines the impact of working in a management position on health and SWB using Japanese panel data, the Japan Household Panel Survey (JHPS/KHPS). This study focuses on the gender difference of the impact of working in a management position by considering the Japanese situation that set the policy goal of increasing the number of working women in management positions. The estimated result of this study shows four findings. First, the fixed effect OLS results indicate that working in a management position does not affect health and happiness for both men and women. Second, although working in a management position increase the earnings of men and women, it does not affect the satisfaction of household income. This result indicates that the monetary reward of working in a management position cannot be enough to offset the burden of work. Third, happiness does not increase for both men and women several years before and after the promotion to a management position. However, self-rated health worsens two years after the promotion for women and one year after the promotion for men. Fourth, although the husband's work in managerial positions does not affect his wife's health and happiness, the wife's work in managerial positions harms the husband's self-rated health and happiness.

Kazuma Sato
Faculty of Political Science, Takushoku University
Kohinata 3-4-14, Bunkyo-ku, Tokyo 112-8585
ksqwt864@gmail.com

Acknowledgement: We received the data from the "Japan Household Panel Survey (JHPS / KHPS)" conducted by the Panel Data Design and Analysis Center of Keio University. In addition, we received valuable comments from the participants of the 74th Annual Meeting of the Population Association of Japan. This research was supported by JSPS Grant-in-Aid for Scientific Research (17KT0037).

管理職での就業は主観的厚生と健康に どのような影響を及ぼしたのか[†]

佐藤一磨[*]

要約

高い職階での就業が主観的厚生や健康に及ぼす影響について、これまでさまざまな分析が行われてきた。近年のパネルデータを用いた分析を見ると、管理職といった高い職階での就業が主観的厚生や健康を改善させる結果もあれば、逆に主観的厚生や健康を悪化させる結果も指摘されている。このように管理職での就業の影響については、まだ統一的な結論に至っていないため、さらなる実証分析の蓄積が望まれる。また、ほとんどの研究がヨーロッパのデータを用いているため、ヨーロッパ以外の地域でも同一の結果が得られるのかという点が明らかになっていない。そこで、本研究では日本のパネルデータである『日本家計パネル調査(JHPS/KHPS)』を用い、管理職での就業が主観的厚生や健康に及ぼす影響について分析した。本研究では女性の管理職者割合の増加を政策目標として捉えている日本の現状を考慮し、特に女性の管理職の就業が主観的厚生や健康に及ぼす影響について注目した。本研究の分析の結果、次の 4 点が明らかになった。1 点目は、FE OLS を用いた推計の結果、男女とも管理職で働いていても幸福度や主観的健康度が上昇する傾向は確認できなかった。2 点目は、男女とも管理職での就業によって所得は増加していたが、世帯所得満足度は影響を受けていなかったため、管理職で働くことの金銭的な報酬が十分ではない可能性がある。また、管理職で働く女性の場合、余暇時間満足度と仕事満足度が低下しており、管理職で働く負担面が大きいと考えられる。3 点目は、男女ともに管理職への昇進前後の数年間で幸福度に変化は見られなかった。しかし、女性では管理職に昇進した 2 年後、男性では管理職に昇進した 1 年後以降に主観的健康度が悪化していた。4 点目は、配偶者が管理職で働く場合、女性の幸福度や主観的健康度は影響を受けていなかったが、男性の幸福度や主観的健康度は低下していた。妻の管理職での就業は夫に負の影響を及ぼすが、この背景には夫の家事労働負担の増加や性別役割分業意識からの乖離が影響していると考えられる。

JEL Classification Number： I31, M51
キーワード：幸福度、主観的健康度、管理職

[†] 本稿の作成にあたり慶應義塾大学パネルデータ設計・解析センターが実施した『日本家計パネル調査(JHPS/KHPS)』の個票データの提供を受けた。また、日本人口学会第 74 回大会の参加者から有益なコメントをいただいた。ここに記して感謝する次第である。なお、本研究は JSPS 科研費（17KT0037）の助成を受けたものである。

[*] 拓殖大学政経学部准教授

1　問題意識

職階が主観的厚生や健康に及ぼす影響について、これまでさまざまな研究が行われてきた。代表的な研究として British Whitehall Studies があり、ロンドンのホワイトカラーの公務員を追跡調査し、職階と健康の関係を検証している。British Whitehall Studies による一連の研究の結果、低い職階は心疾患のリスクを増加させるだけでなく(Bosma et al. 1997; Marmot et al. 1997; Kuper and Marmot 2003)、死亡率の上昇やメンタルヘルスの悪化にもつながることが明らかにされている(Marmot et al. 1984; Stansfeld et al. 1999; Ferrie et al. 2002; Griffin et al. 2002)。British Whitehall Studies による一連の研究は興味深い分析結果を提示したが、調査対象の職種や地域が限定されているという課題が残っていた。この点に対処するためにも、一国全体を対象としたパネルデータを用いた分析が徐々に行われるようになり、これらの代表的な研究に Boyce and Oswald(2012)、Trzcinski and Holst (2012)、Johnston and Lee(2013)がある。British Household Panel Survey(BHPS)を用いた Boyce and Oswald(2012)は、非管理職から管理職への昇進が健康に及ぼす影響を difference-in-differences によって検証している。分析の結果、もともとの健康な人ほど昇進しやすいことと、昇進によってメンタルヘルスが悪化する傾向にあることがわかった。German Socio-Economic Panel(GSOEP)を用いた Trzcinski and Holst (2012)は、就業状態と主観的厚生の関係を検証し、管理職で働く男性ほど生活満足度が高いが、女性では有意な関係が観察されないことを明らかにしている。Household, Income and Labour Dynamics in Australia(HILDA)を用いた Johnston and Lee(2013)は、管理職への昇進前後における労働条件、健康、主観的厚生の変化を検証している。この分析の結果、昇進直後の数年間で年収、仕事満足度、仕事の自由度、仕事の安定性が向上することがわかった。しかし、昇進によって主観的健康度や生活満足度が改善する傾向は確認できず、メンタルヘルスも昇進 24-30 か月後に悪化していた。

以上の分析結果が示すように、近年のパネルデータを用いた研究では管理職で働くことが主観的厚生や健康を向上させないことを示す研究も存在する。この結果は British Whitehall Studies による一連の研究と異なっているため、職階と主観的厚生や健康の関係を改めて検証することが求められる。また、先行研究ではヨーロッパのデータを用いた研究が多く、その他地域の職階と主観的厚生や健康の関係に関する分析例が少ないといった課題も残っている。

そこで本研究では、これまで分析例の少ない日本のパネルデータを使用し、職階と主観的厚生や健康の関係を分析する。本研究で使用するのは慶應義塾大学パネルデータ設計・解析センターが実施した『日本家計パネル調査(以下、JHPS/KHPS)』である。本研究では Trzcinski and Holst (2012)や Johnston & Lee(2013)と同じく、管理職で働くことが主観的厚生や健康に及ぼす影響に焦点を当てる。中でも本研究は管理職で働く女性の主観的厚生や健康に注目する。日本では労働力不足や男女間格差の解消を背景として、女性活躍推進策

が進められてきた。この結果、公務員及び民間企業で管理職として働く女性の割合が徐々に増加している。このような女性管理職の増加は、社会の大きな流れとして今後も続くと予想されるが、管理職となることが女性にどのような影響を及ぼすのかという点はあまり検証されていない。管理職への昇進は所得や職業的威信を高めるため、主観的厚生や健康にプラスの影響をもたらすと考えられる。しかし、管理職への昇進は、仕事内容の変化や職務負担の増大を伴うため、主観的厚生や健康にマイナスの影響をもたらす恐れがある。このため、先験的には管理職への昇進の影響を予想することが難しい。もし管理職への昇進が女性の主観的厚生や健康を向上させている場合、さらに女性活躍推進策を推し進めることが望ましい。しかし、もし管理職への昇進が女性の主観的厚生や健康を悪化させていた場合、女性活躍推進策について注意深い検討が必要となる。これらの点を検討するためにも、本研究は管理職で働くことが女性の主観的厚生や健康に及ぼす影響について注目する。

本稿の構成は次のとおりである。第 2 節では職階と主観的厚生や健康の関係に関する理論的背景とこれまで研究結果を整理する。第 3 節では使用データについて説明し、第 4 節では推計手法について説明する。第 5 節では分析結果について述べ、最後の第 6 節では本稿の結論と今後の研究課題について言及する。

2　先行研究

管理職で働くことが主観的厚生や健康に影響を及ぼす理論的背景には、2 つの仮説がある。1 つ目は、仕事の要求度コントロールモデル（job-strain model）である（Karasek 1979）。このモデルでは、仕事における裁量権と仕事を進める上での要求度（仕事量、時間、集中度や緊張など）の高さの 2 つの評価軸から、仕事が主観的厚生や健康に及ぼす影響を類型化している。仕事における裁量権が低く、要求度が高い場合を過緊張な仕事、仕事における裁量権が低く、要求度が低い場合を消極的な仕事、そして、仕事における裁量権が高く、要求度が高い場合を積極的な仕事、さらに、仕事における裁量権が高く、要求度が低い場合を低緊張な仕事と定義し、この中でも過緊張な仕事ほどストレスが大きくなると考えている（Van Vegchel et al. 2005）。この理論に基づいた場合、管理職での就業によって仕事における裁量権が増加するものの、要求度も高くなるため、ストレスが増加する可能性がある。また、管理職での就業によって、仕事における裁量権と要求度の両方が悪化する恐れもある。これらの場合、管理職での就業によって主観的厚生や健康が悪化すると考えられる。

2 つ目は、努力報酬不均衡モデル（effort-reward imbalance model）である（Siegrist 1996）。このモデルでは、仕事で求められる努力と報酬にアンバランスが発生すると、納得感や公平感が得られにくくなるため、ストレスが大きくなると考えている。この理論では、管理職での就業によって仕事の業務量（努力）が増大するものの、それに見合った報酬が得られない場合、ストレスが増加し、主観的厚生や健康が悪化すると考えられる。また、逆に管理職で働くことによって仕事において必要となる業務量以上に報酬が増えれば、主観的厚生や健

康が改善すると予想される。

以上の仕事の要求度コントロールモデルや努力報酬不均衡モデルが示すように、管理職での就業が主観的厚生や健康に及ぼす影響は、プラスの場合もあればマイナスの場合もあると想定され、先験的にはわからない。実際の実証分析の結果を見ると、管理職での就業が主観的厚生や健康にプラスの影響をもたらす場合もあれば逆の場合もあり、統一的な結論に至っていない。例えば、British Whitehall Studies の一連の研究では、低い職階での就業が健康状態の悪化につながることを明らかにしている(Bosma et al. 1997; Ferrie et al. 2002; Griffin et al. 2002; Kuper and Marmot 2003; Marmot et al. 1984; Marmot et al. 1997; Stansfeld et al. 1999)。これらの研究結果は、管理職という高い職階での就業が健康状態の改善につながることを示唆する。これに対して、BHPS を用いた Boyce and Oswald(2012)は、管理職への昇進によって主観的健康度は変化しないものの、メンタルヘルスが悪化することを明らかにした。HILDA を用いた Johnston and Lee(2013)も管理職へ昇進した 24-30 か月後にメンタルヘルスが悪化することを示した。これに対して GSOEP を用いた Trzcinski and Holst (2012)は管理職で働く男性ほど生活満足度が高いことを示している。しかし、女性の場合、管理職での就業と生活満足度の間に有意な関係は確認できなかった。Brockmann et al. (2018)も同じく GSOEP を用い、男性の管理職と比較して女性の管理職の生活満足度が低いことを指摘している。また、Swedish Longitudinal Occupational Survey of Health (SLOSH)を用いた Nyberg et al. (2017)は管理職への昇進が男女ともに主観的健康度を悪化させ、抑うつ症状を悪化させると指摘した。なお、主観的健康度の悪化は男性よりも女性の方が大きかった。これ以外にも Swiss Household Panel (SHP)を用いた Zimmermann & Wanzenried (2019)があり、管理職で働く男女の方が生活満足度や仕事満足度が高いことを明らかにしている。

以上のパネルデータを用いた研究が示すように、管理職での就業が主観的厚生や健康に及ぼす影響は、プラスの場合もあればマイナスの場合もあり、明確に定まっていない。このため、管理職での就業と主観的厚生や健康の関係についてさらに実証分析を行い、その実態を明らかにすることが重要となる。本研究ではこれまで分析例の少ない日本のデータを用い、管理職での就業と主観的厚生や健康の関係を検証する。

3　データ

本研究で使用する JHPS/KHPS は、慶應義塾大学パネルデータ設計・解析センターが実施する KHPS データと JHPS データを統合したデータである。KHPS データは 2004 年から調査を開始し、20 歳～69 歳の男女 4,000 人を調査対象としている。JHPS データは 2009 年から調査を開始し、20 歳以上の男女 4,000 人を調査対象としている。両データとも毎年調査を実施しており、2020 年まで利用可能となっている。2014 年に、これまで別個の調査として実施してきた JHPS データと KHPS データが統合され、JHPS/KHPS と名称を変更し

た。JHPS データと KHPS データは質問文がほぼ同一であるため、データの統合も行いやすいという利点がある。KHPS と JHPS の調査対象者は、層化 2 段無作為抽出法により選定しており、経済状況や就業状況のほかに、教育や健康・医療などを調査している。なお、両データとも調査対象者が有配偶の場合、その配偶者に対しても同一の調査項目が用意されている。今回の分析で使用する主観的厚生に関する質問は、JHPS と KHPS の両データとも 2011 年以降しか存在していないため、2011 年から 2020 年までの JHPS/KHPS を使用する。

本研究における分析対象は 20〜59 歳の男女であり、分析に使用する各変数に欠損値が存在しない場合に限定する。本研究では被説明変数として主観的健康度と幸福度を使用するが、主観的健康度は「ふだんのあなたの健康状態はどうですか。」という質問に「1　よい」から「5　よくない」の 5 段階で回答している。分析では値が大きいほど健康度が高くなるように変数を修正する。幸福度については「あなたの次の期間での幸福感を、「全く幸福感がない」を 0、「完全に幸福感を感じる」を 10 として、0 から 10 の数字を 1 つ選んでください。」という質問に対して最近 1 週間の幸福度を 0 から 10 の 11 段階で回答した変数を使用する。

管理職での就業に関する変数は、Trzcinski and Holst (2012)を参考に分析対象を「管理職の正規雇用」、「非管理職の正規雇用」、「非正規雇用」、「無業」の 4 つに分類し、非管理職の正規雇用と比較して、管理職の正規雇用の主観的健康度と幸福度が高いのか、それとも低いのかを検証する。分析ではこれら就業に関する変数以外にも年齢、学歴、結婚、子どもの有無といった個人属性と年収や労働時間を説明変数として使用する。なお、分析では男女別にサンプルを分割した推計を行う。

4　推計手法

4.1　推計モデル

本研究の目的は、管理職での就業が主観的厚生や健康に及ぼす影響を定量的に明らかにすることである。分析を行う上で注意が必要となるのは、管理職での就業と主観的厚生や健康の両方に影響を及ぼす要因への対処である。個人の生来の性格や遺伝的要因といった変数がデータでは観察されないものの、影響を及ぼしている可能性があり、推計結果にバイアスをもたらす恐れがある(Adams et al., 2003; Cutler et al., 2006)。このようなバイアスは欠落変数バイアス(Omitted variable bias)と呼ばれている。この欠落変数バイアスに加えて、もともと主観的厚生や健康の高い人ほど管理職で働いているといった逆の因果関係(Reverse causality)が推計結果にバイアスをもたらしている可能性もある(Deaton, 2003; Smith, 1999; West, 1991)。これら 2 つのバイアスに対処する最適な方法は操作変数法であるが、適切な操作変数を見つけることが難しい。そこで、本研究では次善の策として Fixed

Effect（FE）OLS による推計を行う。なお、欠落変数バイアスの影響を確認するためにも、Pooled OLS による推計も行う。推計式は以下のとおりである。

$$H_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 B_{it} + \alpha_2 P_{it} + \alpha_3 U_{it} + \alpha_4 X_{it} + \mu_i + \varepsilon_{it}$$

iは観察された個人、tは時点を示す。H_{it}は幸福度または主観的健康度である。幸福度は2011 年以降から調査されているため、本研究では 2011-2020 年までを分析期間とする。また、幸福度と主観的健康度の両方とも値が大きいほど、幸福度または健康度が高いことを意味している。

B_{it}、P_{it}、U_{it}は就業状態を示す変数であり、B_{it}は管理職の正規雇用労働者の場合に 1 となるダミー変数であり、P_{it}は非正規雇用労働者の場合に 1 となるダミー変数、そして、U_{it}は非就業の場合に 1 となるダミー変数をそれぞれ示している[1]。これらのレファレンスグループは、非管理職の正規雇用労働者の場合である。本研究で最も関心があるのは、B_{it}の管理職の正規雇用労働者の係数である。この係数が正の場合、管理職での就業が幸福度や健康度を向上させることを意味する。これに対して係数が負の符号の場合、管理職での就業が幸福度や健康度を悪化させることを意味する。本研究では正または負のいずれの結果が示されるのかを確認する。

X_{it}は個人属性であり、年齢とその 2 乗項、配偶状態、子どもの有無、学歴、所得、週平均労働時間、年次ダミーを含んでいる。μ_iは観察できない固定効果、ε_{it}は誤差項を示す。

4.2　データの基本属性

表 1 は分析に使用した変数の基本統計量を示している。就業状態について見ると、女性では非正規雇用労働者の割合が最も多く、男性では非管理職の正規雇用労働者の割合が最も多かった。年齢の平均値は男女とも約 43 歳であり、有配偶率と子持ち割合については男女で差がなかった。学歴について女性では中高卒が最も多く、男性では大卒が最も多かった。所得について女性では 400 万円未満の割合が最も多く、男性では 400-800 万円の割合が最も多かった。最後の週平均労働時間は、女性では非正規雇用の多さを反映してか約 23 時間であったが、男性では正規雇用比率が高いため、約 44 時間となっていた。

図 1 と図 2 は就業状態別の幸福度と主観的健康度の平均値を示している。まず、図 1 の幸福度を見ると、男女とも管理職の正規雇用労働者の値が最も高くなっていた。この結果から、管理職での就業が個人の幸福度の向上に寄与している可能性がある。男性の幸福度は非管理職の正規雇用労働者、非正規雇用労働者、非就業の順の大きさとなっていたため、職階が高いほど幸福度が向上する関係にあると考えられる。この結果は性別役割分業意識が強

[1] ここでの管理職とは国、自治体の議員、会社・団体、官公庁の課長以上などをさしている。

く、働くことが重視される日本の現状と一致している。これに対して女性の場合、管理職の正規雇用労働者の次に幸福度が高かったのは、非就業の場合であった。日本では女性に家事・育児の負担が期待されているため、働いていない場合の方が負担も少なく、幸福度が高くなっている可能性がある(Sato 2022)。非就業の次に幸福度が高かったのは非管理職の正規雇用労働者であり、最も幸福度が低くなっていたのは非正規労働者の場合であった。次に図 2 の主観的健康度の推移を見ると、男女とも管理職の正規雇用労働者、非管理職の正規雇用労働者、非正規雇用労働者、非就業の順の大きさとなっていた。この結果から、職階が高いほど主観的健康度が高いといった関係に存在すると考えられる。

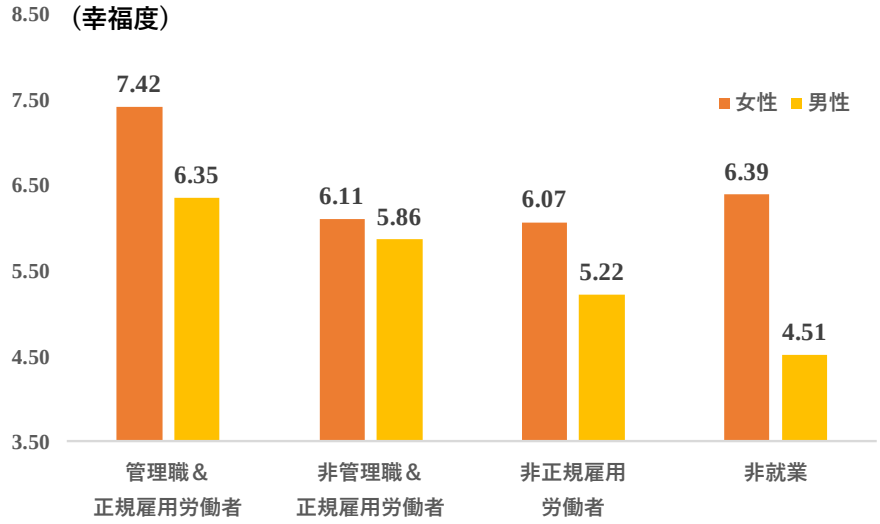
表 1　基本統計量

		女性		男性	
		平均値	標準偏差	平均値	標準偏差
幸福度		6.169	2.334	5.783	2.302
主観的健康度		3.484	0.939	3.500	0.962
就業状態	管理職＆正規雇用労働者	0.004	0.061	0.092	0.289
	非管理職＆正規雇用労働者	0.268	0.443	0.771	0.420
	非正規雇用労働者	0.468	0.499	0.083	0.275
	非就業	0.259	0.438	0.054	0.227
年齢		43.643	9.560	43.423	9.542
年齢の 2 乗項		1996.096	811.980	1976.562	810.641
有配偶		0.748	0.434	0.717	0.450
子どもあり		0.594	0.491	0.516	0.500
学歴	中公卒	0.415	0.493	0.404	0.491
	専門・短大卒	0.276	0.447	0.071	0.257
	大卒以上	0.210	0.407	0.460	0.498
	その他	0.100	0.300	0.065	0.247
所得	400万円未満	0.892	0.310	0.314	0.464
	400-800万円	0.100	0.300	0.512	0.500
	800万円以上	0.008	0.086	0.174	0.379
週平均労働時間		23.169	18.998	43.663	17.991
N		14,627		12,976	

注：分析対象は 59 歳以下の男女である。

出典：JHPS/KHPS(2011 年―2020 年)から筆者作成。

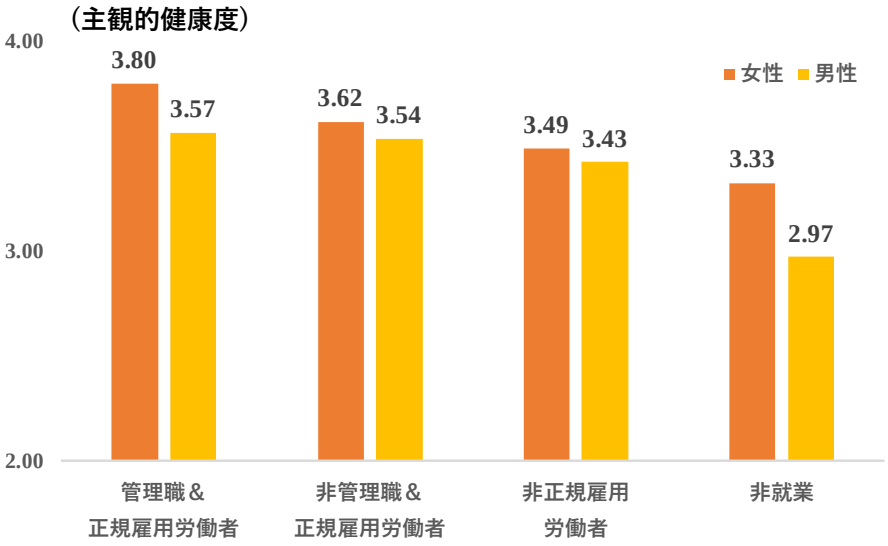
図１　就業状態別の幸福度の平均値



注：分析対象は 59 歳以下の男女である。

出典：JHPS/KHPS(2011 年―2020 年)から筆者作成。

図２　就業状態別の主観的健康度の平均値



注：分析対象は 59 歳以下の男女である。

出典：JHPS/KHPS(2011 年―2020 年)から筆者作成。

5　推計結果

5.1　基本推計結果

表 2 は就業状態が幸福度に及ぼす影響について検証した結果を示している。Panel A は女性に関する推計結果であり、Panel B は男性に関する推計結果を示している。(1)と(3)は就業状態に関する変数と年次ダミーのみを説明変数として使用し、(2)と(4)では年齢とその 2 乗項、配偶状態、子どもの有無、学歴を説明変数に追加し、(3)と(6)ではさらに所得と週平均労働時間を追加している。また、(1)〜(3)は Pooled OLS で推計し、(4)〜(6)は FE OLS で推計している。

まず、Panel A の女性の推計結果から見ると、管理職の正規雇用労働者の係数は Pooled OLS でいずれも正に有意であったが、FE OLS ではいずれも有意な値を示していなかった。この結果は、観察できない固定効果を除去すると、管理職の正規雇用労働者の幸福度が非管理職の正規雇用労働者の幸福度と差がなくなることを意味する。管理職の影響がないというこの結果は、Boyce and Oswald(2012)、Johnston and Lee(2013)、Trzcinski and Holst (2012)の推計結果と整合的である。非正規雇用労働者の係数は Pooled OLS で負に有意であったが、FE OLS では正に有意となっていたため、観察できない固定効果が負のバイアスをもたらしていた可能性がある。また、非就業の係数は観察できない固定効果を除去した FE OLS でいずれも正に有意となるだけでなく、係数も最も大きくなっていた。この結果から、働かず家庭で過ごす時間が長い女性ほど、幸福度が高くなると言える。以上の分析結果から女性の場合、正規雇用で働く場合よりも、非正規や非就業といった労働市場で働く時間が短い場合の幸福度が高くなる傾向がある。また、先行研究と同じく、管理職といった高い職階につくほど幸福度も上昇するという傾向は確認できなかった。

次に Panel B の男性の結果を見ると、管理職の正規雇用労働者の係数は Pooled OLS の(1)と(2)で正に有意であるものの、所得と労働時間を考慮した(3)や FE OLS ではいずれも有意な値を示していなかった。この結果から男性の場合、管理職で働くことによる労働条件の変化や観察できない固定効果が管理職の幸福度の高さの原因になっていると考えられる。非正規雇用労働者の係数は Pooled OLS ではいずれも負に有意であったが、FE OLS では有意でなくなっていた。また、非就業の係数は Pooled OLS と FE OLS のすべての場合において負に有意となっていた。この結果は、働いていない男性の幸福度が特に低いことを意味する。性別役割分業意識の強い日本の社会では、男性は働き、主な稼得者となることが求められるが、それが達成できないと幸福度が低下すると考えられる。

以上、表 2 の推計結果から、男女ともに FE OLS では管理職の係数が有意ではなかった。この結果から、管理職での就業と幸福度の両方に正の影響を及ぼす観察できない固定的な要因が存在していると予想される。この固定的な要因が具体的にどのようなものかは識別できないが、少なくとも管理職での就業が幸福度を引き上げる効果を持たないと考えられ

る。

続く表 3 は就業状態が主観的健康度に及ぼす影響について検証した結果を示している。Panel A の女性に関する推計結果を見ると、管理職の正規雇用労働者の係数は Pooled OLS で正に有意な値を示していたが、FE OLS ではいずれも有意ではなかった。また、非正規雇用労働者の係数は Pooled OLS で負に有意であったが、FE OLS では正に有意な値を示していた。非就業については Pooled OLS で負に有意であったが、FE OLS ではいずれも有意な値を示していなかった。以上の結果から、観察できない固定効果を除去した場合、非正規労働者のみの主観的健康度が高くなっており、管理職や非就業では主観的健康度に影響を及ぼしていなかった。

次に Panel B の男性の結果を見ると、Pooled OLS では管理職の係数が(2)で正に有意であり、主観的健康度が高いことを示していた。また、非正規労働者や非就業の係数は Pooled OLS ではいずれも負に有意であり、主観的健康度が低いことを意味している。しかし、FE OLS の結果を見ると、管理職、非正規雇用、非就業の係数のほとんどが有意ではなかった。この結果は、就業状態によって主観的健康度に違いがないことを意味している。FE OLS の推計結果が有意でない点を考慮すると、観察できない固定効果が就業状態による主観的健康度の違いの原因になっていると考えられる。

以上、表 3 の推計結果から、管理職ほど主観的健康度が高いという傾向は確認できなかった。この結果は Johnston and Lee(2013)と整合的であり、たとえ国が異なったとしても、高い職階が健康を促進するわけではないことを示すと考えられる。

表２　管理職での就業が幸福度に及ぼす影響

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Panel A　女性						
管理職＆正規雇用労働者	1.316***	1.054***	0.995***	-0.245	-0.232	-0.226
	(0.299)	(0.312)	(0.315)	(0.298)	(0.298)	(0.299)
非正規雇用労働者	-0.036	-0.101**	-0.165***	0.263**	0.235**	0.209*
	(0.047)	(0.049)	(0.061)	(0.107)	(0.108)	(0.110)
非就業	0.276***	0.054	-0.223**	0.462***	0.418***	0.351**
	(0.054)	(0.056)	(0.091)	(0.127)	(0.129)	(0.140)
社会経済的要因		Yes	Yes		Yes	Yes
所得＆労働時間			Yes			Yes
推計手法	Pooled OLS	Pooled OLS	Pooled OLS	FE OLS	FE OLS	FE OLS
N	14,627	14,627	14,627	14,627	14,627	14,627
Panel B　男性						
管理職＆正規雇用労働者	0.492***	0.261***	0.105	0.018	0.014	0.023
	(0.065)	(0.067)	(0.069)	(0.086)	(0.086)	(0.086)
非正規雇用労働者	-0.644***	-0.335***	-0.156*	0.019	0.038	0.002
	(0.077)	(0.080)	(0.086)	(0.146)	(0.146)	(0.147)
非就業	-1.354***	-0.829***	-0.883***	-0.612***	-0.595***	-0.792***
	(0.099)	(0.101)	(0.125)	(0.177)	(0.176)	(0.187)
社会経済的要因		Yes	Yes		Yes	Yes
所得＆労働時間			Yes			Yes
推計手法	Pooled OLS	Pooled OLS	Pooled OLS	FE OLS	FE OLS	FE OLS
N	12,972	12,972	12,972	12,972	12,972	12,972

注：括弧内の値は不均一分散に対して頑健な標準誤差を示す。***は 1%水準、**は 5%水準、*は 10%水準で有意であることを示す。説明変数のうち、社会経済的要因には年齢、年齢の二乗項、有配偶ダミー、子どもの有無ダミー、学歴ダミーを含んでいる。所得＆労働時間には年収と週平均労働時間を含んでいる。これ以外にもすべての推計で年次ダミーを使用している。分析対象は 59 歳以下の男女である。

出典：JHPS/KHPS(2011 年―2020 年)から筆者作成。

表 3　管理職での就業が主観的健康度に及ぼす影響

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Panel A　女性						
管理職＆正規雇用労働者	0.190	0.237*	0.208*	-0.122	-0.128	-0.127
	(0.119)	(0.123)	(0.121)	(0.098)	(0.099)	(0.099)
非正規雇用労働者	-0.119***	-0.071***	-0.065***	0.075**	0.073**	0.068*
	(0.018)	(0.019)	(0.024)	(0.037)	(0.037)	(0.038)
非就業	-0.295***	-0.306***	-0.296***	0.014	0.002	-0.011
	(0.022)	(0.023)	(0.036)	(0.042)	(0.043)	(0.048)
社会経済的要因		Yes	Yes		Yes	Yes
所得＆労働時間			Yes			Yes
推計手法	Pooled OLS	Pooled OLS	Pooled OLS	FE OLS	FE OLS	FE OLS
N	14,627	14,627	14,627	14,627	14,627	14,627
Panel B　男性						
管理職＆正規雇用労働者	0.035	0.079***	0.030	-0.051	-0.052	-0.051
	(0.027)	(0.028)	(0.029)	(0.040)	(0.040)	(0.040)
非正規雇用労働者	-0.115***	-0.122***	-0.070**	-0.004	0.002	-0.021
	(0.031)	(0.032)	(0.034)	(0.048)	(0.047)	(0.048)
非就業	-0.575***	-0.532***	-0.517***	-0.118	-0.110	-0.176**
	(0.044)	(0.043)	(0.052)	(0.075)	(0.075)	(0.078)
社会経済的要因		Yes	Yes		Yes	Yes
所得＆労働時間			Yes			Yes
推計手法	Pooled OLS	Pooled OLS	Pooled OLS	FE OLS	FE OLS	FE OLS
N	12,972	12,972	12,972	12,972	12,972	12,972

注：表 2 の注を参照。

出典：JHPS/KHPS(2011 年―2020 年)から筆者作成。

以上、表 2 と表 3 の結果から、管理職での就業は健康や幸福度に影響を及ぼしていなかった。この背景には FE OLS によって除去された観察できない固定効果が影響していると考えられるが、努力報酬不均衡モデルから仕事で求められる努力と報酬にアンバランスが生じている可能性もある。この点を確認するためにも、就業状態によって所得、週平均労働時間、家事・育児時間、世帯所得満足度、余暇時間満足度、仕事満足度がどのような影響を受けているのかを確認する。なお、仕事満足度、世帯所得満足度、余暇時間満足度はいずれも 0 から 10 の 11 段階で満足度を計測しており、値が大きいほど満足度が高いことを示す

[2]。また、被説明変数が所得、週平均労働時間、仕事満足度の場合、分析対象を正規雇用労働者と非正規雇用労働者に限定した。

FE OLS による推計結果は表 4 に掲載してある。まず(1)と(2)の結果を見ると、男女ともに管理職の場合に所得が上昇し、非正規雇用の場合に所得が低くなっていた。また、週平均労働時間は管理職では有意な影響はないものの、非正規雇用で低下する傾向にあった。管理職の労働時間が長くないという点は意外であるが、非正規雇用労働者ほど所得や労働時間が低くなるという点は妥当だと言える。次に(3)の家事・育児時間を見ると、女性では管理職と非正規雇用の係数が有意ではなかったが、非就業の場合で正に有意となっていた。この結果は、非管理職の正規雇用と管理職の正規雇用及び非正規雇用の家事・育児時間に差がないことを示す。また、非就業の家事・育児時間が多くなっていることも示している。女性の場合、管理職であったとしても非管理職と差がない程度の家事・育児負担を担っており、仕事だけでなく、家庭の負担も重くなっている可能性がある。次に(3)の男性の家事・育児時間を見ると、係数はいずれも有意ではなかった。この結果は、就業状態によって男性の家事・育児時間に差がないことを意味する。男性の場合、非就業であったとしても家事・育児時間が増加しておらず、就業状態から家事・育児時間が影響を受けにくいと考えられる。次に(4)の世帯所得満足度を見ると、女性では非正規雇用の場合のみ負に有意であり、管理職や非就業の場合で係数が有意ではなかった。この結果は、非正規雇用で働く女性の世帯所得に対する満足度が低くなっているが、管理職や非就業の場合だと、非管理職の正規雇用と満足度に差がないことを意味する。管理職と非管理職の世帯所得に対する満足度に差がないという点は興味深く、管理職で働く女性が金銭的な報酬に満足していない可能性がある。次に男性の結果を見ると、非正規雇用と非就業の場合で負に有意になっており、管理職の係数は有意な値を示していなかった。男性でも管理職と非管理職の世帯所得に対する満足度に差がないという結果になっており、管理職で働くことの金銭的報酬が十分ではない可能性がある。次に(5)の余暇時間満足度について見ると、女性では管理職の係数が負に有意な値を示しており、管理職で働く女性の余暇時間に対する満足度が低くなっていた。これに対して男性の場合、就業状態のいずれの係数も有意ではなく、就業状態によって余暇時間の満足度に違いがみられなかった。これらの結果から、管理職での就業は特に女性の余暇時間に制約をもたらし、余暇時間の満足度を低下させると考えられる。この背景には、働く女性の場合、仕事と家庭の両方の負担に対処する必要があり、時間的な制約が大きいという点が影響をしていると考えられる。最後の(6)の仕事満足度を見ると、管理職の係数は女性で負に有意であるが、男性では有意な値を示していなかった。この結果は、特に管理職で働く女性において仕事満足度が低くなっていることを意味する。女性の場合、管理職で働いても世帯所得満足

[2] 各満足度は「あなたは、ご自身の生活についてどのように感じていますか。あなたの現在の状況について、下の項目ごとに「全く満足していない」を 0、「満足でも不満でもない」を 5、「完全に満足している」を 10、として 0 から 10 の数字を 1 つ選んでください（○でかこんでください）。」という質問の回答から作成している。

度が向上せず、余暇時間の満足度が低下していたため、仕事からの満足度が低下した可能性がある。これに対して男性の場合、管理職で働いても世帯所得満足度と余暇時間満足度が影響を受けておらず、仕事満足度にも影響がなかったと考えられる。Johnston and Lee(2013)では昇進によって仕事満足度が向上していたが、日本では男女とも昇進による仕事満足度の向上が見られなかった点を考慮すると、仕事で求められる努力の方が報酬よりも大きい可能性がある。

表 4　管理職での就業が労働条件、家事・育児時間、各種満足度に及ぼす影響

被説明変数	所得	週平均労働時間	家事・育児時間	世帯所得満足度	余暇時間満足度	仕事満足度
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Panel A　女性						
管理職＆正規雇用労働者	35.253**	1.322	-5.500	-0.119	-1.528***	-0.397*
	(17.363)	(1.055)	(4.300)	(0.339)	(0.475)	(0.214)
非正規雇用労働者	-86.015***	-8.671***	-3.266	-0.296**	0.250**	0.081
	(6.057)	(0.794)	(3.054)	(0.116)	(0.115)	(0.151)
非就業			21.915***	-0.154	0.301**	
			(4.438)	(0.141)	(0.140)	
社会経済的要因	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
所得＆労働時間						
推計手法	FE OLS	FE OLS	FE OLS	FE OLS	FE OLS	FE OLS
N	10,832	10,832	14,627	11,660	11,652	8,786
Panel B　男性						
管理職＆正規雇用労働者	30.547***	0.093	-1.624	0.118	0.120	0.088
	(8.310)	(0.640)	(2.325)	(0.087)	(0.097)	(0.090)
非正規雇用労働者	-86.053***	-8.793***	-0.063	-0.299**	0.133	-0.209
	(12.000)	(1.575)	(2.620)	(0.147)	(0.171)	(0.195)
非就業			-1.913	-1.013***	-0.011	
			(2.746)	(0.212)	(0.186)	
社会経済的要因	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
所得＆労働時間						
推計手法	FE OLS	FE OLS	FE OLS	FE OLS	FE OLS	FE OLS
N	12,268	12,268	12972	10,497	10,490	9,942

注：表 2 の注を参照。

出典：JHPS/KHPS(2011 年―2020 年)から筆者作成。

5.2　推計結果の頑健性の確認

これまでの推計結果から、管理職での就業は健康や幸福度に影響を及ぼしていないと言える。この結果の頑健性を確認するためにも、Pooled Ordered Logit Model と Fixed Effect (FE) Ordered Logit Model で再度推計を行った。

表 5　管理職での就業が幸福度に及ぼす影響：Ordered Logit Model による推計

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Panel A　女性						
管理職＆正規雇用労働者	1.093***	0.922***	0.871***	-0.392	-0.374	-0.367
	(0.274)	(0.292)	(0.294)	(0.390)	(0.391)	(0.394)
非正規雇用労働者	-0.039	-0.088**	-0.139***	0.247**	0.224**	0.195*
	(0.035)	(0.038)	(0.048)	(0.108)	(0.110)	(0.112)
非就業	0.214***	0.045	-0.168**	0.465***	0.426***	0.353**
	(0.041)	(0.044)	(0.071)	(0.129)	(0.131)	(0.149)
社会経済的要因		Yes	Yes		Yes	Yes
所得＆労働時間			Yes			Yes
推計手法	Pooled Ologit	Pooled Ologit	Pooled Ologit	FE Ologit	FE Ologit	FE Ologit
N	14,627	14,627	14,627	13,515	13,515	13,515
Panel B　男性						
管理職＆正規雇用労働者	0.397***	0.219***	0.096*	0.017	0.010	0.023
	(0.051)	(0.054)	(0.056)	(0.106)	(0.106)	(0.106)
非正規雇用労働者	-0.501***	-0.281***	-0.125*	0.009	0.039	-0.002
	(0.060)	(0.064)	(0.069)	(0.147)	(0.149)	(0.152)
非就業	-1.067***	-0.675***	-0.698***	-0.618***	-0.591***	-0.810***
	(0.077)	(0.080)	(0.100)	(0.182)	(0.183)	(0.198)
社会経済的要因		Yes	Yes		Yes	Yes
所得＆労働時間			Yes			Yes
推計手法	Pooled Ologit	Pooled Ologit	Pooled Ologit	FE Ologit	FE Ologit	FE Ologit
N	12,972	12,972	12,972	11,873	11,873	11,873

注：表 2 の注を参照。

出典：JHPS/KHPS(2011 年―2020 年)から筆者作成。

表 6　管理職での就業が主観的健康度に及ぼす影響：Ordered Logit Model による推計

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Panel A　女性						
管理職＆正規雇用労働者	0.403*	0.496**	0.438*	-0.401	-0.405	-0.398
	(0.223)	(0.246)	(0.243)	(0.320)	(0.330)	(0.332)
非正規雇用労働者	-0.228***	-0.132***	-0.124**	0.251**	0.242*	0.227*
	(0.036)	(0.039)	(0.049)	(0.126)	(0.127)	(0.132)
非就業	-0.565***	-0.610***	-0.597***	0.043	-0.004	-0.042
	(0.043)	(0.046)	(0.073)	(0.144)	(0.146)	(0.164)
社会経済的要因		Yes	Yes		Yes	Yes
所得＆労働時間			Yes			Yes
推計手法	Pooled Ologit	Pooled Ologit	Pooled Ologit	FE Ologit	FE Ologit	FE Ologit
N	14,627	14,627	14,627	14,627	14,627	14,627
Panel B　男性						
管理職＆正規雇用労働者	0.072	0.158***	0.063	-0.193	-0.192	-0.188
	(0.050)	(0.054)	(0.057)	(0.133)	(0.133)	(0.133)
非正規雇用労働者	-0.211***	-0.221***	-0.114	-0.023	0.014	-0.057
	(0.061)	(0.064)	(0.070)	(0.154)	(0.152)	(0.156)
非就業	-1.172***	-1.112***	-1.073***	-0.378*	-0.339	-0.561**
	(0.092)	(0.093)	(0.109)	(0.227)	(0.228)	(0.244)
社会経済的要因		Yes	Yes		Yes	Yes
所得＆労働時間			Yes			Yes
推計手法	Pooled Ologit	Pooled Ologit	Pooled Ologit	FE Ologit	FE Ologit	FE Ologit
N	12,972	12,972	12,972	12,972	12,972	12,972

注：表 2 の注を参照。

出典：JHPS/KHPS(2011 年―2020 年)から筆者作成。

表 5 は被説明変数に幸福度を使用した場合の推計結果であり、FE Ordered Logit Model では被説明変数に変化があった場合のみのサンプルが使用されるため、Pooled Ordered Logit Model よりもサンプルサイズが少なくなっている。表 5 の推計結果を見ると、おおむね表 2 と同じ傾向を示していた。具体的には、Pooled Ordered Logit Model では女性の管理職の符号が正に有意であったが、FE Ordered Logit Model ではいずれも有意な値を示していなかった。また、男性の管理職では、Pooled Ordered Logit Model で有意に正の符号を示していたが、FE Ordered Logit Model ではいずれも有意な値を示していなかった。以上の結果から、Ordered Logit Model を使用しても、男女ともに管理職での就業が幸福度に影響を及ぼしていないと言える。

次に表 6 の被説明変数に主観的健康度を用いた場合の結果を見ると、おおむね表 3 と同じ傾向を示していた。FE Ordered Logit Model を用いた場合、男女ともに管理職の係数は

有意ではなく、管理職と主観的健康度の間に明確な関係は確認できなかった。この結果はOLS を用いた表 3 の結果と整合的だと言える。

5.3　追加分析：昇進前後の幸福度や主観的健康度の変化

これまで管理職での就業と幸福度や主観的健康度の関係を検証してきたが、本節では新たに追加分析を行う。1 つ目は、管理職への昇進前後の幸福度や主観的健康度の変化の検証である。Boyce and Oswald(2012)及び Johnston and Lee(2013)では管理職への昇進への予想(anticipation)やその後の適応(adaptation)が健康指標や生活満足度に及ぼす影響を検証しており、昇進の影響がその後の数年間にわたって持続することを明らかにしている。日本でも同様に管理職への昇進前後に注目すれば、幸福度や主観的健康度が変化している可能性がある。そこで、管理職への昇進 1 年前から昇進 3 年後以降までの幸福度や主観的健康度の変化を分析する。なお、分析対象は正規雇用で働く 59 歳以下の男女であり、各時点における管理職への昇進ダミーのレファレンスグループは、管理職へ昇進しなかった正規雇用労働者と管理職へ昇進する正規雇用労働者の昇進 2 年前の値となっている[3]。

Pooled OLS と FE OLS による推計結果は、表 7 に掲載してある。Panel A の女性の結果を見ると、Pooled OLS では昇進 1 年前と昇進 2 年後に幸福度が上昇する傾向を見せていたが、FE OLS ではほとんどの係数が有意ではなく、昇進によって幸福度が影響を受けないことを示していた。なお、FE OLS では唯一(4)が負に有意な値を示しており、昇進 3 年後以降に幸福度が低下する傾向にあった。次に Panel B の男性の結果を見ると、(1)以外でいずれも係数が有意な値を示しておらず、ほとんどの場合で昇進が幸福度に影響を及ぼしていなかった。以上の推計結果から、男女ともに観察できない固定効果を考慮すると、管理職への昇進前後で幸福度が変化していないと言える。

表 8 は主観的健康度への影響を検証した結果である。まず、Panel A の女性の結果を見ると、Pooled OLS では昇進の係数がいずれも有意ではなく、昇進前後で主観的健康度が変化しないことを示していた。しかし、FE OLS の結果を見ると、いずれの場合でも昇進 2 年後の係数が負に有意となっており、主観的健康度が悪化することを示していた。次に Panel B の男性の結果を見ると、女性と同じく Pooled OLS では昇進の係数がいずれも有意ではなかったが、FE OLS では昇進 1 年後から昇進 3 年後以降の時点で主観的健康度が悪化する傾向を示していた。以上の推計結果から、男女ともに固定効果を考慮しても、昇進後に主観的健康度がやや悪化する傾向にあると言える。また、この傾向は女性よりも男性で顕著であった。

[3] 管理職への昇進前後の幸福度と主観的健康度の推移については、Appendix1 に掲載してある。

表 7　管理職への昇進前後の幸福度の変化

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Panel A　女性						
昇進1年前	1.464***	1.243**	1.255**	0.194	0.240	0.247
	(0.495)	(0.532)	(0.541)	(0.299)	(0.305)	(0.306)
昇進年	0.894	0.741	0.744	-0.387	-0.252	-0.244
	(0.558)	(0.563)	(0.560)	(0.560)	(0.539)	(0.538)
昇進1年後	0.802	0.592	0.632	-0.230	-0.199	-0.165
	(0.575)	(0.596)	(0.590)	(0.472)	(0.459)	(0.461)
昇進2年後	1.236***	1.057***	1.100***	0.556	0.613	0.647
	(0.343)	(0.360)	(0.373)	(0.390)	(0.383)	(0.395)
昇進3年後以降	0.252	0.091	0.089	-0.746*	-0.637	-0.652
	(0.404)	(0.418)	(0.418)	(0.421)	(0.402)	(0.411)
社会経済的要因		Yes	Yes		Yes	Yes
所得＆労働時間			Yes			Yes
推計手法	Pooled OLS	Pooled OLS	Pooled OLS	FE OLS	FE OLS	FE OLS
N	2,180	2,180	2,180	2,180	2,180	2,180
Panel B　男性						
昇進1年前	0.221*	0.115	0.028	-0.082	-0.090	-0.089
	(0.132)	(0.130)	(0.130)	(0.120)	(0.119)	(0.120)
昇進年	0.313**	0.179	0.076	-0.115	-0.124	-0.116
	(0.127)	(0.126)	(0.125)	(0.127)	(0.123)	(0.123)
昇進1年後	0.292**	0.203	0.113	-0.014	-0.009	-0.008
	(0.127)	(0.127)	(0.126)	(0.138)	(0.134)	(0.134)
昇進2年後	0.069	-0.041	-0.116	-0.196	-0.190	-0.194
	(0.142)	(0.142)	(0.140)	(0.166)	(0.161)	(0.161)
昇進3年後以降	0.242***	0.135	-0.009	0.033	0.076	0.078
	(0.083)	(0.084)	(0.084)	(0.127)	(0.126)	(0.126)
社会経済的要因		Yes	Yes		Yes	Yes
所得＆労働時間			Yes			Yes
推計手法	Pooled OLS	Pooled OLS	Pooled OLS	FE OLS	FE OLS	FE OLS
N	8,303	8,303	8,303	8,303	8,303	8,303

注：括弧内の値は不均一分散に対して頑健な標準誤差を示す。***は 1%水準、**は 5%水準、*は 10%水準で有意であることを示す。説明変数のうち、社会経済的要因には年齢、年齢の二乗項、有配偶ダミー、子どもの有無ダミー、学歴ダミーを含んでいる。所得＆労働時間には年収と週平均労働時間を含んでいる。これ以外にもすべての推計で年次ダミーを使用している。分析対象は 59 歳以下の正規雇用労働者の男女である。

出典：JHPS/KHPS(2011 年―2020 年)から筆者作成。

表 8　管理職への昇進前後の主観的健康度の変化

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Panel A　女性						
昇進1年前	0.275	0.246	0.248	-0.150	-0.140	-0.137
	(0.248)	(0.251)	(0.252)	(0.189)	(0.188)	(0.189)
昇進年	0.131	0.119	0.121	-0.232	-0.219	-0.216
	(0.192)	(0.188)	(0.187)	(0.162)	(0.162)	(0.161)
昇進1年後	0.007	-0.029	-0.018	-0.215	-0.219	-0.209
	(0.195)	(0.205)	(0.207)	(0.175)	(0.187)	(0.188)
昇進2年後	-0.113	-0.148	-0.141	-0.379***	-0.381***	-0.370***
	(0.223)	(0.233)	(0.236)	(0.142)	(0.140)	(0.141)
昇進3年後以降	0.151	0.146	0.140	-0.143	-0.137	-0.142
	(0.142)	(0.149)	(0.151)	(0.176)	(0.174)	(0.176)
社会経済的要因		Yes	Yes		Yes	Yes
所得＆労働時間			Yes			Yes
推計手法	Pooled OLS	Pooled OLS	Pooled OLS	FE OLS	FE OLS	FE OLS
N	2,180	2,180	2,180	2,180	2,180	2,180
Panel B　男性						
昇進1年前	0.069	0.080	0.055	0.041	0.041	0.040
	(0.057)	(0.057)	(0.057)	(0.045)	(0.045)	(0.045)
昇進年	-0.030	-0.023	-0.053	-0.074	-0.074	-0.075
	(0.055)	(0.055)	(0.056)	(0.054)	(0.054)	(0.054)
昇進1年後	-0.050	-0.018	-0.043	-0.093*	-0.091	-0.092*
	(0.056)	(0.057)	(0.057)	(0.055)	(0.055)	(0.055)
昇進2年後	-0.056	-0.037	-0.057	-0.125**	-0.117*	-0.118*
	(0.058)	(0.060)	(0.059)	(0.061)	(0.062)	(0.062)
昇進3年後以降	-0.016	0.018	-0.019	-0.120**	-0.103*	-0.106*
	(0.033)	(0.034)	(0.034)	(0.059)	(0.060)	(0.060)
社会経済的要因		Yes	Yes		Yes	Yes
所得＆労働時間			Yes			Yes
推計手法	Pooled OLS	Pooled OLS	Pooled OLS	FE OLS	FE OLS	FE OLS
N	8,303	8,303	8,303	8,303	8,303	8,303

注：表 7 の注を参照。

出典：JHPS/KHPS(2011 年―2020 年)から筆者作成。

以上、表 7 と表 8 の推計結果から、管理職への昇進の前後で幸福度は変化していないが、主観的健康度がやや悪化していた。この結果は Nyberg et al. (2017)及び Johnston and Lee(2013)と部分的に整合的であり、分析対象となった国が異なったとしても、管理職への

昇進が主観的厚生や健康指標にプラスの影響をもたらさないことを示す。この結果の背景には 2 つの原因が考えられる。1 つ目は、観察できない固定効果の影響である。FE Model によって推計した場合、管理職の影響が消失する場合が多かったため、管理職への昇進と幸福度や主観的健康度の両方に影響を及ぼす固定的要因が存在している可能性がある。2 つ目は、仕事で求められる努力と報酬にアンバランスが発生している可能性である。男女ともに管理職の所得の方が高くなっていたが、世帯所得満足度は向上していなかったため、仕事への報酬に満足していないと考えられる。また、男女ともに仕事満足度は向上していなかったため、職階が上がったとしてもそれ以上に仕事の負担が増えていると考えられる。このように、昇進によって所得は増えたが、十分な増加ではなく、仕事の負担も増しているため、昇進のプラスの影響が相殺された可能性がある。

5.4　追加分析：配偶者の管理職での就業が幸福度や主観的健康度に及ぼす影響

これまでの分析では主に調査対象者本人の就業状態が幸福度や主観的健康度に及ぼす影響を検証してきたが、配偶者がいる場合、その配偶者の就業状態も調査対象者の幸福度や主観的健康度に影響を及ぼす可能性がある。配偶者の就業状態に関する先行研究を見ると、配偶者の失業に注目した研究が多くあり、それらは夫の失業が妻の健康状態の悪化や喫煙本数の増加をもたらすと指摘している(Bartley et al 2004; Bubonya et al. 2017; Grafova and Monheit 2019; Jolly 2022; Marcus 2013; Mendolia 2014)。これに対して、妻の失業は夫の健康状態に影響を及ぼさないか、及ぼしてもその影響が小さいと指摘されている(Bartley et al 2004; Bubonya et al. 2017; Jolly 2022; Marcus 2013)。このように夫婦の就業状態は相互に影響を及ぼしているが、中でも本節では配偶者の管理職での就業に注目する。夫が管理職として働く場合、所得水準が高くなるというメリットがある反面、時間的な制約が大きいため、家事労働が妻により偏るというデメリットがある。このメリットとデメリットの相対的な大小関係によって、妻の幸福度や主観的健康度への影響が変化すると予想される。また、妻が管理職として働く場合、所得水準が高くなるというメリットがあるが、夫の家事負担の増大や性別役割分業とはやや乖離した働き方となるため、夫へのストレスの増大につながる恐れがある[4]。このため、妻の管理職での就業が夫の幸福度や主観的健康度を悪化させている可能性があり、その実態がどうなっているのかを明らかにする。なお、本分析では、59 歳以下の有配偶の男女に分析対象を限定する。

推計結果は表 9 及び表 10 に掲載してある。表 9 では被説明変数に幸福度を使用し、表 10 では被説明変数に主観的健康度を使用している[5]。表 9 及び表 10 では調査対象者本人の就

[4]Chang (2011)は、男女の幸福度が男女の望ましい行動を規定する社会規範に合致した行動をとった方が高まることを指摘している。

[5] 調査対象者本人の就業状態別の幸福度や主観的健康度の平均値及び配偶者の就業状態別の幸福度や主観的健康度の平均値は、Appendix2 に掲載してある。これを見ると、夫の就業状態別に比較した場合、夫が

業状態とその配偶者の就業状態の係数を示している。その他の説明変数として、調査対象者の年齢とその 2 乗項、学歴、子どもの有無、年次ダミーと夫婦それぞれの所得と労働時間を使用している。まず、表 9 の Panel A の女性の推計結果を見ると、調査対象者自身が管理職の場合、ほとんどの場合で有意な値を示していなかった。唯一(5)の係数のみが負に有意であり、幸福度が低下する傾向を示していた。これらの結果から、有配偶女性の場合、管理職での就業は少なくとも幸福度にプラスの影響をもたらしていないと言える。なお、表 9 では Pooled OLS の管理職の係数の有意ではなかったが、この背景には有配偶者に限定し、サンプルサイズが減少したことが影響していると考えられる。次に Panel A の配偶者(夫)の推計結果を見ると、管理職の係数は(1)〜(3)の Pooled OLS で正に有意であったが、(4)〜(6)の FE OLS ではいずれも有意ではなかった。この結果から、観察できない固定効果を考慮すると、夫の管理職での就業は妻の幸福度に影響を及ぼさないと言える。夫の非正規雇用での就業の係数はほとんどの場合で有意ではなかったが、夫の非就業の係数はすべての場合で負に有意となっていた。この結果は、夫が働いていない妻の幸福度が低下することを意味する。夫の非就業は経済的、心理的な負担を増大させ、妻の幸福度を悪化させていると考えられる。

次に Panel B の男性の推計結果を見ると、調査対象者自身が管理職の場合、Pooled OLS で正に有意であったが、FE OLS ではいずれも有意ではなかった。この結果から、観察できない固定効果を考慮すると、管理職での就業は有配偶男性の幸福度に影響を及ぼしていないと言える。また、非正規雇用での就業と非就業の係数は FE OLS ではいずれも有意ではなかった。次に Panel B の配偶者(妻)の推計結果を見ると、管理職の係数はいずれも負に有意な値を示していた。この結果は妻が管理職で働く夫の幸福度が低下することを意味する。妻が管理職で働く場合、夫の家事労働の負担増加や性別役割分業意識との乖離からストレスが増加し、幸福度が低下する恐れがあったが、表 9 の結果はその予想と整合的である[6]。なお、Panel B の妻の非正規雇用就業や非就業は FE OLS ではいずれも有意ではなく、夫の幸福度に影響を及ぼしていなかった。

次に表 10 の Panel A の女性の結果を見ると、管理職の係数はいずれの場合でも有意ではなく、管理職での就業は有配偶女性の幸福度に影響を及ぼしていなかった。非正規雇用での就業と非就業の係数は Pooled OLS でそれぞれ負に有意であったが、FE OLS ではいずれも

管理職で働く妻の幸福度の平均値が最も高くなっていた。また、妻の就業状態別に比較した場合、妻が管理職で働く夫の幸福度の平均値が最も低くなっていた。主観的健康度について見ると、夫が非管理職の正規雇用で働く妻の幸福度の平均値が最も高くなっていた。また、妻が管理職で働く夫の主観的健康度の平均値が最も低くなっていた。以上の結果から、特に男性の場合で配偶者が管理職で働いていると幸福度や主観的健康度が低下すると言える。

[6] 表 9 の Panel B において、説明変数に夫の家事・育児時間を加えた推計も行ったが、FE OLS による妻の管理職の係数は依然として負に有意であった。この結果から、性別役割分業意識との乖離の影響が大きい可能性がある。

有意ではなく、主観的健康度に影響を及ぼしていなかった。次に Panel A の配偶者(夫)の推計結果を見ると、FE OLS ではすべての係数が有意値を示していなかった。この結果は、観察できない固定効果を考慮すると、夫の就業状態が妻の主観的健康度に影響を及ぼしていないことを意味している。なお、この結果は夫の失業の影響を検証した先行研究とは異なっている(Bartley et al 2004; Bubonya et al. 2017; Jolly 2022; Marcus 2013; Mendolia 2014)。この背景には、日本では失業率が他の先進国よりも相対的に低く、失業サンプルの数も少ないため、統計的に有意な影響が検出されにくいといった点が影響していると考えられる。

次に表 10 の Panel B の男性の結果を見ると、有配偶男性の管理職での就業の係数はいずれの場合でも有意ではなく、主観的健康度に影響を及ぼしていなかった。これに対して有配偶男性の非正規雇用での就業は、ほとんどの場合で負に有意であり、主観的健康度を悪化させていた。日本では非正規雇用の所得が低く、家庭を経済面から支えるのに不十分となることが多い。これがストレスを増加させ、主観的健康度の低下を招いたと考えられる。非就業の係数は FE OLS で有意ではなく、主観的健康度に影響を及ぼしていなかったが、この背景には有配偶男性の失業サンプルが少ないという点が影響していると考えられる。次に Panel B の配偶者(妻)の推計結果を見ると、FE OLS の推計で有意な値を示していたのは、妻が管理職で働く場合のみであった。妻の管理職での就業の係数は負で有意であり、これは妻が管理職で働く夫の主観的健康度が低下したことを意味する。表 9 の結果は、妻が管理職で働く場合、夫の家事労働の負担増加や性別役割分業意識との乖離からストレスが増加し、幸福度が低下することを示していたが、主観的健康度も同じ理由で低下したと考えられる。

以上、表 9 と表 10 の推計結果をまとめると、次の 2 点が明らかになった。1 点目は、FE OLS によって観察できない固定効果を考慮すると、管理職での就業は有配偶の男女の幸福度や主観的健康度に影響を及ぼしていなかった。2 点目は、FE OLS によって観察できない固定効果を考慮しても、妻が管理職で働く有配偶男性の幸福度や主観的健康度は低下していた。この結果は、妻の管理職での就業による所得の上昇効果以上に、夫の家事労働負担や性別役割分業意識からの乖離による負の影響が大きいことを示唆している。

表９　調査対象者本人の就業状態と配偶者の就業状態が幸福度に及ぼす影響

		(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Panel A　女性							
本人	管理職＆正規雇用労働者	0.331	0.405	0.260	-0.668	-0.699*	-0.652
		(0.380)	(0.391)	(0.391)	(0.408)	(0.403)	(0.412)
	非正規雇用労働者	-0.218***	-0.027	-0.223**	0.214	0.211	0.130
		(0.069)	(0.070)	(0.093)	(0.169)	(0.169)	(0.170)
	非就業	0.075	0.152**	-0.378***	0.465**	0.414**	0.230
		(0.076)	(0.075)	(0.134)	(0.196)	(0.197)	(0.208)
配偶者(夫)	管理職＆正規雇用労働者	0.240***	0.314***	0.178**	-0.028	-0.033	-0.029
		(0.075)	(0.076)	(0.080)	(0.090)	(0.090)	(0.090)
	非正規雇用労働者	-0.266**	-0.195	-0.005	-0.002	-0.058	-0.005
		(0.121)	(0.120)	(0.124)	(0.186)	(0.185)	(0.189)
	非就業	-1.587***	-1.500***	-1.165***	-0.821***	-0.865***	-0.757**
		(0.242)	(0.237)	(0.252)	(0.315)	(0.314)	(0.329)
社会経済的要因			Yes	Yes		Yes	Yes
所得＆労働時間				Yes			Yes
推計手法		Pooled OLS	Pooled OLS	Pooled OLS	FE OLS	FE OLS	FE OLS
N		7,730	7,730	7,730	7,730	7,730	7,730
Panel B　男性							
本人	管理職＆正規雇用労働者	0.334***	0.287***	0.125*	0.033	0.034	0.042
		(0.071)	(0.074)	(0.076)	(0.094)	(0.094)	(0.094)
	非正規雇用労働者	-0.535***	-0.477***	-0.074	0.251	0.205	0.205
		(0.129)	(0.128)	(0.138)	(0.184)	(0.183)	(0.187)
	非就業	-1.440***	-1.327***	-1.013***	-0.219	-0.226	-0.360
		(0.266)	(0.261)	(0.283)	(0.317)	(0.314)	(0.333)
配偶者(妻)	管理職＆正規雇用労働者	-0.721**	-0.613*	-0.692*	-0.647**	-0.650**	-0.688**
		(0.366)	(0.361)	(0.372)	(0.314)	(0.315)	(0.315)
	非正規雇用労働者	-0.223***	-0.137**	-0.055	0.012	0.014	0.013
		(0.061)	(0.061)	(0.081)	(0.124)	(0.124)	(0.128)
	非就業	-0.014	-0.064	-0.004	0.031	0.004	-0.000
		(0.067)	(0.066)	(0.116)	(0.140)	(0.141)	(0.155)
社会経済的要因			Yes	Yes		Yes	Yes
所得＆労働時間				Yes			Yes
推計手法		Pooled OLS	Pooled OLS	Pooled OLS	FE OLS	FE OLS	FE OLS
N		8,138	8,138	8,138	8,138	8,138	8,138

注：括弧内の値は不均一分散に対して頑健な標準誤差を示す。***は 1%水準、**は 5%水準、*は 10%水準で有意であることを示す。説明変数のうち、社会経済的要因には調査対象者本人の年齢、年齢の二乗項、有配偶ダミー、子どもの有無ダミー、学歴ダミーを含んでいる。所得＆労働時間には夫婦それぞれの年収と週平均労働時間を含んでいる。これ以外にもすべての推計で年次ダミーを使用している。分析対象は 59 歳以下の有配偶の男女である。

出典：JHPS/KHPS(2011 年―2020 年)から筆者作成。

表 10　調査対象者本人の就業状態と配偶者の就業状態が主観的健康度に及ぼす影響

		(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Panel A　女性							
本人	管理職＆正規雇用労働者	0.117	0.248	0.121	-0.147	-0.153	-0.138
		(0.156)	(0.161)	(0.157)	(0.126)	(0.128)	(0.130)
	非正規雇用労働者	-0.140***	-0.048*	-0.073**	0.051	0.052	0.022
		(0.028)	(0.028)	(0.037)	(0.058)	(0.058)	(0.058)
	非就業	-0.268***	-0.237***	-0.286***	0.030	0.021	-0.049
		(0.031)	(0.031)	(0.054)	(0.065)	(0.065)	(0.069)
配偶者(夫)	管理職＆正規雇用労働者	-0.012	0.062**	0.006	-0.041	-0.043	-0.043
		(0.032)	(0.032)	(0.033)	(0.037)	(0.037)	(0.037)
	非正規雇用労働者	-0.041	0.033	0.080	-0.066	-0.074	-0.083
		(0.054)	(0.053)	(0.056)	(0.065)	(0.065)	(0.068)
	非就業	-0.459***	-0.348***	-0.326***	-0.036	-0.044	-0.036
		(0.078)	(0.078)	(0.088)	(0.093)	(0.093)	(0.100)
社会経済的要因			Yes	Yes		Yes	Yes
所得＆労働時間				Yes			Yes
推計手法		Pooled OLS	Pooled OLS	Pooled OLS	FE OLS	FE OLS	FE OLS
N		7,730	7,730	7,730	7,730	7,730	7,730
Panel B　男性							
本人	管理職＆正規雇用労働者	0.016	0.032	-0.006	-0.004	-0.004	-0.005
		(0.030)	(0.031)	(0.033)	(0.042)	(0.042)	(0.042)
	非正規雇用労働者	-0.244***	-0.179***	-0.097	-0.150**	-0.162**	-0.181**
		(0.057)	(0.057)	(0.061)	(0.072)	(0.071)	(0.071)
	非就業	-0.666***	-0.551***	-0.465***	-0.152	-0.154	-0.233
		(0.119)	(0.116)	(0.123)	(0.168)	(0.166)	(0.171)
配偶者(妻)	管理職＆正規雇用労働者	-0.422***	-0.358***	-0.383***	-0.326***	-0.332***	-0.342***
		(0.120)	(0.125)	(0.129)	(0.121)	(0.123)	(0.125)
	非正規雇用労働者	0.020	0.064**	0.123***	0.022	0.020	0.022
		(0.027)	(0.026)	(0.035)	(0.057)	(0.056)	(0.054)
	非就業	0.015	-0.011	0.054	0.035	0.021	0.005
		(0.029)	(0.028)	(0.049)	(0.064)	(0.064)	(0.066)
社会経済的要因			Yes	Yes		Yes	Yes
所得＆労働時間				Yes			Yes
推計手法		Pooled OLS	Pooled OLS	Pooled OLS	FE OLS	FE OLS	FE OLS
N		8,138	8,138	8,138	8,138	8,138	8,138

注：表 9 の注を参照。

出典：JHPS/KHPS(2011 年―2020 年)から筆者作成。

6　結論

高い職階での就業が主観的厚生や健康に及ぼす影響について、これまでさまざまな分析が行われてきた。近年のパネルデータを用いた分析を見ると、管理職といった高い職階での

就業が主観的厚生や健康を改善させる場合もあれば、逆に主観的厚生や健康を悪化させる場合もあると指摘されている。このように管理職での就業の影響については、まだ統一的な結論に至っていないため、さらなる実証分析の蓄積が望まれる。また、ほとんどの研究がヨーロッパのデータを用いているため、ヨーロッパ以外の地域でも同一の結果が得られるのかという点が明らかになっていない。そこで、本研究では日本のパネルデータを用い、管理職での就業が主観的厚生や健康に及ぼす影響について分析した。本研究では女性の管理職者割合の増加を政策目標として捉えている日本の状況を考慮し、男女別にサンプルを分け、女性の管理職の就業が主観的厚生や健康に及ぼす影響に注目した。

本研究の分析の結果、次の 4 点が明らかになった。1 点目は、FE OLS を用いた推計の場合、男女とも管理職で働いていても幸福度や主観的健康度が上昇する傾向は確認できなかった。Pooled OLS では管理職の就業によって幸福度や主観的健康度が上昇する傾向が確認できたため、管理職での就業と幸福度や主観的健康度の両方に正の影響を及ぼす観察できない固定的要因が存在していると考えられる。2 点目は、男女とも管理職での就業によって所得は増加していたが、世帯所得満足度は影響を受けていなかったため、管理職で働くことの金銭的な報酬が十分ではない可能性がある。また、管理職で働く女性の場合、余暇時間満足度と仕事満足度が低下しており、管理職で働く負担面が大きいと考えられる。3 点目は、男女ともに管理職への昇進前後の数年間で幸福度に変化は見られなかった。しかし、女性では管理職に昇進した 2 年後、男性では管理職に昇進した 1 年後以降に主観的健康度が悪化していた。4 点目は、配偶者が管理職で働く場合、女性の幸福度や主観的健康度は影響を受けていなかったが、男性の幸福度や主観的健康度は低下していた。妻の管理職での就業は夫に負の影響を及ぼすが、この背景には夫の家事労働負担の増加や性別役割分業意識からの乖離が影響していると考えられる。

本研究で得られた結果は、Boyce and Oswald(2012)や Johnston and Lee(2013)の結果と整合的な部分が多く、ヨーロッパで得られた分析結果の妥当性を補完している。先行研究と比較した際の本研究の特徴は、配偶者の管理職での就業の影響も併せて検証している点である。配偶者の就業状態に関する先行研究は、これまで主に配偶者の失業の影響に注目してきたが(Bartley et al 2004; Bubonya et al. 2017; Jolly 2022; Marcus 2013; Mendolia 2014)、本研究は配偶者の管理職での就業も影響を及ぼす可能性を示しており、新たに分析すべき課題を提示したと言える。また、本研究では妻の管理職での就業が夫に負の影響を及ぼすことを明らかにしたが、この結果の背景には、日本では他の先進国と比較して性別役割分業意識が強く、妻の管理職での就業の負の効果が大きくなりやすいといった社会環境があると考えられる。このため、男女平等意識が進んだ欧米諸国で同様の推計を行うと、妻の管理職での就業の負の効果はより小さくなる可能性がある。この点の検証は今後の研究課題だと言える。

現在、日本では働きたい女性が個性と能力を十分に発揮できる社会の実現を目的として、女性活躍推進法を施行しており、社会全体として今後も女性の管理職者数を増やしていく

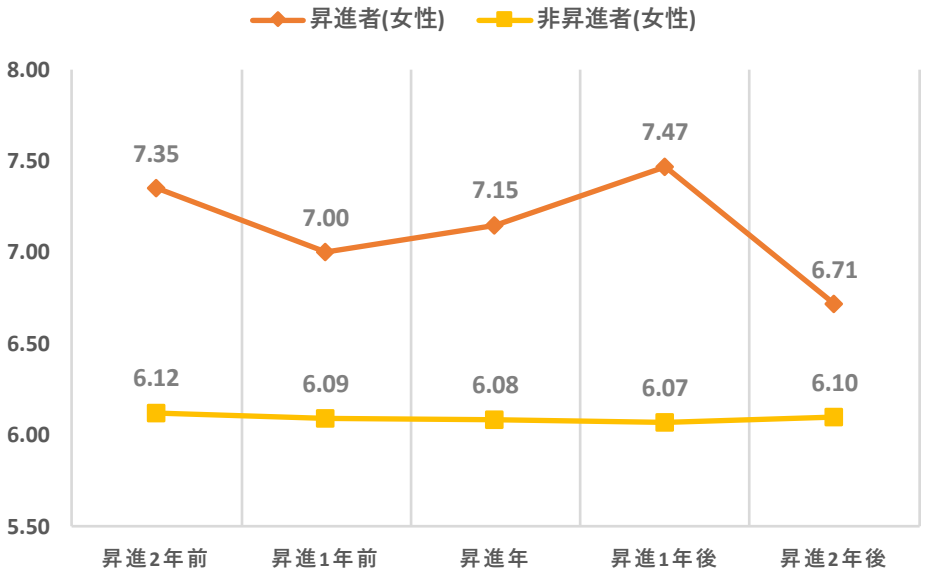
ことを検討している。この計画を進めるにあたって注意すべき点は、管理職への昇進後の女性の健康状態に対する支援策の充実である。本研究の結果、女性の管理職での就業は一時的に健康状態を悪化させる可能性があることがわかっており、この点に対する支援策を追加することで、女性がより安心して昇進に臨める就業環境が整備できると言える。

最後に本研究に残された 2 つの課題について述べておきたい。1 点目は、幸福度や主観的健康度から管理職への就業への影響といった逆の因果関係への対処である。逆の因果関係は潜在的に推計結果にバイアスをもたらす要因であり、もし幸福度や主観的健康度が高い人ほど管理職として働いている場合、推計結果に上方バイアスが生じている恐れがある[7]。この課題に対処するためには操作変数が望ましいが、適切な操作変数が見つからず、十分な対処ができなかった。この点は今後の研究課題であり、他のデータセットも利用し、新たな操作変数を検討していきたい。2 点目は、管理職の及ぼす影響に関するさらなる実証分析の蓄積である。本研究の結果、管理職での就業は幸福度や主観的健康度に影響を及ぼしていないことがわかったが、この結果は Boyce and Oswald(2012)及び Johnston and Lee(2013)と整合的である反面、Zimmermann & Wanzenried (2019)とは異なっている。このように管理職の影響については必ずしも統一的な結論に至っていないため、さまざまな国のデータを使用した分析をさらに行い、管理職での就業の効果を見極める必要がある。

[7] 健康状態が職階に及ぼす影響は Health Selection Hypothesis と呼ばれており、Chandola et al. (2003)が構造方程式モデルを用いてその影響を検証している。この分析の結果、メンタルヘルスや肉体的な健康の変化は職階の変化に影響を及ぼしていないことが明らかにされた。この結果から、健康状態から職階への逆の因果関係の影響は小さい可能性がある。

Appendix1　管理職への昇進前後の幸福度と主観的健康度の変化

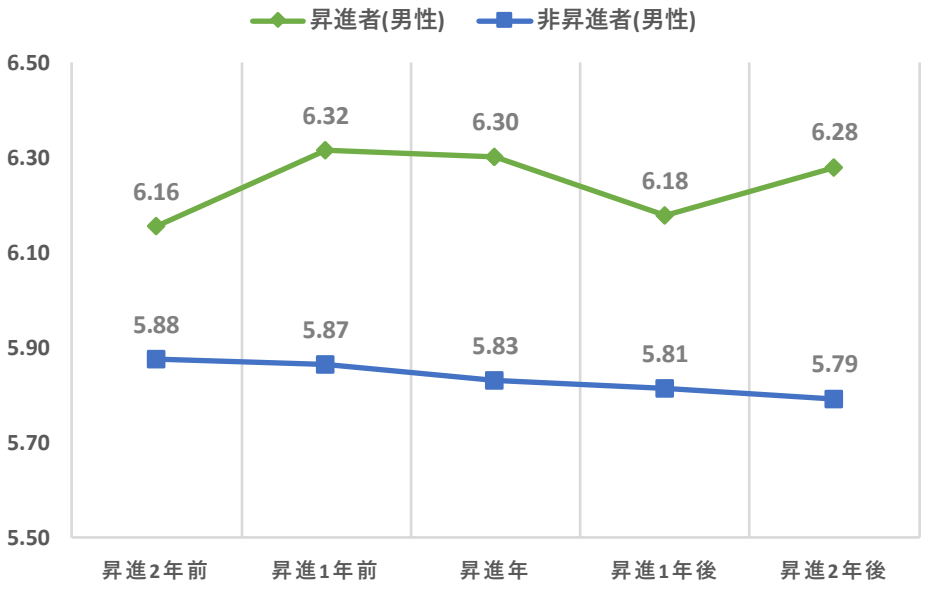
図 A1　昇進前後の幸福度の平均値の推移(女性)



注：分析対象は 59 歳以下の男女。

出典：JHPS/KHPS(2011-2020)を用い、筆者作成。

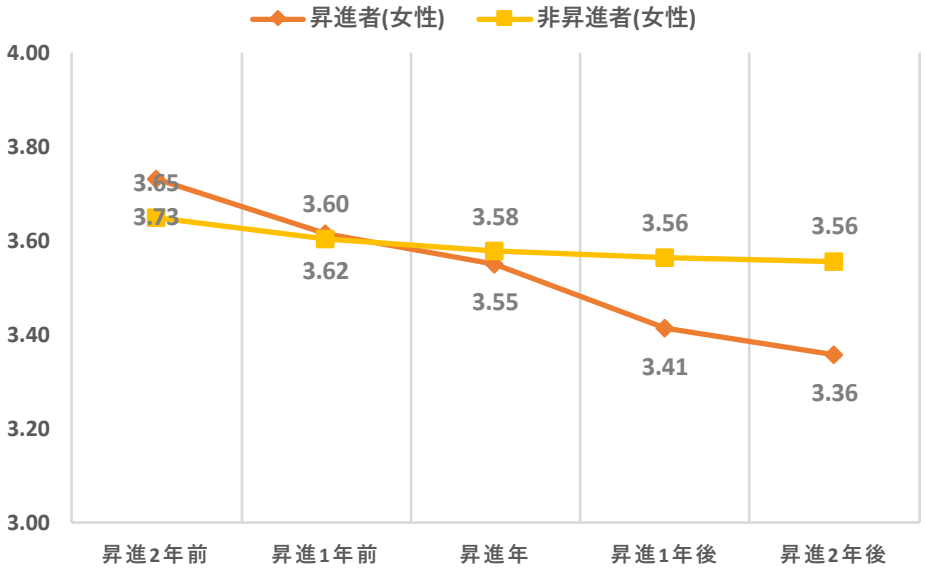
図 A2　昇進前後の幸福度の平均値の推移(男性)



注：分析対象は 59 歳以下の男女。

出典：JHPS/KHPS(2011-2020)を用い、筆者作成。

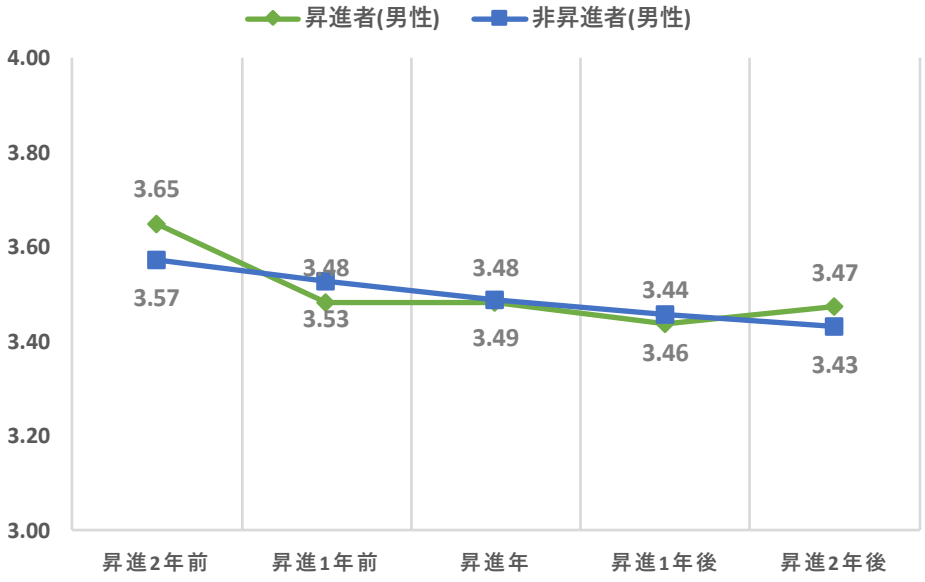
図 A3　昇進前後の主観的健康度の平均値の推移(女性)



注：分析対象は 59 歳以下の男女。

出典：JHPS/KHPS(2011-2020)を用い、筆者作成。

図 A4　昇進前後の主観的健康度の平均値の推移(男性)

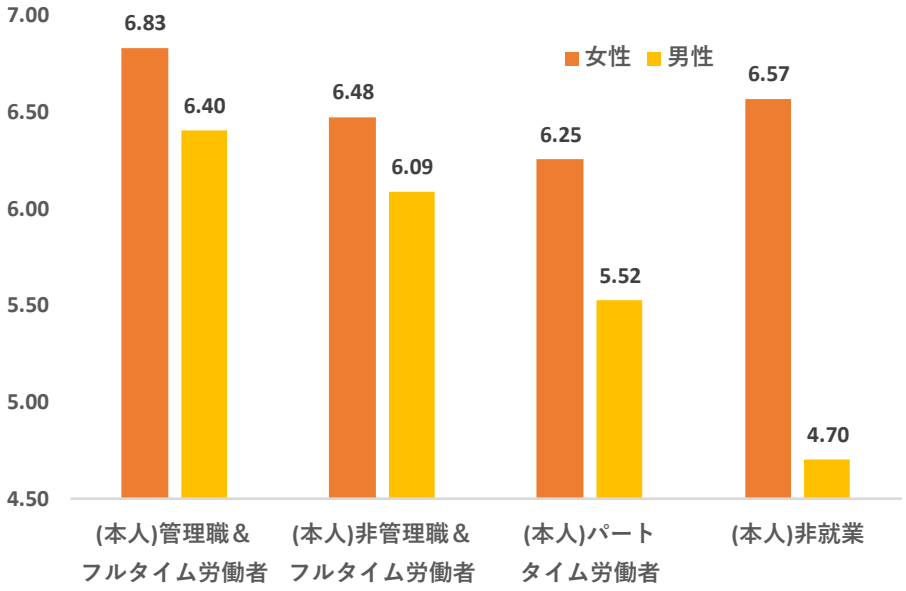


注：分析対象は 59 歳以下の男女。

出典：JHPS/KHPS(2011-2020)を用い、筆者作成。

Appendix2　調査対象者本人及び配偶者の就業状態別の幸福度と主観的健康度

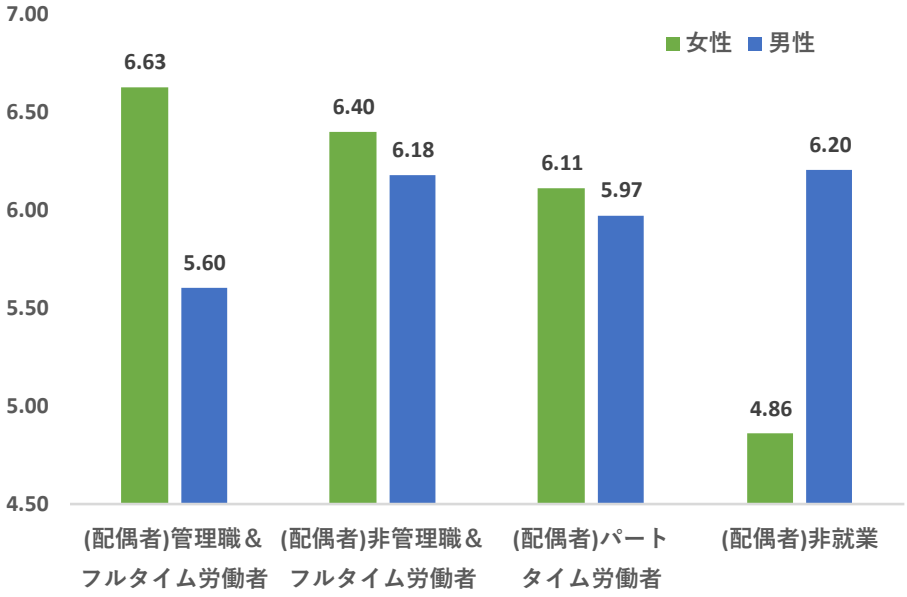
図 B1　就業状態別の幸福度の平均値(本人)



注：分析対象は 59 歳以下の有配偶の男女。

出典：JHPS/KHPS(2011-2020)を用い、筆者作成。

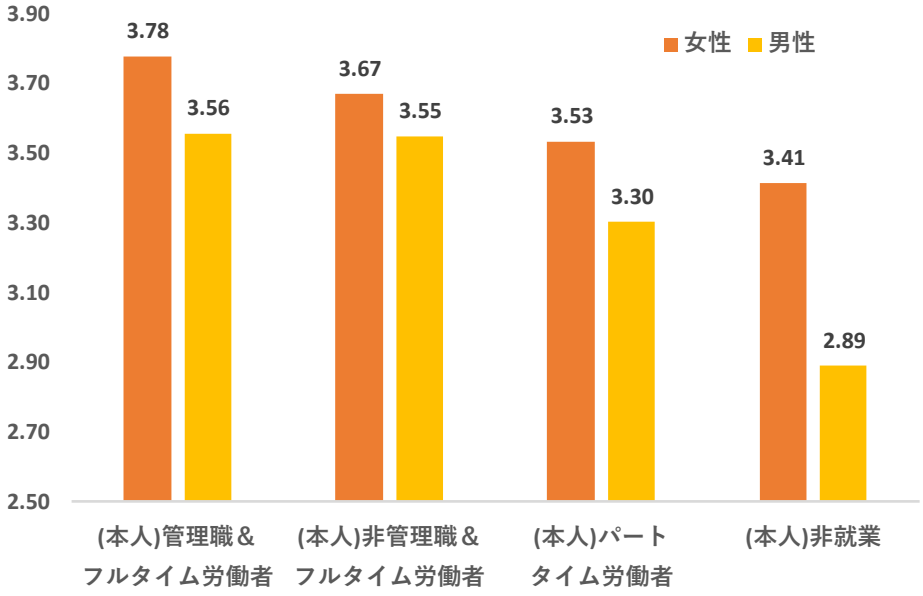
図 B2　就業状態別の幸福度の平均値(配偶者)



注：分析対象は 59 歳以下の有配偶の男女。

出典：JHPS/KHPS(2011-2020)を用い、筆者作成。

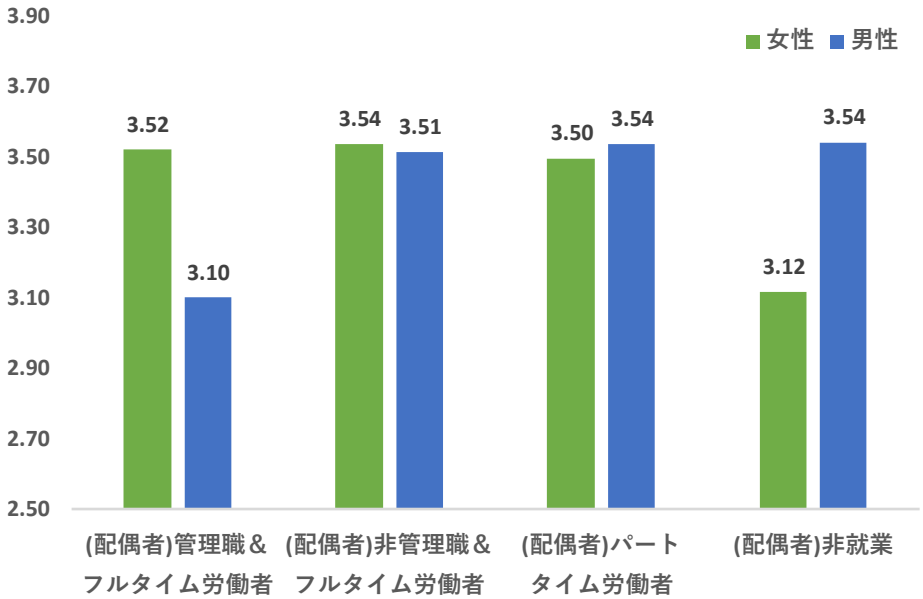
図 B3　就業状態別の主観的健康度の平均値(本人)



注：分析対象は 59 歳以下の有配偶の男女。

出典：JHPS/KHPS(2011-2020)を用い、筆者作成。

図 B4　就業状態別の主観的健康度の平均値(配偶者)



注：分析対象は 59 歳以下の有配偶の男女。

出典：JHPS/KHPS(2011-2020)を用い、筆者作成。

参考文献

Adams P, Hurd MD, McFadden D, Merrill A, Ribeiro T. 2003. Healthy, wealthy, and wise? Tests for direct causal paths between health and socioeconomic status. Journal of Econometrics 112: 3–56.

Bosma, Hans, Michael Marmot, Harry Hemingway, Amanda Nicholson, Eric Brunner, and Stephen Stansfeld. 1997. Low job control and risk of coronary heart disease in Whitehall II (prospective cohort) study. British Medical Journal 314(7080): 558–65.

Boyce, Christopher, and Andrew Oswald. 2012. Do people become healthier after being promoted? Health Economics 21(5): 580–96.

Bubonya, M., Cobb-Clark D. A., & Wooden M. (2017). Job loss and the mental health of spouses and adolescent children. IZA Journal of Labor Economics. 6(6).

Brockmann, H., Koch, AM., Diederich, A. et al. (2018). Why Managerial Women are Less Happy Than Managerial Men. J Happiness Stud 19, 755–779.

Chandola, T., Bartley, M., Sacker, A., Jenkinson, C., & Marmot, M. (2003). Health selection in the Whitehall II study, UK. Social Science & Medicine, 56(10): 2059-2072.

Cutler D, Deaton A, Lleras-Muney A. 2006. The determinants of mortality. Journal of Economic Perspectives 20: 97–120.

Deaton A. 2003. Health, inequality, and economic development. Journal of Economic Literature 41: 113–158.

Ferrie, Jane, Martin Shipley, Stephen Stansfeld, and Michael Marmot. 2002. Effects of chronic job insecurity and change in job security on self reported health, minor psychiatric morbidity, physiological measures, and health related behaviours in British civil servants: the Whitehall II study. Journal of Epidemiology and Community Health 56(6): 450–54.

Chang, W. C. (2011). Identity, gender, and subjective well-being. Review of Social Economy, 69(1), 97–121.

Grafova, I.B., Monheit, A.C. How does actual unemployment and the perceived risk of joblessness affect smoking behavior? Gender and intra-family effects. Rev Econ Household 17, 201–227 (2019). https://doi.org/10.1007/s11150-017-9373-1

Griffin, Joan, Rebecca Fuhrer, Stephen Stansfeld, and Michael Marmot. 2002. The importance of low control at work and home on depression and anxiety: Do these effects vary by gender and social class? Social Science and Medicine 54(5): 783–98.

Jolly, N.A. The effects of job displacement on spousal health. Rev Econ Household 20, 123–152 (2022). https://doi.org/10.1007/s11150-020-09519-6

Johnson, DW., and Lee, WS. (2013). Extra status and extra stress: are promotions good for us? Industrial and Labor Relations Review, 66(1), 32-54.

Karasek, R. (1979). Job demands, job decision latitude and mental strain: implications for job redesign.

Administrative Science Quarterly, 24(2), 285–308.

Kuper, Hannah, and Michael Marmot. 2003. Job strain, job demands, decision latitude, and risk of coronary heart disease within the Whitehall II study. Journal of Epidemiology and Community Health 57(2): 147–53.

Marcus, J. (2013). The effect of unemployment on mental health of sposues– evidence from plant closures in Germany. Journal of Health Economics, 32(2013), 546–558.

Marmot MG, Shipley MJ, Rose G. 1984. Inequalities in death – specific explanations of a general pattern. Lancet 1: 1003–1006.

Marmot, Michael, Hans Bosma, Harry Hemingway, Eric Brunner, and Stephen Stansfeld. 1997. Contribution of job control and other risk factors to social variations in coronary heart disease incidence. Lancet 350(9073): 235–39.

Mendolia, S. (2014). The impact of husband's job loss on partners' mental health. Review of Economics of the Household, 12(2), 277–294.

Nyberg A, Peristera P, Westerlund H, Johansson G, Hanson LLM. Does job promotion affect men's and women's health differently? Dynamic panel models with fixed effects. Int J Epidemiol. 2017 Aug 1;46(4):1137-1146. doi: 10.1093/ije/dyw310. PMID: 28040745.

Sato, K. Who is Happier in Japan, a Housewife or Working Wife?. Journal of Happiness Studies 23, 509–533 (2022). https://doi.org/10.1007/s10902-021-00411-3.

Siegrist, J. (1996). Adverse health effects of high-effort/low-reward conditions. Journal of Occupational Health Psychology, 1(1), 27–41.

Smith JP. 1999. Healthy bodies and thick wallets: the dual relation between health and economic status. Journal of Economic Perspectives 13: 145–166.

Stansfeld, Stephen, Rebecca Fuhrer, Martin Shipley, and Michael Marmot. 1999. Work characteristics predict psychiatric disorder: Prospective results from the Whitehall II study. Occupational and Environmental Medicine 56(5): 302–7.

Trzcinski, E., & Holst, E. (2011). Gender Difference in Subjective Well-Being In and Out of Management Positions. Social Indicator Researches, 107, 449-463.

Van Vegchel, N., Jonge, JD., Bosma, H., and Schaufeli, W. (2005). Reviewing the effort-reward imbalance model: Drawing up the balance of 45 empirical studies. *Social Science and Medicine*, 60(5), 1117–1131.

West P. 1991. Rethinking the health selection explanation for health inequalities. Social Science and Medicine 32: 373–384.

Zimmermann, Y. S., & Wanzenried, G. (2019). Do Management Jobs Make Women Happier as Well? Empirical Evidence for Switzerland. International Journal of Organizational Leadership,8(2), 37-53.