

残業時間削減 提出用

目次

1. 背景
2. 先行研究
 - 2-1. 労働時間に関する理論的研究
 - 2-2. 労働供給側(労働者側)に着目した研究
 - 2-3. 労働需要側(職場環境)に着目した研究
3. 用いたデータ
 - 3-1. データの概要
 - 3-2. グラフで見るデータ
 - 3-3. 記述統計

目次

4. 回帰分析

- 4-1. 分析①
- 4-2. 分析②
- 4-3. 中間考察
- 4-4. 分析③
- 4-5. まとめ
- 4-6. 結果の解釈

5. 結論

- 5-1. 政策提案
- 5-2. 参考事例

Appendix



1. 背景



1. 背景

- ・近年働き方改革の取り組みが社会全体として加速している
- ・職員の健康維持、優秀な人材の流出阻止、生産性の向上などの観点から公務員においても働き方改革・残業時間の削減は重要な課題である
- ・三重県庁としても様々な取り組みをしているが、それぞれの部署や課ごとのものであり、それを全体的に把握したり、効果を検証したりはできていない
- ・残業時間を減らす取り組みにはさまざまあるが、どこにアプローチすべきなのかは実証的には示されていない
- ・データを分析することで残業時間に与える要因を考察し、今後のより効率的な残業時間削減の取り組みにつなげていくことを目標とする



2. 先行研究



2-1. 労働時間に関する理論的研究・レビュー論文

・Landers et al(1996) "Rat Race Redux: Adverse Selection in the Determination of Work Hours in Law Firms"

熱心に働いているかどうかを判断する基準 (=昇進の基準)として労働時間を採用すると、アソシエイトの労働時間が長すぎる「ラットレース均衡」に陥る

・Kato et al(2013) "Dynamics of the Gender Gap in the Workplace: An econometric case study of a large Japanese firm"

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

・樋口(2010)「経済学から見た労働時間政策」

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

・山本・黒田(2014)『労働時間の経済分析』, 7章

労働時間制約を考慮した先行研究は労働供給サイド (=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は少なく、また限られたデータによるものである。

2-2. 労働供給側(=労働者側)に着目した研究

・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」

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したところ、「後ろ向き傾向のある人の深夜残業時間が長い」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

・大竹・奥平(2008)「長時間労働の経済分析」

アンケート調査により実証分析を行なったところ、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。また、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。

・山本・黒田(2014)『労働時間の経済分析』5章

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を調べたところ、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。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

2-3. 労働需要側(=職場環境)に着目した研究

・山本・黒田(2014)『労働時間の経済分析』, 5章


アンケート調査による実証分析によると、「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時間長い。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。つまり、職場の環境や雰囲気の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。

・山本・黒田(2014)『労働時間の経済分析』, 6章

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)を調べたところ、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%減少した。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。

・山本(2016)「女性活躍推進と労働時間削減の可能性」

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働いている



3. 用いたデータ



3-1. データ・操作の概要

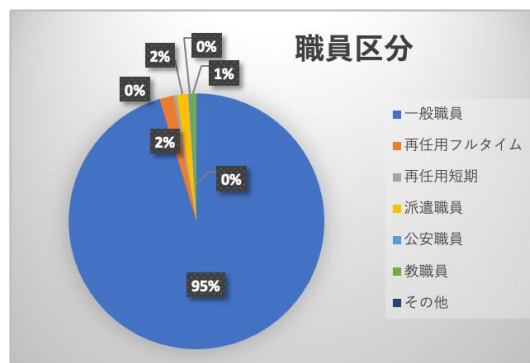
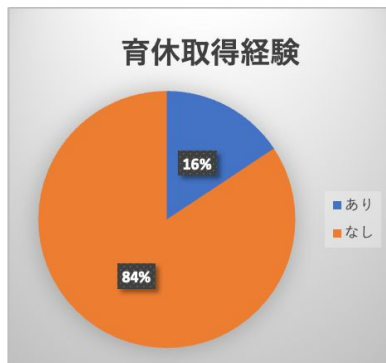
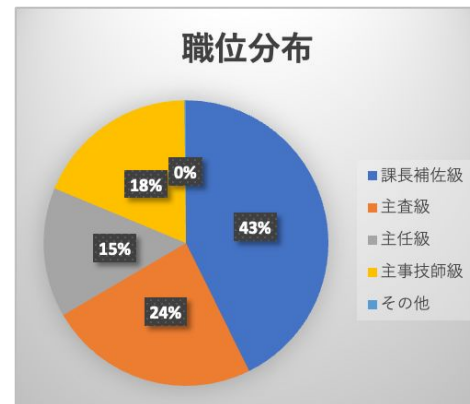
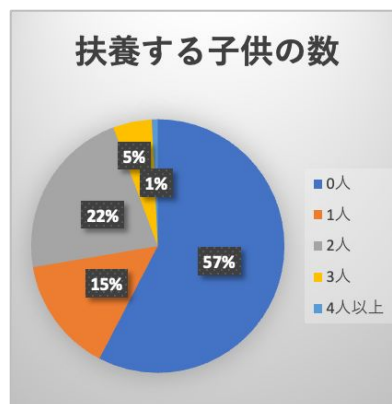
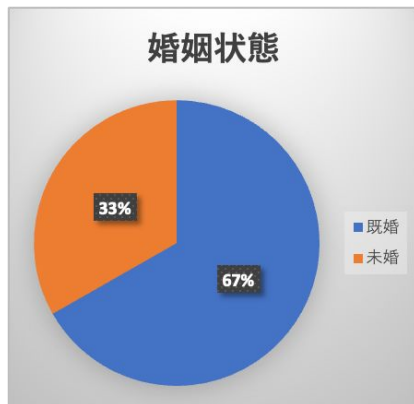
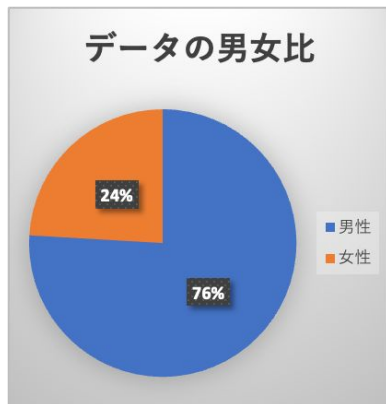
いただいたデータ

名前	含まれるもの	データ数
属性データ	年・id・個人の属性	20930
残業時間実績データ①(日次)	年月日・id・部署・残業時間実績	899177
残業時間実績データ②(日次)	年月日・id・部署・残業時間実績	275754
部署データ	部署コード・所在地情報・本庁or not	1307

行った操作

- ・実績データ①と②を統合し、誤りと思われるもの (全く同じ打刻・開始時間が同じで終了時間が違う打刻)を修正し、その後月次データに。(n=165298)
- ・属性データを年とidで統合し、片方にしかないデータを削除 (n=160120)
- ・部署兼任と思われるデータや空欄を含むデータを削除 (n=159585)

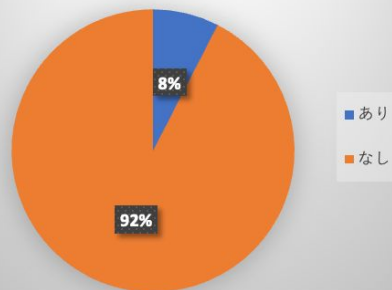
3-2. グラフで見るデータ



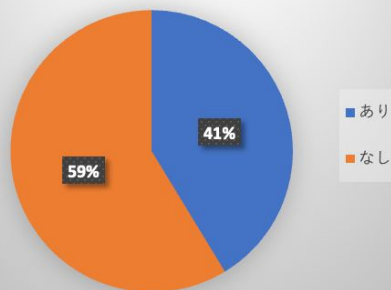
平均年齢	41.9
平均通勤時間(分)	36.3
平均月残業時間(時間)	24.3

3-2. グラフで見るデータ

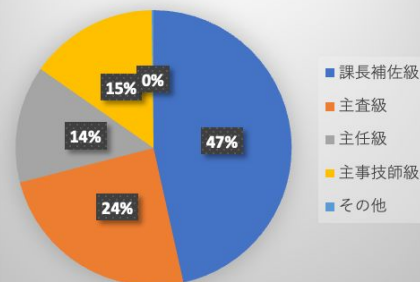
育休取得経験(男性)



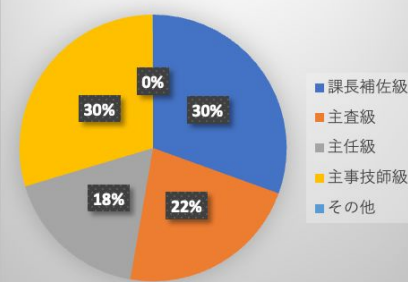
育休取得経験(女性)



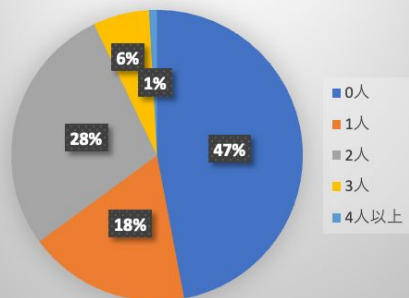
職位分布(男性)



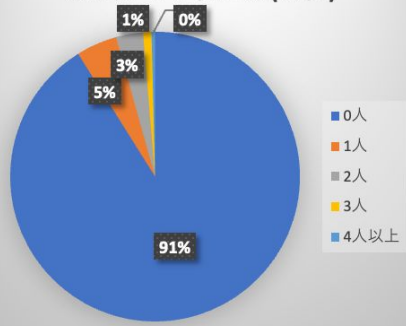
職位分布(女性)



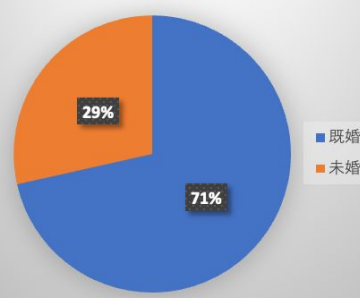
扶養する子供の数(男性)



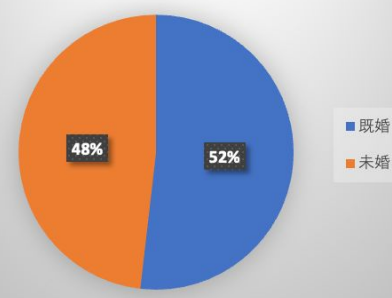
扶養する子供の数(女性)



婚姻状態(男性)

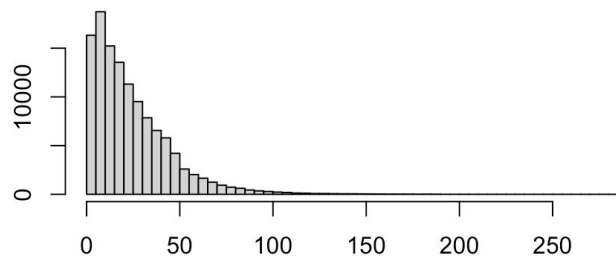


婚姻状態(女性)

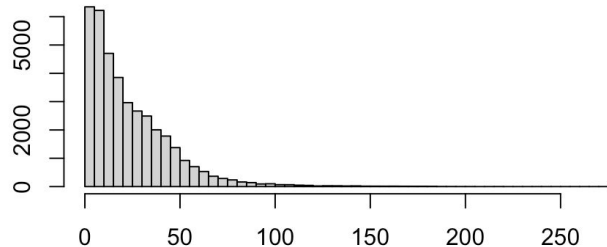


3-2. グラフで見るデータ

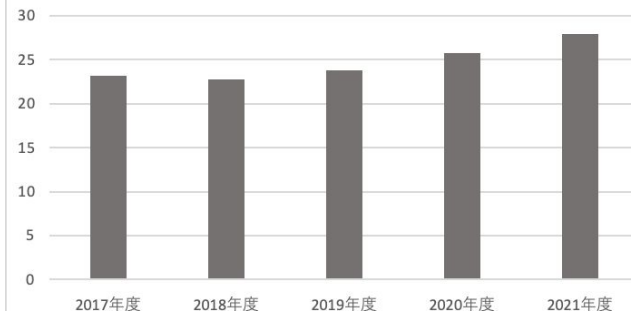
月残業時間の分布_男性



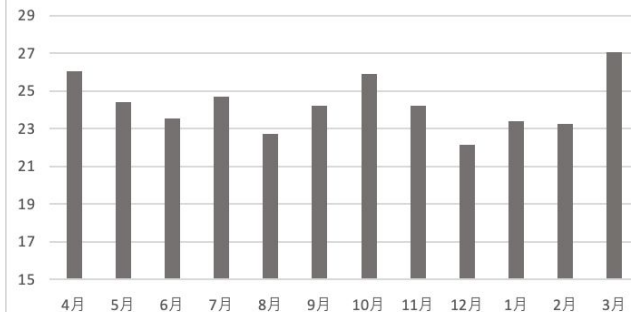
月残業時間の分布_女性



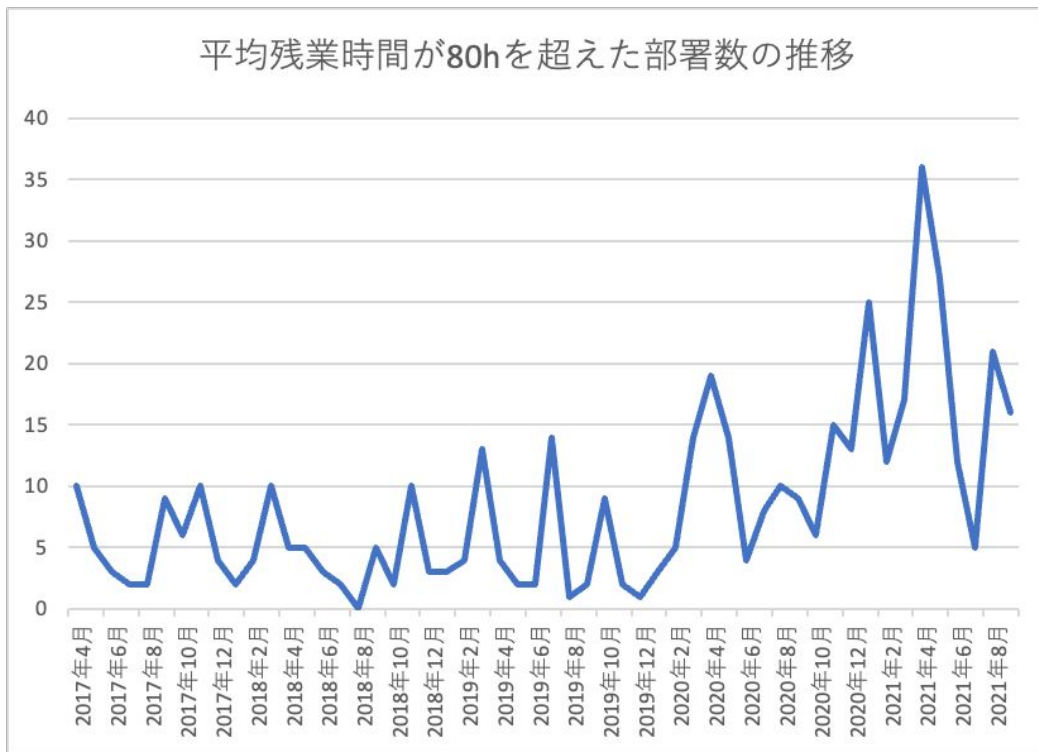
年度別月平均残業時間



月別平均残業時間



3-2. グラフで見るデータ



ここ2年、平均80hを超える大幅な残業をする部署の数が増加傾向

↑
コロナの影響？
テレワークの影響？

(人数が非常に少ない部署も含まれていることに注意)

3-3. 記述統計

	平均値	中央値	最小値	最大値	標準偏差
月平均残業時間	24.3	18.5	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 子供の人数	0.77	0	0	6	1.0

ダミー変数については
3-2.「グラフで見るデータ」参照。

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



4. 回帰分析



4-1. 分析デザイン①

全体のデータを用いて①個人の固定効果なし、②個人の固定効果あり の 2つの結果を比較する

回帰式

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

各変数の説明

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

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

4-1. の補足～個人固定効果とは～

個人固定効果なし(個人間比較)



Aさん
d才、男性、既婚、部署 e
主査、子供 f人...
通勤時間 X分

この違いは通勤時間のせいかもしれないし、性格の違いかもしれない



Bさん
d才、男性、既婚、部署 e
主査、子供 f人...
通勤時間 X+1分

個人固定効果あり(個人内比較)



Cさん
g才、女性、既婚、部署 h
課長補佐、子供 j人...
通勤時間 X分

もしCさんの通勤時間が1分長かったら？



Cさん
g才、女性、既婚、部署 h
課長補佐、子供 j人...
通勤時間 X+1分

4-1. 結果①～個人固定効果の有無～

Statistical models		
	Not_FixedEffect	FixedEffect
women	-2.07*** (0.15)	
marriage	-0.03 (0.14)	0.20 (0.40)
age	-0.29*** (0.01)	1.07 (0.74)
commuting	-0.01*** (0.00)	-0.01*** (0.00)
children	0.41*** (0.06)	0.48** (0.20)
childcare_leave	-0.83*** (0.16)	
hosa	5.86*** (0.37)	-1.79*** (0.65)
syusa	3.69*** (0.28)	-1.21** (0.53)
syunin	2.74*** (0.21)	-1.10*** (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

個人固定効果あり
(個人間比較)

個人固定効果なし
(個人内比較)

注目ポイント

hosa・・・課長補佐級
syusa・・・主査級
syunin・・・主任級
(数字は主事技師級に比べてどうかを表す)

個人固定効果なし(個人間比較)の場合、役職が上がるほど有意に残業時間が伸びているが、
個人固定効果あり(個人内比較)の場合、逆に有意に残業時間が減っている

4-1. 結果①～得られた示唆～

個人固定効果なし(個人間比較)



Aさん
d才、男性、未婚、部署 e
主事技師、子供f人、
通勤時間X分...

月残業時間
+2.74h



Bさん
d才、男性、未婚、部署 e
主任、子供f人、
通勤時間X分...

個人固定効果あり(個人内比較)



Cさん
g才、女性、既婚、部署 h
主事技師、子供j人...
通勤時間X分

もしCさんが主
任だったら？

月残業時間
-1.10h



Cさん
g才、女性、既婚、部署 h
主任、子供j人...
通勤時間X分



長く残業する人ほど出世している可能性

4-1. 結果①～個人固定効果の有無_男女別～

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

注目ポイント

固定効果なし(個人間比較)の場合、男女ともに役職が上がるごとに残業時間が増加している

固定効果あり(個人内比較)の場合、女性のみが有意に役職が上がるごとに残業時間が減少している



女性に対してはより強く、残業時間が業務へのコミットメント度合いを示すものとして、評価項目に無意識に含まれている可能性

4-2. 分析デザイン②

説明変数に「その部署で最も職位の高い人の個人固定効果の値」を「上司残業傾向」として加え、部下の残業時間に上司の残業傾向(上司個人の性格に起因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に由来するかもしれない)がどれほど影響するかをみる

回帰式

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

各変数の説明

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

4-2. 分析②～用いたデータ～

「上司残業傾向」としてパターン考える。

- ①・・・複数の最高職位者がいる場合はその人たちの固定効果の値の平均値
- ②・・・複数の最高職位者がいる場合は年齢が高い方を最高職位者とする(年齢も同じ場合はランダム)

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はデータセットから消去

サンプルサイズを揃えるため、サンプルサイズの少ない①のデータに合わせる。
その結果、n=86390に。

	平均値	中央値	標準誤差
上司残業傾向①	-36.865	-36.346	14.030
上司残業傾向②	-36.167	-35.522	14.252

(注) 固定効果の値自体の解釈は難しく、あくまで相対的な関係性をみている。また全員の固定効果の値の平均値は-27.27である。

4-2. 分析結果②

Statistical models		
	joushimu1	joushimu2
marriage	-0.47 (0.46)	-0.44 (0.46)
age	2.09** (0.94)	2.11** (0.94)
commuting	-0.02*** (0.01)	-0.02*** (0.01)
children	-0.77** (0.32)	-0.76** (0.32)
joushi_mu	0.14*** (0.01)	0.07*** (0.01)
d_2018	-2.50*** (0.96)	-2.25*** (0.96)
d_2019	-3.35* (1.89)	-3.29* (1.89)
d_2020	-4.01 (2.83)	-3.89 (2.83)
d_2021	-2.97 (3.77)	-2.82 (3.78)
syusa	-0.99* (0.60)	-1.09* (0.60)
syunin	-1.11*** (0.38)	-1.16*** (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

年齢高い人が
最高位

最高位の
平均を取る

注目ポイント

①で見た場合、「上司残業傾向」が時間増えると部下の月残業時間が有意に0.14時間伸びる。

②で見た場合、「上司残業傾向」が時間増えると部下の月残業時間が有意に0.07時間伸びる。

4-2. 分析結果②～女性のみデータ～

	Statistical models	
	joushimu1_wome	joushimu2_wome
marriage	-2.74*** (0.79)	-2.76*** (0.79)
age	2.73* (1.62)	2.75* (1.62)
commuting	0.01 (0.01)	0.01 (0.01)
children	-0.37 (0.86)	-0.33 (0.86)
joushi_mu	0.13*** (0.02)	0.08*** (0.01)
d_2018	-1.43 (1.66)	-1.33 (1.66)
d_2019	-2.93 (3.25)	-2.82 (3.25)
d_2020	-3.72 (4.86)	-3.54 (4.86)
d_2021	-2.16 (6.47)	-1.97 (6.47)
syusa	-2.07* (1.12)	-2.25** (1.12)
syunin	-1.10* (0.66)	-1.21* (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

年齢高い人が
最高位

最高位の
平均を取る

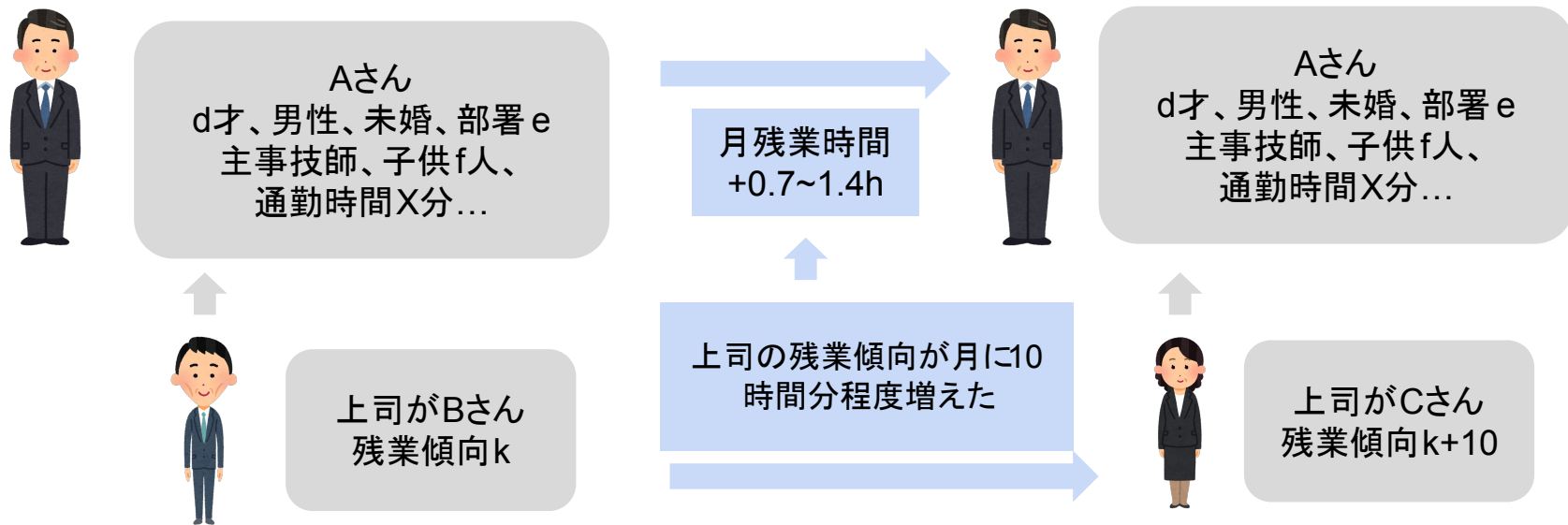
注目ポイント

①で見た場合、全体のと看とほとんど変わらず、やや上司の「残業傾向」の影響が小さくなる

②で見た場合、全体とほぼ変わらない

4-2. 得られた示唆②

①、②で係数の値のばらつきはあるものの、どちらも統計的に有意に上司の残業傾向が部下の残業時間に影響を与えることがわかった(上司の残業傾向が1時間増えると部下の残業時間が0.08~0.14時間増える)。性別による差はあまりみられなかった。



4-3. 中間考察

- ・分析①より、女性のみ有意に昇進すると残業時間が減る

→職位が上がるほど自分の残業時間を自分で決められる度合いが高まると仮定すると、男性より女性の方が残業を好まない可能性がある

- ・分析②より、上司の残業傾向が一定程度部下の残業時間に有意に影響を与える



女性が上司である部署の方が、部下の残業時間が減る可能性がある



もしそうであれば、女性登用の推進は全体としての残業時間削減につながる可能性がある

4-4. 分析デザイン③

説明変数に「上司が女性ダミー」を入れ、上司が女性であることによる部下の残業時間への影響をみる
ここでの上司はその部署で最も職位が高く、かつ年齢も高い人である。用いたデータは分析②と同じ。

回帰式

$$Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 * D_{dept} + \beta_2 * D_{women} + \beta_3 * D_{marriage} + \beta_4 * age + \beta_5 * commuting + \beta_6 * children \\ + \beta_7 * D_{care_leave} + \beta_8 * D_{term} + \beta_9 * D_{month} + \beta_{10} * D_{status} + \beta_{11} * D_{kubun} + \beta_{12} * D_{joushiwomen} + \theta_i + \varepsilon_{it}$$

各変数の説明

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

4-4. 分析結果③

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

女性部下に
対する影響

部下全体に
対する影響

男性部下に
対する影響

注目ポイント

上司が女性であれば、有意に部下の残業時間は月に0.68時間程度短くなる

部下の性別による差はあまりなかった

上司になっている女性にバイアスがある可能性は留意しなければならない
(今上司となっている年次の女性はかなり優秀で部下の残業をマネジメントする能力が高い可能性もある)

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

4-5. まとめ

まとめ

- ・個人固定効果モデルによる分析から、長時間残業する人がより出世し、出世すると残業時間は減少する可能性がある。その傾向は女性により強い。
- ・上司の残業に対する特性は部下の残業時間に正の方向に一定程度 (上司残業傾向が1時間増えるごとに0.07~0.14時間)の影響を与える
- ・女性が上司である部署は部下の月残業時間が 0.68時間程度短い

4-6. 結果の解釈①

- ・現場での仕事の割り振られ方と、人事評価についての職員の認識によって得られた結果の解釈は異なる

	優秀な人ほど仕事が集まりやすく、残業が多くなる	優秀さと残業時間については無関係あるいは負の相関がある
残業時間が人事評価に影響しうることが職員の中で(無意識であれ)認識されている	あえて仕事を非効率に行い、残業を増やすインセンティブが生じる	残業を増やすインセンティブが生じ、また昇進にも歪みが生じる
残業時間が人事評価に影響しうるとは職員の中で認識されていない	特に問題はないが、全体として残業時間が多い場合はそれ自体が問題	不必要な残業が生じるインセンティブは生じないが、昇進の人選は歪みが生じる



次のページで図解

4-6. 結果の解釈①

考えられる職場の状態による分解



優秀な人に
仕事が集ま
り残業が
増える



残業時間と優
秀さは無関係



残業が多いほど
出世している気
がするなあ...

昇進の歪み
のなさ



残業増加インセ
ンティブのなさ



昇進の歪み
のなさ



残業増加インセ
ンティブのなさ



残業時間と出世
は関係ない
だろう

昇進の歪み
のなさ



残業増加インセ
ンティブのなさ



昇進の歪み
のなさ



残業増加インセ
ンティブのなさ



4-6. 結果の解釈①

女性は特に出世すると残業時間が有意に減少する



「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



「長く残業している人ほど出世しやすい」と職員も認識しているのではないか

4-6. 結果の解釈①

考えられる職場の状態による分解



優秀な人に
仕事が集ま
り残業が
増える



残業時間と優
秀さは無関係



残業が多いほど
出世している気
がするなあ...

昇進の歪み
のなさ



残業増加インセ
ンティブのなさ



昇進の歪み
のなさ



残業増加インセ
ンティブのなさ



残業時間と出世
は関係ない
だろう

昇進の歪み
のなさ



残業増加インセ
ンティブのなさ



昇進の歪み
のなさ



残業増加インセ
ンティブのなさ

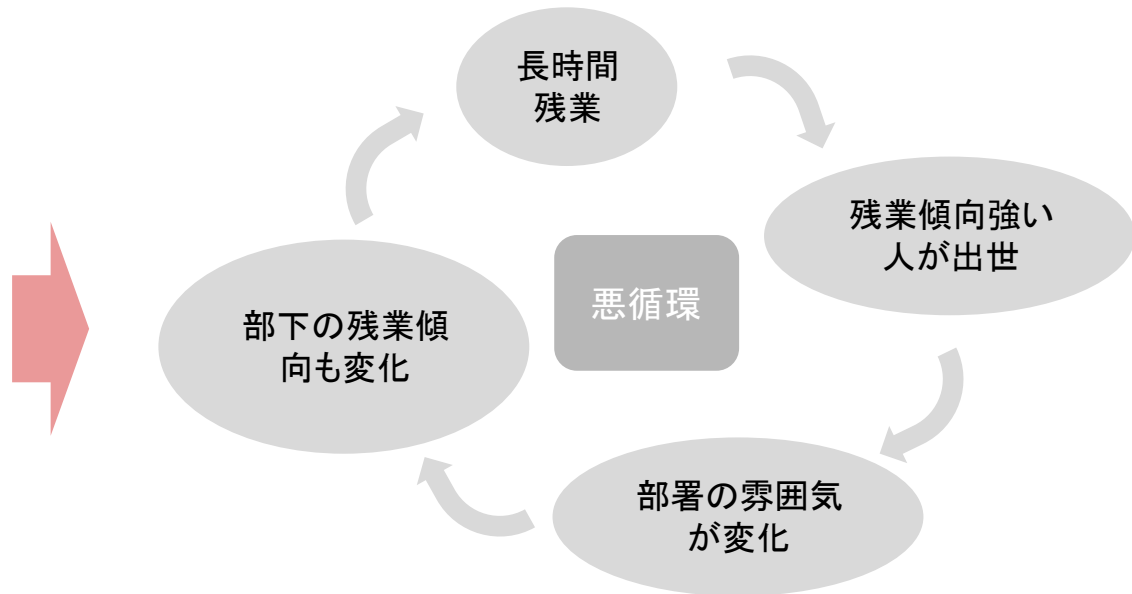


4-6. 結果の解釈②

長時間残業する人が出世する傾向にある

上司の残業傾向は部下の残業時間に一定程度影響する

職場の価値観・評価基準が希望労働時間にも影響する (山本・黒田2014)



4-6. 結果の解釈③

女性が上司である部署は部下の残業時間が短い



女性登用は全体としての残業時間削減につながる可能性がある

留意点:

上記は「昇進するほど自分の残業時間を決められる度合いが高まる」という仮定のもと、女性は有意に昇進するほど残業時間が減少していたことから、「女性は男性より残業を好まない」と考え、女性が上司となることで部下の残業時間を減らす方向に影響を与えるというものである。

しかし、現在上司となっている女性が部下の残業時間をマネジメントする能力が高い(=優秀である)ことを示しているだけにすぎない可能性もある
(つまり、家事負担のアンバランスさなどさまざまな要因で女性が出世するのが難しく、その中でも出世している女性は同年代・同役職の男性より平均的に優秀である可能性があるということである)

その場合、単なる女性登用は必ずしも残業時間削減にはつながらず、男女問わずマネジメント能力の高い人の登用が残業時間につながる

5-1. 提案

提案

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(参考事例①・②)

→・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にする

- ・人事評価の際に残業時間削減への貢献を考慮する
- ・評価者(上司)側も無意識のうちに残業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
- ・実際に制度が変わることで、組織風土の変革にもつながる可能性

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

→・上司の人事評価における重要度を上げるなど

(③女性を積極的に登用する)

→・解釈によるが、女性を登用することは倫理的な面だけでなく、残業時間削減にも効果がある可能性

5-2. 参考事例

参考事例① 株式会社リクルート

- ・(意識づけとして)「レバレッジワーク・チャレンジ」を行った。グループ全員が決められた労働時間内で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
- ・「SPEED IS POWER」という言葉を設定し、生産性の高さを重視することを明確にするとともに、長時間労働者は表彰対象から除外した。(住宅カンパニー)

参考事例② 株式会社 INAX, パナソニック電工株式会社, M社

- ・日常業務の改善など、残業時間削減に貢献した部門・個人を表彰している
- ・人事考課の項目に「貢献度」、「仕事の速さ」という項目を入れる

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-re mote-work>

参考文献

- ・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>

参考文献

- ・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://www.cao.go.jp/wlb/research/kouritsu/index.html>

Appendix①～本庁のみのデータ～

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

個人固定効果あり
(個人間比較)

個人固定効果なし
(個人内比較)

注目ポイント

通常の個人固定効果モデルでは、扶養する子供の人数が一人増えるごとに0.48時間月残業時間が増えていたが、本庁のみのデータだと逆に0.86時間減少している

子供の年齢が不明なため解釈は非常に難しいが、子供を扶養しているのがほぼ男性であることを考えると、本庁の男性職員の方が子育て意識が強い可能性がある

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

Appendix②. 追加分析のデザイン

説明変数に「個人固定効果」「部署ダミー」「上司の idダミー」を入れ、この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分散分析により確認する。

回帰式

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

各変数の説明

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

(留意点): 一年に存在する700程度の部署のうち、毎年20~80程度の部署が消滅・新設される。時間の制約上、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。

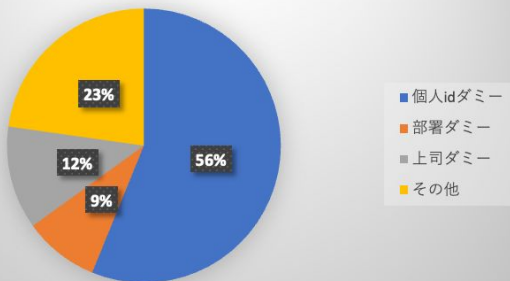
Appendix②. 用いたデータ

- ・データセットは先程の分析で用いたもののうち、最高職位者の id を今度はダミー変数として加えたものを用いた。
- ・つまりここでの「上司」はその部署の最高職位者 (複数いる場合は年齢が高い方) である。
- ・コンピューターのメモリの関係上、データ数を削減する必要が生じたため、年次データに圧縮して分析を行った
- ・(留意点):
年次データにする際、年度途中での人事異動による上司の変更を考慮できていない
2021年はまだ途中なためデータから削除した

データ数	12395
平均年残業時間	218.3374

Appendix②. 分析結果

残業時間に影響を与える割合



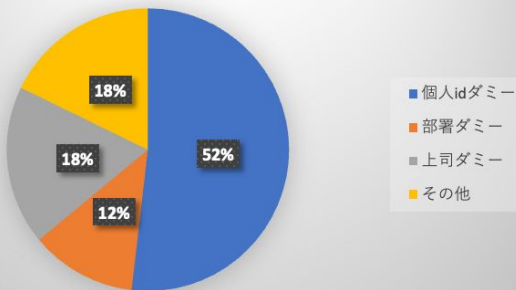
Anova Table (Type II tests)

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

残業時間に影響を与える割合(女性)



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

Appendix②. 解釈と留意点

- ・残業時間に影響を与えるのは個人の特性が最も大きく、部署ダミーが 9%、上司12%となった。
- ・ただ、女性に限れば部署や上司が影響する割合が高まっており、女性の方が部署の違いや上司の違いによって残業時間が影響されやすい可能性が示された
- ・留意点として、部署の消滅・新設が無視できない割合であるなかで、本当に新設された部署なのか、名称変更のみで実質は変わっていない部署なのかが区別できていない点がある。
- ・また、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