

# 日本企業におけるワークモチベーションと残業の関係

—環境不確実性の観点から—

小林 咲希

## <要約>

長時間労働問題は日本企業における大きな課題であったが、働き方改革や昨今のコロナ禍の状況を受け、徐々に改善されてきている。しかしその流れに逆らうように内発的に動機づけられ、残業をしたいと考える労働者も見受けられる。また近年の労働環境の変化を受けて、労働者の残業に対する意識が変化していると考えられる。そこで本研究ではワークモチベーションの下位尺度を用い、各モチベーションと残業との関係、およびそれらの関係に環境不確実性がどのように影響するのかについて考察する。

日本企業の従業員 316 人を対象に調査を行い、共分散構造分析を行った結果、ワークモチベーションが残業意欲を媒介として残業行動に正の影響を与えること、環境不確実性が両者の関係を調整していることが明らかになった。本研究が残業研究および実務における長時間労働マネジメントに貢献することが期待される。

## <キーワード>

残業、ワークモチベーション、環境不確実性

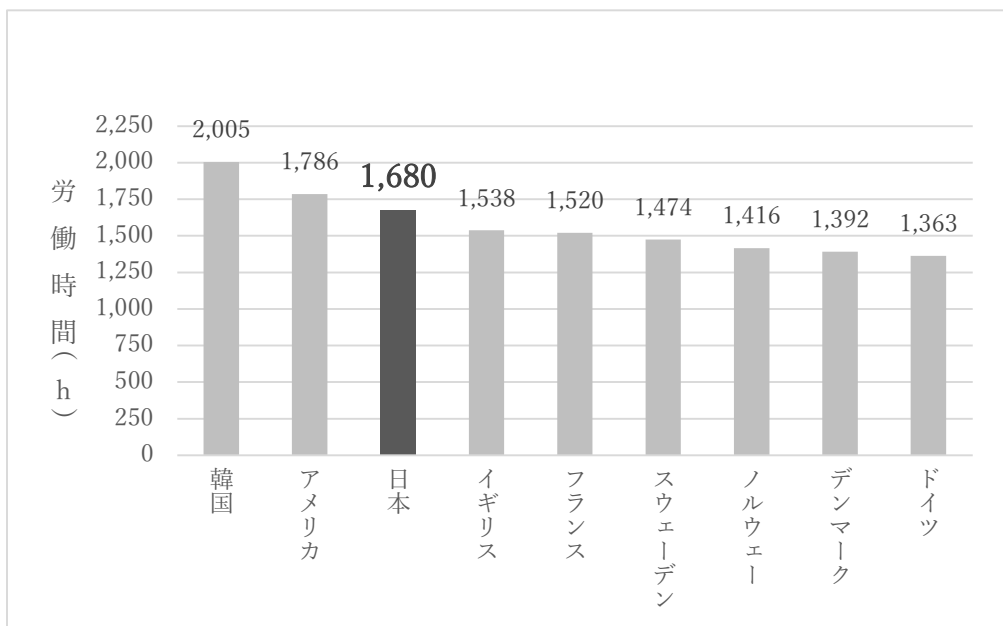
## 1. はじめに

近年、日本の長時間労働が問題視されている。図 1 は、労働政策研修・研究機構がまとめた国際労働比較 (2019) の調査を基に作成したものである。この調査によると、2018 年の就業者一人当たり平均年間総実労働時間は 1680 時間と、OECD 各国と比較しても労働時間が長いといえる。またこの調査はパートタイム労働者を含んでおり、フルタイムの従業員でいえばさらに労働時間は長いと推測できる。そこで政府は 2016 年から本格的に働き方改革に取り組んでいる。具体的な例をあげると、2019 年 4 月より順次施行された「働き方改革関連法案」では、ワークライフバランスを保った柔軟な働き方の実現に向け、長時間労働に対する抜本的な改革が行われた (西田, 2019)。1947 年に制定された「労働基準法」を 70 年ぶりに改定し、時間外労働に「法律による上限」を新たに設け

た。「残業時間の上限は、原則として月45時間・年360時間」という明確な数値基準が定めることで、長時間労働を抑制する効果が期待されている。

そのような背景から、長時間労働は改善傾向にあるといえる。毎月勤労統計（厚生労働省，2019）を見ると、2016～2019年の間で一人当たりの労働時間は年平均1.3時間減少している。2006～2015年の間で年平均0.6時間の減少しか見られなかったことから、働き改革によって長時間労働は改善傾向にあるといえる。特に正規労働者の減少幅が0.7時間と最も大きいことがわかる。

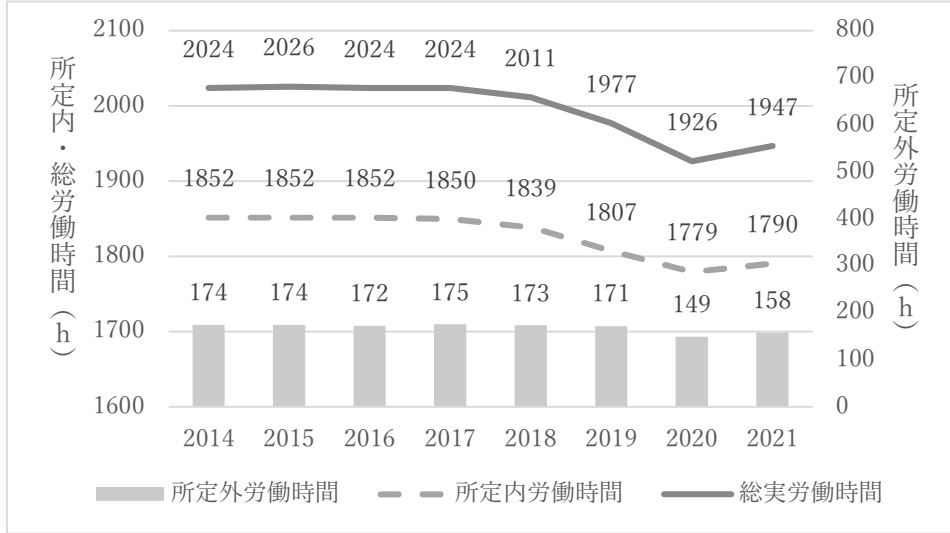
図1 就業者一人当たり平均年間総実労働時間（2018年）



資料出所：労働政策研修・研究機構「国際労働比較」(2019)を元に作成

正規労働者の労働時間の推移を表したのが図2である。総実労働時間は2014年で2024時間だったものが2021年には1947時間と、大きく減少したといえる。総実労働時間の変動は、所定内労働時間および所定外労働時間の変動と一致しているといえる。しかし、所定外労働時間に注目すると、所定内労働時間の減少幅と比較してあまり変化がみられない。今後長時間労働を是正するにあたり、所定外労働時間、つまり残業をいかに減らすかが、職場環境をマネジメントする際の重要なポイントになると考えられる（山本，2019）。

図2 一般労働者の年間労働時間の推移



資料出所：毎月勤労統計調査（厚生労働省，2021）を元に作成

図3 残業の理由と実労働時間の関係

	160h未満	160~180h未満	180~200h未満	200~240h未満	240h以上
仕事が多いから	10.20%	24.70%	25.20%	29.40%	10.40%
仕事の性格上、所定時間外でないといけない仕事があるから	11.10%	25.20%	25.00%	28.20%	10.60%
上司の指示や手順が非効率的で仕事の進め方にムダが多いから	8.90%	24.50%	27.80%	28.20%	10.50%
仕事の締め切りや納期にゆとりがないから	10.20%	23.60%	27.40%	28.80%	10.00%
仕事が面白いから	8.10%	25.40%	25.40%	<b>30.10%</b>	11.00%
予定外の仕事が突発的に飛び込んでくるから	11.20%	28.30%	25.70%	26.40%	8.40%
仕事をきちんと仕上げたいから	9.70%	27.80%	28.70%	25.40%	8.50%
残業手当を増やしたいから	10.40%	28.90%	<b>30.10%</b>	25.60%	5.10%
能力や技術を高めて自分が成長するため	9.40%	18.10%	22.50%	<b>37.70%</b>	<b>12.30%</b>
その他	11.70%	34.00%	20.40%	28.40%	5.60%
合計	11.10%	28.20%	25.10%	26.60%	8.90%

資料出所：労働政策研究・研修機構（2022）を元に作成

ではどのような理由で残業が行われているのだろうか。労働政策研究・研修機構（2022）が20～65歳で、週所定労働時間が35時間以上の労働者に行ったアンケートによると、月の労働時間が160～180時間群の残業理由は概ね様々な理由に分散し、月の労働時間が180～200時間群では「残業手当を増やしたいから」に理由が集中している。それに対して200～240時間群、240時間以上群の残業理由は、「仕事がおもしろいから」、「能力や技術を高めて自分が成長するため」に集中している。つまり、長時間労働者ほど、仕事の量や性質ではなく自己成長ややりがいなどの、内発的動機付けによるポジティブな理由から残業をしているといえる。残業を減らそうという政府や企業の意向に反して、残業をしたいと感じる従業員も存在し、また彼らによって長時間労働が促進されていると考えられる。そこで本研究では自己成長ややりがいなどの内発的動機付けの概念としてワークモチベーションに着目し、残業の促進要因を考察する。

さらに昨今の労働時間を取り巻く変化という観点から、環境不確実性という概念にも注目する必要があると考える。経産省（2019）は2019年に発表した人材競争力強化のための9つの提言を支える3大原則としてVUCA時代への対応を求めている。また近年は人材流動化時代と言われ、政府によるリスクリングに向けた4000億円規模の投資が行われるなど、日本的経営からの大きな転換点を迎えている。本研究ではそのような環境変化を表す概念として環境不確実性に着目し、モチベーションと残業との関係に環境近くがどのように影響するのかについて検証する。ワークモチベーションや環境不確実性の観点から残業を促進する心理的要因を明らかにすることで、長時間労働をしている労働者のマネジメントに対するより多様な示唆を与えることが期待される。

## 2. 先行研究

### (1) 残業について

#### 1) 残業に関する研究

残業に関する研究は国内でも海外でも多くの研究が蓄積されている。特に国内では、近年の長時間労働問題を鑑み、残業が与える負の影響や、残業を促進する職場要因について定性・定量的に研究が行われてきた。例えば玄田（2009）は長時間労働に影響する組織要因に着目し、一人当たりの仕事量の多く、特に若年・ミドル層が長時間労働をする傾向にあることを明らかにした。小池（2008）は促進要因として職業要因、個人要因、職場環境要因、本人の働き方要因に着目し、より多面的な促進要因を明らかにした。仕事量の多さや結婚の有無が影響を与えるほか、本人の働き方要因として、「仕事を納得できるよう仕上げたい」というモチベーションが労働時間を有意に長くすることを示した。残業が与える負の側面についても国内外で多くの研究があり、特にメンタルヘルスへの悪影響が明らかになっている。例えば Hulst & Geurts（2001）は残業が職場以外の場でのメンタルヘルスに悪影響を及ぼし、特に低賃金な職業で

あるほどその傾向が強くなること、丸子・平野（2021）は残業時間の削減が求められる心理状態における長時間の残業が、ワークエンゲージメントに負の影響を与えることなどを明らかにしている。

以上のように先行研究を概観すると、残業については負の側面との関係に注目が集まる一方、はじめににあるような個人のポジティブな要因による残業の促進効果を定量的に分析したものは少なく、研究の余地が残されていると考える。

## 2) 残業意欲と残業行動

残業に関する先行研究では、「週何時間労働しているか」という実労働時間に基づく調査が行われていた。しかし労働政策研究・研修機構（2022）のアンケート調査結果によると、残業の理由には「仕事量が多いから」、「上司の指示や手順が非効率で仕事の無駄が生じているから」というような消極的な残業と、「仕事がおもしろいから」、「能力や技術を高めて自分が成長するため」というような積極的の残業があることが明らかになっている。つまり残業時間は同じであっても、残業行動に至るまでの心理的プロセスは異なるといえる。本研究は内発的動機付けが残業に与えるメカニズムを検証することを目的としており、積極的の残業に注目していることから、「残業をしたい」という心理状態と「残業をした」という行動状態は弁別される必要があると考える。意欲と行動との関係についての先行研究は数多く国内では例えば、転職意欲と転職行動との関係に着目した研究では、転職意欲が高まることで転職行動が起こるが、転職意欲が高い場合でも相談相手の存在や余暇の有無が阻害要因となって転職行動を抑制すること（藤原，1993）、人材定着に着目した研究では就業継続意欲が高いほど就業継続行動に繋がり、ワークライフバランスに配慮した職場であるほどその関係が強まること（北川，2010）などがある。以上の研究を参考に、本研究でも残業を「残業意欲」と「残業行動」とに弁別して研究を行う。なお藤原（1993）を参考に本研究では、残業意欲は「時間外労働をしたい」という心理状態、残業行動は「実際に時間外労働を行っている状態」と定義する。

## (2) ワークモチベーション

### 1) ワークモチベーションの定義と先行研究の概観

ワークモチベーション研究は1960年代以降様々な内発的動機付け研究を統合してきた概念であり、その定義は一様に定まっていないが、近年の多くの研究において、Mitchell（1997）の「目標に向けて行動を方向づけ、活性化し、そして維持する心理的プロセス」という定義が用いられており、本研究でもこの定義に準じる。ワークモチベーションはPorter & Lawler（1968）によって外発的・内発的な職務動機付けモデルが提唱されたことに起因し、認知的評価理論や目標設定理論など様々な内発的動機付け理論の枠組みから研究が進められてきたが、ワークモチベーションそのものを直接的に測定した研究は行われていなかった（Mitchell, 1997; Deci & Ryan, 2002）。しかし近年ではDeci & Ryan（2002）が自己決定理論の枠組みに基づき、ワークモチベーションを測定する尺度を開発するなど、より多面的なワークモチベーション研究が行われている（池田，2017）。

### 2) ワークモチベーションの構成要因

ワークモチベーションの構成要素についてはいくつかの先行研究が存在するが、近年の先行研究で最も用いられているのがBarrick et, al.（2002）が自己決定理論をもとに提唱した3つの構成要素である。自己決定理論とはDeci & Ryan（1985）が提唱した、内発的動機付けに関する理論を統合した理論であり、人間活動において自己決定すること（自

律的であること)が高いパフォーマンスや精神的健康をもたらすとしている。自己決定理論において内発的動機付けを支えるのは3つの基本的欲求である。①有能さの欲求(自分の能力とその証明に対する欲求)、②関係性の欲求(周囲との関係に対する欲求。)、③自律性の欲求(自己の行動を自分自身で決めることに対する欲求)の3つであり、これらの欲求が満たされることで内発的動機付けが促進されるとされる(Deci, 1992)。

Barrick らはこれらの基本的欲求とワークモチベーションとを統合させ、その構成要素をそれぞれ、競争志向的モチベーション(以下、競争志向的M)、協立志向的モチベーション(以下、協立志向的M)、目標達成志向的モチベーション(以下、目標達成志向的M)、と命名した。Barrick et, al. (2002)によれば、競争志向的Mは有能さへの欲求に対応し、「職務を同僚他者よりも高いレベルで遂行しようとするモチベーション」と定義される。次に協立志向的Mは関係性の欲求に対応し、「個人的な関係を受け入れ、他の人と仲良くすることを目的とするモチベーション」と定義している。目標達成志向的Mは自律性の欲求に対応し、「タスクを達成するという個人の意図を反映した、高いタスク指向的なモチベーション」と定義される。先行研究からは、達成志向的Mは競争志向的Mを媒介として職務パフォーマンスに影響を与えること(Pinder,2008)、達成志向的Mは協立志向的Mに正の影響を与え、また両者の関係を相互依存性が媒介すること(池田・森永, 2017)などが明らかになっている。

### (3) 環境不確実性

環境不確実性に関する研究は、組織を取り巻く環境の不確定要因にどう対処するかという命題のもと進められてきた。Thompson (1967)が環境と組織の関係性を研究したことに端を発し、また同研究において、環境不確実性は職務内容の多様性や情報量の不確実性と、職務内容や情報の可変性の不確実性という2次元によって構成されることが指摘されている。また近年主流となっているのが環境不確実性を「知覚される環境不確実性」として捉えたマイクロレベルでの研究だ。知覚される環境不確実性に初めて着目したDuncan (1982)は「客観的な状況が同じであっても、将来が不確定であることに対しての個人耐性によって知覚する不確実性レベルは異なることから、環境不確実性を捉えるにあたり、個人の知覚レベルに着目する必要がある。」と述べており、本研究でも「知覚される環境不確実性」を環境不確実性として扱い、「組織成員が知覚する組織の目標設定と目標設定に関連する環境(タスク環境)における不確実性」(Duncan, 1972)と定義する。なお、Duncan (1972)は、この環境不確実性は3つの下位尺度に分けられるとし、それに基づいた研究も見受けられたが、信頼性を示さなかった研究や、2次元のほうが適切である(中, 1985)という先行研究も散見されたため、本研究では一つ概念として取り扱う。

先行研究では環境不確実性の調整効果が明らかになっている。例えば役割曖昧性が職務満足に与える負の影響を調整すること(小久保, 1992)、上司と部下の関係性(LMX)と職務パフォーマンスとの関係性を弱めること(Jun, 2021)などが明らかになっている。

## 3. 仮説

先行研究から、残業への影響要因について、ワークモチベーションの要素について検討する必要があること、残業

は意欲と行動とに弁別した関係性を検証する必要があることが示された。本研究では、自己決定理論と社会的比較理論を踏まえて、残業行動の影響要因としてワークモチベーションの下位尺度である競争志向的M、協立志向的M、目標達成志向的Mのそれぞれが残業意欲を媒介することで与える影響について検討する。さらに、ワークモチベーションと残業意欲、残業行動の三者の関係に環境不確実性がどう影響するのかを検討する。

#### (1) ワークモチベーションと残業行動：残業意欲の媒介効果

はじめに、ワークモチベーションと残業行動の関係について述べる。自己決定理論において人間は有能性、関係性、自律性に動機づけられるとされ、ワークモチベーションを枠組みに当てはめるとそれぞれ競争志向的M、協立志向的M、目標達成志向的Mに分けられる。そしてこれらのモチベーションをもった個人は職務に対して積極的な感情を抱くと考えられることから残業に対するモチベーションも高めると予想される。

またこの関係性は社会的比較理論による説明を試みる。Festingerによって提唱された自己概念理論の一つである。この理論において、人間は他者との比較を通じて、自己の様々な側面を正確に評価しようとする欲求を持つとされる (Festinger, 1954)。具体的には人が自己評価を行う際には比較対象が存在し、自分より優れた他者と比較して自己評価を行う上方比較と、自分より劣った他者と比較して安心する下方比較のいずれかが行われると主張している。またこの比較方向は個人の心理状態によって変化し、自尊感情や上昇志向が高い時には上方比較が、低い時には下方比較が行われるとされる。この関係は先行研究にも裏付けられており、例えば外山 (2009) では、上方比較をすることにより中学生の学習意欲が向上し、学習時間が増えることなどが明らかになっている。社会的比較理論に基づけば、ワークモチベーションの高い個人は各方向において上昇志向の高い個人と推察されることから、ワークモチベーションに動機づけられた個人は上方比較をすることで職務に対する意欲を高めると考えられる。ここで各モチベーションを持った個人が上方比較を行う場合を考える。他者と比較して有能でありたいという競争志向的Mを持つ個人は、有能さへの欲求を持っており、また理想と自己評価とのギャップを埋めるための機会を積極的に求めると推察される。このギャップをより早く埋めようとするとき、時間外での労働に対する意欲が高まると考えられる。次に協立志向的Mを持つ個人についても、より優れた関係性を持つ対象との上方比較により、関係性構築のための時間をより多く確保するために長時間職場に居ようという動機づけが働くと考えられる。これについては先行研究でも情緒的コミットメントが高い個人ほど残業時間が有意に長くなる (O'Neill & Arendt, 2008) ことが明らかになっており、関係性を重視することにより残業意欲が高まると考えられる。最後に目標達成志向的Mを持つ個人についても、より優れた対象との上方比較により、より高い目標達成のために残業の動機づけが働くと考えられる。先行研究においても、仕事を納得して仕上げたいという意欲が残業時間を有意に伸ばすこと (小池, 2008) が示されている。

また残業意欲と残業行動の関係についても、先述の通り、意欲による動機づけは行動を促進する要素と成り (藤原, 1997; 北川, 2010)、残業意欲を高めた個人は残業行動をすると考えられる。つまり以上の流れを整理すると、ワークモチベーションは残業意欲を媒介として残業行動に影響を与えると考えられる。なおワークモチベーションは他の内発的動機付けやコミットメントを促進する働きがあり (例えば Chang et, al., 2012; 外山, 2009)、他の媒介要素があると推察されることから以下の仮説を検証する。

仮説 1-1：競争志向的 M と残業行動の関係を残業意欲が部分的に媒介する。

仮説 1-2：協力的志向的 M と残業行動の関係を残業意欲が部分的に媒介する。

仮説 1-3：目標達成志向的 M と残業行動の関係を残業意欲が部分的に媒介する。

## (2) ワークモチベーションと残業意欲：環境不確実性の調整作用について

さらにワークモチベーションと残業意欲との関係に影響を与えるものとして、環境不確実性に注目する。Deci (2000)が提唱した、自己決定理論を構成する理論の一つである基本的心理欲求理論において、ワークモチベーションは環境の確実性の影響を受けると推察される。なぜなら基本的心理欲求理論では、有能さへの欲求において、「社会環境と継続的にかかわりを持つ中で、自分はいまうまくやっているという実感をもつこと」が内発的動機付けの源泉となり、関係性への欲求において、「他者や環境と緊密な関係を結びたい」という心理的側面が働くと主張され (Deci, 2000)、環境の確実性知覚が揺らぐとき、モチベーションは変化すると考えられる。よって本研究においてもワークモチベーションが残業意欲を高めるという関係に対して環境不確実性がもたらす調整効果について検討する。ここで環境不確実性が高い時と低い時に分けて考えると、環境不確実性が高い時は、職務達成のためのプロセスが明確で、個人の裁量の余地が少ないといえる。よってモチベーションのレベルによって行動が変化する度合いはあまりないため残業意欲についても変化しないと考えられる。一方で環境不確実性が高い場合については、職務達成のためのプロセスが不明確で、個人の裁量の余地が多くなっているといえる。このとき労働量の差が職務達成度合いに大きく影響するため、モチベーションのレベルによって行動が変化する度合いが相対的に高くなり、残業意欲が高まると考えられる。

以上のことから、以下の仮説について検証する。

仮説 2-1：競争志向的 M と残業意欲との関係は、環境不確実性によってモデレートされる。環境不確実性が高いと両者の関係が強まる。

仮説 2-2：協力的志向的 M と残業意欲との関係は、環境不確実性によってモデレートされる。環境不確実性が高いと両者の関係が強まる。

仮説 2-3：目標達成志向的 M と残業意欲との関係は、環境不確実性によってモデレートされる。環境不確実性が高いと両者の関係が強まる。

## (3) ワークモチベーションと残業行動：環境不確実性の調整作用について

次に、ワークモチベーションと残業行動の関係について、環境不確実性の調整作用という観点より検証する。基本的心理欲求理論においてワークモチベーションによる内発的動機付けが環境不確実性知覚の影響を受けると推察できるのは先述のとおりである。加えて先行研究においても、自分の業績が正当に評価されるのかが不安であること (労働政策研究・研修機構, 2022) や職場への将来不安 (小池, 2008) が残業行動を促進することが明らかになっている。よって環境不確実性が小さい場合にはワークモチベーションと残業行動との関係は変化しないが、環境不確実性が大きい場合には残業行動がより促進されると考えられる。したがって、以下の仮説について検証する。



仮説 3-1 : 競争志向的 M と残業行動との関係は、環境不確実性によってモデレートされる。環境不確実性が高いと両者の関係が強まる。

仮説 3-2 : 協力的志向的 M と残業行動との関係は、環境不確実性によってモデレートされる。環境不確実性が高いと両者の関係が強まる。

仮説 3-3 : 目標達成志向的 M と残業行動との関係は、環境不確実性によってモデレートされる。環境不確実性が高いと両者の関係が強まる。

## 4. 調査方法

### (1) 調査方法

本研究の調査では、株式会社ジャストシステムが提供する web 調査サービスである『Fastask』を用いた。予備調査として Fastask に登録されたモニターのうち、本研究の目的に合致する対象者を絞り込み、本調査はそのモニターを対象として実施した。

予備調査は 2022 年 9 月 21 日から 9 月 24 日にわたって実施し、1,003,833 人に対して配布され、回収目標の 2000 人に達した時点で自動的に終了した。この予備調査では、残業頻度などを質問しており「あなたの月の所定外労働時間はどのくらいですか」という質問に対して、46 時間以上と回答した人を調査対象とした。これは 3 6 協定における「所定外労働時間は原則月 45 時間以内」という基準を超過した残業傾向にある人を調査対象とするためである。

予備調査の結果から、本調査に相応しい対象者サンプルは 429 名であった。

先行研究をもとに本調査で使用する質問項目を作成し、本調査を実施した。なお本調査は 2022 年 12 月 7 日から 12 月 11 日にわたって行った。質問票は回答目標を 300 人に設定したうえで 429 名に配布し、回収目標を超える人数を超える 331 名からの回答を得られた。有効サンプル数は 316 (有効回収率 95.5%) であった。調査対象者のプロフィールは表 1 に示す。年齢は平均 40.28 歳 (Min=20, Max=59) で、内訳は男性が 233 名、女性が 83 名であった。調査では、ワークモチベーション、残業行動、残業意欲、環境不確実性についての質問を行った。

表1 調査対象者のプロフィール (計316名)

性別	男性		女性	
	233		83	
年齢別	20～29歳	30～39歳	40～49歳	50～59歳
	65	92	86	73
	175		31	109
地域別	関東		その他	
	136		180	

(2) 測定尺度

1) 残業行動について

残業行動については、先行研究では労働者の実残業時間のみを基にした測定が行われていたが、より組織行動論的研究を行うため、宮島(2018)の「残業規範知覚」を参考に筆者が質問項目を作成して測定した。具体的には、残業はしている方だと思う、数年後もある程度残業していると思う、など4つの質問項目を作成し、7点尺度での回答を得た。

2) 競争志向的モチベーションについて

競争志向的モチベーションについては、Barrick, et al.(2002)の質問項目を用いて測定した。ワークモチベーションを研究する多くの研究がこの質問項目を採用しており、分析データから信頼できる測定項目であると考えられたためである。具体的には、私は現在の仕事で同僚に負けたくないと思っている、私は同僚に負けられないために一所懸命仕事をしている、など9つの質問項目すべてを採用し、7点尺度での回答を得た。

3) 協力的志向的モチベーションについて

協力的志向的モチベーションについても同様に、Barrick, et al.(2002)の質問項目を用いて測定した。具体的には、私は同僚や上司と協力的に関わることができるよう非常に気を配っている、私は職場の同僚とよい関係を築くための取り組みを継続的に行っている、など9つの質問項目すべてを採用し、7点尺度での回答を得た。

4) 目標達成志向的モチベーションについて

協力的志向的モチベーションについても同様に、Barrick, et al.(2002)の質問項目を用いて測定した。具体的には、私はどうすれば今以上に自分を成長させることができるかを考えている、私は仕事でうまくいかないときにも学ぶ姿勢を持ち続けている、など8つの質問項目すべてを採用し、7点尺度での回答を得た。

#### 5) 残業意欲について

先に述べた通り、残業における意欲に着目した先行研究は無かったため、筆者が 佐野・山口 (2005) の「仕事意欲」を参考に新たに質問項目を作成した。この研究を参考としたのは、仕事意欲は残業意欲と類似するものがあり、また仕事意欲尺度の中でも信頼性の高い尺度であると判断したためである。具体的には、残業から仕事の充実感を得ている、自分の能力を発揮するために残業している、など5つの質問項目を作成し、7点尺度での回答を得た。

#### 6) 環境不確実性について

環境不確実性については、Sathe(1974)、Duncan(1972)によって作成し、小久保(1992)が修正したものを質問項目を測定に用いた。具体的には、あなたが仕事を行う時、仕事上の決定が正確であったかどうか確定することが難しい、あなたが仕事を行う時どのように行動するか不確かだ、など5つの質問項目を採用し、7点尺度での回答を得た。

#### 5) コントロール変数について

若年層の方が残業時間が長い傾向にある(玄田, 2009)こと、女性の方が残業時間にばらつきが存在する(武石, 2009)ことからコントロール変数として年齢と性別を採用した。

## 5. 分析結果

### (1) 因子分析

本研究では、統計ソフト SPSS を用いて因子分析を行った。はじめに、上記の質問項目(合計 39 項目)について平均値、標準偏差を算出した。各データにおいて天井効果およびフロア効果はみられなかったため、39 項目すべてを引き続き分析対象とした。

次にこれらの項目を用いて主因子法による因子分析を行い、6 因子構造が妥当であると推測できたため、再度 6 因子を仮定して同様に因子分析を行った。因子負荷量が 0.4 を超えないものは因子負荷量が不十分であると判断し、因子負荷量が 0.4 を下回った質問項目を第 2 因子で 1 つ、第 4 因子で 2 つ除外し、再度同様の手順で因子分析を行った。なお、回転にはプロマックス法を用いている。

第 1 因子は 9 項目で構成されており、いずれも協力的志向的モチベーションを測定するための項目である。よってここでは「協力的志向的モチベーション」と命名した。

第 2 因子は 7 項目で構成されており、いずれも競争志向的モチベーションについての質問項目であった。ここではまとめて「競争志向的モチベーション」と命名した。

第 3 因子は 5 項目で構成されており、そのすべてが残業意欲についての質問項目から構成されていた。よってこの因子を「残業意欲」と命名した。

第4因子は7項目で構成されており、いずれも目標達成志向的モチベーションについての質問項目であった。よってここでは「目標達成志向的モチベーション」と命名した。

第5因子は4項目で構成されており、そのすべてが残業行動についての質問項目から構成されていた。よってこの因子を「残業行動」と命名した。

第6因子は4項目で構成されており、いずれも環境不確実性についての質問項目から構成されていた。よってこの因子を「環境不確実性」と命名した。

先ほどの因子分析において、各因子に高い負荷量を示した項目の平均値を算出することにより、協力志向的モチベーション得点（平均値=4.04, SD=1.17）、競争志向的モチベーション得点（平均値=4.29, SD=1.09）、残業意欲得点（平均値=4.29, SD=1.16）、目標達成志向的モチベーション得点（平均値=4.26, SD=1.11）、残業行動得点（平均値=4.21, SD=1.42）、環境不確実性得点（平均値=3.11, SD=1.54）とした。内的整合性を検討するために $\alpha$ 係数を算出したところ、いずれも十分な値が得られた。因子分析の結果は表2に示すとおりである。また、因子間相関を示したものが表3である。

表2 因子分析結果

項目内容	1.協力志向的 M	2.競争志向的 M	3.残業意欲	4.目標達成的 M	残業行動	環境不確実性
私は、同僚や上司と協力的に関わることができるよう、非常に気を配っている。	<b>0.953</b>	-0.117	-0.002	0.003	0.023	-0.122
私は、職場の同僚とよい関係を築くための取り組みを継続的に行っている。	<b>0.877</b>	0.029	-0.031	0.008	-0.054	-0.108
私は、同僚や上司と今以上に互いに協力し合えるように継続的に取り組んでいる。	<b>0.860</b>	-0.075	0.058	-0.040	0.005	0.060
私は、継続して皆と仲良くしようとしている。	<b>0.743</b>	0.148	-0.091	-0.122	-0.070	0.092
私は、同僚と良い関係を築く見通しがつくと、ワクワクした気持ちになる。	<b>0.737</b>	0.040	0.073	-0.105	0.041	0.098
私は、どうすれば同僚や上司とこれまで以上に質の高い協力ができるかについて考えている。	<b>0.695</b>	0.110	-0.088	-0.016	0.141	0.000
私は、この職場(チーム)の一員になりたいという願望を持って仕事に取り組んでいる。	<b>0.668</b>	0.054	0.061	0.120	-0.014	-0.024
私は、職場のなかでなぜ同僚と協力する必要があるか自覚して、仕事に取り組んでいる。	<b>0.646</b>	-0.051	0.010	0.262	-0.006	-0.037

私は、同僚や上司と協力して仕事を行うことで、どのような結果が生まれるかを理解している。	<i>0.602</i>	-0.062	-0.028	0.236	-0.030	0.089
私は、現在の仕事で同僚に負けたくないと思っている。	-0.114	<i>0.927</i>	-0.027	-0.013	-0.005	0.051
私は、同僚に負けられないために、一所懸命仕事をしている。	-0.094	<i>0.870</i>	0.003	0.172	-0.078	-0.058
私は、職場で最も優れた従業員になるまで、決して諦めることなく取り組み続けている。	0.023	<i>0.862</i>	-0.038	0.034	0.011	-0.064
私は、どうすれば同僚以上に成果(業績や評価)を上げることができるかを理解している。	0.072	<i>0.753</i>	0.032	-0.018	-0.003	-0.047
私は、同僚よりも優れた成果を上げることが職場にどのように貢献するかを理解している。	0.196	<i>0.699</i>	0.060	-0.180	-0.080	0.137
私にとって、現在の職場で優れた存在になることは重要である	-0.085	<i>0.632</i>	0.027	0.062	0.121	0.066
私は、現在の職場で最も優れた従業員になるために、勤務時間以外でも継続的に努力している。	0.229	<i>0.602</i>	0.022	0.061	0.070	-0.117
残業から仕事の充実感を得ている	-0.028	0.018	<i>0.950</i>	-0.038	-0.026	0.029
自分の能力を発揮するために残業している	-0.005	-0.011	<i>0.913</i>	-0.002	0.012	0.046
残業時間にもやりがいを感じる	0.060	-0.026	<i>0.886</i>	0.011	0.047	-0.060
残業をしていても仕事がしたい	-0.025	0.007	<i>0.878</i>	-0.030	0.037	0.020
残業が楽しい	-0.029	0.035	<i>0.858</i>	0.032	-0.067	-0.030
私は、どうすれば今以上に自分を成長させることができるかを考えている。	0.021	0.054	-0.067	<i>0.825</i>	0.044	-0.013
私は、仕事でうまくいかないときにも、学ぶ姿勢をもち続けている。	0.044	-0.001	-0.018	<i>0.770</i>	-0.010	0.058
私は、今以上に成長することにエネルギーを注いでいる。	0.136	0.004	0.015	<i>0.770</i>	-0.110	-0.008
私は、今以上に高度な知識や技能を習得すべきと考え、仕事に取り組んでいる。	0.001	0.095	0.006	<i>0.766</i>	0.006	0.017
私は、自分の仕事を通して継続的に目標達成している。	0.019	0.102	0.032	<i>0.670</i>	0.032	0.039

私は、難しいことを行わなければならない時には、全力で取り組んでいる。	0.180	-0.037	-0.018	<b>0.668</b>	-0.032	0.079
私は、仕事で優れた成果を挙げるために、今以上に成長しようと努力し続けている。	0.255	-0.001	0.091	<b>0.534</b>	0.109	-0.044
残業はしている方だと思う。	-0.010	-0.050	-0.022	-0.048	<b>1.002</b>	-0.026
数年後もある程度残業していると思う。	0.088	0.016	-0.018	-0.113	<b>0.878</b>	-0.013
自分は他の同僚よりも残業していると思う。	-0.019	0.019	0.037	0.069	<b>0.840</b>	-0.001
自分は職場内で平均以上に残業していると思う。	-0.059	0.008	0.021	0.100	<b>0.785</b>	0.053
あなたが仕事を行う時、仕事上の決定が正確であったかどうか確定することが難しい	-0.006	-0.042	0.025	0.072	-0.082	<b>0.838</b>
あなたが仕事を行う時、どのように行動するか不確かだ。	0.242	0.044	-0.039	-0.021	0.037	<b>0.618</b>
あなたが仕事を行う時、環境の変化がしばしば仕事上の決定に影響を与える。	-0.113	0.020	-0.001	0.046	0.221	<b>0.588</b>
あなたが仕事を行う時、新しい、あるいは珍しい問題にしばしば出会う。	0.132	-0.026	-0.004	0.185	-0.019	<b>0.551</b>
因子寄与	16.163	3.468	1.929	1.645	1.022	0.636
因子寄与率 (%)	44.896	9.632	5.538	4.569	2.838	1.766

(2) 平均, 標準偏差, 信頼性係数 $\alpha$ と相関関係

「協力志向的M」, 「競争志向的M」, 「残業意欲」, 「目標達成志向的M」, 「残業行動」, 「環境不確実性」について各変数の平均, 標準偏差, 信頼性係数 $\alpha$ と相関を調べたものが表4である。競争志向的Mと環境不確実性

( $r=0.552$ ,  $p<0.01$ ), 協力志向的Mと残業行動 ( $r=0.409$ ,  $p<0.01$ ) との関係など多くの関係において正の相関関係を示した。

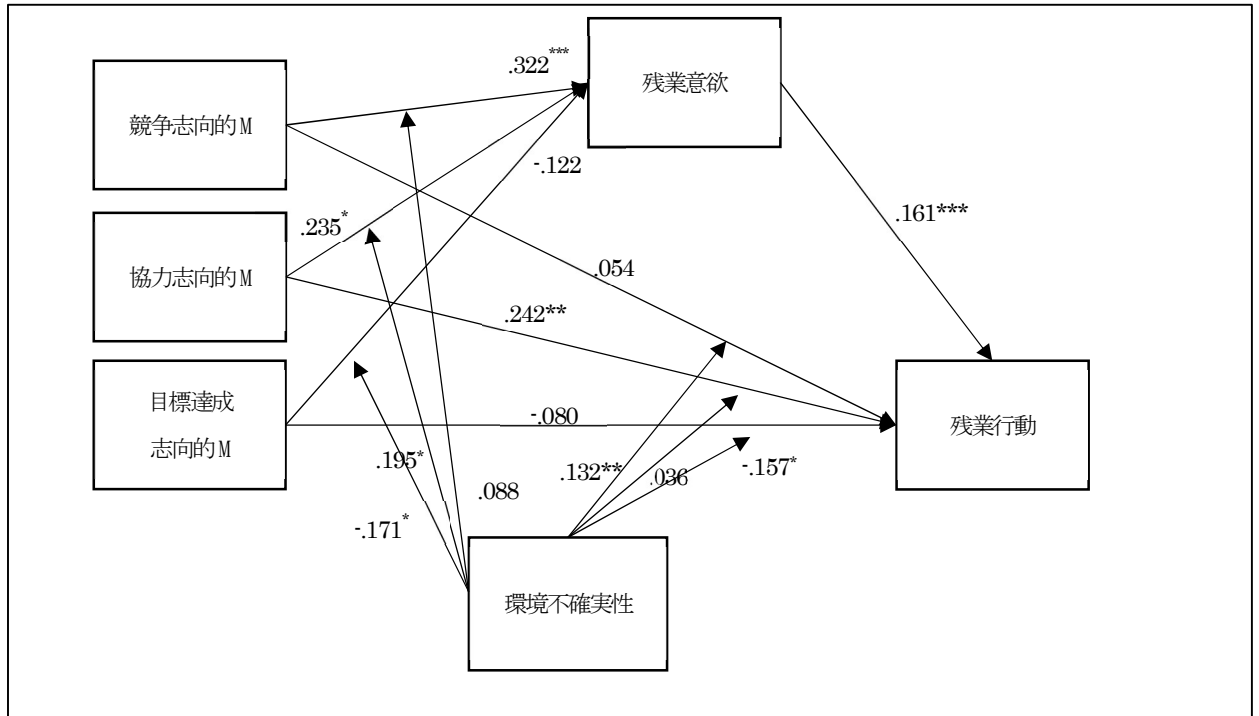
表4 平均, 標準偏差, 信頼性係数 $\alpha$ と相関

	平均	標準偏差	信頼性係数 $\alpha$	1	2	3	4	5	6	7
1.性別	1.26	0.441								
2.年齢	40.28	10.548		-.344**						
3.競争志向的M	4.04	1.17	.926	.158**	-.142*					
4. 協力志向的M	4.29	1.09	.937	.164**	-.028	.615**				
5. 目標達成志向的M	4.29	1.16	.937	.098	.033	.686**	.758**			
6.環境不確実性	4.26	1.11	.843	.082	-.020	.552**	.651**	.717**		
7.残業行動	4.21	1.42	.932	.084	-.059	.451**	.409**	.519**	.546**	
8.残業意欲	3.11	1.54	.953	.161**	-.120*	.440**	.321**	.410**	.387**	.472**

p\* $<0.05$  p\*\* $<0.01$

(3) 共分散構造分析

図4 共分散構造分析パス図



p\* $<0.1$  p\*\* $<0.05$  p\*\*\* $<0.01$  数値は標準化推定値  
 モデル適合度 (GFI=1.000, AGFI=0.998, NFI=1.000, RMSEA=0.000)  
 パス係数は仮説に関する内容のみを示す。相関関係、誤差とコントロール変数は省略。



表5 推定値の有意性検定（標準化前の係数）

			推定値	標準 誤差	検定 統計量	有意 確率
残業意欲	<---	競争志向的 M	.322	.094	3.442	***
残業意欲	<---	目標達成志向的 M	.235	.122	1.930	.054
残業意欲	<---	協力志向的 M	-.122	.111	-1.097	.273
残業意欲	<---	環境不確実性	.274	.100	2.734	.006
残業意欲	<---	競争 M × 環境不確実性	.088	.074	1.184	.237
残業意欲	<---	協力 M × 環境不確実性	.195	.102	1.914	.056
残業意欲	<---	目標 M × 環境不確実性	-.171	.099	-1.715	.086
残業意欲	<---	年齢	-.009	.008	-1.237	.216
残業意欲	<---	性別	.299	.182	1.644	.100
残業行動	<---	競争志向的 M	.054	.079	.686	.493
残業行動	<---	目標達成志向的 M	.242	.101	2.388	.017
残業行動	<---	協力志向的 M	-.080	.092	-.867	.386
残業行動	<---	性別	-.033	.151	-.217	.828
残業行動	<---	環境不確実性	.407	.084	4.852	***
残業行動	<---	競争 M × 環境不確実性	.132	.062	2.148	.032
残業行動	<---	協力 M × 環境不確実性	.036	.085	.421	.674
残業行動	<---	目標 M × 環境不確実性	-.157	.083	-1.906	.057
残業行動	<---	年齢	-.004	.006	-.582	.560
残業行動		残業意欲	.232	.047	4.971	***

図5 単純傾斜分析の結果（仮説2-2）

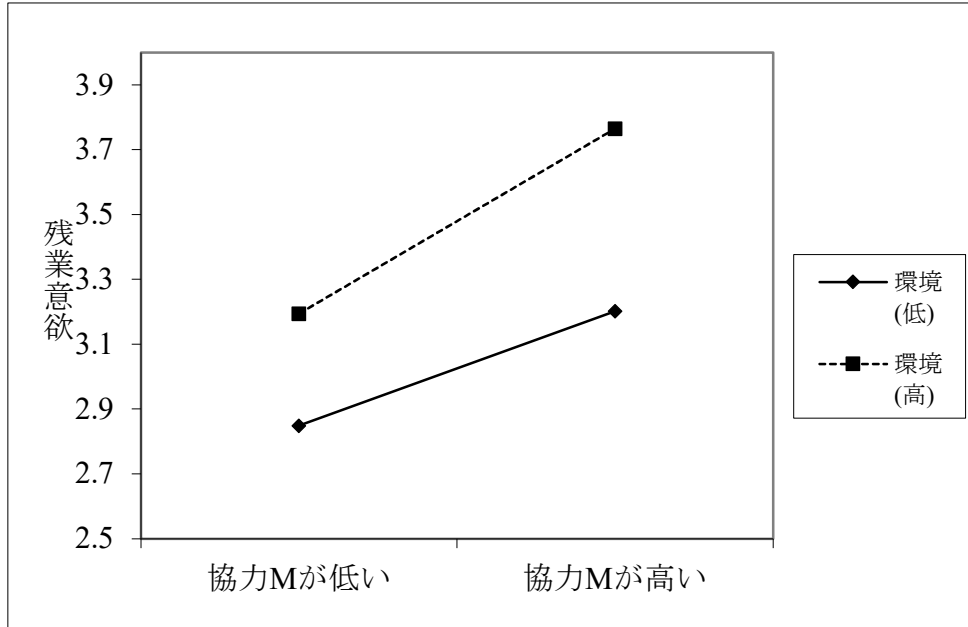
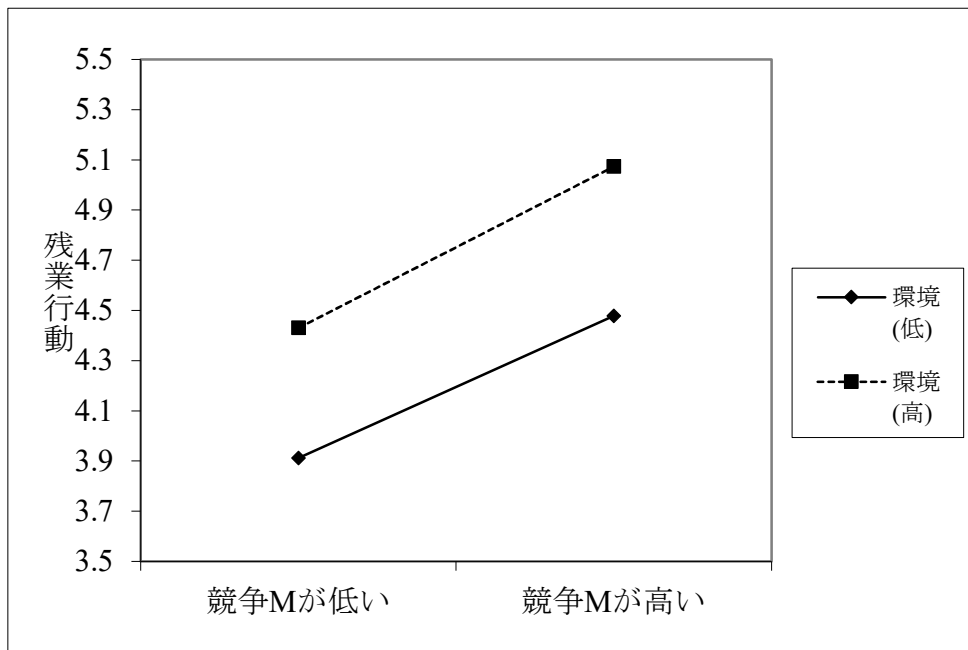


図6 単純傾斜分析の結果（仮説3-1）



次に仮説のモデルに対して、統計ソフトAmosを用いて共分散構造分析を行った。モデルの適合度を確認したところ、高い適合度を示した (GFI=1.000, AGFI=998, NFI=1.000, RMSEA=0.000, カイ2乗 =0.146, 自由度 =3, 有意確率 =0.986)。コントロール変数として性別、年齢の2つを使用している。

図4は仮説の結果を検証するにあたり共分散構造分析を行った結果である。仮説の結果を検証するために共分散構造分析の結果を確認する。なお表5は推定値の有意性検定である (標準化前の係数)。

はじめに仮説1-1の「競争志向的Mと残業行動との関係を残業意欲が部分的に媒介する」、仮説1-2の「協力的志向的Mと残業行動との関係を残業意欲が部分的に媒介する」、仮説1-3の「目標達成志向的Mと残業行動との関係を残業意欲が部分的に媒介する」という仮説について検証する。競争志向的Mから残業意欲を経て (推定値 $\beta=0.122$ ,  $p=0.00$ ), 残業行動へのパス (推定値 $\beta=0.232$ ,  $p=0.00$ ) は、正の効果を示し有意であった。協力的志向的Mから残業意欲へのパス (推定値 $\beta=0.322$ ,  $p=0.273$ ) は有意な結果を示さず、仮説1-2は棄却された。目標達成志向的Mから残業意欲を経て (推定値 $\beta=0.234$ ,  $p=0.054$ ), 残業行動へのパス (推定値 $\beta=0.232$ ,  $p=0.00$ ) は、正の効果を示し有意であった。

これらの結果をふまえ、残業行動に対して有意な影響が確認された競争志向的Mと目標達成志向的Mのパスにおける媒介効果を確認した。検定方法としては、ブートストラップ法を採用している。2000回のサンプリングの結果、競争志向的Mについては95%信頼区間が0.0656~0.1885であり、信頼区間に0が含まれていないことから媒介効果が認められた。また競争志向的Mから残業行動へのパスは統計的有意を示さなかった ( $\beta=0.54$ ,  $p=0.493$ )。さらにAmosの結果を確認したところ、間接効果は0.061、直接効果は0.044であった。よって競争志向的Mが高いほど残業意欲が高く、残業意欲を媒介して残業行動が促進されるという完全媒介の関係性が示された。よって仮説1-1は部分的に支持された。次に目標達成志向的Mについては95%信頼区間が0.0910~0.2174であり、信頼区間に0が含まれていないことから媒介効果が認められた。また目標達成志向的Mから残業行動へのパスは統計的有意を示した ( $\beta=0.242$ ,  $p=0.017$ )。さらにAmosの結果を確認したところ、間接効果は0.045、直接効果は0.198であった。よって目標達成志向的Mは残業行動を促進し、また両者の関係は残業意欲を媒介としても促進されるという部分媒介の関係性が示された。よって仮説1-3は支持された。仮説1-1~仮説1-3における媒介効果の結果は図4に示すとおりである。表5からは競争志向的Mと残業意欲との関係、目標達成志向的Mと残業意欲との関係、残業意欲と残業行動の関係がそれぞれ有意な関係であることが確認できる。

次に仮説2-1~仮説2-3について検証する。仮説2-1については競争志向的Mと残業意欲との関係に対する環境不確実性のパスは統計的有意を示さなかった ( $\beta=0.088$ ,  $p=0.237$ )。よって競争志向的Mと残業意欲の関係については環境不確実性の調整効果は認められず、仮説2-1は棄却された。仮説2-2については協力的志向的Mと残業意欲との関係に対する環境不確実性のパス ( $\beta=0.195$ ,  $p=0.056$ ) が統計的有意を示したため、環境不確実性による調整効果が存在すると考えられる。仮説2-3については、目標達成志向的Mと残業意欲との関係に対する環境不確実性のパス ( $\beta=0.171$ ,  $p=0.086$ ) は統計的有意を示した。しかし推定値は負の数値を示しており、仮説における両者の関係を

環境不確実性が強めるという予想とは反対の結果が得られた。よって仮説 2-3 はここで棄却された。続いて、環境不確実性と協力志向的Mの相互作用効果を考えた。

相互作用効果の存在は Aiken & West(1991)によって示されており、単純傾斜分析を用いて仮説 2-2 の検証を行った。図 5 は環境不確実性と協力志向的 M に関して残業意欲に対する相互作用効果を単純傾斜分析により示したものである。環境不確実性が高い場合（単純傾斜=0.263,  $p=0.018$ ）も、環境不確実性が低い場合（単純傾斜=0.162,  $p=0.000$ ）も統計的有意を示した。図 5 からは環境不確実性が高い場合において、協力志向的 M と残業意欲との関係がより強められていることがわかる。よって仮説 2-2 は支持された。

最後に仮説 3-1～仮説 3-3 について検証する。まず仮説 3-1 については競争志向的 M と残業意欲との関係に対する環境不確実性のパス（ $\beta=0.132$ ,  $p=0.032$ ）は統計的優位を示したため、環境不確実性による調整効果が存在すると考えられた。次に仮説 2-3 については協力志向的 M と残業意欲との関係に対する環境不確実性のパスは統計的有意を示さず（ $\beta=0.036$ ,  $p=0.674$ ）、仮説 3-2 は棄却された。仮説 3-3 については目標達成志向的 M と残業意欲との関係に対する環境不確実性のパス（ $\beta=0.157$ ,  $p=0.057$ ）は統計的有意を示した。しかし推定値は負の数値を示しており、仮説における両者の関係を環境不確実性が強めるという予想とは反対の結果が得られた。よって仮説 3-3 はここで棄却された。以上の結果をふまえ、仮説 3-1 における相互作用効果を考えた。

単純傾斜分析の結果、環境不確実性が高い場合（単純傾斜=0.288,  $p=0.000$ ）、環境不確実性が低い場合（単純傾斜=0.254,  $p=0.009$ ）ともに統計的有意を示した。図 7 からは環境不確実性が高い場合において、競争志向的 M と残業行動との関係がより強められていることがわかる。よって仮説 3-1 は支持された。

#### （4）補足分析

本研究では、独立変数に競争志向的M、協力志向的M、目標達成志向的Mの3つ、媒介変数に残業意欲、従属変数に残業行動、調整変数に環境不確実性を設定し、モデル検証を行った。ここでは理論的に成立しうる代替モデルを想定し、そのモデルについて今回のデータにおける数値を明らかにする。独立変数に環境不確実性、媒介変数に残業意欲、従属変数に残業行動、調整変数に競争志向的M、協力志向的M、目標達成志向的Mの3つを置いたモデルについて検証する。これは、環境不確実性が残業意欲を低下させるが、ワークモチベーションによってこの関係性が強まることが考えられたためである。今回のデータを使用し、モデル検証を行った結果、 $GFI=.851$ ,  $AGFI=.538$ ,  $NFI=.742$ ,  $RMSEA=.427$  となった。

また、独立変数に競争志向的M、協力志向的M、目標達成志向的M、残業意欲、従属変数に残業行動、調整変数に環境不確実性を置き、環境不確実性は各独立変数と残業行動との関係をモデレートするモデルについて検証した。残業意欲を媒介とせず、直接残業行動を高める可能性が示唆されていたためだ。結果は、 $GFI=.972$ ,  $AGFI=.597$ ,  $NFI=.977$ ,  $RMSEA=.398$  となった。これらのモデルは、本モデルと比較し適合度が低く、一般的に妥当とされている指標を満たさないため、本モデルがより適切であると考えた。

## 6. 考察, 今後の課題

今回の研究では、大きく3点を検証した。1点目として競争志向的M、協力志向的M、目標達成志向的Mのそれぞれと残業行動との関係を残業意欲が部分的に媒介するのか、2点目として環境不確実性が調整変数となって各ワークモチベーションと残業意欲との関係をモデレートするか、3点目に環境不確実性が調整変数となって各ワークモチベーションと残業行動との関係をモデレートするかについてである。

仮説結果を順に追うと、初めに仮説1について、仮説1-1は部分的に支持、仮説1-2が棄却、仮説1-3が支持されるという結果になった。仮説1-2については協力志向的Mと残業意欲との関係が有意とならなかったが、これについては、協力志向的Mは関係性の欲求に裏付けられた動機づけであり、また環境不確実性が高い時に残業意欲と協力志向的Mとの関係が調整されることから、安定した職場環境であれば労働時間外にまで関係性を結ぶ動機づけは働きにくいと考えられる。両者の関係については残業に依存しない職場内交流の影響を強く受けたと推察される。

次に仮説2については、仮説2-1、2-3が棄却され、2-2のみが支持された。仮説2-1の棄却理由については競争志向的Mが高い個人は、環境の不確実性知覚のいかに関わらず、自らの競争のためであれば残業をするというインセンティブが働いたと考えられる。また仮説2-3の棄却理由については、環境不確実性を知覚した場合、目標達成志向的Mを持った個人の働く意欲そのものが低下した可能性が考えられる。目標達成志向的Mは自律性への欲求によって動機づけられる(Deci, 2002)ことから、職場環境の不確実性を近くした場合、働くことによって満たされる自律性の程度が相対的に小さくなる可能性が考えられる。働く意欲が低下したことにより、目標達成志向的Mと残業意欲の関係を弱めるという効果をもたらすと考える。

最後に仮説3については、仮説3-2、3-3が棄却され、仮説3-1のみが支持されるという結果になった。仮説3-2が棄却された理由については、協力志向的Mと残業行動とのそもそもの関係性の弱さが考えられる。協力志向的Mにおける関係性の欲求は残業仲間がいなければ成り立たず、職場環境による影響を大きく受けると考える。環境不確実性が認知されたとしても、関係性の欲求は残業以外の場で補うことができるため調整効果をもたらすことは無かったと考える。

次に、本研究における学術的意義は以下のとおりである。

1点目はワークモチベーションが残業意欲に正の影響を与えていることを示した点である。残業を促進する要因についての先行研究は職場環境や仕事特性に求めるものが多く、本研究のように個人の意欲に着目した研究はあまり蓄積されていない。長時間労働を抑制するマネジメントを行うために、これらのモチベーションにも配慮する必要があるという実務面における貢献も果たしたと考える。今回の分析結果から、協力志向的Mは残業意欲に影響しないが、競争志向的Mと目標達成志向的Mについては残業意欲を高めることが示された。(2022)のアンケート結果に照らせば、競争志向的Mを持った個人は他人より良い業績をもたらすために、目標達成志向的Mを持った個人は仕事を完璧に仕上げるためといった理由から残業意欲を高めていると考えられることから、仮に職場での残業時間を減らしても家庭内における残業を多く行うなど根本的な長時間労働問題の解決に至らない可能性が示唆される。内発的に動機づけられた残業をマネジメントするために、労働時間内で成果を出すよう指導する、残業を評価しないというような施策が

必要になるだろう。

2 点目は環境不確実性による残業への調整効果を示した点である。環境不確実性研究における調整効果は、両者の関係を弱めるような効果が示されていた。本研究ではワークモチベーションと残業意欲、ワークモチベーションと残業行動との関係を強める結果を示した点で、環境不確実性研究への貢献を果たしたと考える。

また、協力的志向的Mを持つ個人は通常、残業への動機づけられないが、環境不確実性を近くした場合には残業意欲を高めることが明らかになったことは実務にも貢献すると考える。先行研究で述べられたように残業は職場環境による影響を受けており（宮島，2018 など）、本来残業をしないはずの個人が環境近くによって残業意欲を高めることを示している。長時間労働を抑制するにあたり、ただ個人を指導するのではなく、職場全体としての風土に配慮することや、また 1on1 ミーティングを導入し職場環境での不安を抱いていないかのヒアリングを行うなどの施策が有効になると考える。

3 点目は残業意欲、残業行動という尺度を新たに作成し、残業をより多面的に捉えた点である。分析結果から、競争志向的Mは残業意欲には正の影響を与えるが、残業行動には影響を与えない一方で、目標達成志向的Mは残業意欲と残業行動の両方に正の影響を与えるという結果が得られた。これはつまり、残業を行うメカニズムはモチベーションによっても異なることを示している。これまでの国内の先行研究では、残業行動として1側面で捉えられていた残業だが、意欲と行動とに識別することで、何が意欲を促進し、またどのように残業行動が行われるのか、より組織行動論的なメカニズムを検証することが可能であることが示された。これは残業研究や長時間労働のマネジメントに対して寄与すると考える。残業意欲を促進する個人的・組織的要因を解明することで、長時間労働を行う個人に対してより多様なアプローチを可能にするだろう。

最後に本研究における課題について述べる。1 点目として、残業に影響を与える要素のうち一つの説明に過ぎないという点は留意する必要がある。先行研究でも明らかにされている通り、残業は家庭環境や、個人の仕事に対する価値観など様々な要素に影響されるものであり（小池，2008）、ワークモチベーションはその複雑な要因の内の一つであるといえる。2 点目として、調査対象の偏りがあげられる。調査対象のうち男性が 73.3%となっているが、残業の程度は男女で異なるため、再検証される余地があるといえる。3 点目として、業界を限定していない点だ。残業の程度は業界によって異なることが指摘されており（玄田，2009）、サービス業や医療業界など残業傾向にある業界に限定することで新たな示唆が得られると考えられる。

## 7. 参考文献

- Barrick,M.R., Stewart,G.L, & Piotrowski,M. (2002) "Personality and job performance: Test of the mediating effects of motivation among sales representatives." *Journal of Applied Psychology*, Vol.87, 43-51.
- Duncan,R.B.(1972) "Characteristics of organizational environments and perceived environmental uncertainty." *Administrative Science Quarterly*, Vol.17, 313-327.
- Deci, E. L. & Ryan, R. M. (2000). Self-determination theory and the facilitation of intrinsic motivation, social development, and

- well-being." *American Psychologist*, 55, pp.68-78.
- Deci, E. D., & Ryan, R. M. (2002) "Handbook of self-determination research". *New York: University of Rochester Press*
- Ferris, K. (1978) "Perceived environmental uncertainty as a mediator of expectancy theory predictions: some preliminary findings." *Decision Science*, Vol.9, 379-390.
- Festinger, L. (1954). "A theory of social comparison processes." *Human Relations*, 7(2), pp.117-140
- Monique Van Der Hulst, Sabine Geurts (2001) "Associations between overtime and psychological health in high and low reward jobs" *work & stress*, Vol. 15, No. 3, 227-240
- Mitchell, T. R. (1997) "Matching motivational strategies with organizational contexts." *Research in Organizational Behavior*, Vol.19, 57-149.
- Nguyen, OTK; Liu, LYJ; McLaren, J; Nguyen, Oanh T K; Liu, Lana Y J; Haslam, Jim; McLaren, Josie (2021) "The moderating effect of perceived environmental uncertainty and task uncertainty on the relationship between performance management system practices and organizational performance: evidence from Vietnam" *Production Planning & Control*, pp.1-19
- OECD StatsExtracts, "Hours Worked" <https://stats.oecd.org/>
- Pinder, C. C. (2008). "Work Motivation in Organizational Behavior (2nd edition)". *Psychology Press*
- Porter, L. W., & Lawler, E. E. (1968) "Managerial attitudes and performance".
- Thompson, J. D. (1967) "Organization in action." *New York:McEraw-Hill*.
- Van der Hulst, Monique, and Sabine Geurts.(2001) "Associations between overtime and psychological health in high and low reward jobs." *Work and stress* 15.3 : 227-240.
- 池田浩・森永雄太(2017)「我が国における多側面ワークモチベーション尺度の開発」『産業・組織心理学研究』第30巻第2号, pp.171-186.
- 北川良子 (2010)「助産師の出産・育児と就業継続の関連要因—就業継続状況に焦点をあてて—」『日本助産学会誌』第24巻, 第2号, pp.345-357
- 玄田有史 (2009)「分配問題としての長時間労働」『学社会科学研究所』
- 小池裕子 (2008)「長時間労働の問題に関する一考察」『日本経営倫理学会誌』第15号 pp.213-223
- 厚生労働省(2016)「一億総活躍社会の実現に向けて」<<https://www.mhlw.go.jp/wp/hakusyo/kousei/16/dl/2-01.pdf>> (2022年1月10日アクセス)
- 厚生労働省 (2021)「毎月勤労統計調査 令和3年分結果確報」  
<https://www.mhlw.go.jp/toukei/itiran/roudou/monthly/r03/21cr/21cr.html> (2022年1月10日アクセス)
- 厚生労働省 (2021)「毎月勤労統計調査 平成27年分結果確報」  
<https://www.mhlw.go.jp/toukei/itiran/roudou/monthly/27/27r/27r.html> (2022年1月10日アクセス)
- 小久保みどり (1992)「環境不確実性と意思決定過程への参加が組織の従業員の職務満足感に及ぼす効果」『実験社会心理学研究』第32巻, 第2号, pp.183-195
- 独立行政法人 労働政策研究・研修機構 (2022)「労働時間の研究—個人調査結果の分析—」  
<https://www.jil.go.jp/institute/reports/2022/documents/0217.pdf> (2022年1月10日アクセス)
- 外山美樹 (2009)「社会的比較が学業成績に影響を及ぼす因果プロセスの検討—感情と行動を媒介にして—」『パーソナリティ研究』第17巻, 第2号 pp.168-181
- 西田裕子・寺嶋 繁典 (2019)「日本人の働き方と「働き方改革」：長時間労働の是正およびテレワーク導入の課題」『関西大学臨床心理専門職大学院紀要』第9巻 pp.61-69
- 藤原正光 (1993)「教師の悩みと転職動機：性差、家族構成要因からの検討」『文教大学教育学部紀要』第27巻, pp.29-42
- 丸山敬仁・平野光俊 (2021)「残業時間と働きがいの関係—ワークエンゲージメントとワークプレッシャーに着目して—」『日本

経営学会誌』第48号, pp.31-41.

宮島健 (2018) 「残業規範知覚と意見表明との関係における心理的安全風土の調整効果」『組織科学』第52巻第2号 pp.4-17.

山本勲 (2019) 「働き方改革関連法による長時間労働是正の効果」『日本労働研究雑誌』702, 29-39.

「労働時間国際比較」 <https://www.ritsumei.ac.jp/~satokei/sociallaw/workinghours.html>