東京大学公共政策大学院

2021 年度 A セメスター

事例研究(政策評価のための因果推論 II)

三重県職員の残業時間データの計量分析と残業時間削減に向けての提案

東京大学公共政策大学院
経済政策コース 1 年　加見 伊於理

目次

1. はじめに....4
2. 先行研究レビュー....5
   2.1. 労働時間に関する理論的研究....5
   2.2. 労働供給側(労働者側)に着目した研究....6
   2.3. 労働需要側(職場環境)に着目した研究....6
3. データ....7
   3.1. 使用したデータの概要....7
   3.2. 行った操作....8
   3.3. 記述統計....9
4. 分析 1：Pooled OLS と個人固定効果モデルの比較....12
   4.1. 仮説....12
   4.2. 分析モデル....12
   4.3. 分析結果....13
5. 分析 2：上司の残業傾向が部下の残業時間に与える影響....15
   5.1. 仮説....15
   5.2. 分析モデル....16
   5.3. 分析結果....17
6. 分析 3：上司の性別が部下の残業時間に与える影響....20
   6.1. 仮説....20
   6.2. 分析モデル....20
   6.3. 分析結果....21
7. 考察....22
8. 結論と政策提言....25

謝辞....27
参考文献....27
Appendix....29
1. 本庁職員のデータのみでの Pooled OLS と個人固定効果モデルの比較
2. 個人(本人)・上司・部署の 3 つがそれぞれどの程度の割合で部下の残業時間に影響を与えているかの分散分析

要旨

近年、働き方改革の取り組みがさまざまな業種で行われており、公務員も例外ではない。働き方改革の中心的な目標の一つとして残業時間の削減が挙げられ、さまざまな場所でさまざまな取り組みが行われている。しかし、どのような取り組みをするべきかについて定量データを用いて分析する事例は少ない。したがって、本研究では三重県より職員の残業時間に関する匿名化されたパネルデータを提供していただき、残業時間にどのような要素が影響を与えるのかについての分析を行い、残業時間削減に向けての提言を行った。

Pooled OLS モデル分析と個人固定効果モデル分析を比較した結果、Pooled OLS モデルでは役職が上がると有意に残業時間が長くなっていたのに対し、個人固定効果モデルでは役職が上がると有意に残業時間が短くなっていたことから、残業時間が長い人が出世している可能性が示された。

また、個人固定効果の値を用いて上司の残業傾向が部下の残業時間に影響を与えるかどうかを分析したところ、上司の残業傾向が 1 時間伸びると部下の残業時間は有意に 0.07～0.14 時間延びることがわかった。

さらに、上司の性別が部下の残業時間に影響を与えるかどうかを分析したところ、上司が女性の場合は部下の月残業時間が有意に 0.68 時間短くなることがわかった。

これらの結果から、①残業時間の短さや残業時間削減への貢献を人事的に評価する仕組みづくりと、②部下の残業時間削減に関する上司のマネジメント責任を重くすること、③女性の登用の 3 つを提言する。

1. はじめに

近年、働き方改革の取り組みがさまざまな業種で進められており、公務員もその例外ではない。働き方改革の中心的な目標の一つとして残業時間の削減が挙げられ、さまざまな取り組みがさまざまな主体によって行われている。しかし、その取り組みが本当に効果があるのか、残業時間削減にはどのような取り組みが効果的なのかについて、定量的に分析されることは少ない。

政府も働き方改革を推し進めており、企業に対して取り組みを呼びかけるだけでなく、国家公務員や地方公務員の働き方改革も進めようとしている。しかし、どのような取り組みをすればいいかについて統計的な分析を行い公表している例はほとんどなく、優良事例の公表やアンケートの実施などが多い。

EBPM(エビデンスに基づく政策立案)の重要性がますます叫ばれる中で、労働時間管理という組織内部に対する取り組みもエビデンスに基づいて行われるのが望ましいと考えられる。そこで、本研究では三重県より匿名化された残業時間に関するデータを提供していただき、残業時間にどのような要素が影響を与えるのかについていくつかの角度から分析を行い、残業時間の削減について三重県に提言を行うことを目標とする。

職場環境は職業・業界の特性、地域の特性、個々の企業・団体の特性によってさまざまであり、本研究の結果が普遍的な結論を導くものではないが、三重県はもちろん、性質が似ていると考えられる地方公共団体の残業時間削減の取り組みについて示唆を与えられる可能性のあるものであると考えている。

本稿の構成は次の通りである。まず、第 2 章で労働時間や残業時間に関する経済学的研究についてのレビューを行い、既存の研究の確認を行う。第 3 章では今回三重県から提供していただいたデータの概要について説明し、分析をするにあたって行った操作を述べる。そして第 4 章から第 6 章にかけて、今回行った 3 つの分析の仮説・モデル・結果について述べる。それを踏まえて、第 7 章で考察を行い、第 8 章で三重県に対して提言を行う。なお、提言には結びつかなかったものの行った分析については Appendix に記載している。

2. 先行研究レビュー

本章では、労働時間や残業時間に関する経済学的研究のレビューを行う。労働時間に関するトピックは労働経済学という分野もある通り経済学の重要トピックであるが、就業するか否かや、賃金がどうなるかなどのマクロ的な分析がメインであり、日々の労働時間データなどを用いたミクロな研究はそこまで多くはない。ただ国際比較なども含めて複数の研究は行われている。まずは理論的研究について確認し、その後に労働供給側である労働者の特性と労働時間・残業時間の関係について分析した研究を確認する。そしてその次に労働需要側である企業や職場の特性と労働時間・残業時間の関係を分析した研究を確認する。

2.1. 労働時間に関する理論的研究

本節では労働時間に関する理論的研究について紹介する。まずは労働時間と昇進の関係についての研究がある。Landers et al(1996)による法律事務所の労働についての研究では、残業時間を熱心に働いていることを示す代理変数として扱い、昇進の基準としてしまうと、アソシエイトの労働時間が長すぎる「ラットレース均衡」が生じることが示された。また、Kato et al(2013)による日本の大企業を対象にした事例研究では、男性よりも女性の方が昇進において労働時間が重要な役割を果たしていることが示されている。

樋口(2010)では、労働時間を規制する政策について経済学的な分析が行われ、政府による労働時間規制が正当化されるのは①低賃金・長時間労働が発生する場合(一定額は稼がないと生きていけないことに起因)、②長時間労働が企業利潤の拡大につながる場合(労使の交渉上の地位の差があると起こりやすい)、③労働市場が流動化しておらず、労使間の交渉が相対取引となる場合(転職コストが大きいことに起因)、④他の労働者に「負の外部性」がある場合の 4 つの場合であることが述べられている。

また、山本・黒田(2014)の 7 章では、労働時間制約を考慮した先行研究についてレビューが行われており、労働供給側(労働者側)に焦点を当てたものがほとんどで、労働需要側の要素そのものに焦点を当てた研究が少なく、また限られたデータを用いたものであることが示されている。

次節からは主に実証的な研究を確認する。まず、労働供給側に着目した先行研究について述べ、次に労働需要側に着目した先行研究について述べることとする。

2.2. 労働供給側に着目した研究

本節では、労働供給側である労働者の特性などと、労働時間・残業時間の関係について分析した先行研究について確認する。近年は人間の限定合理性などを前提にする行動経済学の側面からの分析も行われている。黒川・大竹・佐々木(2017)では、時間選好、社会的選好が労働時間に与える影響をある企業の社員へのアンケートと労働時間データを用いて分析されており、「後ろ回し傾向のある人の深夜残業時間が長い」ことと「平等主義者の総残業時間が長い」ことが統計的に有意に確認された。

また大竹・奥平(2008)では、アンケート調査による実証分析が行われた。前年と比べて健康状態が改善すると週に 60 時間以上の長時間労働を行う確率が有意に増加するが、健康状態が悪化したからといってその確率は減少しないことと、男性の管理職において、先延ばし傾向がある人は週 60 時間以上の長時間労働を行う確率が有意に高くなることが示された。

山本・黒田(2014)の 5 章では、労働者間の労働時間のばらつきを、個人の要因と企業の要因とそれ以外にわけて、それぞれがどの程度寄与しているかが分析されている。その結果、個人要因と企業要因の比率がイギリスの先行研究では 7：3 であったが、日本人のデータを使うと 3：7 から 4：6 程度になったことが示され、日本では労働時間に対する企業(労働需要側)特性の寄与が大きいことが述べられている。

2.3. 労働需要側に着目した研究

本節では、職場の雰囲気や周囲の同僚、企業の特性などの労働需要側と労働時間の関係について分析した先行研究を確認する。山本・黒田(2014)の 6 章では、欧州赴任した日本人のデータを使って、周囲の労働時間が自分の労働時間に与える影響(グループインタラクション効果)が分析されている。その結果、周囲の残業時間が少ない欧州に赴任した日本人は週あたり労働時間が 4.6%減少し、特に日本時代により長時間労働していた人ほど、減り幅が大きかったことが示されている。

同じく山本・黒田(2014)の 5 章では、アンケート調査による実証分析が行われており、「高い成果を上げるために働く時間を惜しまない」とする評価基準の職場で働く労働者は週あたり希望労働時間が 1.61 時間長く、顧客からの急な要求に「無理をしてでも職場内で調整し、顧客の要求に応える」という体制の職場で働く労働者は希望労働時間が 0.87 時間長いことが示された。つまり、職場の環境や雰囲気が実労働時間だけでなく希望労働時間にも影響する可能性が示されたということである。

また、山本(2016)の中の先行研究レビューにおいて、Kahn and Lang（1991）によるカナダの労働者データを用いた実証によると、勤続年数の長い雇用者ほど企業特殊スキルが蓄積されているために労働の固定費が大きく、そうした労働者ほど希望労働時間を超えて長く労働していることが示されている。

第 2 章の先行研究レビューをつうじて、労働時間が出世などの人事評価と関係している可能性があることや、個人の性格などが大きく関係しているものの、国の文化などによって大きく異なること、また職場の雰囲気や体制は実際の労働時間だけでなく希望する労働時間、つまり労働に対する価値観にも影響する可能性があることがわかった。第 3 章以降は、これらを踏まえた上で、今回行った分析について具体的に述べることとする。

3. データ

本章では、三重県から提供していただいたデータについて概要を述べ、今回分析を行うにあたって施した幾つかの操作について説明する。そしてその後、用いたデータセットの基本的な情報について確認する。

3.1. 使用したデータの概要

本節では三重県から提供していただいたデータの概要について説明する。データは大きく分けて 3 種類あり、まずは 2017 年度から 2021 年度の途中までの非管理職の残業時間の日次データである。匿名化された個人の id、匿名化された部署の id、日時、残業開始時間と終了時間が含まれている。次に、個人の属性のデータである。匿名化された個人の id、年度、性別、婚姻しているかどうか、年齢、職員区分、職位、通勤時間、扶養している子供の人数、育児休業の取得履歴が含まれている。その他にも複数の属性が含まれていたが、今回は使用しなかった。最後に、部署についてのデータである。匿名化された部署の id、部署の所在地、その部署が本庁かどうかのダミー変数が含まれている。今回は部署のデータを用いた分析は本論では扱われていないが、Appendix で使用している。

また、それぞれのデータ数については次の表 3-1 の通りである。

表 3-1 提供していただいたデータの数

データの種類	データ数
残業時間実績の日次データ	1174931
個人の属性データ	20930
部署についてのデータ	1307

出所：筆者作成

3.2. 行った操作

本節では、前節で紹介した元データに、分析を行うためにどのような操作を施したかについて簡単に説明する。

① 残業時間実績の日次データの中で、開始日時と終了日時が全く同一な、二重打刻と思われるものを削除した。そして、開始日時のみが同一で終了日時が異なるものについてはランダムに片方を削除した。後者については、「思ったより残業が長くなったので後から正しい方を申請し直した」ような場合だと考えられるが、「思ったより短くなったので申請し直した」場合とどちらが正しいかはわからず、また申請日時のタイムスタンプはデータに含まれていなかったため、ランダムに片方を消去することにした。

② ①のデータを日次データから月次データにし、「月の合計残業時間」の変数を作成した。これにより、データ数は 165298 となった。

③ ②のデータと個人の属性のデータを、年と id をキーにして統合し、片方にしか存在しないデータを削除した。これにより、データ数は 160120 となった。

④ 部署を兼任していると思われるものは取り扱いが難しく、またごく少数であったため部署を兼任している個人のデータは消去した。また、空欄を含むデータもごく少数であったため消去した。これにより、データ数は 159585 となった。

以上の操作を行い、基本のデータセットを作成した。分析によって新たな操作を行なった場合もあるが、その場合は各分析の章で説明することとする。

3.3. 記述統計

本節では、前節で説明した基本のデータセットについて、各属性の割合や残業時間の分布などを簡単に確認する。まずはダミー変数として用いたいくつかの個人の属性について、その構成割合のグラフを示す。

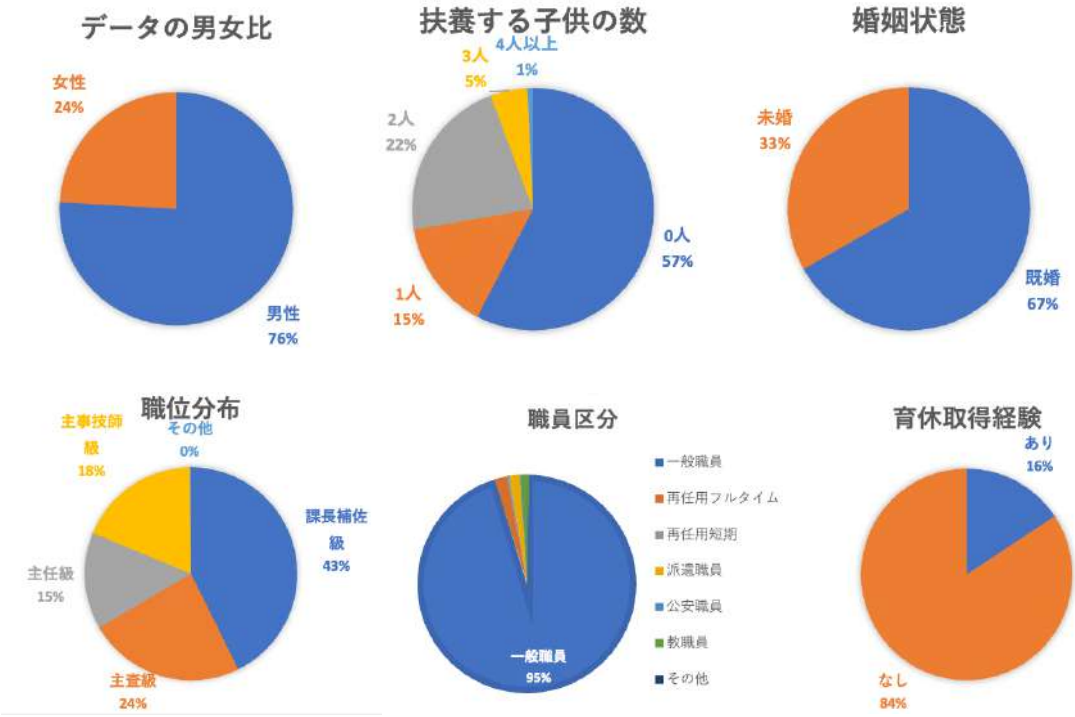

図 3-1 個人の属性の構成割合　　出所：筆者作成

次に、いくつかの属性について、男女別に確認する。

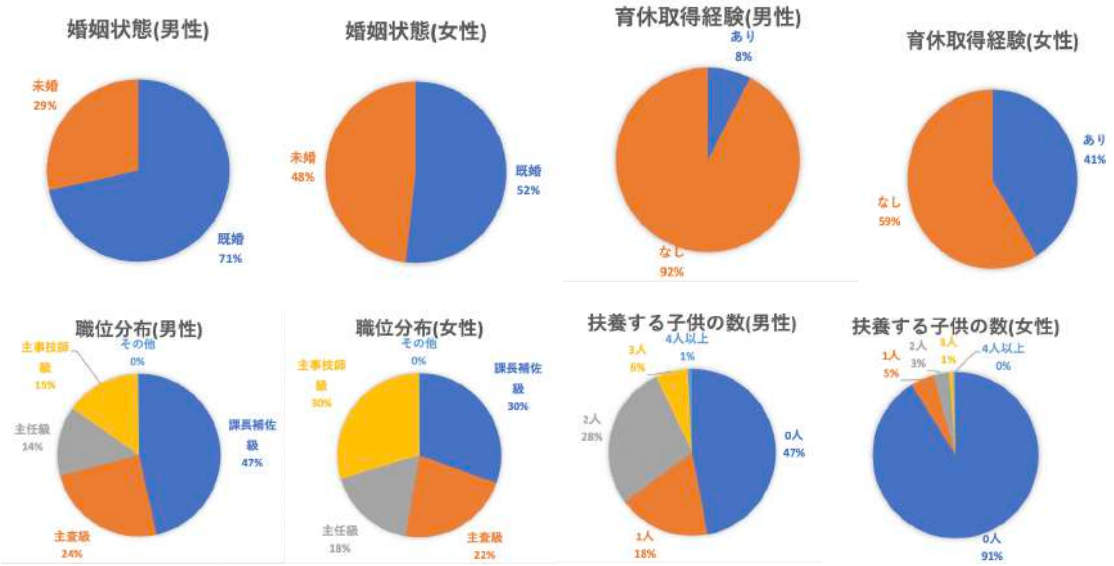

図 3-2 男女別のいくつかの属性　　出所：筆者作成

これらのグラフから、婚姻状態や育休取得経験、職位分布や扶養する子供の数については男女で大きな差があることがわかる。留意点としては、子供を扶養に入れるのは男性が一般的であり[1]、女性のほとんどが扶養に入れている子供の数が 0 人であるが、それは子供がいないことを意味しているわけではないという点である。

次に、残業時間の分布や年度・月ごとの変化をグラフにしたものが以下である。

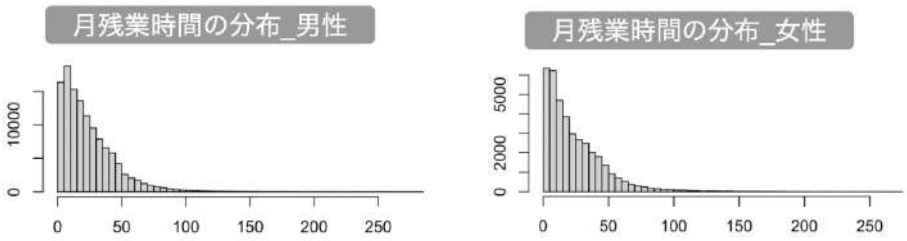

図 3-3　月残業時間の男女別分布　　出所：筆者作成

[1] 三重県庁職員の方へのヒアリングより

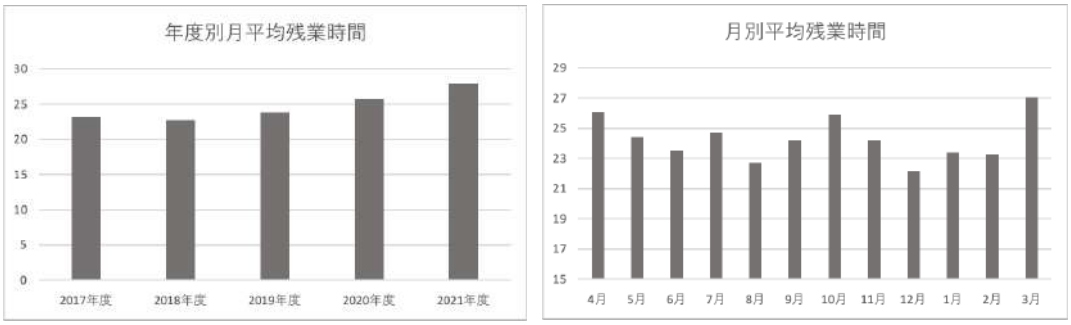

図 3-4　年度別・月別平均残業時間　　出所：筆者作成

残業時間の分布のグラフを見ると、月残業時間として多いのは 0〜15 時間あたりであり、そこから長くなるほど減少し、100 時間を超えるデータはほとんどないことから、このデータセットがある程度現実の感覚と整合的であることが示されている。また、年度別・月別の月平均残業時間のグラフから、ここ 2 年で平均残業時間が増えていることや(ただし、2021 年度は途中までのデータであることに留意が必要)、月によって平均残業時間がある程度違うことも確認できる。

最後に、ダミー変数以外の個人の属性についての情報を以下の表 3-2 で確認する。

表 3-2　ダミー変数以外の個人の属性についての情報

	平均値	中央値	最小値	最大値	標準偏差
月平均残業時間(h)	24.3	18.4	1.2	281.25	21.5
年齢	41.9	44	18	64	10.3
通勤時間(分)	36.3	30	0	237	22.6
扶養する子供の数	0.77	0	0	6	1.0

出所：筆者作成

また、月平均残業時間と平均年齢、平均通勤時間についての男女別の数値は表 3-3 の通りである。

表 3-3　男女別月平均残業時間・平均年齢・平均通勤時間

	男性	女性
月平均残業時間(h)	24.4	24.0
平均年齢	42.8	39.1
平均通勤時間(分)	37.4	32.8

出所：筆者作成

ここまで示したデータを用いて、第 4 章から第 6 章にかけて、具体的な分析について述べることとする。それぞれの分析の中で新たな変数等を作成した場合もあるが、その場合はその都度記述統計量として確認する。

4. 分析 1：Pooled OLS と個人固定効果モデルの比較

4.1. 仮説

第 4 章では、月残業時間を被説明変数にとり、さまざまな説明変数を入れて重回帰分析を行うことで、何が残業時間に強く影響しているのかをみる。日常の感覚として考えられるのは、個人の性格などの観察できない特性によるによる違いである。残業を厭わないような性格の人と、できるだけ早く帰りたい、といった性格の人がいて、残業時間にその性格の違いがある程度影響しているだろうという推測ができる。実際に先行研究でも、「後ろ回し傾向」や「平等主義」などの個人の性格が残業時間に影響していることが示されている。

そこで分析①では、Pooled OLS モデルと個人固定効果を入れたモデルの両方を分析し比較することで、「個人の性格など観察できない特性がある程度残業時間に影響を与えている」という仮説を検証する。二つのモデル結果がほとんど変わらなければ個人の性格はほとんど残業時間に影響を及ぼさないことになり、逆に大きく変われば影響を及ぼしているということとなる。

4.2. 分析モデル

本節では分析①の分析モデルについて述べる。推定式と各変数の説明は次の通りである。

【推定式】

$$Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 * D_{dept} + \beta_2 * D_{women} + \beta_3 * D_{marriage} + \beta_4 * age + \beta_5 * commuting + \beta_6 * children + \beta_7 * D_{care_leave} + \beta_8 * D_{term} + \beta_9 * D_{month} + \beta_{10} * D_{status} + \beta_{11} * D_{kubun} + \theta_i + \varepsilon_{it}$$

【説明変数の説明】

D_{dept}・・・・部署ダミー	D_{care_leave}・・育休取得ダミー
D_{women}・・・女性ダミー	D_{term}・・・・年度ダミー
$D_{marriage}$・・・既婚者ダミー	D_{month}・・・月ダミー
age・・・・・年齢	D_{status}・・・職位ダミー
$commuting$・・通勤時間	D_{kubun}・・・職員区分ダミー
$children$・・・扶養している子供の人数	θ_i・・・・個人固定効果

Y_{it}は被説明変数の月残業時間、ε_{it}は誤差項である。Pooled OLS モデルでは個人固定効果を入れずに推定し、個人固定効果モデルでは説明変数に入れて推定する。

職位ダミーは主事技師級・主任級・主査級・課長補佐級・総括技術員・主任技術員・技術員その他の 7 つあり、後ろの 3 つはほとんどいないので分析では最初の 4 つの係数のみをみている。職員区分ダミーは一般職員・再任用フルタイム・再任用短期雇用・派遣職員・公安職員・教職員・その他の 7 つあり、一般職員が 95%を占めている。

部署ダミーは部署の数だけあるダミー変数であり、女性ダミー・年度ダミー・月ダミー・既婚者ダミーはそれぞれの属性に当てはまる時のみ 1、当てはまらない時に 0 をとるダミー変数である。育休取得ダミーは育休取得履歴がある場合 1 をとるダミー変数である。通勤時間の単位は分である。

4.3. 分析結果

上記モデルの下、Pooled OLS モデルと個人固定効果モデルの分析を行った。その結果が表 4-1 であり、サンプルを男女別に分けた上で同じ分析を行った結果が表 4-2 である。Pooled OLS モデルは Not_FixedEffect、固定効果モデルは FixedEffect と表記している。また、説明変数が多いため、主なものと着目すべきもののみ抜粋して記載している。職位ダミーについては最も職位の低い主事技師級を基準とし、課長補佐級ダミーを hosa、主査級ダミーを syusa、主任級ダミーを syunin と表記している。

表 4-1 からわかるように、Pooled OLS モデルでは職位が上がるごとに月残業時間が統計的に有意に長くなっているのに対し、個人固定効果モデルでは逆に短くなっている。また、表 4-2 を見ると、個人固定効果モデルにおいて、職位が上がるほど統計的に優位に残業時間が短くなるのは女性のみであることもわかる。

これらの結果から、個人の観察できない特性が残業時間にある程度影響しているということだけでなく、より長く残業する人ほど出世している可能性が示された。大雑把にいうと、同じ個人の中で比べると昇進すれば残業時間は短くなるのに、職位のみが異なるほと

んど同じような属性の別の人同士を比べると、職位が高い人の方が残業時間が長いということになるからである。

また、女性のみが統計的に優位に昇進すると残業時間が短くなっていたことから、昇進するほど自分の残業時間を自分で決められる自由度が増すという仮定をすれば、女性は男性より残業を好まない可能性があり、また先行研究の Kato et al(2013)で示されていた「女性の方が男性よりも昇進において残業時間が重要な役割を示している」可能性もある。つまり、女性に対しては仕事へのコミットメント度合いを示すものとして残業時間が無意識のうちにより強く含まれている可能性があるということである。

表 4-1 Pooled OLS モデルと個人固定効果モデルの比較

	Statistical models	
	Not_FixedEffect	**FixedEffect**
women	-2.07***	
	(0.15)	
marriage	-0.03	0.20
	(0.14)	(0.40)
age	-0.29***	1.07
	(0.01)	(0.74)
commuting	-0.01***	-0.01***
	(0.00)	(0.00)
children	0.41***	0.48**
	(0.06)	(0.20)
childcare_leave	-0.83***	
	(0.16)	
hosa	5.86***	-1.79***
	(0.37)	(0.65)
syusa	3.69***	-1.21**
	(0.28)	(0.53)
syunin	2.74***	-1.10***
	(0.21)	(0.34)
R^2	0.27	0.13
Adj. R^2	0.27	0.09
Num. obs.	159585	159585

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

出所：筆者作成

表 4-2 Pooled OLS モデルと個人固定効果モデルの比較(男女別)

	Statistical models			
	Not_FixedEffect_men	**FixedEffect_men**	**Not_FixedEffect_women**	**FixedEffect_women**
marriage	1.27***	0.56	-2.80***	-1.58**
	(0.18)	(0.49)	(0.31)	(0.77)
age	-0.41***	0.67	0.01	2.42*
	(0.02)	(0.85)	(0.03)	(1.43)
commuting	-0.01***	-0.01**	0.01***	-0.02**
	(0.00)	(0.00)	(0.01)	(0.01)
children	0.32***	0.09	0.61***	0.71
	(0.07)	(0.22)	(0.21)	(0.61)
childcare_leave	-1.28***		-0.82***	
	(0.23)		(0.31)	
hosa	6.18***	0.13	4.84***	-3.56**
	(0.45)	(0.76)	(0.73)	(1.39)
syusa	3.57***	0.29	2.46***	-2.97***
	(0.35)	(0.62)	(0.55)	(1.09)
syunin	2.17***	-0.32	1.83***	-2.51***
	(0.25)	(0.42)	(0.41)	(0.66)
R^2	0.27	0.12	0.36	0.21
Adj. R^2	0.27	0.09	0.34	0.17
Num. obs.	121159	121159	38426	38426

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

出所：筆者作成

5. 分析②：上司の残業傾向が部下の残業時間に与える影響

5.1. 仮説

第 4 章では、Pooled OLS モデルと個人固定効果モデルの比較を行い、残業している人ほど出世している可能性が示された。また、先行研究において、労働時間が職場の雰囲気や周囲の労働時間などによって影響される可能性が示されている。そこで、その部署の環境の大きな決定要因として上司の存在があると考え、第 5 章では上司の残業傾向が部下の残業時間に影響を与えるのではないかという仮説を検証することとする。

第 4 章の分析の際に出てきた「個人固定効果」の値は、個人の観察できない残業に対する傾向として解釈することができると考え、それを説明変数に加えて再び個人固定効果モデルでの分析を行うことで上司の残業傾向が部下の残業時間に与える影響を検証する。

5.2. 分析モデル

第 5 章では、先述の通り第 4 章の分析で出てきた「個人固定効果」の値を「上司残業傾向」として捉え、説明変数に加えることで上司残業傾向が部下の残業時間に与える影響を分析する。上司残業傾向は上司の性格に由来するかもしれないし、上司ごとに割り当てられた職責の違いなどに由来するかもしれない。

分析に際して、データセットに次のような操作を行った。

① 上司残業傾向として、2 つの定義を使用した。1 つは「その部署の最高職位者(多くの場合、課長補佐級)の個人固定効果の値で、複数いる場合はその平均値」であり、これを定義 1 とする。もう 1 つは「その部署の最高職位者のうち、年齢が高い方の個人固定効果の値(年齢も同じ場合はランダム)」というものであり、これを定義 2 とする。

② 上記の定義に従って、各年度の各部署に対応する「上司残業傾向」の値のデータを作成し、「joushi_mu」と名付けて元のデータに付け加えた。

③ 部下の残業時間に与える影響を見たいので、「上司」として扱われる個人のデータをデータセットから削除した。サンプル数を揃えるため、「上司」として扱う個人は残業傾向の定義によらず「その部署の最高職位者全員」とした。これにより、サンプル数が 86390 となった

新たに作成した「上司残業傾向」という変数の統計量は表 5-1 の通りである。

表 5-1 上司残業傾向の統計量

	平均値	中央値	標準偏差
定義 1	-36.865	-36.146	14.030
定義 2	-36.167	-35.522	14.252

出所：筆者作成

ここで、いくつかの留意点を記しておく。まず、個人固定効果の値自体は解釈が難しく、あくまで相対的な関係を見ているという点である。さらに、この個人固定効果の値は 2017 年度から 2021 年度にかけてのデータを用いた分析から算出されているが、その値を今度は説明変数として 2017 年度から 2021 年度にかけてのデータを用いた分析に使用しようとしているため、理論上は未来のデータを用いて出てきた数字を使って分析していることになる点である。しかし、個人固定効果は個人の観察できない残業に対する傾向を表す

ものであり、今回は 2017 年から 2021 年にかけてはその傾向は変化しないので問題ない、と仮定して分析を行うこととする。

上記のデータを使って分析②を行う。推定式と各変数の説明は次の通りである。

【推定式】

$$Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 * D_{dept} + \beta_2 * D_{women} + \beta_3 * D_{marriage} + \beta_4 * age + \beta_5 * commuting + \beta_6 * children + \beta_7 * D_{care_leave} + \beta_8 * D_{term} + \beta_9 * D_{month} + \beta_{10} * D_{status} + \beta_{11} * D_{kubun} + \theta_i + \mu_i + \varepsilon_{it}$$

【説明変数の説明】

D_{dept}・・・・部署ダミー
D_{women}・・・女性ダミー
$D_{marriage}$・・・既婚者ダミー
age・・・・・年齢
$commuting$・・通勤時間
$children$・・・扶養している子供の人数
μ_i・・・・・所属する部署で最も職位が高い人の個人固定効果
D_{care_leave}・・育休取得ダミー
D_{term}・・・・年度ダミー
D_{month}・・・月ダミー
D_{status}・・・職位ダミー
D_{kubun}・・・職員区分ダミー
θ_i・・・・個人固定効果

第 4 章の分析①に新たに加わったμ_iが「上司残業傾向」であり、そのほかは分析①と同じである。

5.3. 分析結果

上記のモデルの下、上司残業傾向を説明変数に加えて個人固定効果モデルでの分析を行った。その結果が表 5-1 である。また、女性の部下のデータのみを抜き出して行った分析の結果が表 5-2 である。また、表 5-1 における joushimu1 が定義 1 での分析、joushimu2 が定義 2 での分析となっている。

表 5-1 を見ると、定義 1 で見た場合上司残業傾向が 1 時間延びると、統計的に有意に部下の残業時間が 0.14 時間延びることが示された。定義 2 で見た場合は同じく部下の残業時間は 0.07 時間延びることが示されている。

また、表 5-2 を見ると、女性の部下のデータのみを用いた分析でも joushi_mu の係数の値は大きく変わっていないことから、性別による差はあまりないことも示されている。

定義 1 と 2 でやや係数の大きさが変わっているが、定義 2 ではその部署の最高職位者のうち年齢の高い方の個人固定効果の値を上司残業傾向とし、定義 1 では最高職位者全員の個人固定効果の値の平均値を上司残業傾向としていることから、最高職位者(多くの場合、課長補佐級)のうち年次が低い方が、部下との距離が近く残業時間に影響を与えやすい、などが理由としては考えられる。

いずれにせよ、どちらの定義においても統計的に有意に上司残業傾向が部下の残業時間に正の方向に一定の影響を与えていることがわかった。

表 5-1 上司残業傾向を加えた個人固定効果モデル

Statistical models		
	joushimu1	**joushimu2**
marriage	-0.47	-0.44
	(0.46)	(0.46)
age	2.09**	2.11**
	(0.94)	(0.94)
commuting	-0.02***	-0.02***
	(0.01)	(0.01)
children	-0.77**	-0.76**
	(0.32)	(0.32)
joushi_mu	0.14***	0.07***
	(0.01)	(0.01)
d_2018	-2.30**	-2.25**
	(0.96)	(0.96)
d_2019	-3.35*	-3.29*
	(1.89)	(1.89)
d_2020	-4.01	-3.89
	(2.83)	(2.83)
d_2021	-2.97	-2.82
	(3.77)	(3.78)
syusa	-0.99*	-1.09*
	(0.60)	(0.60)
syunin	-1.11***	-1.16***
	(0.38)	(0.38)
R^2	0.13	0.13
Adj. R^2	0.09	0.09
Num. obs.	86390	86390

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

出所：筆者作成

表 5-2 上司残業傾向を加えた個人固定効果モデル(女性部下のみ)

Statistical models		
	joushimu1_women	**joushimu2_women**
marriage	-2.74***	-2.76***
	(0.79)	(0.79)
age	2.73*	2.75*
	(1.62)	(1.62)
commuting	0.01	0.01
	(0.01)	(0.01)
children	-0.37	-0.33
	(0.86)	(0.86)
joushi_mu	0.13***	0.08***
	(0.02)	(0.01)
d_2018	-1.43	-1.33
	(1.66)	(1.66)
d_2019	-2.93	-2.82
	(3.25)	(3.25)
d_2020	-3.72	-3.54
	(4.86)	(4.86)
d_2021	-2.16	-1.97
	(6.47)	(6.47)
syusa	-2.07*	-2.25**
	(1.12)	(1.12)
syunin	-1.10*	-1.21*
	(0.66)	(0.66)
R^2	0.22	0.22
Adj. R^2	0.17	0.17
Num. obs.	25229	25229

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

出所：筆者作成

6. 分析③：上司の性別が部下の残業時間に与える影響

6.1. 仮説

分析①から、女性のみ昇進すると有意に残業時間が減少することがわかった。ここで、昇進するほど自分の残業時間を自由に決められると仮定すると、女性の方が男性より残業を好まない可能性がある。また、分析②より、上司の残業傾向が部下の残業時間に正の方向に一定の影響を与えることがわかった。

これらのことから、女性が上司である部署の方が、部下の残業時間が減るのではないかという仮説が生じる。この仮説が正しければ、女性の登用は職場全体の残業時間削減にもつながることとなる。よって、第 6 章では、第 5 章の定義 2 における上司、つまりその部署の最高職位者のうち、年次の高い方(同じ場合はランダム)の性別が女性の場合、部下の残業時間に影響を与えるかどうかを検証する。

6.2. 分析モデル

上述の定義によりある年度のある部署の上司を定義し、その部署の上司が女性の場合のみ 1 をとる「上司が女性ダミー」変数を作成する。部下の残業時間に与える影響を見たいので、データセットは分析②と同じく、部下とされる人のデータのみを用いる。そしてこのダミー変数を分析②の上司残業傾向の代わりに入れ、個人固定効果モデルで係数を推計する。推定式と各変数の説明は次の通りである。

【推定式】

$$Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 * D_{dept} + \beta_2 * D_{women} + \beta_3 * D_{marriage} + \beta_4 * age + \beta_5 * commuting + \beta_6 * children$$

$$+ \beta_7 * D_{care_leave} + \beta_8 * D_{term} + \beta_9 * D_{month} + \beta_{10} * D_{status} + \beta_{11} * D_{kubun} + \beta_{12} * D_{joushiwomen} + \theta_i + \varepsilon_{it}$$

【説明変数の説明】

D_{dept}・・・・部署ダミー
D_{women}・・・女性ダミー
$D_{marriage}$・・・既婚者ダミー
age・・・・・年齢
$commuting$・・通勤時間
$children$・・・扶養している子供の人数
θ_i・・・・個人固定効果
D_{care_leave}・・育休取得ダミー
D_{term}・・・・年度ダミー
D_{month}・・・月ダミー
D_{status}・・・職位ダミー
D_{kubun}・・・職員区分ダミー
$D_{joushiwomen}$・・上司が女性ダミー

被説明変数 Y_{it} は同じく月残業時間である。

6.3. 分析結果

上記のモデルの下、上司が女性ダミーを説明変数に加えて個人固定効果モデルで分析を行った。また、部下全体に対する影響だけでなく、男性部下のみのデータ、女性部下のみのデータでも分析を行った。その結果が表 6-1 である。左の列が全体のデータ、真ん中の列が男性部下のデータ、右が女性部下のデータを用いた結果である。

表 6-1 にあるように、上司が女性であると、統計的に有意に部下の残業時間が 0.68 時間減少することがわかった。部下の性別による差はあまりなかった。

ただ、留意しておかねばならないのは、上司となっている女性にバイアスがある可能性がある点である。この分析における上司は非管理職の中で最高職位者かつ年次が上の者であるので、ある程度年次が高い人物であることが予想される。現在より昔の方が、性別による役割分担意識が強く、女性が出世することに男性に比べ高いハードルがあったとするならば(例えば、「女性は子供ができるとどうせ辞めるから出世させる必要がない」などの考えが広まっているなど)、今上司となっている女性はかなり優秀で、部下の労働時間のマネジメント能力も高い可能性がある。そうだとすると、上司が女性だから部下の残業時間が短いのではなく、上司が優秀だから部下の残業時間が短いという結論になる。

上記のように、解釈に難しい点はあるものの、結果としては上司が女性だと部下の残業時間が短くなるという結果であった。

表 6-1 上司が女性ダミーを説明変数に入れた個人固定効果モデル

Statistical models

	joushi_women?_all	joushi_women?_tomen	joushi_women?_towomen
marriage	-0.36	0.62	-2.77***
	(0.46)	(0.59)	(0.79)
age	2.03**	1.48	2.67*
	(0.94)	(1.14)	(1.62)
commuting	-0.02***	-0.02***	0.02
	(0.01)	(0.01)	(0.01)
children	-0.72**	-0.70*	-0.13
	(0.32)	(0.36)	(0.87)
joushiwomen	-0.68**	-0.87**	-0.80*
	(0.28)	(0.37)	(0.43)
d_2018	-2.09**	-1.94*	-1.09
	(0.96)	(1.16)	(1.66)
d_2019	-3.01	-2.50	-2.48
	(1.89)	(2.29)	(3.26)
d_2020	-3.36	-2.77	-2.81
	(2.83)	(3.42)	(4.86)
d_2021	-2.15	-1.75	-1.08
	(3.78)	(4.56)	(6.47)
syusa	-1.21**	0.26	-2.40**
	(0.60)	(0.75)	(1.12)
syunin	-1.24***	-0.47	-1.31**
	(0.38)	(0.49)	(0.66)
R^2	0.13	0.13	0.22
Adj. R^2	0.09	0.09	0.16
Num. obs.	86390	61161	25229

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

出所：筆者作成

7. 考察

分析①～③よりわかったことをまとめると、次のようになる。まず、残業時間が長い人ほど出世している可能性がある。次に、上司の残業傾向が 1 時間延びると部下の残業時間が 0.07～0.14 時間延びる。最後に、上司が女性の場合、部下の残業時間が 0.68 時間短くなる。

1 つ目の残業時間が長い人ほど出世している可能性があるという点に関して、もし実際にそうであった場合、それは良い状態なのであろうか。一見、残業時間で判断するのは良くないように思われるが、場合によってはそうではない可能性もある。ここでは、2 つの軸によって場合分けし、それぞれの場合について望ましくない事態が生じるかどうかを考察する。その 2 つの軸とは、「職場における仕事の割り振られ方」と「残業時間と昇進の関係に関する職員の認識」である。またここでは、「能力のある人・優秀な人が出世する」ことが望ましいと仮定し、また「あえて非効率に仕事をして残業時間を増やすインセンティブがない」ことも望ましいとする。

1 つ目の軸の「職場における仕事の割り振られ方」について、「優秀な人にどんどん仕事が集まり、その結果残業が増える」場合と、「優秀さと残業時間は無関係、またはむしろ負の相関がある」場合に分けられる。前者の場合、優秀な人ほど残業時間が長くなるの

で、昇進の判断基準の一部として残業時間を用いても昇進の歪みがない、という意味では問題はない。後者の場合は、残業時間を昇進の判断基準の一部とすると、本来昇進すべきでない優秀でない人が、残業時間が長いという理由で昇進してしまう。つまり昇進に歪みが生じるため望ましくないことになる。

2 つ目の軸の「残業時間と昇進の関係に関する職員の認識」に関して、職場において、残業時間が長い人ほど出世していることが(無意識であれ)職員の間で認識されていれば、出世したい職員はあえて仕事を非効率に行い、長く残業をするインセンティブが生じる。しかし、そのような認識がされていなければ、あえて長く残業をするインセンティブは生じないため問題はないことになる。

前 2 つの段落で述べた、この 2 つの軸によって場合分けしたものを図で表現したのが次の図 7-1 である。

図 7-1　職場の状態による望ましさの分解図　　出所：筆者作成

左上の「優秀な人に仕事が集まり残業が増える」かつ「残業が多いほど出世することを職員が認識している」状態について、優秀な人の残業が長くなるので昇進の歪みがないように思えるが、あえて非効率に仕事をして残業を増やすインセンティブはあるので、優秀だから残業が長いのか、あえて残業を伸ばしているかがわかりにくく、昇進の歪みも少し生まれる。よって図中では△という表記となっている。

では、上記の状態のうち三重県職員の職場はどの状態であると考えられるのであろうか。分析①より、女性は昇進すると有意に残業時間が減少する。そのことから、女性は男性よりも残業を好まない可能性も考えられるが、先行研究の Kato et al(2013)で示されてい

たように、女性に対しては男性に対してよりも仕事へのコミットメント度合いを示す基準として残業時間が用いられている可能性も考えられる。

つまり、例えば「女性は家庭を重視するはず/べきだ」という性別役割分担意識や「女性は仕事を辞める可能性が高い」などの考えが上司側にあると、昇進したいタイプの女性は自分が仕事熱心であることを示すために若手のうちは長時間残業し、昇進したら残業時間を減らす、という行動をとっている可能性があるということである。そしてもしそうだとすると、実際に女性が昇進すると残業時間を減らしていることから、職員は「長く残業する人ほど昇進しやすい」と認識している可能性が高いことになる。

その場合、職場の状態は図 7-1 の上側の状態、つまり図 7-2 の赤枠で囲われている部分のような状態であると考えられ、あまり望ましい状態ではないことが示唆される。もしそうだとすると、残業時間を昇進の評価基準の一部とすることで望ましくない事態が発生しているので、現在の状態は是正すべきという結論になる。

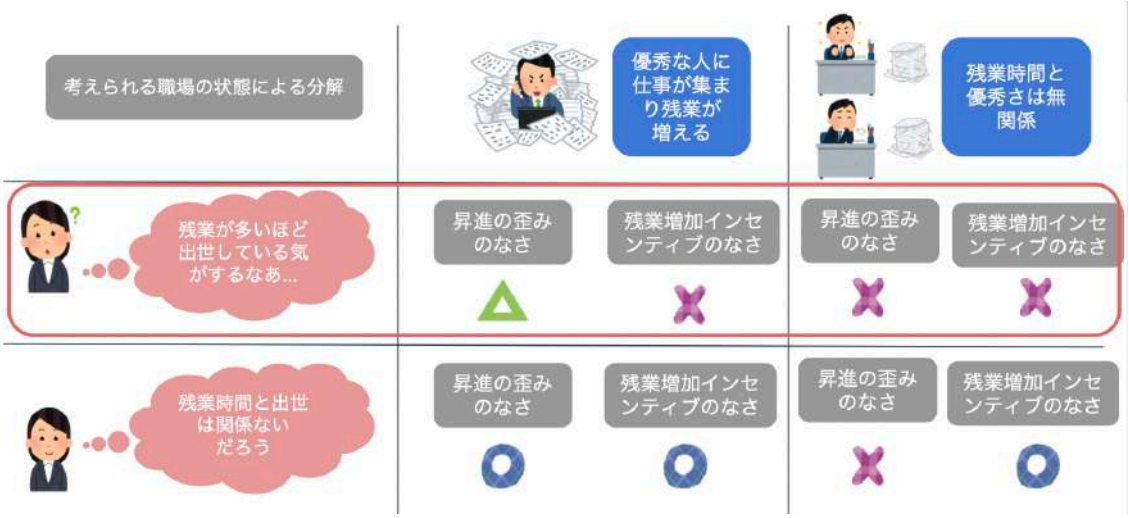

図 7-2　考えられる職場の状態　　出所：筆者作成

次に、上司の残業傾向が部下の残業時間に一定程度影響を与えているという結果について考察する。先述の通り残業時間が長い人ほど出世する可能性があり、また先行研究の山本・黒田(2014)より職場の価値観や評価基準が実際の労働時間だけでなく、希望労働時間にも影響するといったことと合わせて考えると、図 7-3 のような悪循環が発生していると考えられる。

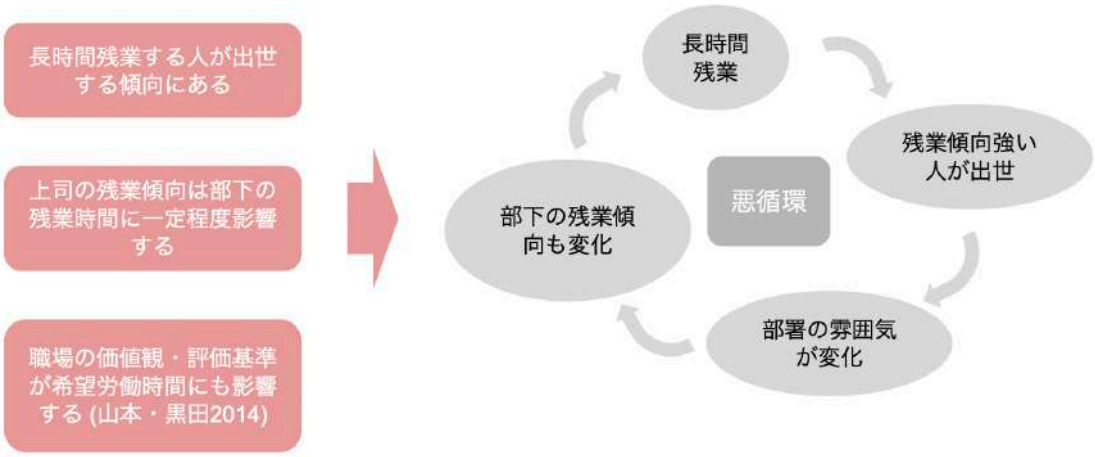

図 7-3　考えられる悪循環状態　　出所：筆者作成

そうだとすると、この悪循環を断ち切る必要がある。それには、先述の通り残業傾向の強い人が出世するのを是正するか、あるいは上司の部下に対する影響を弱める必要があると考えられる。

最後に、女性が上司の場合部下の残業時間が 0.68 時間短くなるという結果について考察する。この結果については、第 6 章の 3 節でも述べたように、解釈は難しく、単に現在女性で上司となっている人のマネジメントの優秀さを示しているに過ぎない可能性もある。しかし一方で、女性は部下の健康状態などに男性よりも気を配り、残業が多くなり過ぎないように配慮している可能性や、女性は平均的に残業を好まず、その価値観が部署の価値観となって部下に影響しているなどの可能性もある。

よって解釈は難しいが、女性を積極的に登用することは全体としての残業時間削減につながる可能性はあると言える。

8. 結論と政策提言

第 7 章の考察により得られた結論をまとめると、まず残業時間が長い人ほど出世しているという状況を是正する必要がある可能性がある。また、残業の悪循環を断ち切るため、上司の部下に対する影響を弱めることが有効な可能性がある。そして女性登用は全体として残業時間削減につながる可能性がある。

以上の 3 つの結論から、次のような政策提言を行うこととする。

① 残業時間の短さや、残業時間削減への貢献を人事的に評価する仕組みづくり

② 部下の残業時間削減に関する上司のマネジメント責任をさらに重くする
③ 女性を積極的に登用する

①について、同じ仕事量なら、短い時間で行う方が高い評価を得られるような人事評価制度や、残業時間削減への貢献を人事的に評価する仕組みなどを取り入れることが考えられる。そうすることで、評価者側も無意識のうちに残業時間を熱心さの表れとしてみなしてしまうことを避けられるほか、そのような組織風土を変えられる可能性もある。

②について、上司に対する人事評価において、部下の残業時間をいかにマネジメントしたか、という点の重要度をさらにあげることなどが考えられる。これにより、上司は自分の残業傾向に関係なく、部下の残業時間をしっかりとマネジメントするインセンティブが強まると考えられる。

③については解釈によるが、女性を登用することで全体として残業時間が減少する可能性はあると言える。

また、①について、内閣府(2010)の先行事例集から参考となる事例を 2 つ述べる。まず 1 つは株式会社リクルートの取り組みで、グループ全員が決められた労働時間内に働くことができれば報奨金が支給される期間限定の取り組みや、「SPEED IS POWER」という言葉を設定し、生産性を重視するとともに、長時間労働者は社内の表彰対象から外す、などの取り組みがある。

また、株式会社 INAX、パナソニック電工株式会社、(匿名の)M 社による取り組みで、日常業務の改善など、残業時間削減に貢献した部門・個人を表彰したり、人事考課の項目に「仕事の速さ」、「貢献度」などの項目を入れたりする取り組みなども紹介されている。

本研究では、三重県に提供していただいた残業時間に関するデータを分析し、考察の上 3 つの政策提言を行った。特に考察部分では、さまざまな仮定をおいた部分もあり、現実と食い違う点も生じる可能性もあるが、今後の三重県の残業時間削減の取り組みに何らかの示唆を与えるものであれば幸いである。

また、解釈が難しく本論には含めなかったが、本庁の職員のデータのみで Pooled OLS と個人固定効果モデルを比較した分析や、分散分析を用いて個人(本人)・上司・部署の 3 つがそれぞれ残業時間にどの程度の割合で影響しているかを年次データを用いて分析したものを Appendix として付け加えている。

謝辞

まず本研究を行うにあたり、データを提供していただいただけでなく、現場からさまざまなフィードバックをしていただいた三重県の担当者の方には心より感謝申し上げます。また、1学期間にわたり、授業時間だけでなく、それ以外の時間も質問への返答やアドバイスをしてくださっ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、そして他の受講生のお二人には非常に助けていただきました。この場を借りてお礼申し上げます。

参考文献

・Kuroda and Yamamoto(2016), "Why Do People Overwork at the Risk of Impairing Mental Health?", RIETI Discussion Paper Series 16-E-037
https://www.rieti.go.jp/jp/publications/dp/16e037.pdf

・Alesina et al(2006), "Work and Leisure in the United States and Europe:Why so different? ", NBER Macroeconomics Annual 2005, Volume 20, Gertler and Rogoff.
https://www.nber.org/papers/w11278

・Bryan(2004), "Free to choose? Differences in the hours determination of constrained and unconstrained workers", Oxford Economic Papers, Volume 59, Issue 2, 1 April 2007, Pages 226–252, https://doi.org/10.1093/oep/gpl033

・Doiron(2003), "Is Under-Employment due to Labour Hoarding? Evidence from the Australian Workplace Industrial Relations Survey", Economic record, Volume79, Issue246, p306-323
https://doi.org/10.1111/1475-4932.00106

・Natalia Emanuel · Emma Harrington(2020), "“WORKING” REMOTELY?", Harvard University job market paper
https://scholar.harvard.edu/eharrington/publications/working-remotely-selection-treatment-and-market-provision-remote-work

・Landers et al(1996) "Rat Race Redux: Adverse Selection in the Determination of Work Hours in Law Firms", The American Economic Review , Jun., 1996, Vol. 86, No. 3 (Jun., 1996), pp. 329- 348
https://www.jstor.org/stable/2118200

・Kato et al(2013), "Dynamics of the Gender Gap in the Workplace: An econometric case study of a large Japanese firm", RIETI Discussion Paper Series 13-E-038,
https://www.rieti.go.jp/jp/publications/dp/13e038.pdf

・黒川・佐々木・大竹(2017), 「長時間労働者の特性と働き方改革の効果」, 行動経済学 第 10 巻, p50-66
https://www.jstage.jst.go.jp/article/jbef/10/0/10_50/_pdf/-char/ja

・大竹・奥平(2008), 「長時間労働の経済分析」, RIETI Discussion Paper Series 08-J-019
https://www.rieti.go.jp/jp/publications/dp/08j019.pdf

・山本・黒田(2014), 『労働時間の経済分析』, 日本経済新聞出版社

・山本(2016), 「女性活躍推進と労働時間削減の可能性: 経済学研究にもとづく考察」, RIETI Discussion Paper Series 16-J-019
https://www.rieti.go.jp/jp/publications/dp/16j019.pdf

・黒田(2017), 「長時間労働と健康、労働生産性との関係」, 日本労働研究雑誌, No. 679/Special Issue 2017
https://www.jil.go.jp/institute/zassi/backnumber/2017/special/pdf/018-028.pdf

・樋口(2010), 「経済学から見た労働時間政策」, RIETI Discussion Paper Series 10-J-010

https://www.rieti.go.jp/jp/publications/dp/10j010.pdf

・労働政策研究・研修機構(2011), 「仕事特性・個人特性と労働時間」, 労働政策研究報告書, No.128 サマリー
https://www.jil.go.jp/institute/reports/2011/documents/0128_summary.pdf

・内閣府(2010), 「ワーク・ライフ・バランスのための仕事の進め方の効率化に関する調査報告書」
http://wwwa.cao.go.jp/wlb/research/kouritsu/index.html

Appendix

1. 本庁職員のデータのみでの Pooled OLS と個人固定効果モデルの比較

ここでは、本論の分析①で行ったのと同じものを、本庁職員のデータのみで行った結果を紹介する。提供していただいたデータのうち、部署についてのデータを用いて本庁の部署だけを抽出し、そのデータセット(n=65297)で分析①と同じ分析を行った。その結果が表 Appendix-1 である。表 Appendix-1 を見ると、扶養する子供の人数が 1 人増えるごとに月残業時間が 0.86 時間減少している。全体のデータを用いたときは逆に扶養する子供の人数が 1 人増えるごとに月残業時間が 0.48 時間増加していたので(表 4-1 参照)、全体とは異なる傾向と言える。第 3 章で述べたように、子供を扶養しているのがほとんど男性であることを踏まえると、本庁の男性職員は他の地域の男性職員よりも子育て参加意識が高い可能性があげられる。

しかし、ここでの「子供」には年齢制限がなく、扶養に入っているが親元を離れて暮らしている大学生なども含まれる。そのような年齢の子供がいても、子育てに時間がかかるとは考えにくいため、一概に解釈するのは難しい結果となっている。よって、本稿では参考材料として Appendix に載せることとした。

表 Appendix-1　本庁職員のデータのみ

	Statistical models	
	Not_FixedEffect	**FixedEffect**
women	-2.15***	
	(0.26)	
marriage	-0.00	1.15
	(0.27)	(0.71)
age	-0.20***	1.83
	(0.03)	(1.55)
commuting	-0.00	0.01
	(0.00)	(0.01)
children	0.21*	-0.86**
	(0.11)	(0.43)
childcare_leave	-1.53***	
	(0.27)	
hosa	5.13***	-1.41
	(0.71)	(1.25)
syusa	3.71***	-2.07**
	(0.53)	(1.00)
syunin	2.96***	-2.19***
	(0.36)	(0.64)
R^2	0.25	0.11
Adj. R^2	0.25	0.07
Num. obs.	65297	65297

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

出所：筆者作成

2. 個人(本人)・上司・部署の 3 つがそれぞれどの程度の割合で部下の残業時間に影響を与えているかの分散分析

ここでは、本論で行った分析とは大きく異なり、説明変数に「本人の id(個人固定効果)」、上司の id ダミー、部署ダミーの 3 つを入れ、年残業時間を被説明変数として重回帰分析を行ったのち、分散分析を行い説明変数の 3 つがそれぞれどの程度の割合で残業時間に寄与しているかを確認する。

用いたデータとしては、コンピューターの性能の関係で分析③で用いたデータセットを月次データから年次データにして用いた。つまり、上司とは「その部署での最高職位者の中で年次が最も高い人」である。この際、年度途中での人事異動による上司の変更は反映

できていないほか、2021 年度のデータは途中までしかないため削除した。この結果、データ数は 12395、平均年残業時間は 218.337 時間となった。

また留意点として、一年に存在する 700 程度の部署のうち、毎年 20～80 の部署が消滅、新設される点である。それが本当に新しい部署なのか、ただ名前が変わっただけで実質同じなのかを区別できないため、ここでは部署コードの違うものは全て違う部署として捉えている。推定式と各変数の説明は次の通りである。

【推定式】

$$Y_{it} = \beta_1 * D_{id} + \beta_2 * D_{dept} + \beta_3 * D_{joushi} + \varepsilon_{it}$$

【説明変数の説明】

D_{id} ・・個人固定効果(idダミー)

D_{dept} ・・部署ダミー

D_{joushi} ・・上司のidダミー

また、被説明変数 Y_{it} は年残業時間、ε_{it} は誤差項である。この推定式について重回帰分析を行い、その結果を分散分析した結果が表 Appendix-2 である。また、女性のみのデータで同じ分析をした結果が表 Appendix-3 である。そしてそれらの結果をグラフで示したのが図 Appendix-1 である。

表 Appendix-2 分散分析結果

```
Anova Table (Type II tests)

Response: term_overtime
                     Sum Sq   Df F value    Pr(>F)
factor(id)        125410951 4223  3.3963 < 2.2e-16 ***
factor(dept)       19855487  583  3.8950 < 2.2e-16 ***
factor(joushi_id)  27196772 1507  2.0639 < 2.2e-16 ***
Residuals          50846303 5815
---
Signif. codes:  0 ‘***’ 0.001 ‘**’ 0.01 ‘*’ 0.05 ‘.’ 0.1 ‘ ’ 1
```

出所：筆者作成

表 Appendix-3　分散分析結果(女性のデータのみ)

```
Anova Table (Type II tests)

Response: term_overtime
                    Sum Sq   Df F value    Pr(>F)
factor(id)        29340432 1006  3.2085 < 2.2e-16 ***
factor(dept)       6880258  178  4.2523 < 2.2e-16 ***
factor(joushi_id) 10319479  651  1.7439 2.538e-16 ***
Residuals         10062649 1107
---
Signif. codes:  0 ‘***’ 0.001 ‘**’ 0.01 ‘*’ 0.05 ‘.’ 0.1 ‘ ’ 1
```

出所：筆者作成

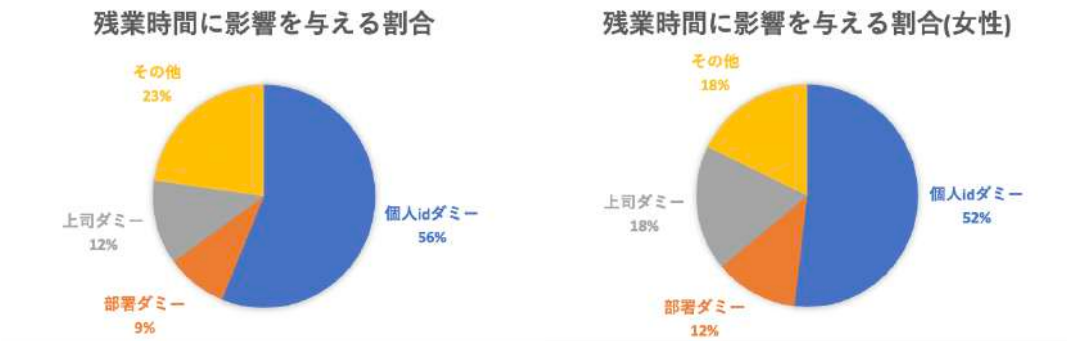

図 Appendix-1 残業時間に与える影響の割合

このグラフを見ると、残業時間に影響を与えるのは個人の特性が最も大きく、次に上司ダミーで 12%、次に部署ダミーで 9%となった。また、女性の方が上司や部署の違いによって残業時間が影響されやすいことが示された。

ただ、前述したように部署名の変更と部署の新設の区別ができていない点は留意する必要がある。また、例えば新型コロナ対応などもあり、「来年はこの部署が忙しそうだから仕事のできる〇〇さんを課長補佐にしよう」などの人事が行われていると、年度による影響を上司の影響と捉えてしまっている可能性がある点も留意が必要である。

これらの留意点があるほか、このデータの解釈が難しかったため、本稿では参考情報として Appendix で紹介した。