

労働条件とストレスとの関係

—ワーク・ファミリー・コンフリクトの観点から—

小 川 悦 史

The relationship of work conditions and psychological stress:
The view point of Work-Family Conflict

OGAWA, Etsushi

Abstract

The purpose of this study was to examine the relationship among work conditions, work interference with family (WIF), family interference with work (FIW), and psychological stress. In addition, the structural model via four variables was divided into types of business (i.e. hotel and restaurant business, care welfare, and living related and personal services) and two groups (high and low score) for rewards and supervisor support, respectively. A web survey of working women (N = 830) was conducted by a research firm. The following has been revealed by quantitative analysis. First, while WIF is significantly mediated between work conditions and psychological stress, FIW has not affected psychological stress but WIF. Second, there was no difference between industries by comparison of the goodness of fit using multigroup structural equation modeling. Third, the high and low score group for rewards and supervisor support was each verified via heterogeneity.

Key Words

working woman, work interference with family, family interference with work,
multigroup structural equation modeling

キーワード

女性従業員, 仕事から家庭への葛藤, 家庭から仕事への葛藤, 多母集団同時分析

目 次

- | | |
|---------|---------|
| 1 はじめに | 4 仮説の検証 |
| 2 仮説の設定 | 5 考察 |
| 3 分析の方法 | 6 今後の課題 |

1 はじめに

総務省労働力調査に基づく厚生労働省雇用環境・均等局の報告によると、令和2年の労働力人口総数6868万人に占める女性の割合は毎年のように微増をかさね、直近で3044万人と全体の44.3%を占めるに至っている。M字カーブと呼ばれる年齢階級別の労働力率で見ても、25歳から64歳ぐらいまでのおよそ40年間を平成22年と比べると、どの年代もおおむね10ポイント近く増加しているのがわかる。さらに配偶者のいる女性に限定して見るとより顕著で、40歳ぐらいまでなら平成22年と比べて10～20ポイント以上の増加を示している。わずか10年前の状況からいかに女性の就業が広がり、あたり前になっているのかがよくわかる。

一方で、内閣府男女共同参画局(2021)によると、世界経済フォーラムが発表する日本のジェンダーギャップ指数は156か国中120位で、前回発表と比べてもスコア・順位ともにほぼ横ばいである。これは先進国の中で最低レベル、アジア諸国の中で中国や韓国よりも低く、ASEAN諸国よりも低い結果である。日本の場合、女性就業者の半数以上が非正規で、その数は男性の2倍、管理職比率も15%に満たないことが特徴として挙げられている。

こうした状況が続く要因の1つに、ワーク・ファミリー・コンフリクト(Work-Family Conflict: 以下、WFC)が考えられる。WFCはワーク・ライフ・バランスに関する概念の1つで、Greenhaus & Beutell(1985)によると、仕事領域からの役割圧力と家庭領域からの役割圧力が両立しないことで生じる役割間葛藤(inter-role conflict)¹である。仕事生活と家庭生活の両立に向けた役割行動が求められても、それらは常にバランスをとれるものではなく、それが崩れることで葛藤がもたらされる。

従業員の側から考えた場合、WFCが生じることでうつなどの心理的ストレス反応(會田・松永, 2019; 加藤・金井, 2006; 加藤・富田・金井, 2018; 松浦・菅原・酒井・眞榮城・田中・天羽・詫摩, 2008; 陳・大塚・金井, 2019)、仕事意欲(金井・若林, 1998)、さらに職務満足などの職務態度(金井・若林, 1998; 吉田, 2007)に影響が及ぶとされている²。すなわちこうした状況によって、女性の正規従業員としての就労や管理職への登用に歯止めがかかっていると考えることができる。

本研究では、企業経営のみならず日本社会において今後いっそう重要な役割を担う女性従業員のストレスに関して、WFCの観点から主に多母集団同時分析によって、その構造プロセスを検討する。

1 役割間葛藤とは、組織内のメンバーシップに関わる役割からの圧力が、他のグループにおけるメンバーシップの圧力と矛盾する際に生じる葛藤である(Kahn, Wolfe, Quinn, Snoek & Rosentbal, 1964)。

2 働き方や家庭役割分担のあり方が欧米諸国と異なるわが国では、WFCの影響が欧米とは異なることが指摘されている(ex. 中山・飯島・大西, 2017)。

2 仮説の設定

WFCの特徴として Greenhaus & Beutell (1985) は、2つの方向と3つの形態を指摘している。2つの方向とは仕事領域と家族領域としての圧力であり、3つの形態とは時間・ストレス反応・行動に基づく葛藤である。時間に基づく葛藤は、仕事（家庭）で費やす時間が、家庭（仕事）での役割を妨げることで生じる葛藤である。ストレス反応に基づく葛藤は、仕事（家庭）の役割ストレスがストレス反応をもたらし、家庭（仕事）での対応を困難にする。行動に基づく葛藤は、仕事（家庭）での行動パターンが、家庭（仕事）での行動パターンと対立や矛盾が生じるというものである。実際の職場を想定したときに、もっとも普遍的に起こりうる葛藤は、ストレス反応に基づく葛藤だと考えられる。すなわち職場のストレスからもたらされる葛藤である。たとえば、ストレスと WFC との関係では、役割過重にもつながる残業時間（鈴木, 2017）や1日あたりの勤務時間（金井・若林, 1998）、さらに女性常勤者の就業時間と深い関わりが指摘されている（山口, 2010）。

また、その後の WFC 研究として、たとえば Kinnunen & Mauno (1998) のように、WFC を仕事から家庭への葛藤と家庭から仕事への葛藤にそれぞれ分けて分析することが広がり、Allen, Herst, Bruck & Sutton (2000) では、仕事から家庭への葛藤を Work Interference with Family (以下, WIF)、家庭から仕事への葛藤を Family Interference with Work (以下, FIW) と呼ぶようになった。これに加えて、WIF と FIW については、規定要因がそれぞれ異なるため、これらは別々に分析することが妥当とされてきた (Kinnunen & Mauno, 1998 : Allen et al., 2000)。しかしながら、規定要因を残業等に関わる労働条件としてのストレスとすれば、仕事生活・家庭生活いずれにも影響が生じることが考えられる。仕事でのストレス反応と家庭での責任に対する葛藤につながるだけでなく、長時間労働の問題が誰にでも起こりうるものと考えれば、本分析は普遍的な結果にもつながるといえる³。

以上により本研究では、WFC を媒介変数として WIF と FIW 双方を1つのモデルに導入する。それに加えて、WIF と FIW に影響を与える説明変数に残業等の労働条件に関するストレスを、結果変数にストレス反応を設定する。

さらに、この分析をより詳細に検討するため、1) 業種ごとでストレスへの構造モデルに違いが生じないこと、2) 女性従業員の就業でたびたび問題となる報酬に関して、それによる違いでストレスへの影響度合いも異なること、および3) 先行研究でもたびたび取り上げられる上司のサポートに関して、上司のサポートの程度によりストレスへの影響度合いに違いが生じることについても検討する。以下に本研究の仮説と分析のフレームワーク (図1) を示す。

仮説1: WIF および FIW は労働条件とストレスとの関係を媒介する

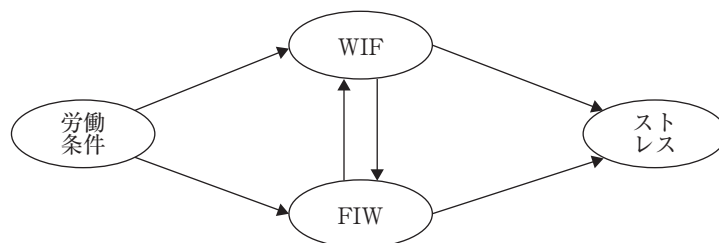
3 WFC と勤務時間との関係性は金井・若林 (1998) など多くの先行研究でも指摘されている。

仮説2：労働条件・WIF・FIW・ストレスの関係性は業種による違いがない。すなわち、業種ごとの構造モデルは等質である。

仮説3：報酬額に対する知覚の違いは構造モデルに異質性をもたらす。すなわち、報酬額の低群は、高群よりもストレスに影響を及ぼす。

仮説4：上司による支援の程度の違いは構造モデルに異質性をもたらす。すなわち、支援に対する低群は、高群よりもストレスに影響を及ぼす。

図1 本研究の仮説1に基づく概念図



3 分析の方法

3.1 調査対象及び調査期間

調査対象は20代から50代の正規雇用で働く女性従業員である。なるべく普遍的な結論を目指すため、専門性が高すぎず、比較的容易に就業することも可能と思われる3つの業種を対象とした。具体的には、総務省の日本標準産業分類（平成26年）に基づき、宿泊・飲食サービス業、生活関連サービス業、老人介護・福祉業である。同様に、特定の世代を対象とするのではなく、幅広い世代からデータを収集することで、より現実的な状況が反映されると考えた。そこで本研究では、Web調査会社に上記対象者への調査を依頼することで、上記対象者を選定した。

調査対象時期は、宿泊・飲食業および生活関連業が2017年3月、介護・福祉業が2018年3月で、それぞれ1週間の期間をもうけて行われた。いずれの調査も本研究のため、質問項目は同じである。

調査会社から提供されたデータは同一の回答が続くものや欠損値の多い回答をあらかじめ除いた。その結果、1次データとしての回答者数は、宿泊・飲食業が247名、生活関連サービス業が203名、介護・福祉業が600名であった。介護・福祉業の数が突出しているのは、他の2つの産業とは異なる調査時期で、介護・福祉業のみを対象としたためである。

これらのデータをもとに、1) 1週間の労働時間が35時間以上、2) 現場で働く一般従業員かチームリーダー相当であることを抽出の条件とした。その結果、対象者は宿泊・飲食業が193名、生活関連サービス業が164名、介護・福祉業が473名となった（表1）。

なお、倫理的な配慮として、本調査の趣旨や調査会社の個人情報保護方針等に同意をした対象者にも回答を依頼した。回収したデータから個人を特定することは不可能であり、すべてにお

表1 業種ごとの属性

	宿泊・飲食	生活関連サービス	介護・福祉	全体
人数	193	164	473	830
平均年齢	40.6	40.6	41.3	40.8
1週間の平均労働時間	47.3	45.0	41.2	44.5
婚姻	既婚 78 未婚 115	既婚 49 未婚 115	既婚 214 未婚 259	既婚 341 未婚 489
子ども	あり 66 なし 127	あり 51 なし 113	あり 237 なし 236	あり 354 なし 476

いて数値化されたデータのみを扱った。

3.2 調査項目

(1) 労働条件

労働条件を示す指標として、労働政策研究・研修機構（2003）を参考に、休日・休暇を含めた労働時間に関する内容を2項目使用した。

(2) WIF

WFCの1つであるWIFに関して、渡井・錦戸・村嶋（2006）による多次元のワーク・ファミリー・コンフリクト尺度の日本語版を使用した。ストレス反応に基づくWIFを2項目使用した。

(3) FIW

もう1つのWFC尺度であるFIWに関して、WIFと同様、渡井らの（2006）による多次元のワーク・ファミリー・コンフリクト尺度の日本語版を使用した。ストレス反応に基づくFIWを2項目使用した。

(4) ストレス

ストレスを示す指標として、田尾（1989）によるバーンアウト尺度を使用した。これはMaslach Burnout Inventory（Maslach & Jackson, 1981）に準拠した尺度であり、日本のヒューマン・サービスに適合するよう作成されたものである（久保・田尾, 1994）。女性を対象としたWFCとバーンアウトとの関係は、井奈波・井上・日置（2015）でも確認されている。本研究では、最近6ヵ月間の情緒的消耗感および脱人格をあらわす内容をそれぞれ1項目ずつ使用した。

(5) 報酬

仮説3で報酬額の違いに基づきデータを高群と低群に分ける際の指標として、Snell & Dean（1992）の公正な報酬システムを使用した。これは他社で同様の職務に従事している者と比べた場合の相対的な報酬基準を示している。

(6) 上司からの支援

仮説4で配慮の程度の違いに基づきデータを高群と低群に分ける際の指標として、労働政策研究・研修機構（2003）を参考に、上司・リーダーの支援に関する尺度を2項目使用した。

3.3 分析の手順

分析の手法として共分散構造分析（Amos27）を使用し、モデルの適合度に基づいた仮説の検

証を行った。モデルの適合度指標として χ^2 値、 χ^2 値/DF(自由度)、GFI、CFI、RMSEA、AICを用いた⁴。また、WFCの間接効果を検証する際はブートストラップ法を活用し、仮説2から仮説4を検証する際は多母集団同時分析を行った。

また、共分散構造分析を行うにあたり、山本(2008)を参考に、個人属性に起因する影響をあらかじめコントロールした。具体的には、年齢、結婚の有無、子どもの有無、1週間の労働時間を説明変数とし、各観測変数を従属変数とする重回帰分析を事前に行った。共分散構造分析の際には、これらの重回帰分析における残差を観測変数として使用した。

4 仮説の検証

4.1 変数と項目間の測定モデルの検討

変数間の妥当性を検証するため、すべての因子間に共分散を仮定した最尤推定法に基づく確認的因子分析を行った。分析の結果、 χ^2 値=41.756(df=39, p=.352)、 χ^2 値/DF=1.071、GFI=.992、CFI=.999、RMSEA=.009、AIC=119.756であり、良好な適合度が確認された。また、想定された因子に対する測定項目の因子負荷量についても、すべての測定項目で有意な値が示された。本研究の質問項目、信頼性係数、標準化推定値を表2に示す。

表2 本研究の質問項目・信頼性係数・標準化推定値(n=830)

質問項目	標準化推定値
労働条件 ($\alpha=.787$)	
休日や休暇は満足にとることができる (R)	.759
残業も含めていまの労働時間は適切といえる (R)	.855
WIF ($\alpha=.869$)	
仕事から帰ったときにクタクタに疲れていて、家族としての責任を果たすことができない	.844
仕事から帰ったときに精神的に疲れていて、家族のために何もすることができない	.911
FIW ($\alpha=.799$)	
家庭でのストレスのために、職場でも家族のことが頭を離れないことがよくある	.851
家庭でのストレスがよくあるので、仕事に集中することが難しいことがある	.783
ストレス ($\alpha=.801$)	
こんな仕事、もう辞めたいと思うことがある	.841
自分の仕事がつまらなく思えて仕方がないことがある	.795
報酬 ($\alpha=.863$)	
他社と比べて高い給与が設定されている	.945
給与は他社の同じような職務を行っている人と比べて同等以上である	.803
上司支援 ($\alpha=.853$)	
上司・リーダーは仕事に役立つアドバイスをしてくれる	.820
助けが必要なときには、上司・リーダーは支援してくれる	.907

※ (R) は逆転項目

4 χ^2 値/DF(自由度): 2未満で良好, 3未満で許容範囲, GFI: .95を超えると良好, .90を超えると許容範囲, CFI: .95を超えると良好, .90を超えると許容範囲, RMSEA: .05未満で良好, .10未満で許容範囲, AIC: 相対的評価として値が小さいほど良好

4.2 構造モデルの検討

仮説1から仮説4を検討するにあたり、複数のモデルの適合度を比較したうえで、もっともあてはまりの良いモデルによってそれぞれの仮説を検証した。

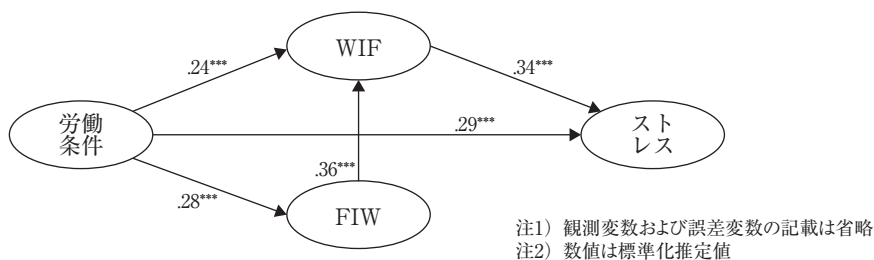
表3は、WFCを媒介しない労働条件→ストレスへの直接的な関係を示した非媒介モデル、本稿の仮説に基づく仮説モデル、仮説モデルを前提に修正を施した修正モデルを比較している。

3つのモデルを比較した結果、修正モデルの適合度がもっとも良好であると判断した。以降の仮説検証では、修正モデルに基づき検討を行った。図2は修正モデルのパス図である。

表3 本研究における構造モデルの比較

	χ^2 値	χ^2 値 / DF	GFI	CFI	RMSEA	AIC
非媒介モデル	2.453 (df=1, p=.117)	2.453	.999	.999	.042	20.453
仮説モデル	58.948 (df=15, p=.000)	3.930	.983	.982	.059	100.948
修正モデル	13.939 (df=15, p=.530)	.929	.996	1.000	.000	55.939

図2 修正モデルのパス図



4.3 仮説1の検証

仮説1に関して修正モデルに基づき、労働条件とストレスとの間のWIFとFIWの媒介効果を検証した。Baron & Kenny (1986)によれば媒介効果の条件として、(a)独立変数と従属変数との関係、(b)独立変数と媒介変数との関係、(c)媒介変数と従属変数との関係がそれぞれ有意であり、さらに(b)(c)の関係において、間接効果が認められる点をあげている。なお、(a)に媒介変数を投入することで、(a)が非有意になれば完全な媒介、(a)の有意性が残っていても間接効果が認められれば部分的な媒介といえる (Baron & Kenny, 1986)。本研究に置き換えると、(a)が労働条件とストレスとの関係、(b)が労働条件とWFCとの関係、(c)がWFCとストレスとの関係となる。

具体的には(a)に関して、前節で掲げた非媒介モデルにより、労働条件とストレスとの直接的な関係が.40 ($p<.001$)であることが明らかとなっている。加えて、(b)および(c)における係数は、図2の修正モデルにおいてそれぞれ.24 ($p<.001$)と.34 ($p<.001$)であった。このときの労働条件とストレスとの直接的な関係は、.29 ($p<.001$)に減少している。これに伴い、ブート

ストラップ法(5,000サンプル)による間接効果のバイアス修正済み95%信頼区間を推定した。その結果、信頼区間が0を含まなかったことから(上限.165, 下限.078), WIFの有意な間接効果が認められた。

以上により, FIWとストレスとの非有意な関係を踏まえ, 仮説1は部分的に認められたといえる。すなわち, WIFのみの媒介効果が確認された。

4.4 仮説2の検証

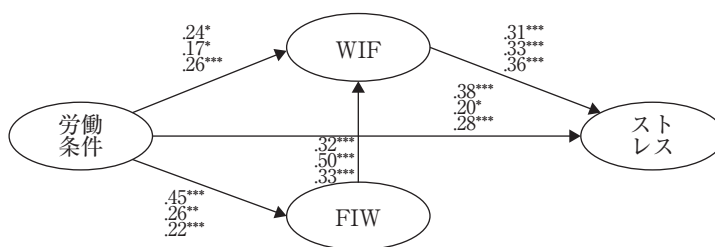
次に, 仮説2として業種による違いの有無を検討するため, 共分散構造分析における多母集団同時分析を行った。

具体的には, 宿泊・飲食業, 生活関連サービス業, 介護・福祉業がそれぞれ業種ごとの回答傾向に相違がないことを確認することで, データを併合したことの妥当性を確かめた。多母集団同時分析に先だて, 母集団ごとの分析として3業種にデータを分けた共分散構造分析をそれぞれ行った。3業種のモデル適合度(表4)と業種ごとの推定結果(図3)を以下に示す。

表4 業種ごとのモデル適合度

	χ^2 値	χ^2 値/DF	GFI	CFI	RMSEA	AIC
宿泊・飲食業	29.031 (df=15, p=.016)	1.935	.965	.978	.070	71.031
生活関連 サービス業	19.272 (df=15, p=.202)	1.285	.972	.993	.042	61.272
介護・福祉業	8.479 (df=15, p=.903)	.565	.995	1.000	.000	50.479

図3 業種ごとの推定結果



注1) 観測変数および誤差変数の記載は省略

注2) 数値は標準化推定値

注3) 標準化推定値は上段が宿泊・飲食業, 中段が生活関連サービス業, 下段が介護・福祉業

表4より, 宿泊・飲食業のRMSEAが良好な適合度の範囲からやや外れてしまうが, 許容範囲内にはおさまったと考えられる。また, 図3の因子間の推定値に関して, 労働条件→WIFの関係性が若干弱く, また他のパス間でも業種による多少の影響度の違いは見られるものの, すべての関係で有意性が認められた。これらの結果を踏まえて, 修正モデルに等値制約を課し, 集団の等質性について検討した。

以下の表5は、業種の違いに基づく共分散構造分析において、等値制約の有無および制約範囲の違いによるモデル適合度の比較である。

表5 等質性に関するモデル適合度の比較

	χ^2 値	χ^2 値/DF	GFI	CFI	RMSEA	AIC
1 配置不変モデル	56.863 (df=45, p=.111)	1.264	<u>.984</u>	.995	.018	182.863
2 測定不変モデル	63.168 (df=53, p=.160)	1.192	.982	.996	.015	173.168
3 差の検定モデル	69.625 (df=58, p=.141)	1.200	.980	.995	.016	169.625
4 パス等値モデル	73.337 (df=65, p=.224)	<u>1.128</u>	.979	<u>.997</u>	<u>.012</u>	159.337
5 等値制約モデル	104.709 (df=87, p=.095)	1.204	.973	.993	.016	<u>146.709</u>

1 配置不変モデル：等値制約を置かないモデル

2 測定不変モデル：因子から観測変数へのパスに等値制約を置いたモデル

3 差の検定モデル：2に加えて、パラメータ間の差に対する検定統計量でZ値の絶対値が1.96以上およびそれに近いパスに等値制約を置いたモデル

4 パス等値モデル：2に加えて、誤差変数を除く因子間のすべてのパスと因子の分散に等値制約を置いたモデル

5 等値制約モデル：2に加えて、誤差分散を含めた因子間のすべてのパスと因子の分散に等値制約を置いたモデル

なお、上記5つのモデルは、以降で異質性を検討する際にもまったく同じモデル・制約条件である。

表5の結果から総合的に勘案し、「4 パス等値モデル」の適合度がもっとも良好であると判断した。これにより、観測変数およびすべての因子間におけるパスの等質性が示唆されたといえる。すなわち、3つの業種の等質性がおおむね認められ、業種を問わず、労働条件、WFC、ストレスの関係は、同様に成り立つことが明らかとなった。加えて、業種間の等質性が見られたことで、3業種のデータを併合して分析を行うことの妥当性も確認された。

以上の結果から、仮説2は支持された。

4.5 仮説3および仮説4の検証

報酬の違いや上司からの支援に対する知覚が、労働時間、WFC、ストレスの関係性に影響を与えることを検証するため、従業員を高群・中群・低群の3群に振り分けた。他社に対する相対的高報酬を知覚する高群とそうでない低群、それ以外の中群、上司からの支援を知覚する高群とそうでない低群、それ以外の中群というように、それぞれ3つの群に振り分けたうえで高群と低群の違いを検討した。なお、中群を含めた3群に分けた理由は、高群と低群の相違をより明白にするためであり、またサンプルサイズの偏りを多少でも解消するためである。そのため、仮説3および仮説4における多母集団同時分析の結果表記に関しては、中群を省略した。

表6は、報酬に対する高群（192名）および低群（300名）と、上司からの支援に対する高群（322名）および低群（230名）のモデル適合度である。

この結果から、報酬の高群において、 χ^2 /DFとRMSEAの数値が若干高いようにも見られるが、これらは許容範囲内と考えた。そのほかの指標については良好な結果である。

表6 報酬と支援の高低群別のモデル適合度

	χ^2 値	χ^2 値/DF	GFI	CFI	RMSEA	AIC
報酬 高群	32.469 (df=15, p=.006)	2.165	.960	.971	.078	74.469
報酬 低群	8.727 (df=15, p=.891)	.582	.993	1.000	.000	50.727
支援 高群	19.814 (df=15, p=.179)	1.321	.985	.995	.032	61.814
支援 低群	13.529 (df=15, p=.562)	.902	.986	1.000	.000	55.529

以上を踏まえて、報酬と支援それぞれの高群と低群における共分散構造の異質性を検討したのが表7と表8である。なお、表内の各モデルの制約条件は表5と同じである。

表7・表8の共分散構造分析におけるモデル比較の結果から、報酬も支援もともに「1 配置不変モデル」の適合度がもっとも良好であると判断された。これはすなわち、報酬と支援それぞれの高群と低群において、パス図は一緒でも推定値はそれぞれで異なっていて問題ないことを示唆している。

以上の結果により、高群と低群の異質性を考慮することの妥当性が示された。そこで、配置不変モデルにおける報酬と支援それぞれの高群・低群に関する多母集団同時分析の結果を図4と図5に示す。

表7 報酬の異質性に関するモデル適合度比較

	χ^2 値	χ^2 値/DF	GFI	CFI	RMSEA	AIC
1 配置不変モデル	57.072 (df=45, p=.107)	1.268	.983	.995	.018	183.072
2 測定不変モデル	69.245 (df=53, p=.066)	1.307	.980	.993	.019	179.245
3 差の検定モデル	78.253 (df=58, p=.039)	1.349	.980	.991	.021	178.253
4 パス等値モデル	90.319 (df=65, p=.021)	1.390	.974	.989	.022	176.319
5 等値制約モデル	160.302 (df=87, p=.000)	1.843	.955	.968	.032	202.302

表8 支援の異質性に関するモデル適合度比較

	χ^2 値	χ^2 値/DF	GFI	CFI	RMSEA	AIC
1 配置不変モデル	59.052 (df=45, p=.078)	1.312	.983	.994	.019	185.052
2 測定不変モデル	78.643 (df=53, p=.013)	1.484	.977	.989	.024	188.643
3 差の検定モデル	103.374 (df=59, p=.000)	1.752	.970	.981	.030	201.374
4 パス等値モデル	111.421 (df=65, p=.000)	1.714	.968	.980	.029	197.421
5 等値制約モデル	179.453 (df=87, p=.000)	2.063	.948	.961	.036	221.453

図4 報酬の推定結果

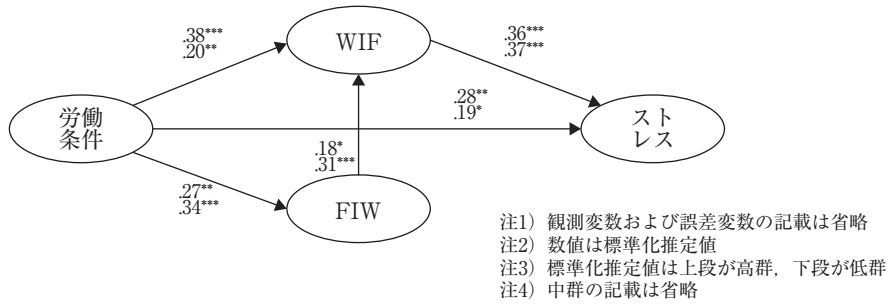


図5 支援の推定結果

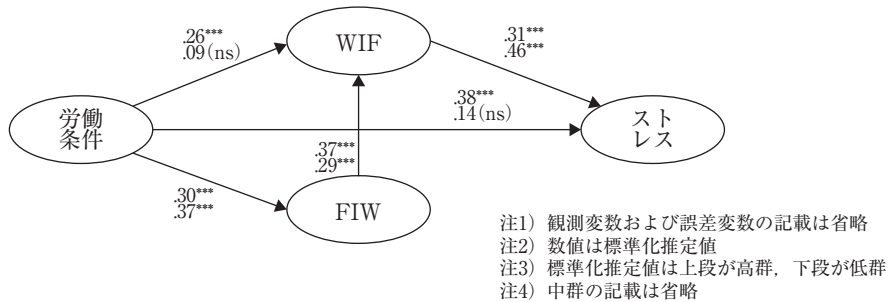


図4の結果から、報酬に関しては高群であるほど、ストレスに強く影響する傾向がうかがえた(労働条件→WIF→ストレスの総合効果:高群 .4168, 低群: .2640)。しかし一方で、ストレスに影響を与えるWIFに対するFIWの間接効果については、低群の方が顕著であった(高群: .0486, 低群: .1054)。

また、支援に関する図5の結果では、ストレスとWIFに対して高群の影響力が強くあらわれた(労働条件→WIF→ストレスの総合効果:高群 .4606, 低群は非有意)。支援の低群における労働条件からストレスへの影響は、直接的にあらわれることなく、FIWとWIFを介することでのみ生じることが明らかとなった。

以上の結果から仮説3および仮説4は、異質性については認められたが、低群のストレスへの影響については支持されなかった。

4.6 平均共分散構造分析による検討

前節4.5において仮説3と仮説4を確認したが、さらなる検討を加えるため、それぞれのモデルに平均共分散構造分析を行った。

はじめに報酬に関して、高群・低群それぞれに平均共分散構造分析を行い、それぞれの因子の平均を明らかにした。これにより高群と低群の相違がどの程度生じているのか、さらなる検討に

つながる。報酬に関する高低群別の平均共分散構造分析⁵の結果、高群は χ^2 値 35.908 (df=19, p=.011), χ^2 値/DF=1.890, CFI=.972, RMSEA=.068, AIC=85.908であった⁶。一方、低群は χ^2 値 17.871 (df=19, p=.531), χ^2 値/DF=.941, CFI=1.000, RMSEA=.000, AIC=67.871であった。高群の適合度は良好とまではいかないが、十分に許容範囲内であると判断した。一方、低群のモデル適合度は非常に良好であった。

本モデルにおいて、高群と低群との間で非標準化推定値⁷の有意性に相違がみられたパスに、労働条件→ストレス(高群:.32 p<.001, 低群:.21 p<.05)と労働条件→FIW(高群:.14 p=ns, 低群:.26 p<.001)があった。これらは図4においても高群と低群との間で影響力に違いが見られたことから、この2つの関係性について検討を加えた。表9は、平均共分散構造分析から明らかにした4つの因子の平均値⁸である。

表9 報酬における高低群別の因子平均

	労働条件	WIF	FIW	ストレス
高群	2.286	2.880	1.981	2.587
低群	3.570	3.272	2.244	3.368

表9の結果から、全体的に低群の数値が大きく、すべての因子に関してその傾向は顕著であった。すなわち、高報酬ではない状況をあらわす低群は、従業員の労働条件悪化や、WIF・FIW・ストレスへの負担も高群よりもたらされている可能性が示唆された。さらに、上述の平均共分散構造モデルの高群と低群との間で有意性に相違が生じている因子間に対して、高群と低群との影響度合いの違いを検討した。すなわち、労働条件とストレスとの関係におけるストレスへの影響の違い、労働条件とFIWとの関係におけるFIWへの影響の違いをそれぞれ高群と低群とで確かめた。分析モデルは図4と同じである。

因子平均と非標準化推定値に基づく計算の結果、労働条件がストレスに及ぼす影響の程度は、高群が.736、低群が.746であった。つまりストレスへの影響度合いそのものに、高群と低群の違いはほとんど見られなかった。しかし、ストレス平均値を踏まえて考えると、高群平均が2.587点(表9)で、そのうちの.736点が労働条件の影響によるものということになる。ストレスに対しておよそ28.4%が労働条件の影響と考えられる。一方、低群のストレス平均値は3.368点(表9)で、そのうちの.746点が労働条件によるものである。低群のストレスはおよそ22.1%が労働条件の影響と考えられる。すなわち報酬に関して、ストレスが労働条件によって受けている影響の程度は、低群よりも高群の方が6.3%ほど大きいことが示唆された。

一方、FIWの高低それぞれの平均値に対して労働条件が及ぼす影響の程度は、因子平均と非標準化推定値から、高群が.313、低群が.910であった。これをFIWの平均値を踏まえて検討す

5 分析の特性や解釈を考慮し、観測変数は5件法に基づく元データを使用した。

6 Amosによる平均共分散構造分析においてGFIは出力されない。

7 平均共分散構造分析では、非標準化推定値が使用される(尾崎, 2007)。

8 労働条件はAmos27から、WIF, FIW, ストレスは切片、非標準化推定値、規定因子の平均から算出した。

ると、高群は 1.981 点（表 9）のうち .313 点が労働条件の影響であり、低群は 2.244 点（表 9）のうち .910 点が労働条件の影響によるものである。すなわち、高群の影響がおよそ 15.8%、低群がおよそ 40.6%であり、FIW への労働条件による影響は、低群の方が 24.8%ほど大きいことが示唆された。

次に、支援に関しても同じように、高群と低群それぞれに平均共分散構造分析を行った。モデル適合度は次のとおりである。高群は χ^2 値 28.447 (df=19, p=.075), χ^2 値/DF=1.497, CFI=.992, RMSEA=.039, AIC=78.447 であった。一方、低群は χ^2 値 25.054 (df=19, p=.159), χ^2 値/DF=1.319, CFI=.990, RMSEA=.037, AIC=75.054 であった。この結果から、高群・低群ともにモデル適合度は良好であると判断された。これらの平均共分散構造モデルの結果から、以下の平均値を算出した（表 10）。

表 10 支援における高低群別の因子平均

	労働条件	WIF	FIW	ストレス
高群	2.706	2.940	2.207	2.565
低群	3.537	3.406	2.225	3.671

ここでも全体的に低群の数値が大きく、FIW を除いてその傾向は顕著である。すなわち、上司からの支援が少ない状態は、労働条件をはじめとしたストレス関連の他の因子においても、従業員の負担が高群よりも大きいといえる。

本モデルにおいて高群と低群との間で非標準化推定値の有意性に相違がみられたパスは、労働条件→ストレス（高群：.42 p<.001, 低群：.13 p=ns）と労働条件→WIF（高群：.30 p<.001, 低群：.13 p=ns）であった。これらは図 5 においても高群と低群との間で影響力に違いが見られたことから、この 2 つの関係性について検討を加えた。

因子平均値と非標準化推定値に基づく計算の結果、労働条件がストレスに及ぼす影響の程度は、高群が 1.128, 低群が .460 であった。すなわち、ストレスの高群平均 2.565 点（表 10）のうち 1.128 点が労働条件の影響によるものであり（およそ 44.0%）、ストレスの低群平均 3.671 点（表 10）のうち .460 点が労働条件によるものであった（およそ 12.5%）。平均値そのものは低群の方が高いが、労働条件の影響度合いは高群の方が大きいことが示唆された。

一方、WIF の高低群それぞれの平均値に対して、労働条件が及ぼす影響の程度は、高群が .809, 低群が .463 であった。つまり、WIF の高群平均 2.940 点（表 10）のうち .809 点分が労働条件の影響によるものであり（およそ 27.5%）、WIF の低群平均 3.406 点（表 10）のうち .463 点が労働条件の影響によるものであった（およそ 13.6%）。このことから、低群の方が WIF 平均値は高いものの、労働条件から受ける影響は高群よりも小さいことが確認された。

以上の結果は、平均の観点から高群・低群におけるパスの相違を説明したものである。使用された数値が平均であるため、パスの推定値等は仮説の検証時とは若干異なるが、図 4・図 5 で確認された推定結果を支持するような結論を得ることができたと考える。

5 考察

本研究は、女性従業員の労働条件とストレスとの関係をWFCの観点から検証した。就業環境として、業種による違い、他社との相対的報酬、上司やリーダーによる支援の程度の違いを設定した。また、WFCはストレス反応に基づく仕事から家庭への反応(WIF)と家庭から仕事への反応(FIW)を設定した。分析の結果、労働条件とストレスとの関係に対するWIFの媒介効果、FIWのWIFへの影響、業種ごとの構造モデルの等質性、報酬と支援それぞれの高群と低群における異質性が認められた。以下ではこれらを踏まえて、本研究における結論を述べる。

第1に、WFCの媒介効果はWIFのみで確認された。こうした本研究におけるWIFの媒介効果は、先行研究(會田・松永, 2019; 加藤・富田・金井, 2018; 陳・大塚・金井, 2019)を支持する結果といえる。すなわちWIFの先行要因は、直接ストレス等に影響を与えるというより、WIFが生じることでより強く精神状態に影響を及ぼしているといえる。WIFとストレスとの強い関係性が認められた。

一方、FIWについては労働条件からの影響は十分に確認されたものの、それを受けてのストレスへの影響が認められなかった。これはFIWが抑うつに影響を与える媒介効果(會田・松永, 2019)とは異なる結果となった。ほかにもFIWと精神的健康状態との関係を示唆した加藤・金井(2006)の結果とも異なるといえる。しかし一方で、FIWが対処行動を経て精神的健康状態に影響を与えるという結果(加藤・金井, 2006)や、対処行動までの媒介効果(加藤・富田・金井, 2018)として機能するという研究もある。これらの先行研究を踏まえて考えると、FIWは必ずしも精神状態に直接的に影響を与えるということではなく、より強く精神状態に影響を与える要因に対する規定因子としてはたつきがあると考えられる。本研究においても、FIWはストレスには直接影響せず、労働条件とWIFとの間を媒介し、WIFからストレスに影響を与えていた。すなわちFIWは、ネガティブな労働条件によって促進され、家庭で生じる問題や役割によって、就労に対するネガティブな意思に関連することが考えられる(熊谷・五十嵐, 2020)。FIWは直接的に職務上のストレスに影響を及ぼすのではなく、ストレスの規定因子に影響を及ぼすと考えられる。

第2に、ストレスに至るまでの構造モデルに、業種による違いがないことを確認した。つまり本研究における修正モデルは、少なくとも宿泊・飲食、生活関連サービス、介護・福祉業において産業横断的に共通であることが示唆され、一定の普遍性を垣間見ることができた。生活関連サービス業が特定業種に絞られていないことでパス間の有意性が若干低い部分もみられたが、全体的に同じ構造が成立することを確認できた。この分析結果により、労働条件→FIW→WIF→ストレスにつながるパスが3業種を共通して特に強い有意性を示したことから、職場では女性従業員に対して、労働条件に基づくWIFの心配よりも、まずは家庭への配慮に留意すべきだといえる。特に日本ではWFCそのものが男性より女性の方が高く、家事・育児に関わるのも女性の

方が多いため、仕事をすることで家事・育児の役割を行えないという葛藤を女性は抱きやすいと考えられる（鈴木, 2017）。本研究では、労働条件によって家事や育児などをこなせないことがまず家庭でのストレスとしてあらわれ、それが仕事への集中を妨げ、心身ともに疲れ果てた状態で働き続けることが家族に対するさらなる葛藤を生み、バーンアウトをもたらしたと考えられる。上司が家族的責任に対して配慮・支援を行うことで、女性のWFCは低下するという研究もある（吉田, 2007）。女性従業員がいる職場では、労働条件やストレスについて業種の特性を言い訳にするのではなく、まずは家庭への配慮を心がけるべきである。

第3に、女性従業員が受け取っている報酬の違いが、WFCやストレスへ及ぼす影響の違いをあらわしていた。WIFのみを介した労働条件からストレスまでの影響プロセスは、低群より高群の方が強かった。すなわち、他社と比べて相対的に高い報酬を受けていると感じる者ほどストレスへの影響が強いと見える。これは一般的に言われるように、仕事に対する責任の重さやその難度が高まるほどに収入も増える一方、そのプレッシャーからストレスを抱えやすいという側面があらわれているのかもしれない。また、労働条件→ストレス、労働条件→FIWという限定した関係で考えてみても、高低群の多母集団同時分析と平均共分散構造分析との間で同様の結果を確認することができた。

さらに、報酬における高低の違いは、FIWとWIFとの関係性にも顕著にあらわれていた。すなわち、FIWからWIFへの影響は、明らかに高群よりも低群の方が強かった。これについて考えられることとして、比較的高い報酬を得ている現場の管理者などは、仕事のスケジュールなどを自分で決められるのに対し、必ずしも高報酬ではない一般の従業員はそれができないため、労働条件に起因する家庭でのストレス（FIW）が家族への葛藤（WIF）に強く影響したのかもしれない。実際、労働条件とFIWの関係も低群の方が強くなっていることから、この点に関して今後のさらなる研究が求められる。

第4に、上司やリーダーの支援を感じる高群は、これまでの分析と同様、WFCやストレスへの影響が確認されたが、支援を感じない低群は、WIFやストレスへの直接的な影響がみられなかった。これにより低群は、労働条件→FIW→WIF→ストレスというプロセスだけが顕著となった。これに関して、低群は上司などからの支援を受けなくても仕事そのものを遂行でき、仕事に対するやりがいなどが比較的高い層の可能性が考えられる。女性の回答が6割を超える鈴木（2017）の研究によれば、仕事を続ける理由として働くことが好きであるほど、WFCがより強く抑制されていた。本研究ではWFCをWIFとFIWに分けているため、労働条件の悪化で危惧されるのが、FIWというかたちで顕著にあらわれたのかもしれない。

これらの分析からもわかるように、女性従業員に対して気をつけるべき点は、WIFよりもまずはFIWを回避するための配慮や気遣いである。

6 今後の課題

今後の課題として、第1に詳細な変数の活用があげられる。本研究ではたとえば、より詳細な家族状況、配偶者からの支援など、比較的多くの研究で取り上げられている要因が欠落している。また一方で、シングルマザーやシングルファーザーのみに限定したうえで分析結果の差異を検討することなども不可欠である。これらの詳細な要因を踏まえることで、いっそう現実に即した結論を導くことができると考える。第2に、対象者の選定である。本研究では分析の対象者として介護・福祉に偏りがあったことは否めない。また、生活関連サービス業における具体的な業種を割り出すことができなかった。より普遍的な見解を導くためにも、対象者の選定には十分留意する必要がある。またそれと同時に、より広範囲に業種を広げることは不可欠であり、上司や同僚への依存度なども踏まえた分析も求められる。第3に、現状に鑑みた在宅ワークやリモートワークに関わるWFCへの影響を検討することが求められる。一般的には、従業員の働き方として出社に向かう傾向が広がっているが、それでも今後在宅ワークがなくなることはないだろう。そうした中で、在宅勤務とWFCとの関係性を検討することは不可欠である。ニューノーマルな生活の中で今後のさらなる研究が求められる。

参考文献

- 會田夕貴・松永しのぶ(2019)「働く母親における完全主義傾向がワーク・ファミリー・コンフリクトと精神的健康に与える影響」『昭和女子大学生活心理研究所紀要』第21巻, pp.1-13.
- Allen, T.D., Herst, D.E.L., Bruck, C.S., & Sutton, M. (2000) "Consequences associated with work-to-family conflict: A review and agenda for future research". *Journal of Occupational Health Psychology*, 5, 2, pp.278-308.
- Baron, R.M., & Kenny, D.A. (1986) "The moderator-mediator variable distinction in social psychological research: Conceptual, strategic, and statistical considerations." *Journal of Personality and Social Psychology*, 51, pp.1173-1182.
- Greenhaus, J.H., & Beutell, N.J. (1985) "Sources of conflict between work and family roles." *Academy of Management Review*, 10, 1, pp.76-88.
- 井奈波良一・井上眞人・日置敦巳(2015)「女性病院看護師のバーンアウトとワーク・ファミリー・コンフリクトの関係」『日本職業・災害医学会誌』第64巻第6号, pp.319-325.
- Kahn, R.L., Wolfe, D.M., Quinn, R.P., Snoek, J.D., & Rosentbal, R.A. (1964) "Organizational stress: Studies in role conflict and ambiguity. New York: Wiley.
- 金井篤子(2002)「ワーク・ファミリー・コンフリクトの規定因とメンタルヘルスへの影響に関する心理的プロセスの検討」『産業・組織心理学研究』第15巻第2号, pp.107-122.
- 金井篤子・若林満(1998)「女性パートタイマーのワーク・ファミリー・コンフリクト」『産業・組織心理学研究』第11巻第2号, pp.107-122.
- 加藤容子・金井篤子(2006)「共働き家庭における仕事家庭両立葛藤への対処行動の効果」『心理学研究』第76巻第6号, pp.511-518.
- 加藤容子・富田真紀子・金井篤子(2018)「仕事領域におけるワーク・ファミリー・コンフリクト対処プロセスの検討」『産業・組織心理学研究』第31巻第2号, pp.123-138.

- Kinnunen, U., & Mauno, S. (1998) "Antecedents and outcomes of work-family conflict among employed women and men in Finland." *Human Relations*, 51, 2, pp.157-176.
- 久保真人・田尾雅夫 (1994) 「看護婦におけるバーンアウト・ストレスとバーンアウトとの関係—」『実験社会心理学研究』第34巻第1号, pp.33-43.
- 熊谷麻紀・五十嵐久人 (2020) 「中小企業雇用者におけるワーク・ファミリー・コンフリクトに関連する要因」『日本公衛誌』第67巻第12号, pp.850-859.
- 厚生労働省雇用環境・均等局『令和2年版 働く女性の实情』<https://www.mhlw.go.jp/bunya/koyoukintou/josei-jitsujo/20.html> 2021年11月17日アクセス.
- Maslach, C., & Jackson, S.E. (1981) "The measurement of experienced burnout." *Journal of Occupational Behavior*, 2, pp.99-113.
- 松浦素子・菅原ますみ・酒井厚・眞榮城和美・田中麻未・天羽幸子・詫摩武俊 (2008) 「成人期女性のワーク・ファミリー・コンフリクトと精神的健康との関連—パーソナリティの調節効果の観点から」『パーソナリティ研究』第16巻第2号, pp.149-158.
- 内閣府男女共同参画局 (2021) 『共同参画 2021年5月号』https://www.gender.go.jp/public/kyodosankaku/2021/202105/202105_05.html 2021年11月17日アクセス.
- 中山純果・飯島佐知子・大西麻未 (2017) 「ワーク・ファミリー・コンフリクト (WFC) の低減を目的とする職場介入に関する文献レビュー」『医療看護研究』第14巻第1号, pp.54-62.
- 尾崎幸謙 (2007) 「平均共分散構造分析」豊田秀樹 (編著) 『共分散構造分析[Amos編]』東京図書.
- 労働政策研究・研修機構 (旧日本労働研究機構) (2003) 『組織の診断と活性化のための基盤尺度の研究開発—HRMチェックリストの開発と利用・活用—』調査研究報告書 No.161.
- Snell, S.A., & Dean, J.W. (1992) "Integrated manufacturing and human resource management: A human capital perspective." *Academy of Management Journal*, 35, 3, pp.467-504.
- 鈴木康宏 (2017) 「男性看護師と女性看護師のワーク・ファミリー・コンフリクトの比較」『日健医誌』第26巻第2号, pp.86-91.
- 田尾雅夫 (1989) 「バーンアウト—ヒューマン・サービス従事者における組織ストレス」『社会心理学研究』第4巻第2号, pp. 91-97.
- 陳迪・大塚泰正・金井篤子 (2019) 「介護職員のワーク・ファミリー・コンフリクト／ファシリテーションに関する検討：仕事の要求度—資源モデルの観点から」『産業・組織心理学研究』第32巻第2号, pp.139-152.
- 渡井いずみ・錦戸典子・村嶋幸代 (2006) 「ワーク・ファミリー・コンフリクト尺度 (Work-Family Conflict Scale: WFCS) 日本語版の開発と検討」『産業衛生学雑誌』第48巻, pp.71-81.
- 山口一男 (2010) 「常勤者の過剰就業とワーク・ファミリー・コンフリクト」『RIETI Discussion Paper Series 10-J-008』独立行政法人経済産業研究所.
- 吉田悟 (2007) 「ワーク・ファミリー・コンフリクト理論の検証」『人間科学研究』文教大学人間科学部 第29号, pp.77-89.
- 山本寛 (2008) 『改訂版 転職とキャリアの研究—組織間キャリア発達の観点から—』創成社.

謝辞

本論文に貴重なご助言をいただきました2名の査読者に心より厚く御礼申し上げます。

受付：2021年11月17日

受理：2021年12月16日