

東京大学公共政策大学院

事例研究(政策評価のための因果推論)2022 年度

三重県庁における残業時間の要因分析ならびに
ピア効果の推定について

国際公共政策コース	2 年	廣川和也
経済政策コース	2 年	任 冰清
経済政策コース	2 年	布川裕一

目次

1. はじめに	4
2. 先行研究	7
3. 実証方法	9
3.1. 検証仮説	9
3.2. 実証デザイン	9
4. データ	11
4.1. データ	11
4.2. 基本統計	13
5. 推定結果	17
5.1. 集計結果	17
5.2. 男女別の効果の異質性	19
5.3. 地位名称別の影響	23
6. 頑健性テスト	25
6.1. 職員固定効果での分析	26
6.2. 部署への職員の人事配置についての分析	28
7. ディスカッション	29
7.1. 分析結果の考察	30
7.2. 内的妥当性	32
7.3. 外的妥当性	33
7.4. 解決策の示唆	34
8. 結論	36
9. 参考文献	40
10. APPENDIX	42
10.1. 分散分析について	42
10.2. 部署移動別の効果	43
10.3. 部局単位での効果	45
10.4. 残業時間と職員固定効果の変数比較	47

要旨

残業時間の要因は個人要素や部署要素、時期による変化など多岐にわたるが、本研究では部署内の個人間要素であるピア効果に着目し、その影響の大きさを推定する。データは三重県庁から匿名化済みの残業実績データならびに職員属性データの提供を受け、月毎の職員の所属部署や残業時間を識別した。本稿では「部署内職員の前年度の月平均残業時間」を周囲の残業傾向の代理変数として用いてピア効果を推定するモデルを構築した。

分析結果によると、「部署内職員の前年度の月平均残業時間」が1時間増加すると、ある職員の残業時間は釣られて約0.14時間(約9分)増加することがわかった。この効果量は、元々残業時間が多い個人や部署、月の影響ならびに、元々残業時間の長い職員が残業時間の長い部署に配属される可能性を制御している。しかし本モデルでは、ある部署である月に突発的に残業時間が変動する影響(例：自然災害対応等)は制御できないため、ピア効果の真の値とはズレがある可能性を留意する必要がある。

このピア効果の受けやすさについては男女差があり、女性よりも男性の方が平均的に僅かながらも影響を大きく受けやすい。そして、性別・地位名称別で分析すると、男性が地位に関係なく影響を受けるのに対し、女性は課長補佐級以上でのみ影響を受けることから、例えば男性の方が上司から残業をお願いされやすいなど男女間で異なるメカニズムが働いていると推測される。

また、ピア効果を与えやすい職員属性として、特に課長補佐級の職員から受ける影響が顕著に高く、次に主事技師級の職員からの影響が続く。同僚からの影響は限定的であり、効果量は課長補佐級職員の約3分の1、主事技師級職員の約2分の1に留まる。タスクの分配や会議の進行など、業務内容と働き方を決める立場にある職員の働き方が残業時間を説明しやすく、後輩の業務遂行支援や出世競争に伴う残業時間の増加は影響としては少ないのだと考えられる。

したがって、解決に向けては、例えば残業削減を善しとする組織文化を浸透させるためにノー残業デイの実施を強化することや、効率的な働き方にインセンティブを与えるピアボーナス制度を導入すること、生産性を高める働き方としてリモートワークの実施を広げることが有用である可能性が示唆された。

1. はじめに

近年、日本は「少子高齢化に伴う生産年齢人口の減少」「働く方々のニーズの多様化」などの課題に直面している。特に、生産年齢人口の減少が甚だしく、更なる労働力不足によって、日本全体の生産力低下・国力低下が懸念されており、働き方改革の必要性が高まっている。また、共働き世代の増加に伴い、育児・介護などと仕事を両立できる柔軟な働き方のニーズも高まっている。

これらの課題に対応するために、2019年4月より、「働き方改革関連法」が全国で順次施行されている。厚生労働省(2022)によると、働き方改革とは、働く方々が、個々の事情に応じた多様で柔軟な働き方を、自分で選択できるようにするための改革である。働き方改革を総合的に推進するため、長時間労働の是正、多様で柔軟な働き方の実現、雇用形態にかかわらず公正な待遇の確保等のための措置が講じられている。

三重県においては、この全国的な法施行に先駆けて働き方改革を促進するために、平成27年度から、ワーク・ライフ・バランス推進サポート事業を実施し、所定外労働時間の削減、年次有給休暇の取得促進をはじめとした「働き方の見直し」について取り組んでいる。三重県庁内においても、総勤務時間縮減運動をはじめワーク・ライフ・バランスの実現に向けたさまざまな取組が進められてきたが、時間外勤務時間数や超長時間勤務者数が高止まりの状態である（三重県中央労使協働委員会, 2014）。

そこで、本研究では三重県庁における2017年から2021年にかけて職員の労働時間に関するデータを用いて長時間労働の要因を検証したうえ、今後の取組の方向性について政策提言を行うことを目指す。

まず、長時間残業の要因については様々な側面から研究が進められている。例えば、政策・法制度の面からは給与体系や評価制度などが、そして組織文化の面からは年功序列、集団意識、ピア効果などが長時間残業の要因として指摘されている（小倉一哉, 2008; 黒田祥子, 2007; 黒川博文, 2017; 小野浩, 2018）。小倉一哉（2008）によると、日本が他の先進諸国と比べて長時間労働者の比率が高い原因として、長時間残業が昇進・賞与に結びつきやすいことや、労働基準法や労働基準を監督する行政機関の実質的な規制水準が低いこと、経営者や管理職などが残業を前提とする組織文化を醸成していること、近年成果主義の普及によって労働時間が増加していることなどの影響が挙げられる。また、小野浩

(2018)は、日本における長時間労働の要因は、社会規範や雇用慣行に埋め込まれた「見えにくい」ところにあると主張し、例えば、年功序列型賃金、長時間労働を前提とした業務量、集団意識と上下関係、内部昇進など日本特有の職場環境が日本の長時間労働を生み出していると提唱している。先行研究に基づく、三重県庁においても集団意識やピア効果、組織文化など日本に顕著な要因が長時間労働を説明する可能性が高い。

そこで、集団意識やピア効果などの部署内の個人間要素が三重県庁の残業時間に影響を与えているという仮説の妥当性について検証するため、三重県庁の残業実態データを用いて前段の分析を行う。用いるデータセットについての詳細は第4章データで記述するが、当該データセットには、対象日時における職員の残業時間ならびに所属部署などの個人属性が匿名化された状態で記録されている。約2・3年ごとに人事異動があり所属部署が変化する都道府県庁において、部署の雰囲気や他職員との相性等が個人の残業時間に与える影響（個人間要素）は「職員個人要素・部署要素・時間要素・その他」のうち「その他」に分類される¹。そこで、上記4要素について分散分析を行い、職員個人の性格や部署の特徴、年ごとの業務量の変化で説明できない要素が一定以上存在することを検証し、ピア効果に着目する意義を確かめる²。

分散分析の結果によると、時系列で変化しない個人属性や部署属性、ならびに部署間で共通する年度属性だけでは説明できない「その他」が残業時間の変動の約60%を説明することが明らかになった（図1-1ならびにAppendix表10-1を参照）。ピア効果が含まれる個人間要素は時系列で変化する要素であり、「その他」に分類されるため、周囲の職員の残業傾向によって個人の残業時間が影響を受けるという仮説と矛盾しない³。

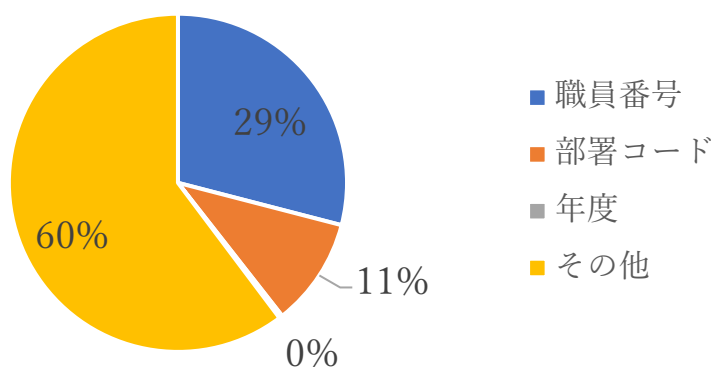
¹ 「職員個人要素・部署要素・時間要素・その他」という分類方法についての考え方はAppendix 図10-1を参照のこと。

² 分散分析とは「多群において平均値に差があるかどうかを判断する仮説検定」のことである。具体的な計算手法についての説明は割愛するが、Appendix 10.1.に推定結果ならびにその考え方について記載する。

³ 当然、当該分散分析だけで個人間属性であるピア効果が残業時間を最も説明する要素であると結論づけることは不可能である。「その他」に含まれる要因としては他にも、ある年に特定の部署だけ業務が増加する影響（例：コロナ禍などの自然災害等）が考えられる。ここでは「周囲の職員の働き方（残業傾向）が個人の残業時間に影響を与える」というピア効果が全くないとは考えにくいという消極的な仮説検定を行うに留め、ピア効果の厳密な推定は第3章以降で行う。

図 1-1. 残業時間動を説明する変数についての分散分析結果

分散分析 属性（職員・部署・年度）



備考：筆者の PC 性能の関係上、日別のデータを年度別で集計し分析を行った。

以上の前段分析により、三重県庁において、ある職員の残業時間は他職員の働き方や残業傾向に少なからず影響を受けている可能性があることが示唆された。そこで本稿では、職場でのピア効果が残業時間に与える影響を、計量分析を通じて明らかにする。

本稿の構成は以下の通りである。第 2 章では、職場でのピア効果に関する先行研究の検討を行う。第 3 章から第 5 章にかけて、本研究の実証方法、分析で利用するデータの説明と推定結果についてそれぞれ紹介する。第 6 章では、分析結果の頑健性を検証し、本分析の射程を明らかにする。第 7 章で、分析結果を総合的に解釈することで得られる洞察を整理し、示唆される解決策について論じる。最後に第 8 章は、全体を踏まえた結論を導出する。

2. 先行研究

本章では、職場でのピア効果に関する先行研究の検討を行う。まずは、一般的に職場でのピア効果がどのような影響があるのかについて確認する。次に、職場でのピア効果が残業時間への影響を検証した研究を紹介する。最後は、職場でのピア効果の原因に関する文献を確認する。

職場でのピア効果に関する研究は主に生産性への影響を考察したものが多い（Falk et al. 2006; Mas et al. 2006; Herbst et al. 2015; Arcidiacono et al. 2017）。Falk et al. (2006) は、職場におけるピア効果は従業員の生産性を向上させるという研究結果を提示した。特に、生産性の低い労働者は、ピアの行動に影響を受けやすい。続く Mas et al. (2006) による職場でのピア効果の研究でも、同僚の生産性が 10% 上がれば、個人の生産性も 1.5% 上がることが示されており、職場でのピア効果が生産性に寄与するという因果関係は通説になりつつある。

生産性に関連するピア効果の影響を考察した研究としては、従業員の労働時間に与える影響についての分析が見られる（黒田・山本, 2013; Mazzetti et al. 2014; Slonim et al. 2016; Kurokawa et al. 2017）。Kurokawa et al. (2017) によると、上司・同僚の労働時間が長くなると、個人の労働時間も増加する傾向がある。具体的には、同僚の労働時間が 10% 増加すると、個人の労働時間が 2.1% 増加し、上司の労働時間が 10% 増加すると、個人の労働時間が 1.03% 増加することが示されている。黒田・山本 (2013) によるヨーロッパのグローバル企業の社員データを利用する研究では、日本人社員が日本からヨーロッパに赴任した後、日本法人と比べて労働時間が少ない現地職員からの正のピア効果を受けて、労働時間が大幅に減少したことが示されている。

そして、ピア効果の異質性についても研究結果が蓄積している。男性社員を研究対象とした Collewet (2015) によると、女性に比べて、男性の労働時間は同僚の労働時間の増加によって増加しやすい傾向があると考えられている。また、Beugnot (2019) でも、職場でのピア効果の影響は性別によって異なり、女性より男性のほうがピア効果の影響を受けやすいと示されている。そして、地位ごとの影響を検証した Hamermesh et al. (2005) と Afota et al. (2020) によると、ワーカホリックに働く上司からの影響を受けて職員が長時間労働を行うというピア効果が存在している。

上記の文献レビューから、職場でのピア効果は職員の労働時間を長くするという影響があると考えられる。なぜこのようなピア効果が生じるのだろうか。黒川（2020）では、行動経済学の観点から長時間労働者の選好と特性を捉え、ピア効果による長時間労働の原因として以下3つの仮説を提示している：①人事評価を向上させるために追加労働を行う「見せびらかしの労働」仮説、②周囲の職員が残業している中で自分だけ退勤するのは不平等であり心理的な抵抗を覚えるという「不平等回避モデル」、③残業時間を減らすことで得られるメリット（人事評価等）がデメリット（残業代の減少）よりも小さいため、意図的に効率を下げ、残業時間を長引かせること。

以上の先行文献のレビューをまとめると、通説によると職場でのピア効果は労働時間を増加させる影響があること、ならびに上司と同僚からの影響や男女別で影響が異なる可能性があることがわかった。これらを踏まえたうえで、データ分析を通じて三重県庁内でピア効果が残業時間に与える影響ならびに、ピア効果を与えやすい職員属性とピア効果を受けやすい職員属性について分析を行う。

本稿は大きく2点意義を持つと考える。第一に、実務向けの貢献として、喫緊の政策課題である残業時間の削減について、そのボトルネックの一つと考えられるピア効果の影響を職員属性別に分析することで、今後解決すべき課題を定義し施策を検討するために必要な示唆を提供することである。ピア効果がどの程度残業時間を説明し、その原因として何が考えられるのかについて論じること、検討すべき対策の方向性を明らかにする。そして第二に、学術界における貢献として、公的機関におけるピア効果の検証について知見を蓄積することである。Kurokawa et al. (2017)をはじめ、多くの先行研究では民間企業のデータを用いて分析を行っているが、民間企業と公的機関では賃金体系や職場環境などピア効果に作用する要因が異なる。公的機関における効果を推定することで、職場でのピア効果の一般化可能性を拡張することができる。

3. 実証方法

3.1. 検証仮説

先行研究で明らかとなった洞察から、三重県庁においてもピア効果が存在し、残業時間を引き伸ばす要因となっていると推察される。そこで、本稿では以下3つの仮説を検証し、ピア効果の実態について分析を深める。

【仮説①：ピア効果の存在】

残業時間が長い傾向にある部署環境で勤務すると、職員の残業時間は増加する。

【仮説②：男女別のピア効果の違い】

ピア効果の効果量は、女性よりも男性の方が大きい。

【仮説③：地位名称別のピア効果の違い】

ピア効果は地位が高い職員からの影響が大きく、地位名称が同じ職員や低い職員よりも影響が大きい。

職員属性別にピア効果の影響を分析する目的は、ピア効果が発生するメカニズムについて可能性を絞り込むとともに、今後優先して施策の対象とすべき職員属性を明確にすることである。

次節では、以上の仮説を検証する方法について記述する。

3.2. 実証デザイン

本分析の分析単位には、職員と所属部署、ならびに月を用いる。残業時間は、日別や週別ではなく月別で集計された数値の方が、突発的な残業時間の増加や残業を行う曜日の偏りなどの影響を取り除いた正しい残業実態を把握することができるからである。

次にピア効果の識別方法については、前年度の平均残業時間を当該年度同じ部署に所属している職員で平均値を取った数値を、所属部署の残業傾向を表す

代理変数として使用する⁴。その理由は、「残業時間が長い傾向にある」ことは一定期間における平均残業時間が長いことと言い換えることができるからである。また、今年の残業時間ではなく前年度の残業時間を用いる理由は、“reflection problem” (Kurokawa et al. 2017) が発生し、推定がバイアスを持つ可能性が高くなるからである。つまり、ある職員の残業時間は同部署で働く他職員の残業時間に影響を与えていると同時に、他職員もある職員に影響を与えているため、自身の残業時間を自身の残業時間に回帰する自己相関が生じるということである。当該年度所属している部署の職員同士が、異なる部署で異なる業務に従事していたと考えられる前年度の残業時間を説明変数に使用することで、この自己相関を回避することが目的である。

以上の前提に基づき、本稿では以下の推定式を用いてピア効果を識別する。

$$\begin{aligned} overwork_{ijmt} = & \beta_1 \frac{1}{(N_{jt} - 1) * 12} \sum_{c \in j, i \neq c, m=1}^{12} overwork_{c,m,t-1} \\ & + \beta_2 \frac{1}{12} \sum_{m=1}^{12} overwork_{ij,m,t-1} + \alpha_i + d_j + \rho_m + \tau_t + u_{ijmt} \end{aligned}$$

i は職員個人、 j は所属部署、 m は月、 t は年を表す。目的変数である $overwork_{ijmt}$ は部署 j に所属する職員 i の t 年 m 月の残業時間であり、月あたりの平均残業時間を示している。

$\frac{1}{(N_{jt}-1)*12} \sum_{c \in j, i \neq c, m=1}^{12} overwork_{c,m,t-1}$ がピア効果を識別する変数であり、職場環境の残業傾向を表す代理変数である。具体的には、 t 年に職員 i が所属する部署 j に在籍する職員（職員 i 以外の職員 c ）について、前年度（ $t-1$ 時点）の一人当たりかつ月で平均を取った残業時間を示している⁵。 β_1 が着目する介入効果であり、この係数が正に有意であれば介入効果が確認されたといえる。

⁴ Kurokawa et al. (2017) においては「前年度の平均残業時間」の代わりに「前年度の職員固定効果の推定値」を説明変数として用いている。本稿では前者を主要な識別方法として位置付け、後者は第7章の頑健性テストにおいて検証するに留める。その理由については第8章ディスカッションにおいて詳述する。

⁵ 職員 i 以外の職員の平均を取っているため、同じ t 時点の部署内でもこの説明変数にバリエーションが発生していることになる。

$\frac{1}{12} \sum_{m=1}^{12} \text{overwork}_{ij,m,t-1}$ は部署 j に所属する職員 i の $t-1$ 年時点での残業時間であり、前年度の平均残業時間を示す。この変数を追加する目的は、残業時間が増加傾向にある職員が、同じく残業時間が増加傾向にある部署に配属されるという内生性に対処することである。この内生性を制御しない場合、残業時間が増加傾向にある職員が、残業時間が増加傾向にある部署に配属されがちであるという人事異動の傾向を示唆するに留まり、本稿で推定したいピア効果を識別できない可能性がある。去年の平均残業時間を制御することで、この内生性を緩和し、過去の自身の残業傾向だけでは必ずしも説明できない残業増加分について、同部署で働く他職員の残業傾向で説明することが可能かどうかを検証する。

最後に α_i は職員固定効果、 d_j は部署固定効果、 τ_t は月固定効果であり、 u_{ijt} は誤差項である。

4. データ

4.1. データ

本章では、本稿にて用いたデータについて概要の説明と行った操作について説明を行い、その上で、基本的な統計量について確認を行う。

本稿では、三重県から提供していただいた残業実績のデータを分析に用いる。提供いただいたデータは、主に三種類であり、(1)2017年から2021年までの年次の個人属性に関するデータ・(2)所属部署に関するデータ・(3)2017年4月1日から2021年9月30日までの日次の残業実績に関するデータの三つである。なお、所属部署については、個人属性データではなく、日別の残業実績データに含まれている。それぞれのデータ数については表4-1の通りである。

表 4-1. データの種類とサイズ

データの種類	データサイズ
個人属性	20,930
所属部署	1,307
残業実績	1,174,931

出典：提供されたデータより筆者作成

本節では、以上のデータに対し、分析のために行った操作について説明する。
主に行った操作としては以下の通りである。

1. ベースデータの作成

個人属性データについて、年次のデータを 2017 年 4 月 1 日から 2021 年 9 月 30 日までの日別データに調整し、ベースデータとして用いた。ベースデータのデータサイズは 6,877,393 となった。

2. 残業実績データについての修正

残業データのうち、同一日において開始時刻と終了時刻の両方が一致するものについて、一つのみを残し削除した。また、同一日において、開始時刻が一致するものについては、終了時刻が最も遅いものを残しそれ以外については削除した。同様に終了時刻が一致するものについては、開始時刻が早いものを残しそれ以外を削除した。この操作により、データサイズは 1,174,931 から 1,147,157 に減少した。

3. 残業時間とベースデータの接合

残業とベースデータについて接合を行った。1 日の中で複数回に分けて残業を報告している職員がいることから、データサイズが 6,877,393 から 6,901,485 へと上昇した。

4. 長期の残業の空白についての処理

作成したデータについて、残業していない期間が長期みられる職員が確認されたことから、このような職員については、個人属性データには残っているが一時的に職場を離れている可能性が高いと考え、残業をしていない期間が 1 年を超える場合データから取り除く処理を行った。その結果、データサイズが 6,901,485 から 6,753,568 へと減少した。

5. 空欄の残業時間と部署コードの補填

空白の残業時間と部署コードについて、それを補うように処理を行った。残業時間が報告されていない日については、残業時間が空白となっていることから、代わりに 0 を代入し残業していないこととして取り扱った。また、所属部署については、残業データと紐づいているため、残業をしていない日については同様に空白になっている。このままのデータを用いる場合、残業していない職員は所属していないこととなり、部署内の残業時間の平均が過大となってしまう。この問題に対処するため、空白の部署コードについて、前

後の残業している日の所属部署が一致する場合には、その部署コードを代入し、前後で部署が異なる場合には、前の部署コードに合わせて代入し、残業時間データ上で部署コードが切り替わった時点で所属部署が切り替わったと仮定した。

6. 一般事務職以外の削除

本稿における分析の目的が職場における周囲の残業の個人への影響の分析であることから、一般事務職以外の職員と一般事務職の職員の間で効果が大きく異なると考えられ、一般事務職以外の職員についてはデータ上から削除した。これによりデータサイズが 6,753,568 から 2,985,040 へと減少した。以上のような操作を行い、データセットを作成した。

4.2. 基本統計

次に、作成したデータセットの特徴について、その基本的な統計量を説明する。その目的は、ピア効果に大きく関わる職場環境に関して、三重県庁の職員属性と残業実態について概観すること、ならびに、データ生成過程において特異なデータが存在しないことを示すことである。

まず、データセットにおける記述統計量を表している(表 4-2)。特徴として、男性が 72%と多くの割合を占めており、またすでに婚姻している人も 60%を超えていることがわかる。また地位別で見えていくと、課長補佐級が最も多くおよそ全体の半分近くを占めており、残りの部分をそれぞれ主事技師級・主任級・主査級・係長級が占めている⁶。残業時間については、平均して 1 日 0.51 時間となっており、月平均では約 15 時間残業していることがわかる。また、部署のサイズとしては、平均が 5.68 人となっている。

⁶ 三重県庁の方へのヒアリングより、三重県庁における地位については、下から順番に主事技師級、主任級、主査級、課長補佐級となっている。管理職の職員については残業に関するデータは取られていないため、データ上には存在しない。

表 4-2. 記述統計表

項目	
年齢	42.68(10.89)
男性比率	0.72(0.45)
婚姻比率	0.62(0.49)
地位名称	
主事技師級	19.0%
主任級	15.6%
主査級	19.8%
課長補佐級(非管理職)	45.6%
残業時間	0.51(1.46)
部署サイズ	5.68(2.85)

¹平均(標準誤差); %

出典：提供されたデータより筆者作成

また、男女別で比較すると、男性より女性の方が全体として年齢が低く、地位についても男性と比べ若い人が多く集まる地位において、より多く分布していることがわかる(表 4-3)。また、残業時間についても男性と比べ女性の方が短いことから男性と女性で働き方が異なっている可能性があることが分かる。

表 4-3. 男女別の記述統計量の比較

項目	全体	男性	女性
年齢	42.68(10.89)	44.06(10.83)	39.10(10.19)
婚姻比率	0.62(0.49)	0.65(0.48)	0.54(0.50)
地位名称			
主事技師級	19.0%	15.4%	28.1%
主任級	15.6%	15.0%	17.3%
主査級	19.8%	20.6%	17.6%
課長補佐級(非管理職)	45.6%	49.0%	36.9%
残業時間	0.51(1.46)	0.55(1.50)	0.43(1.33)

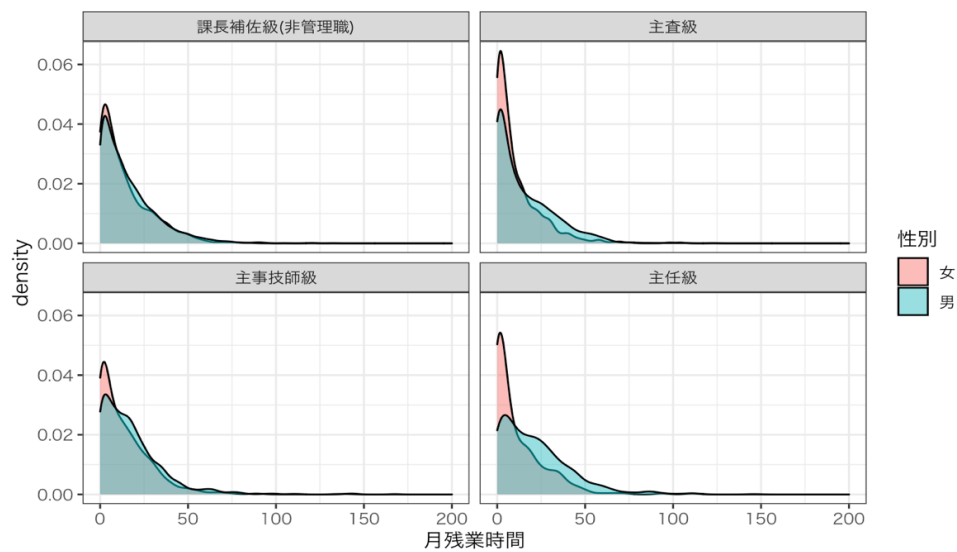
平均(標準誤差); %

出典：提供されたデータより筆者作成

次に、残業時間の分布について見ていく。月の残業時間の男女別・地位別の分布を見ていくと、全体的に 0 に近い部分に厚く分布していることがわかる(図 4-1)。また、地位別で見ていくと、主事技師級や主任級といった比較的若い年次の人が集中する役職において、残業が多い方向により厚く分布している。また男性と女性で比べると、より年齢が高い人が集まる役職において男性と女性の残業時間の分布が近くなる傾向にあることや、女性より男性の方が、残業時間が長い方向に厚く分布していることがわかる。

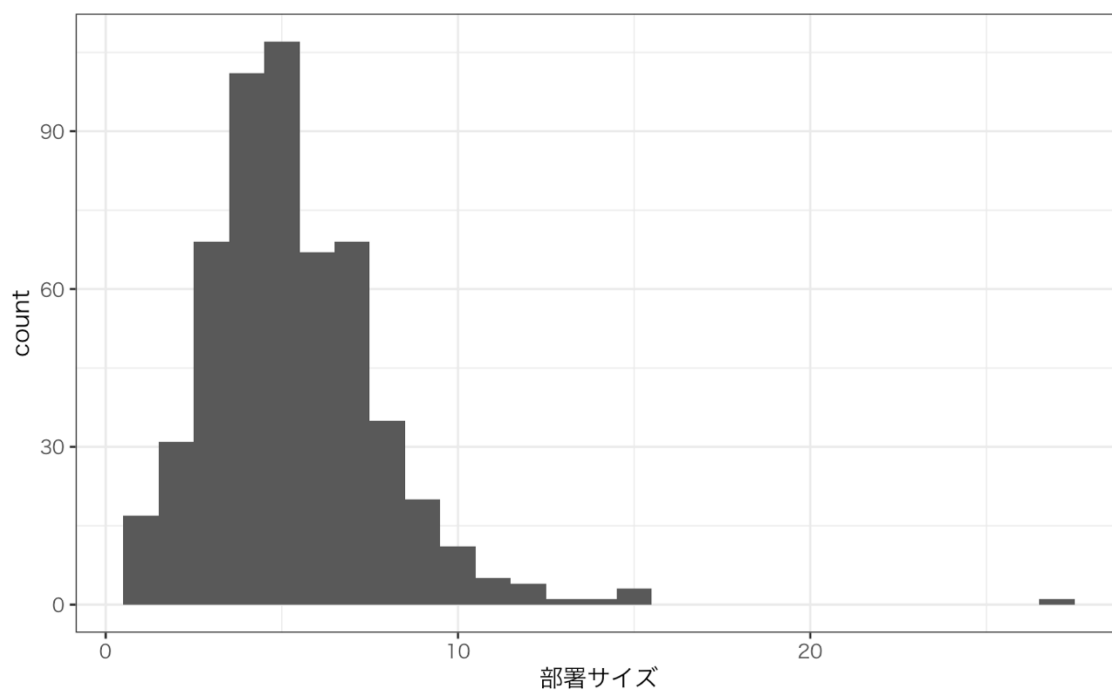
また、部署サイズについて見ていくと、5~6 人のサイズの部署が最も多い一方で、1 人や 2 人の部署もみられることや、10 人以上の部署も一定数存在することがわかる(図 4-2)。また、部署内での地位ごとの職員の人数の平均について見ていくと、課長補佐級の職員が最も多いことがわかる(表 4-4)。また、全ての地位において最低値が 0 であることから、部署内にその地位の職員がいない部署が存在することも確認できる。これらの部署の状況について留意しながらピア効果についての分析を行っていく。

図 4-1.残業時間の分布



出典：提供されたデータより筆者作成

図 4-2. 部署サイズの分布



出典：提供されたデータより筆者作成

表 4-4. 部署内の地位ごとの人数

項目	平均値(標準偏差)	中央値[最小値,最大値]
主事技師級 平均人数	0.8 (0.8)	0.7, [0.0, 4.1]
主任級 平均人数	0.5 (0.7)	0.2, [0.0, 9.0]
主査級 平均人数	0.9 (1.0)	0.8, [0.0, 11.0]
課長補佐級 平均人数	1.8 (1.2)	1.6, [0.0, 6.2]

出典：提供されたデータより筆者作成

5. 推定結果

本章では、三重県庁におけるピア効果の実態について推定した分析結果を記述する。第1節では部署内のピア効果について集計結果を記述する。その後どのような職員が効果を受けやすいのかについて異質性を検証するため、第2節では男女別の結果を、第3節では地位名称別の結果を記す。

5.1. 集計結果

本節では、第3章で説明したモデルについて、分析結果を説明していく。本分析にあたり、前章で説明したデータへの操作から、さらに月データへの変更の操作を行った。その結果、データの数 は 222,992 となった。

また、主な説明変数に関しては、同じ部署内の周囲の去年の残業時間を用いるが、これは、自分以外の同じ部署内の職員について、去年の残業時間の月かつ個人単位での平均を取ったものである。説明変数と被説明変数記述統計は以下の表 5-1 のようになっている。

表 5-1. 部署内職員の去年の残業時間

項目	
残業時間(月)	17.2(21.4)
部署内職員の去年の残業時間	16.8(10.8)
去年の個人の平均残業時間(月)	16.8(15.1)
平均(標準偏差)	

出典：提供されたデータより筆者作成

次に、固定効果分析のモデルを実際に回した結果について述べる。部署サイズが2人以上の部署において、部署内職員の去年の残業時間が1時間上昇すると、1%有意水準で、有意に個人の残業時間が0.140時間上昇していることが分かる(表5-2)。つまり、去年の残業時間を周囲の残業傾向と考えると、職場内の残業傾向が増すごとに個人の残業時間も高まるような、ピア効果が職場内において見られることが明らかになった。

また、5人以上の部署に絞った場合においても同様に10%有意水準で、0.122時間上昇している(表5-2)。部署サイズを5人以上に絞った理由としては、部署サイズの小さい部署と大きい部署では効果に差が出ると考えられるからである。5人以上の部署に絞った場合でも、有意な影響が見られることから、部署サイズに関わらず、職場内における残業時間へのピア効果が認められると考えられる。

表 5-2. 周囲の残業傾向の個人の残業時間への影響

ピア効果の検証

	残業時間(月)	
	部署 2 人以上	部署 5 人以上
部署内職員の去年の残業時間	0.140*** (0.040)	0.122* (0.070)
去年の個人の平均残業時間(月)	0.099*** (0.026)	0.065* (0.035)
個人固定効果	Yes	Yes
年・月固定効果	Yes	Yes
部署固定効果	Yes	Yes
Observations	72,542	48,888
R ²	0.443	0.449
Adjusted R ²	0.422	0.423

Note: *p<0.1 **p<0.05 ***p<0.01

出典：提供されたデータより筆者作成

5.2. 男女別の効果の異質性

次に、前節で分析したピア効果について、効果の異質性についてさらに詳しく見ていく。本節では、属性ごとのサブサンプルをとり前節と同様の分析を行うことで、より詳細にどのような人が影響を受けやすい傾向にあるのかを分析していく。

最初に、性別ごとのサブサンプル分析を行う。性別ごとの説明変数と被説明変数の記述統計量について見ていくと、第 4 章でも述べたことと同様に男性に比べて女性は残業時間が短い傾向にある(表 5-3)。また、月残業時間の男女別の分布を比較した際も、同様に女性はより残業時間が短い方向に厚く分布している(図 5-1)。これらの男女差は同時に、女性よりも男性の方がピア効果を大きく受ける可能性を示唆していると考えられるため、影響の違いを分析する。

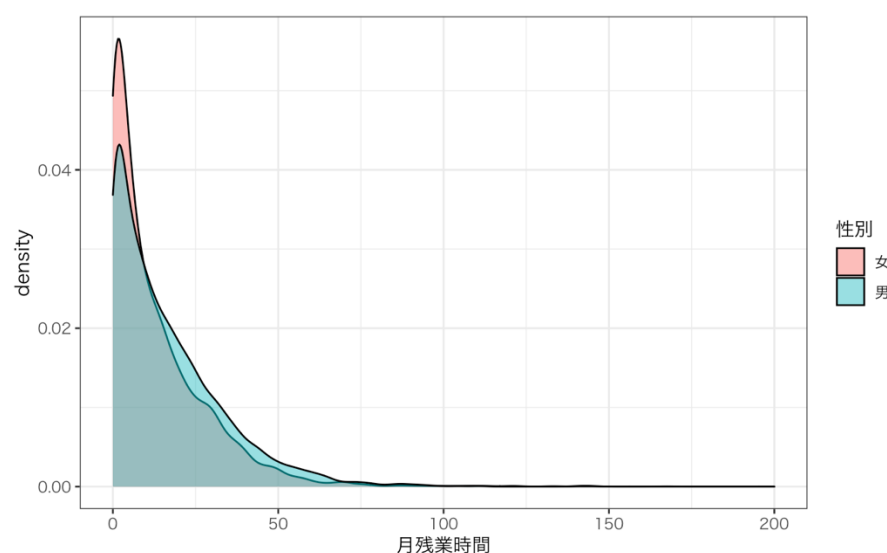
表 5-3 性別ごとの記述統計表

項目	全体	男性	女性
残業時間(月)	17.2(21.4)	17.7(21.2)	15.7(21.8)
部署内職員の去年の 残業時間	16.8(10.8)	16.9(10.4)	16.3(11.9)
去年の個人の平均残 業時間(月)	16.8(15.1)	17.5(14.9)	14.6(15.5)

平均(標準偏差)

出典：提供されたデータより筆者作成

図 5-1. 性別ごとの月残業時間の分布



出典：提供されたデータより筆者作成

職員固定効果・部署固定効果・年月固定効果を導入した回帰分析結果によると、ピア効果には統計的に有意な男女差は確認できない（表 5-4）。男女ともに1%有意水準で有意に去年の周囲の残業時間が上昇すると個人の残業時間も上昇しており、周囲の職員の残業傾向が個人の残業時間に影響を与えていると考えられる。また、その効果量の大きさに関しては、女性より男性の方が多少大きくはなっているが、その差は大きくない。

表 5-4. 男女別の周囲の残業時間の個人への影響

	男女別ピア効果の検証	
	残業時間(月)	
	男性	女性
部署内職員の去年の残業時間	0.178*** (0.030)	0.167*** (0.058)
去年の個人の平均残業時間(月)	0.089*** (0.020)	0.218*** (0.036)
個人固定効果	Yes	Yes
年・月固定効果	Yes	Yes
部署固定効果	Yes	Yes
Observations	127,003	45,051
R ²	0.462	0.531
Adjusted R ²	0.443	0.510
Note:	*p<0.1 **p<0.05 ***p<0.01	

出典：提供されたデータより筆者作成

次に、男女別のサブサンプル分析から、さらに地位についてサブサンプルを分けて分析を行っていく。男女別・地位別の残業時間の分布については、第3章の図3-1にて記しているが、再度確認すると、男性より女性の方がどの地位においても残業時間が短い方向に多く分布しており、また、年次の高い職員の多い地位(課長補佐級)において男女の分布が近づいていることがわかる。しかし一方で男女別のサブサンプルでの固定効果分析では、男女での有意なピア効果の統計差は見られなかった。そこで、男女でのピア効果についてより詳細な分析を行い男女差について確認することで、ピア効果に男女で差がないかを確認する。

以上を踏まえ、実際の分析について見ていく。男女別、地位別でサブサンプルを取った際の分析結果について見ていくと、男性はどの地位においても、統計的有意差はあるものの、効果量に大きな違いはなく、またその大きさは正であることに對し、女性は、年次の低い職員が集まる地位においては周囲の残業の効果量が負の数であり、年次の高い職員が集まる地位では正に傾いており、またその効

果量もばらつきが大きいことが分かる(表 5-5)。このことから、男性は全体として、周囲の残業の影響を受けやすく、女性は影響の大きさについてはばらつきがあり、また地位が上がると周囲残業の影響が大きくなるような傾向があることが考えられる。この要因として考えられるものとしては、男性と女性で働くピア効果に違いが見られることが考えられる。例えば、女性は若い年代が多い職員が集中する地位においてはピア効果が見られないことから、若い間は女性より男性の方が上司から仕事をお願いされやすいなどの関係性があることが考えられる。また、女性のうち男性と同じような働き方ができる職員のみが職場に残り、そのような働き方が厳しい職員は職場から離れているか年次が上がるにつれて男性と同じような働き方にしていることも考えられるが、これらはあくまで仮説であり、この点については今後検証が必要である。

表 5-5. 男女別・地位別の周囲の残業時間の個人への影響

男性・地位別のピア効果の検証

	残業時間(月)				
	男性全体	主事技師級	主任級	主査級	課長補佐級
部署内職員の去年の残業時間	0.178*** (0.030)	0.073 (0.061)	0.083 (0.078)	0.106* (0.056)	0.113*** (0.031)
去年の個人の平均残業時間(月)	0.089*** (0.020)	0.036 (0.042)	0.023 (0.051)	0.027 (0.042)	0.077*** (0.021)
個人固定効果	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年・月固定効果	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
部署固定効果	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Observations	127,003	16,036	16,830	33,220	60,300
R ²	0.462	0.500	0.478	0.510	0.480
Adjusted R ²	0.443	0.464	0.441	0.484	0.457

Note:

*p<0.1 **p<0.05 ***p<0.01

女性・地位別のピア効果の検証

	残業時間(月)				
	女性全体	主事技師級	主任級	主査級	課長補佐級
部署内職員の去年の残業時間	0.167*** (0.058)	-0.066 (0.074)	-0.010 (0.108)	0.171** (0.079)	0.271*** (0.069)
去年の個人の平均残業時間(月)	0.218*** (0.036)	0.176*** (0.051)	0.219*** (0.063)	-0.025 (0.071)	0.205*** (0.063)
個人固定効果	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年・月固定効果	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
部署固定効果	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Observations	45,051	11,583	8,915	10,293	13,618
R ²	0.531	0.583	0.616	0.564	0.524
Adjusted R ²	0.510	0.552	0.587	0.533	0.494

Note:

*p<0.1 **p<0.05 ***p<0.01

出典：提供されたデータより筆者作成

5.3. 地位名称別の影響

本節では、仮説③地位名称別のピア効果の違いを検証した結果を説明する。分析の目的は、部署内で一緒に働く他職員のうち、特に誰からの影響を強く受けているのかを明らかにすることである。そこで、①部署内の地位ランクの最も高い職員からの影響、②部署内の同地位ランクの職員からの影響、③部署内の地位ランクが最も低い職員からの影響、という三つの影響の差異について検証を行う。

回帰分析の結果を記す前に、分析に用いるサブサンプルの作り方について説明し、地位名称での記述統計を確認する。地位名称は下位から並べると、順に（１）主事技師級、（２）主任級、（３）主査級、（４）課長補佐級に設定されている。地位の最も高い職員からの影響を考察するサブサンプル①では、説明変数を部署内の地位ランクの高い課長補佐級職員に絞って作成し、被説明変数を部署内の課長補佐級以外の職員に絞って作成する。サブサンプル②では、説明変数を部署内の同地位職員に絞って作成し、被説明変数は全ての職員を用いて作

成する。サブサンプル③では、説明変数を部署内の地位ランクの低い主事技師級に絞って作成し、被説明変数を部署内の主事技師級以外の職員に絞って作成する。表 5-6 は、地位名称別の記述統計である。

表 5-6. 地位名称での記述統計表

項目	全体	主事技師級	主任級	主査級	課長補佐級
残業時間(月)	17.2(21.4)	16.4(22.8)	18.5(26.6)	14.3(21.7)	15.8(21.6)
部署内職員の去年の残業時間	16.8(10.8)	15.8(12.0)	17.1(11.9)	15.6(12.1)	14.2(11.3)
去年の個人の平均残業時間(月)	16.8(15.1)	14.2(14.2)	18.5(17.9)	14.2(15.5)	15.2(14.8)

平均(標準偏差)

出典：提供されたデータより筆者作成

次に、回帰分析の結果を記述する。結果として、同じ部署内における地位ランクの高い課長補佐級の職員が他の社員への影響が顕著に大きいことが分かる(表 5-7)。主事技師級の職員からの影響が続き、同地位の職員からの影響が最も小さい。効果量は、課長補佐級の職員からの影響、主事技師級の職員からの影響、同地位の職員からの影響と順におおよそ「3 : 2 : 1」の比率になっている。同じ部署内で自身よりも下の地位職員の業務内容を決定する立場にある課長補佐級職員からの影響の方が大きいことがわかる。同様に、自身よりも上の地位職員から業務支援を受ける可能性のある主事技師級職員もその影響が続いて大きくなっている。この地位ごとの効果量の違いについての解釈は、第 7 章において詳述する。

表 5-7. 地位名称別での影響
地位名称別でのピア効果の検証

	残業時間(月)		
	(1)	(2)	(3)
	課長補佐級 以外の職員	全ての 職員	主事技師級 以外の職員
部署内課長補佐級職員の前年度の平均残業時間(月)	0.194*** (0.039)		
部署内同地位職員の前年度の平均残業時間(月)		0.084*** (0.026)	
部署内主事技師級職員の前年度の平均残業時間(月)			0.137*** (0.035)
個人固定効果	Yes	Yes	Yes
年固定効果	Yes	Yes	Yes
月固定効果	Yes	Yes	Yes
部署固定効果	Yes	Yes	Yes
Observations	66,967	51,104	43,143
R ²	0.770	0.462	0.859
Adjusted R ²	0.761	0.436	0.852

Note:

*p<0.1 **p<0.05 ***p<0.01

出典：提供されたデータより筆者作成

6. 頑健性テスト

本章では、前章で推定した効果の頑健性について分析を行う。その目的は、推定した効果の限界と射程を明らかにすることである。第1節では、ピア効果の源泉である「個人の残業傾向」を識別する変数について、「前年度の残業時間」ではなく「前年度の職員固定効果」を用いても前章と同等の分析結果が確認できるかを検証する。これは本稿が採用した識別方法が分析結果に基づいて恣意的に選択したものではないことを示すとともに、ピア効果の定義方法によって効果の弾力性がどの程度異なるのかについて確認することが狙いである。そして、第2節では、職員の部署への人事配置が「前年度の残業時間」をどの程度考慮して行われているのかについて、その相関関係を明らかにする。これは「残業時間が増加傾向にある部署に、同じく残業時間が増加傾向にある職員を配置している

だけである」という内生性によって、第5章で推定したピア効果がどの程度バイアスを持つ可能性があるのかについて確認することが狙いである⁷。

6.1. 職員固定効果での分析

本節では、第5章で「個人の残業傾向」の代理変数として用いた「前年度の残業時間」の代わりに「前年度の職員固定効果」を用いてピア効果の頑健性テストを行う。識別の方法によって結果の大きさや統計的有意性が大きく変わることがないか確認するとともに、推定したピア効果の解釈の違いを論じることが目的である。

まず、推定方法について記述する。推定式は基本的に第3章と同じものを使用し、「前年度の残業時間」の代わりに「前年度の職員固定効果の推定値」を用いて説明変数を作成する。「前年度の職員固定効果の推定値」は、月別データを単年度ごとに分割し、残業時間を職員固定効果、部署固定効果、月固定効果に回帰することで得られた職員固定効果の推定値について1年ラグを取った変数を用いている。そのため、1年ごとに職員固定効果の数値は異なる。ちなみに、同じ部署内の他職員と比べた個人の残業時間の多寡を推定することになるため、部署ごとの平均的な残業時間の違いはこの時点で取り除かれている。そして、残業時間の多い部署に在籍しながらも残業時間の少ない職員については「職員固定効果の推定値」は負の値を取ることがある⁸。また、第5章では月別データで推定を行ったが、日別でも同じ効果が観察されるのか確認するために被説明変数は日毎の残業時間を使用した。説明変数は年単位で同じ数値である。推定時には、月単位の分析の際に使用した固定効果に加えて、日付・曜日・週の固定効果を導入している。

⁷ ピア効果をバイアスなく推定するためには、前年度の残業時間に関係なく人事配置が行われており、どの職員と同じ部署に配属されるかが原則として無作為に決定されることが必要である。しかし、当然実際の人事配置においては、希望部署や家庭環境が配属先に影響を及ぼすと考えられる。この人為的な配置によって「前年度の残業時間」と「部署の残業傾向（部署固定効果）」がどの程度相関関係を持つのかを確認することで、推定結果の射程と限界を明らかにする。

⁸ 「前年度の残業時間」と「前年度の職員固定効果の推定値」に関する記述統計はAppendix. 10-4を参照のこと。

推定結果によると、前年度の職員固定効果(年別)の部署内平均値と残業時間の間には 0.1%有意な正の相関が確認できる(表 6-1)。この相関は、第 5 章同様に、5 人以上の部署に絞った場合でも観測でき、5%有意である(2 列目)。前年度の職員個人の月平均残業時間を制御すると、少し効果量が減少するが、依然として 1%有意である。効果の大きさについてだが、日別で推定したため月当たりの日数である 30 をかけると、前年度の職員固定効果(年別)の部署内平均値が 1 時間増加すると、0.03 時間(約 2 分)同じ部署職員の残業時間が増加することを示唆している。

本節で推定した効果量は第 5 章で推定したピア効果の約 5 分の 1 の大きさであるが、この効果量の違いには大きく 2 点理由が考えられる。第一に、説明変数である「前年度の職員固定効果(年別)の部署内平均値」は正負双方の数値を取るため分散が第 5 章で用いた「部署内職員の去年の残業時間」よりも大きく、弾力性が小さく推計された可能性があるからである。そして第二に、「職員固定効果の推定値」は、部署の残業時間平均値と比べた時の職員自身の残業時間の多寡を表しており、残業傾向を周囲との相対的な数値として捉えているからである。例えば、月平均 30 時間残業している職員であっても、部署の月平均残業時間が 40 時間である場合、この職員の残業傾向は「-10 時間」と捉えている。効果量の違いの解釈方法については次章に記述を譲る。

表 6-1. 前年度の職員固定効果（年別）の部署内平均値が職員個人の残業時間に与える影響

	残業時間（日）		
	全部署	5人以上の部署	頑健性の確認
前年度の職員固定効果(年別)の 部署内平均値※1	0.001*** (0.0003)	0.001* (0.0007)	0.0008** (0.0002)
前年度の職員個人の月平均残業 時間			0.009*** (0.001)
調整済みR ²	0.122	0.128	0.128
観察数	2,188,552	1,431,164	1,775,828
個人固定効果	Yes	Yes	Yes
部署固定効果	Yes	Yes	Yes
日付固定効果	Yes	Yes	Yes
曜日固定効果	Yes	Yes	Yes
週固定効果	Yes	Yes	Yes
月固定効果	Yes	Yes	Yes
年固定効果	Yes	Yes	Yes

備考：***0.1%有意; **1%有意; *5%有意

※1: 当該年度に所属する部署を基準に平均値を計算。

6.2. 部署への職員の人事配置についての分析

本節では、職員の部署への人事配置が「前年度の残業時間」をどの程度考慮して行われているのかについて相関関係を分析する。これは例えば、コロナ禍の後にコロナ対策課に配属された職員は残業時間が増加するが、業務量が増加し残業時間が伸びている職員ほど同じ部署への配属期間が長くなる、もしくはより忙しい部署に配属されるというような事態を想定している。もし前年度の残業時間が増加傾向にある職員ほど、残業時間の多い部署に配属される関係が成り立つ場合、第5章で推定したピア効果は過剰推定である可能性がある。その関係性を確認するため、今年の部署固定効果を前年度の職員固定効果ならびに前年度の職員の月平均残業時間に回帰する分析を行った。

分析結果によると、前年度の職員固定効果ならびに前年度の職員の月平均残業時間は今年の部署固定効果と正の相関にあることが確認できる（0.1%の統計的有意水準）（表 6-2）。前年度の職員の月平均残業時間を説明変数とする回帰

分析では、個人の固定効果を入れているため、残業時間が平均的に多い職員ではなく、残業時間が増加傾向にある職員ほど残業時間の長い部署に配属される傾向にあると解釈できる。

そのため、第5章で推定したピア効果は職員を無作為に配置した際に発生するピア効果の大きさではない点は注意が必要である。元々残業が増加傾向にある職員ほど、残業時間が増加傾向にある職員が集まる部署に配属されやすいため、無作為に配置した際に発生するピア効果は第5章で推定した効果から変動する可能性が高い。これは、必ずしも本稿が推定した効果に関して内生性が残っており、因果関係を捉えられなかったというわけではない。表5-2の分析結果では「前年度の職員自身の残業時間」を制御しており、職員個人の残業時間増加傾向では説明しきれない残業時間の増加分について、同部署の他職員の残業傾向によって有意な影響を受けることを示しているからである。

表 6-2. 前年度の職員固定効果ならびに前年度の月平均残業時間と
当該年度の部署固定効果の関係

	当該年度の部署固定効果※1 Pooled※2 個人固定効果	
前年度の職員固定効果(年別)	0.033*** (0.004)	
前年度の職員の月平均残業時間		0.310*** (0.016)
個人固定効果	No	Yes
観察数	8,256	6,462
調整済みR ²	0.120	0.790

備考：***0.1%有意; **1%有意; *5%有意。

※1: 部署固定効果は時系列で変化しない変数であるが、職員が部署異動することにより職員内で時系列のバリエーションが発生する。

※2: 職員固定効果は同一部署内において職員の残業時間の多寡を比較して推定しているため、個人の固定効果を入れずに回帰分析を回した。

7. ディスカッション

第5章の分析結果より、三重県庁においてはピア効果が存在している可能性が高いことが明らかとなった。そして属性別の影響を分析したところ、女性よりも男性が影響を受けやすいこと、そして地位が高い人からの影響が大きく、次に地位名称が低い人からの影響が続く、同地位職員からの影響は二者に比べて最

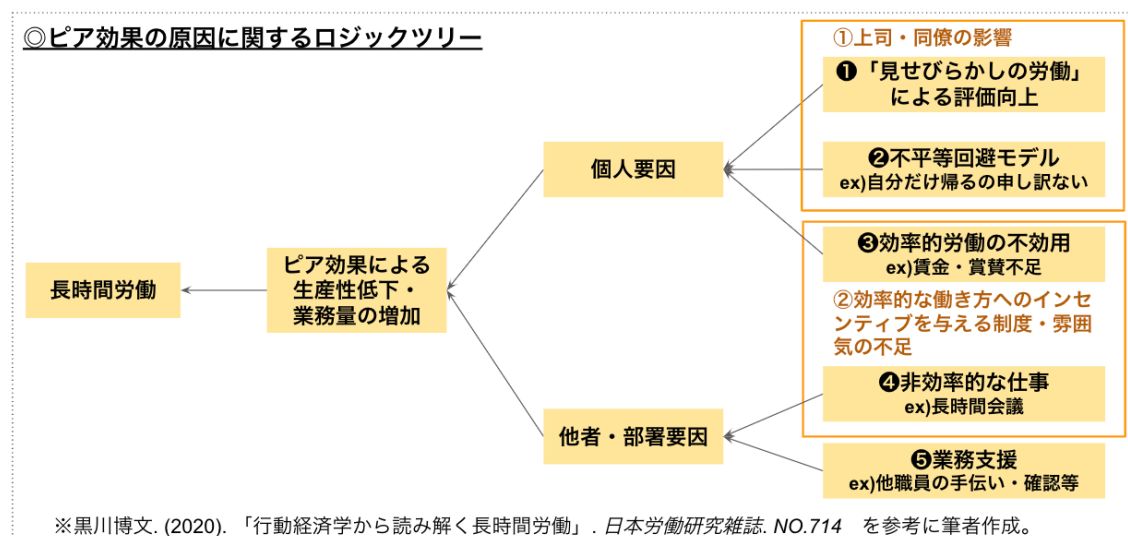
も小さいことがわかった。そして第6章の頑健性テストより、異なる識別方法においてもピア効果を確認できること、そして残業傾向のある職員は同じく残業時間が平均的に多い部署に配属される傾向にあるため、第5章の推定結果は過剰推定である可能性があることが示された。

本章では、分析結果を説明する理由や結果を総合した際にどのような解釈が可能であるのかについて論じるとともに、分析の内的妥当性や外的妥当性、分析結果を受けて今後どのような方向性で施策を検討していくべきかについて順に記す。

7.1. 分析結果の考察

一般的にピア効果によって残業時間が増加する要因は主に生産性が低下することや、業務量が増加することが考えられるが、その原因は職員個人が決定する要因と他職員や部署全体の仕組みが決定する要因に分けられる。黒川(2020)やその他先行研究を参考に、その主要因を分類したのが図7-1である。

図 7-1. ピア効果の原因に関するロジックツリー



備考：黒川(2020)を参考に、筆者作成。

今回、三重県庁のデータを用いて分析した結果においては、図7-1に記載の要因のうち主に4つの要因がピア効果を説明すると考えられる。第一に、他職員（上長や部下の双方を含む）の残業実態に合わせて、自身の残業時間を増減させるという「不平等回避モデル」(②)である。個人は所属する組織内において、他

者との不平等を回避する特性を持つが、本事例においては、例えばある職員自身は業務を終えているが、上司や部下が遅くまで残っているので彼らを残して退庁することに心理的抵抗を覚え、退庁時間を遅らせている可能性がある。

第二に、他職員の業務支援や進行の確認作業を行うことが自身の業務量の増加または生産性の低下を招いている可能性も考えられる(⑤)。1点目のように、定時を過ぎても他職員が退庁せず帰宅しづらい雰囲気を感じる際に、彼らの業務遂行を補助する場合や、どの程度自身の業務を中断して他職員の進捗状況を確認する必要があるのか等、働き方の相性によって自身の業務遂行における効率性が低下する場合に、残業時間が伸びる恐れがある。第5章第3節の地位名称ごとの効果量の違いから、同地位職員よりも課長補佐級職員、続いて主事技師級職員から受ける影響が大きかったことから(表5-7)、業務を増やしがちな上司から業務を追加で引き受けることや、部下に業務支援を行うことが残業時間を増加させる要因になっている可能性が高い。

次に、部署内で効率的な働き方を行うことに職員がメリット(賃金や賞賛等)を感じていない可能性が考えられる(③)。もしある職員自身と一緒に働く他の職員の業務量は同じだが、他職員のみ残業を行なっている場合、当然彼らにのみ残業手当が支給される。また、ある職員自身が効率的な働き方を行うことで残業時間を短縮しても、例えば昇進に優位に働いたり、追加で希望する業務を担当させてもらえたりなどのメリットが不十分である場合、効率的な働き方を行わなくなる可能性がある。一般的に公務員は報酬ではなくやりがいモチベーションにする職員が多いと推定されるため、後者の業務内容について魅力づけが不足している可能性が高いと考えられる。

最後に、部署内で非効率的な業務手法や働き方が行われている場合に職員自身の残業時間が増加する可能性が考えられる(④)。例えば、上司から業務を依頼される際に段取りが十分に伝わっていなかった場合や、職員ごとの相性(例：言語化能力や会議前の準備の度合い等)により会議時間が伸びるなどの場合に、業務を完遂するために要する時間が増え、残業時間を増加させるなどの事例が考えられる。

一方で、同僚との出世競争によって残業時間を伸ばしているという「見せびらかしの労働」による評価向上(①)は全庁的に広く発生している可能性は低い。表5-7によると、主に人事評価の比較対象となりやすい地位名称が同じ職員よ

りも、地位が高いまたは低い職員からの方がピア効果を受けやすいという結果が示されているからである。

したがって、今後ピア効果を減少させるためには、早く退庁し残業時間を減少させることを善しとする組織文化の醸成や、効率的な働き方を評価しインセンティブをかける仕組みの構築、職員個人や部署全体で生産性を向上させる取り組みの支援等について具体的な施策を検討することが望ましい。その第一歩となりうる施策案については「6.4. 解決策の示唆」において詳述する。

7.2. 内的妥当性

次に、本分析の射程と限界について記す。本稿では三重県庁において統計的に有意な水準でピア効果の存在を確認したが、その解釈については留意すべき点为主に2点ある。まず、ピア効果を識別するために用いる変数として何を用いるのかによって、ピア効果の弾力性は変化するということである。実際、「前年度の残業時間」を代理変数として用いた分析(表 5-2)と「前年度の職員固定効果」を用いた分析(表 6-1)では推定値の効果量が約5倍異なる。これは何を個人の残業傾向としてみなし、ピア効果を推定するのかによって生じる違いである。例えば、前年度の残業時間を用いる分析においては、前年度の所属部署の固定効果(ある部署が他の部署と比べて平均的に残業時間が長い影響)を制御していないが、職員固定効果を用いた分析においては、制御している。前者は、残業時間が長い部署から異動してきた職員は、その部署を自主的に選択した可能性があるという意味で残業傾向にある人であるとみなす。一方、後者の場合、部署内の職員間で残業時間の多寡を比較しており⁹、同じ部署の他職員の平均残業時間との差異を個人の残業傾向とみなすため、部署配属が基本的にランダムであるという仮定の下で、月残業時間が長くても部署平均よりも少ない人は残業傾向にはない人とみなす。部署配属がランダムではない以上、本稿では前者が最適な分析モデルであると位置付けているが¹⁰、全職員が希望通りに部署配属されるわけ

⁹ 簡潔化して書くと、部署平均の残業時間が月30時間である場合、月残業時間が35時間の職員Aは残業傾向が「+5時間」、月残業時間が25時間の職員Bは残業傾向が「-5時間」であるとみなす。

¹⁰ また、後者(固定効果を用いた分析)では、残業傾向が正負の値を取るため、ピア効果の効果量を解釈し、実務上考慮すべき影響であるのかを判断するのが難しくなるため、前者(前年度の残業時間を用いた分析)の分析モデルを優先している。

ではないため、効果を一部過大推定しているといえる。反対に、後者は効果を過小推定している可能性がある。

そしてもう一点留意すべきは、残業傾向にある職員が同じく残業時間が増加傾向にある部署に配属されるという逆因果を完全には取り除けていないということである。この内生性については、前年度の職員自身の残業時間を分析モデルに組み込むことで、問題点を一定程度克服している。しかし、ある職員が残業時間を前年度から増加させる¹¹比率よりも高い比率で残業時間が増加する傾向にある部署（例：コロナ禍などで業務量が急激に増加する部署）に配属されるという事象が全年度において共通して発生している場合は、本分析で推定したピア効果は過大推定である可能性がある。実際、この懸念に対して頑健性テストを行った表 6-2 によると、ある職員の前年度の残業時間は部署の固定効果と統計的に有意な生の相関が見られ、人事配置がランダムではないことを示している。よって、本稿で推定したピア効果は、ランダムな人事配置を行うことで推定される「平均効果」ではなく、残業傾向を人事配置に考慮する場合において推定される「過大的な効果」であると言える。

7.3. 外的妥当性

また、本分析結果が他の民間企業や行政機関においても当てはまるのかについて考えるときに留意すべき点も 2 点ある。第一に、民間企業と比べて行政機関はトップダウン（上長や政治家からの指示）で職員が業務をこなす割合が強い可能性があり、地位が高い職員からの影響を強く受けた結果が現れている可能性がある。その場合、よりトップダウンの傾向の薄い企業においては、ピア効果が統計的に有意な水準では観測されない可能性がある。

第二に、他の地方自治体においてはより強いピア効果が観測される可能性がある。ピア効果は、平均残業時間の水準や組織としての風通しによって効果量が影響されると考えられるが、三重県庁は他の都道府県庁と比べても平均残業時間が少なく、また風通しの組織文化に関する評価も高いからである¹²。組織文化

¹¹ 個人が残業時間を増加させる要因としては、例えば年々より責任の重い仕事を任されるようになり、業務遂行に要する時間が増加している傾向にあるなどが挙げられる。

¹² Openwork (2022)によると、官公庁業界の風通しの良さランキングにおいて 762 団体（中央省庁ならびに地方自治体）中、第 11 位である。

や残業時間水準の違いによってどの程度ピア効果の弾力性が異なるのかを解明することは、今後の研究課題であると言えるであろう。

7.4. 解決策の示唆

第5章の分析結果ならびに第7章第1節より、三重県庁においてはピア効果が存在しており、その原因を取り除く方向性として部署全体の残業時間を減少させる仕組みづくりや、影響を受けやすい職員に個別で支援を提供する施策が有用である可能性が示唆された。そこで、本節ではそれらの施策を具体化していくにあたり参考になる可能性がある示唆を4点記す。

第一に、部署全員の残業時間を減少させる取り組みとして、今後も定時退庁日（ノー残業デイ）を継続して実施することが挙げられる。これは、残業を前提にした非効率的な働き方や他職員が残業している中で退庁しづらいという要因に対処する施策である。残業時間を減らすことが良いことであり、組織として推奨すべき価値観であるという組織文化を醸成するとともに、心理的な抵抗感なく定時退庁することを促すことでピア効果を削減することができる。分析結果において、特に地位が高い人からの影響が大きいことから、課長補佐級の職員が率先してノー残業デイの実施を図ることが有用であると考えられる。

ただし以下の点には留意すべきである。まず、部署の業務に最終的な責任を持つ管理職の残業時間が増加しないように注意する必要がある。加えて、ノー残業デイの実施率を高めること自体を目標とすると、業務を中断して帰宅を強いられることになり、逆に業務効率の低下と総残業時間の増加を招く危険性がある。

次に、テレワークを活用することが挙げられる。これは、他職員の業務支援や進行の確認作業を行うことが自身の業務量の増加または生産性の低下を招くという要因に対処する施策である。他職員に邪魔されることなく業務に集中できる時間をつくることによって、生産性を向上し、残業時間を減少させることが狙いである。実際に、Kazekami (2020)は、一定時間までのテレワークの実施は生産性を向上させる効果があると報告しており、特に出社時に他職員（上司や同僚）から雑用や追加の業務依頼を受け、自身が手元に抱える業務を中断せざるを得ない傾向にある人や、通勤時間が1時間以上と長い人においては生産性向上の効果が大きいと述べている。必ずしも出社することを必要としない業務や、特

に単独で作業することで効率が上がると見込まれる業務を遂行する際には、テレワークを推奨するなどピア効果を低減することが期待できる。

第三に、ピアボーナス制度の実施によって残業時間を減らすことに金銭的・非金銭的なインセンティブをかけることが挙げられる。これは効率的な働き方を行うことにメリットを実感できていないという要因に対応するアプローチである。残業時間を削減することが他職員や人事から評価されているという実感を持ってもらうことで、個人のみならず部署全体の効率的な働き方を促進することが狙いである¹³。ただし、2点留意すべき点がある。まず、金銭的なインセンティブ付けを行う場合は、何を効果としてみなすのかについて事前に KPI を想定しておき、投資に見合った効果が出ているのかどうかについて定期的に観察する必要がある。そして、成果のわかりやすい業務を担当する職員だけが評価を受けやすいため、重要ではあるが成果の見えにくい業務が蔑ろになる危険があるため、何を評価すべきかについては細かく検討が必要である。

最後に、ピア効果の影響を受けやすい職員に対して個別の支援を行うことが挙げられる。分析結果によると、女性よりも男性が、そして部署異動直後の職員がピア効果の影響を受けやすいことがわかった。上記の3点の施策を通じても残業時間が減少しにくい職員に対しては、所属部署以外の先輩職員がメンターとして付き、他部署の働き方の事例について共有したり、必要であればその職員の上司に対して業務量を調整するように伝達する権限を与えるなど、個別の対策が必要となる可能性もある。

ここまでピア効果を削減するために有用となり得る施策について記述してきたが、効率的な働き方を後押しするためには、制度や組織文化の側面から取り組みを行うことが重要である。実際に三重県庁において具体的にどのような施策を行うべきかについては、部署や時期で異なる業務内容や職員一人ひとりの事情に応じて異なるため、詳述は控えるが本稿が紹介した具体案がたたき台として解決策を検討する助けになれば幸いである。

¹³ 従業員エンゲージメントを高めるピアボーナスのススメ. (2022). 「ピアボーナスの導入事例について」. URL:<https://www.peerbonus-enforce.net/purpose/>.

8. 結論

残業時間の削減は働き方改革と合わせて喫緊の政策課題である。この課題に対して学術界・実務界ともに様々な分析を行い、施策を展開してきた。想定される残業時間の決定要因としては、労働者の行動心理に関わる個人要因や、部署の編成などに関わる組織要因、より社会全体に通底する法規制や文化などのマクロ要因など多様な側面が考えられる。本稿では、その中でも組織要因に着目し、ピア効果が残業時間に与える影響に関する計量分析を行った。ピア効果とは、様々な定義が存在するが、個人の性格や働き方の組み合わせによって他者や組織全体の残業傾向が影響を受ける効果のことを示している。

分析に際しては、三重県庁様から匿名化済みの残業実績データならびに職員属性データの提供を受けた。そのデータセットは職員の所属部署や残業時間を日別で識別することができる。

周囲の職員の残業傾向がある職員の残業時間に影響を与えるピア効果を推定するため、本稿では「同じ部署に所属する職員の前年度の月平均残業時間」を周囲の残業傾向を示す代理変数として用いた分析モデルを構築した。当該年度ではなく前年度の残業時間を用いた理由は、自者の残業時間が相方向に影響するバイアスを可能な限り取り除き、職員個人の残業傾向を正しく識別するためである。

その上で本稿は3つの仮説を立て検証を行った。1つ目が、ピア効果の存在を検証するものであり、「残業時間が長い傾向にある部署環境で勤務すると、職員の残業時間は増加する」という仮説。2つ目が、男女別のピア効果の違いを問うものであり、「ピア効果の効果量は、女性よりも男性の方が大きい」という仮説。そして最後が、地位別のピア効果の違いを分析するものであり、「ピア効果は地位が高い職員からの影響が大きく、地位名称が同じ職員や低い職員よりも影響が大きい」という仮説である。

分析の結果、ピア効果は統計的に有意な水準で確認された。その効果量は、弾力性ベースで「部署内職員の前年度の月平均残業時間」が1時間増加すると、ある職員の残業時間が釣られて約0.14時間(9分)増加するという結果を示している。

このピア効果の受けやすさについては男女差があるが、男性と女性の比較では影響の大きさに有意な差は見られなかった。一方で性別・地位名称別で分析す

ると、男性が地位に関係なく一貫して負の影響を受けるのに対し、女性は課長補佐級以上の職員でのみ顕著に影響を受けることがわかった。そのため、例えば20～40代においては女性よりも男性の方が上司から残業をお願いされやすいなど、男女間で異なるメカニズムが働いているが、管理職が近づくにつれてその男女差がなくなっていくという理由が考えられる。

また、ピア効果を与えやすい職員属性として、特に課長補佐級の職員から受ける影響が顕著に高く、次に主事技師級の職員からの影響が続く。同僚からの影響は限定的であり、課長補佐級の職員からの約3分の1、主事技師級の職員からの2分の1の効果量に留まる。タスクの分配や会議の進行など、業務内容と働き方を決める立場にある職員の働き方が残業時間を説明しやすく、後輩の業務遂行支援や出世競争に伴う残業時間の増加は影響としては少ないのだと考えられる。

分析結果を解釈する際には留意すべき点がある。まず、推定した効果はバイアスを持つ可能性があるということである。部署への職員の人事配置は無作為に行うわけではなく、残業時間の許容度や志望部署、家庭環境などを総合的に勘案した上で決定されるため、残業傾向のある人は同じく残業傾向のある人が集まる部署に配属されることも考えられる。その際本稿で推定した結果は、必ずしも平均効果を示すものではなく、バイアスを持つ可能性がある。同様に、三重県庁と異なる組織体系・人事配置を行なっている他の公的機関や民間企業においては異なる結果が観測される可能性が高い。

そして、何をピア効果としてみなすかによって効果の大きさは変化するという点である。詳細は第7章ディスカッションに記述を譲るが、元々平均的に残業の多い部署に所属する職員について、その部署平均よりも残業時間が多い人を残業傾向のある人としてみなすのか、それとも部署平均関係なく残業時間の絶対値が大きい人を残業傾向のある人としてみなすのかはその一例であると言える。

ピア効果が発生する原因を簡単にまとめると、他職員が残業する中で退庁することに心理的な抵抗を感じ、生産性を落としたり、他職員の業務支援を行うこと、そして残業時間の削減に残業代支給を超えるメリットを実感できていないことが挙げられる。

そこで、残業削減を善しとする組織文化を浸透させるためにノー残業デイの実施を強化することや、効率的な働き方にインセンティブを与えるピアボナ

ス制度を導入すること、生産性を高める働き方としてリモートワークの実施を広げることが有用であると考えられる。

謝辞

まず、本検証の機会を与えていただき、ご指導ご鞭撻を頂戴しました東京大学公共政策大学院川口大司教授・正木祐輔准教授に心より感謝申し上げます。また、三重県デジタル改革推進課の庄山様、佐伯様、勝又様をはじめ、担当者の方々には、データや関連資料の提供のみならずの現場からフィードバックをいただきました。その他、他の受講生の皆様からもアドバイスや的確なコメントをいただき、技術面だけでなく発表技法まで改善を測ることができました。ご協力いただきました全ての方々に心より感謝申し上げます。

オーサーシップ

本稿は、筆者全員が共同して調査・検証を行った成果である。

執筆にあたっては「要旨」・「分析モデル」・「頑健性テスト」・「ディスカッション」・「結論」を廣川が、「はじめに」・「先行研究」を任が、「データ」を布川が主に担当した。「分析結果」と「Appendix」については等しく執筆を配分した。

9. 参考文献

【日本語論文】

- 小倉一哉. (2008). 日本の長時間労働：国際比較と研究課題. *日本労働研究雑誌*.
- 小野浩. (2016). 日本の労働時間はなぜ減らないのか？—長時間労働の社会学的考察. *日本労働研究雑誌*.
- 黒川博文. (2020). 「行動経済学から読み解く長時間労働」. *日本労働研究雑誌*. NO.714
- 黒田祥子・山本勲. (2007). 人々は賃金の変化に応じて労働供給をどの程度変えるのか？ *日本銀行金融研究所・金融研究*

【英語論文】

- Afota, M. C., Robert, V. & Vandenberghe, C. (2020). The interactive effect of leader-member exchange and psychological climate for overwork on subordinate workaholism and job strain. *European Journal of Work and Organizational Psychology*, 30, 495-509.
- Arcidiacono, S. P., Kinsler, J. & Price, J. (2017). Productivity Spillovers in Team Production: Evidence from Professional Basketball. *Journal of Labor Economics*, 35, 191-225
- Beugnot, J. (2019). Gender and peer effects on performance in social networks. *European Economic Review*, 113, 207-224.
- Collewet, M., Grip, A. D., & Koning, J. D. (2017). Conspicuous work: Peer working time, labour supply, and happiness. *Journal of Behavioral and Experimental Economics*, (68), 79-90.
- Falk, A., & Ichino, A. (2006). Clear Evidence on Peer Effects. *Journal of Labor Economics*, 24(1), 39-57.
- Hamermesh, S. D. & Slemord, J. (2005). The economics of workaholism: We should not have worked on this paper. *NBER Working Paper No. 11566. National Bureau of Economic Research*.
- Herbst, Z. D., & Mas, A. (2015) Peer effects on worker output in the laboratory generalize to the field. *Science*, 350, 545-549.
- Kazekami, S. (2020). Mechanisms to improve labor productivity by performing telework. *Telecommunications Policy*, 44(2), 101868.
- Kurokawa, H., Sasaki, S., & Ohtake, F. (2017). Peer Effects on Working Hours: A Progress Report. *Report paper on the Association of Behavioral Economics and Finance*.
- Kuroda, S., & Yamamoto, I. (2013). Do Peers Affect Determination of Work Hours? Evidence Based on Unique Employee Data from Global Japanese Firms in Europe. *Journal of Labor Research*, 34(3), 359-388.
- Mas, A., & Moretti, E. (2009). Peers at Work. *American Economic Review*, 99(1), 112-145.

- Mazzetti, G., Schaufeli, W. B., & Guglielmi, D. (2014). Are workaholics born or made? Relations of workaholism with person characteristics and overwork climate. *International Journal of Stress Management*, 21(3), 227–254.
- Slonim, R. J. & Villeval, M. (2016). Quitting and peer effects at work. *Labour Economics*, 39, 55-67.

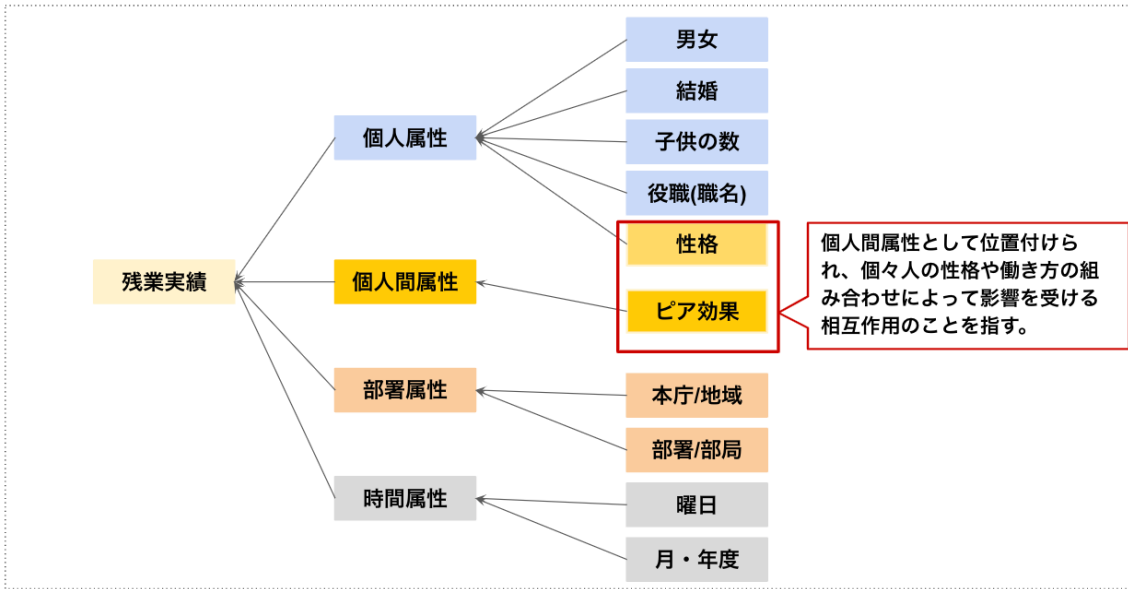
【その他】

- 厚生労働省 . (2022). 「働き方改革の実現に向けて」 . URL: <https://www.mhlw.go.jp/stf/seisakunitsuite/bunya/0000148322.html>. 最終アクセス 2022 年 7 月 13 日.
- 従業員エンゲージメントを高めるピアボーナスのススメ. (2022). 「ピアボーナスの導入事例について」 . URL: <https://www.peerbonus-enforce.net/purpose/>.
- 三重県中央労使協働委員会. (2014). 「ワーク・ライフ・マネジメントの推進について」.
- Openwork. (2022). 「三重県の業界ランキング – 官公庁業界」 . URL: <https://www.vorkers.com/a0910000000Hu8L/ranking/>. 最終アクセス 2022 年 7 月 9 日.

10. Appendix

10.1. 分散分析について

図 10-1. 残業時間の原因についてのロジックツリー



備考：筆者作成。上記の図に含まれる要素は一例であり、ピア効果の位置付けを明確化することが目的である。

表 10-1. 分散分析の推定結果

Anova Table (Type II tests)

Response: overwork

	Sum Sq	Df	F value	Pr(>F)
職員番号	4464.9	2361	1.3020	1.372e-15 ***
部署コード	1598.4	483	2.2785	< 2.2e-16 ***
year	49.5	1	34.0648	5.592e-09 ***
Residuals	9266.6	6380		

Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

備考：Anova Type II test の分析結果より筆者作成。職員番号・部署コード・year（年度）が本モデルに使用した変数であり、これら属性ごとに残業時間の平均値が異なるのかを分析している。各属性ごとに統計的に有意な水準で残業時間の平均値が異なり、図 1-1 は Sum Sq の割合から作成した。

10.2. 部署移動別の効果

次に、部署移動した職員に絞ったサンプルでの分析について説明していく。部署移動した職員のみ絞る理由として、部署移動した職員はその職場での経験が浅いことから、より周囲の職員の働き方に影響を受けることが考えられ、そのことについて検証を行っていく。

まず、部署移動した職員の特定方法について説明していく。本節では、部署移動した職員として、データ上で先月の部署から所属部署のコードが切り替わったタイミングからその移動した年度の終わりまでを残すことで、部署移動の職員における効果を推定した。部署移動した職員にサンプルを絞ったことでサンプル数は 222,992 から 96,532 へと減少した。

次に部署移動した職員についての記述統計を確認していく。表 10-2 によると、部署移動した職員に絞った場合、残業時間の平均が上昇していることが分かる。これは、前提仮説の中の、部署移動した職員が周囲からより影響を受けることによる残業時間の上昇の効果が表れている可能性が考えられる。一方で、部署内職員の去年の残業時間についても同様に上昇していることから、部署移動がランダムではなくより残業時間の多い(多く働ける)職員が、仕事量が多く残業時間の多い部署に移動されていることも考えられる。この効果を制御するため、個人の一年前の残業時間を入れているが、それでも周囲の残業の効果量を過大評価している可能性についても留意する必要がある。

表 10-2. 部署移動した職員についての記述統計表

項目	全体	部署移動
残業時間(月)	17.2(21.4)	20.9(24.3)
部署内職員の去年の残業時間	16.8(10.8)	18.1(11.7)
去年の個人の平均残業時間(月)	16.8(15.1)	19.4(15.7)
平均(標準偏差)		

出典：提供されたデータより筆者作成

次に、実際の分析の結果について見ていく。表 10-3 によると、全体での分析と比べ、部署移動した人のみに絞った場合、部署内職員の去年の残業時間が上がった際、より大きく残業時間が上昇していることが分かる。しかし、これは部署移動する職員について配属においてセレクションの問題も考えられることから過大評価となっている可能性も考えられる。このことから、部署移動した職員について、ピア効果が大きい可能性があるが、過大評価の可能性も留意すべきであると考えられる。

表 10-3. 部署移動した職員についての残業時間の個人への影響

部署移動した職員のピア効果の検証

	残業時間(月)	
	全体	部署移動した人のみ
部署内職員の去年の残業時間	0.131*** (0.030)	0.153*** (0.039)
去年の個人の平均残業時間(月)	0.143*** (0.019)	0.062*** (0.019)
個人固定効果	Yes	Yes
年・月固定効果	Yes	Yes
部署固定効果	Yes	Yes
Observations	172,054	94,231
R ²	0.470	0.489
Adjusted R ²	0.453	0.467

Note:

* p < 0.1
** p < 0.05
*** p < 0.01

出典：提供されたデータより筆者作成

10.3. 部局単位での効果

次に、部署単位ではなく、部局単位での周囲の職員の残業傾向の個人への影響について見ていく。部署単位ではなく、部局単位で見ることのメリットとして、同一部署だけではなく、隣の部署など近しい部署の働き方についても影響を受けていることが考えられ、そのような他部署の職員の影響を含めた場合について、同様に影響が認められるのか確認することが挙げられる。一方で、影響を必ずしも与えているとは限らない職員の情報についても説明変数として加えられるため、逆に周囲の影響が大きく現れない可能性も考えられる。以上のような可能性を鑑み、実際の分析について見ていく。

まず、部局単位での説明変数と被説明変数の記述統計について見ていく。なお、部局単位で分析する上で、データの制約上サンプルを三重県本庁のデータのみに絞っており、サンプル数が 59,989 に減少している。また表 10-4 より、部局サイズについては、部署サイズの平均が 5.68 であるのに対し、部局サイズの平均は 100.0 となっており、大きく上昇している。一方で、部局のサイズがかなり大きいことから、実際に残業時間に影響を与えている職員以外の職員も多く含まれていることが予測される。

表 10-4. 部局単位での記述統計

項目	部署単位	部局単位
残業時間(月)	17.2(21.4)	19.4(24.7)
部局内職員の去年の 残業時間	16.8(10.8)	18.0(5.2)
去年の個人の平均残 業時間(月)	16.8(15.1)	18.0(15.8)
部署・部局サイズ	5.68(2.85)	100.0(46.8)
平均(標準偏差)		

出典：提供されたデータより筆者作成

次に、実際の分析結果について見ていく。表 10-5 によると、部署単位での分析と比べ、部局単位では、部署・部局内職員の去年の残業時間が上昇した際の残業時間の変化量が小さくなっており、その統計的有意性も落ちていることが分かる。この要因としては、部局のサイズが大きいことにより本来影響を与えていると考えられる人以外の影響も含まれていることで有意性が大きく落ちていると考えられる。

表 10-5. 部局単位での周囲の職員の個人の残業時間への影響の分析

ピア効果の検証（部局）		
	平均残業時間(月)	
	部署単位	部局単位
部署・部局内職員の去年の残業時間	0.140*** (0.040)	0.122 (0.273)
去年の個人の平均残業時間(月)	0.099*** (0.026)	0.005 (0.036)
個人固定効果	Yes	Yes
年固定効果	Yes	Yes
部署固定効果	Yes	Yes
部局固定効果	Yes	Yes
Observations	72,542	31,320
R ²	0.443	0.453
Adjusted R ²	0.422	0.424
Residual Std. Error	17.094	19.375
Note:	* p ** p *** p<0.01	

出典：提供されたデータより筆者作成

10.4. 残業時間と職員固定効果の変数比較

表 10-6. 記述統計

変数	平均	標準偏差	最小値	最大値	職員数
職員固定効果の推定値（年別 集計/月当たり）	3.44	30.77	-104.73	187.96	2,100
前年度の職員固定効果(年別) の部署内平均値	3.86	29.32	-191.26	212.66	2,100
(参考) 職員月当たり残業時間	15.37	22.20	0.00	253.30	2,404

出典：提供されたデータより筆者作成

備考：「職員固定効果の推定値（年別集計/月当たり）」は、各年度の月別データにおいて、職員番号・部署コード・月の固定効果で職員個人の月残業時間合計を回帰したもののうち、職員番号の推定値のことを指す。「前年度の職員固定効(年別)の部署内平均値」は、前年度の職員固定効果の推定値を当該年度の部署単位で平均を取った値のことを指す。「職員月当たり残業時間」は、全年度における月当たりの平均残業時間のことを指す。