

東京大学公共政策大学院

2022年Sセメスター

事例研究(政策評価のための因果推論)

三重県庁における残業時間削減にかかる考察

－ 残業時間と昇進確率 －

東京大学公共政策大学院

経済政策コース2年 葉楽茗

経済政策コース2年 渡辺彩夏

## 目次<sup>1</sup>

|                    |    |
|--------------------|----|
| 目次                 | 2  |
| 要旨                 | 3  |
| 第1節 はじめに           | 4  |
| 第2節 先行研究           | 5  |
| 第3節 データについて        | 6  |
| 第1項 データの概要         | 6  |
| 第2項 データの加工         | 7  |
| 第3項 記述統計           | 7  |
| 第4節 地位・職名ごとの昇進確率   | 9  |
| 第5節 計量分析           | 10 |
| 第1項 分析モデル          | 10 |
| 第2項 ベースライン         | 12 |
| 第3項 分析結果と解釈        | 13 |
| 第4項 結果の評価          | 14 |
| 第6節 おわりに           | 15 |
| 第1項 まとめ            | 15 |
| 第2項 懸念点            | 15 |
| 付録－1 年齢と昇進         | 16 |
| 付録－2 女性の残業時間と昇進    | 18 |
| 付録－3 班長課長等の残業時間と昇進 | 19 |
| 謝辞                 | 21 |
| 参考文献               | 22 |

---

<sup>1</sup> 本分析における推計結果や提言は全て筆者たち個人の見解であり、所属する機関としての見解を示すものではない。また、言うまでもなく本稿にあり得る誤りは全て筆者たちに帰するものである。

## 要旨

本稿の目的は、残業が昇進に与える影響を明らかにすることである。厚生労働省によると、長時間労働は労働者に身体的なダメージを与え、社会的にも望ましくない。それにも関わらず、地方公務員は民間労働者の1.37倍<sup>2</sup>残業している傾向が見られる。このことから、残業時間を含む労働時間が昇進の要件となっているのではないかという仮説を立て、独自のデータ分析と計量分析を行った。

分析に先立ち、日本と海外の文献を確認したところ、昇進確率と残業時間に正の相関があるなどの結果が得られた。

これを参考に、三重県庁から提供いただいた匿名化済みのデータを用いてデータ分析を行った。まず、昇進した人の残業平均値や中央値が大きいことから、「昇進と残業時間に関係性がある」という可能性が示唆された。さらに、地位・職名の昇進確率を残業時間ごとに求め、その点の線形適合線が右上がりになっていることから、前年度に残業すればするほど次年度における昇進確率が高くなるという相関関係があることを確認した。

計量分析については、地位と職名ごとの昇進ダミーを被説明変数とし、残業時間など様々な属性を説明変数として、変量効果法プロビットモデルを構築した。その結果、地位の場合は残業100時間あたりの昇進確率増加分は0.5%ポイント、職名の場合は1.0%ポイント上昇することが分かった。これらを2軸の評価法で論じた結果、残業時間の昇進に与える影響は一定存在するものの、その影響は非弾力的で、必ずしも大きいと言えないことが明らかとなった。

---

<sup>2</sup> 総務省(2017)「地方公務員の時間外勤務に関する実態調査結果の公表」より筆者算出。

## 第1節 はじめに

政府による長時間削減への取り組みの一つに2019年に行われた労働基準法の改正があり、この改正によって時間外労働に上限が設けられた。さらに、2023年4月には大企業のみならず中小企業を対象として月60時間を超える時間外労働に対する割増賃金の引き上げも行った。こういった政策の背景として長時間削減の意図があり、その根拠として厚生労働省は「残業時間が月100時間又は2～6か月平均で80時間を超える場合には、業務と脳・心臓疾患の発症との関連性が強いとされている」<sup>3</sup>とし、「長時間労働は、健康の確保を困難にするとともに、仕事と家庭生活の両立を困難にし、少子化の原因、女性のキャリア形成を阻み、男性の家庭参加を阻む要因ともなりうる」<sup>4</sup>と述べている。

残業時間に関する問題は民間労働者のみならず、公務員全般についても顕著である。具体的には、総務省(2017)<sup>5</sup>によると2015年度の民間労働者の年間時間外勤務時間数は115時間なのに対し、国家公務員は233時間、地方公務員は158時間と民間を上回っていることが分かる。また、その中で都道府県本庁は地方公務員平均を大幅に超えた年間223時間であり、その一つである三重県庁から匿名化されたデータを頂くことができた。

三重県では残業時間を減らす取り組みとして、「スーパーノー残業デー」、「1時間早く帰ろうキャンペーン」等が行われている。「スーパーノー残業デー」では毎月第3水曜日に原則定時退庁が求められ、「1時間早く帰ろうキャンペーン」では月1度定時よりも1時間早く帰るという内容の取り組みである。しかし、三重県の資料によるとこれらは制度として定着しているが、時間外勤務の総時間数は高止まり傾向にあり、その要因として構造的な問題の存在が示唆されているものの、更なる研究は見当たらない。そこで本稿では、三重県の時間外労働問題の要因を分析し、どのような要因が時間外労働時間に影響を与えているのかを明らかにする。その中で、昇進と残業に関係性があるのではないかという仮説を置き、「より残業をすると昇進しやすくなるのか」という因果関係の推定を目的として分析を進めた。

内閣府が推進するEBPM(根拠に基づく政策立案)の観点から、エビデンスに基づいた政策は目的が明確で信憑性が高く、その効果が期待されている。この分析は三重県のみならず他の地方自治体においても、新たな政策立案のエビデンスとなることを目的として、研究を行う。

本稿の構成は以下の通りである。まず第2節にて日本国内と海外の参考文献を確認し、第3節にてデータの概要と加工を紹介する。続いて第4節にて残業と昇進の相関関係について論じる。第5節では計量分析の結果の解釈を行い、最後に第6節にて本稿を振り返り、全体を踏まえた結論と今後の課題を述べる。

ただし、本稿では「時間外労働」を「残業」と同一視し、以下では「残業」を用いる。

<sup>3</sup> 厚生労働省(2020)「脳血管疾患及び虚血性心疾患等の認定基準について」

<sup>4</sup> 厚生労働省(2021)「時間外労働の上限規制一わかりやすい解説」

<sup>5</sup> 総務省(2017)「地方公務員の時間外勤務に関する実態調査結果の公表」

## 第2節 先行研究

本節では日本と海外の文献の調査を行った。国内事情に詳しい日本の文献を調査することは、具体的な現状の把握に繋がり、さらにはより現実的で実行性の高い提案が可能となる。また、海外の研究結果を調べることでその事象の普遍性を知ることができる。

まず、日本の研究として黒田・山本(2009)が挙げられ、年収の高い労働者や大卒労働者に関して、長い労働時間が昇進確率を高めるモデルが当てはまり、昇進までの出世競争が労働時間を長引かせている可能性が示唆された。次に、海外の研究としてFrancesconi(2001)が挙げられ、残業時間は昇進における重要因子であり、残業時間が一週間あたり一時間増加すれば昇進できる確率は0.1%ポイント上がることが明らかとなった。さらにBooth et al.(2003)では、性別を問わず労働者において残業時間が長いことは昇進確率と正の相関があるとされた。

以上より、昇進と残業の関係性がいくつかの論文によって示唆された。これらを踏まえ、第3節で紹介するデータを用いて第4節から我々独自の分析を行う。

## 第3節 データについて

### 第1項 データの概要

三重県には時間外勤務確定データと属性データを頂いた。時間外勤務確定データとは、匿名化された三重県庁知事部局職員コードと所属コード、2017年4月から2021年9月までにわたる残業開始時間と終了時間の日次データである。個人の属性データには、匿名化された職員コード、性別、婚姻状況、年齢、役職(地位と職名)、通勤時間、家族構成、育児休業の取得履歴の年次データが含まれている。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。

ただし、地位は役職の高い順で課長補佐級、主査級、主任級、主事技師級を指し、職名も班長課長、主幹、主査、主任、主事技師の順である。係長・課長代理に関しては、班長課長の直下の主任・主査・主幹が任命される。どの職名がどの地位に該当するのかは下記の表1を参照していただきたい。

表1<sup>6</sup> 地位・職名の年度別人数

| 地位・職名名称 | 2017 | 2018 | 2019 | 2020 | 2021 |
|---------|------|------|------|------|------|
| 課長補佐級   | 871  | 871  | 849  | 832  | 800  |
| 班長課長等   | 295  | 301  | 305  | 313  | 329  |
| 主幹      | 576  | 570  | 544  | 519  | 471  |
| 主査級     | 395  | 412  | 445  | 451  | 470  |
| 主査      | 395  | 410  | 444  | 377  | 372  |
| 係長・課長代理 |      |      |      | 73   | 96   |
| その他係長級  |      | 2    | 1    | 1    | 2    |
| 主任級     | 181  | 204  | 225  | 243  | 264  |
| 主任      | 181  | 204  | 225  | 243  | 264  |
| 主事技師級   | 311  | 320  | 337  | 364  | 419  |
| 主事技師    | 311  | 320  | 337  | 364  | 419  |
| 総計      | 1758 | 1807 | 1856 | 1890 | 1953 |

(三重県データより筆者作成)

<sup>6</sup> 太文字を地位(例:課長補佐級)、細文字を職名(例:主幹)とする。

## 第2項 データの加工

前項で述べたデータへの加工について、簡単に説明する。

まず、性別、婚姻状況、子供の有無、単身赴任状況、育児休業取得有無をダミー変数に置き換えた。例として、性別のダミー変数では男性ダミーを用い、性別が男性であれば1、女性であれば0とした。

次に、どの個人がどれだけ残業したかを見るために所属コードと職員コードをリンクさせた上で、地位・職名昇進ダミーを作成した。例として、データの中から前後2年間の地位を取り出し、異なっていれば昇進したとして1のダミーを、同じ値であれば0のダミーを用いた。職名も同様に作業を行なった。また、職員コードごとに日時の残業時間数を残業開始時間と終了時間から計算したのち、各年度合計残業時間を算出し、100時間単位にした。

続いて、三重県へのヒアリングにより、2017年までは職名の主査は地位として係長級であったが、2018年以降主査級に変更になったと確認が取れたため、2017年の主査を係長級から主査級に変更した。なお、時間外勤務確定データと属性データで合致しないデータを全て削除している。

## 第3項 記述統計

本項では、年度合計残業時間についてその記述統計を確認する。ここでは、年度ごとの1年間の合計残業時間の最大値、最小値、平均値、標準偏差、観測数について、以下の表2に示す。なお、全体を「次年度に昇進しなかった人」、「次年度に地位昇進した人」、「次年度に職名昇進した人」に分類し、表を作成した。ただし、表2の値の単位は時間(h)である。

まず、年間残業時間の最大値に注目すると、表2の「次年度に地位昇進した人」や「次年度に職名昇進した人」に比べ、「次年度に昇進しなかった人」では最大値が大きいことが分かる。これは「次年度に昇進しなかった人」の観測数が多く、その中に極端に残業時間が長いデータ、いわゆる外れ値があるためである。中央値は外れ値に左右されない特徴があるため、表3の中央値を用いて考察する。例として、2017年度の次年度に昇進しなかった人の中央値は123.00時間であったが、地位昇進した人の場合は139.50時間、職名昇進した人は144.33時間であった。このように、昇進した人は昇進しなかった人と比べ中央値が大きいことから、昇進しなかった人の最大値が大きいのは外れ値の影響を受けているためであることが確認できる。

表2 年次合計残業時間の記述統計

| 次年度に昇進しなかった人 |         |         |         |         |
|--------------|---------|---------|---------|---------|
| 年度           | 2017    | 2018    | 2019    | 2020    |
| 最大値          | 1497.33 | 1298.42 | 1324.00 | 1488.00 |
| 最小値          | 0.00    | 0.00    | 0.00    | 0.00    |
| 平均値          | 187.59  | 178.76  | 189.40  | 202.00  |
| 標準偏差         | 199.92  | 189.23  | 189.47  | 219.91  |
| 観測数          | 1604    | 1664    | 1617    | 1677    |
| 次年度に地位昇進した人  |         |         |         |         |
| 年度           | 2017    | 2018    | 2019    | 2020    |
| 最大値          | 1212.25 | 1156.17 | 945.67  | 1382.58 |
| 最小値          | 0.00    | 0.00    | 0.00    | 0.00    |
| 平均値          | 207.74  | 239.29  | 236.34  | 256.97  |
| 標準偏差         | 231.15  | 225.79  | 207.51  | 245.94  |
| 観測数          | 109     | 92      | 100     | 94      |
| 次年度に職名昇進した人  |         |         |         |         |
| 年度           | 2017    | 2018    | 2019    | 2020    |
| 最大値          | 1212.25 | 1156.17 | 945.67  | 1382.58 |
| 最小値          | 0.00    | 0.00    | 0.00    | 0.00    |
| 平均値          | 210.27  | 226.87  | 238.27  | 254.28  |
| 標準偏差         | 221.31  | 220.35  | 198.76  | 231.02  |
| 観測数          | 154     | 143     | 239     | 213     |

(三重県データより筆者作成)

表3 年次合計残業時間の中央値

| 中央値          |        |        |        |        |
|--------------|--------|--------|--------|--------|
| 年度           | 2017   | 2018   | 2019   | 2020   |
| 次年度に昇進しなかった人 | 123.00 | 120.38 | 136.33 | 136.00 |
| 次年度に地位昇進した人  | 139.50 | 195.21 | 210.58 | 193.38 |
| 次年度に職名昇進した人  | 144.33 | 177.15 | 210.58 | 190.00 |

(三重県データより筆者作成)

また、昇進した人は平均値や標準偏差が大きいことも分かる。昇進した人の残業平均値や中央値が大きいことから、「昇進と残業時間に関係性がある」という仮説が浮かび上がる。



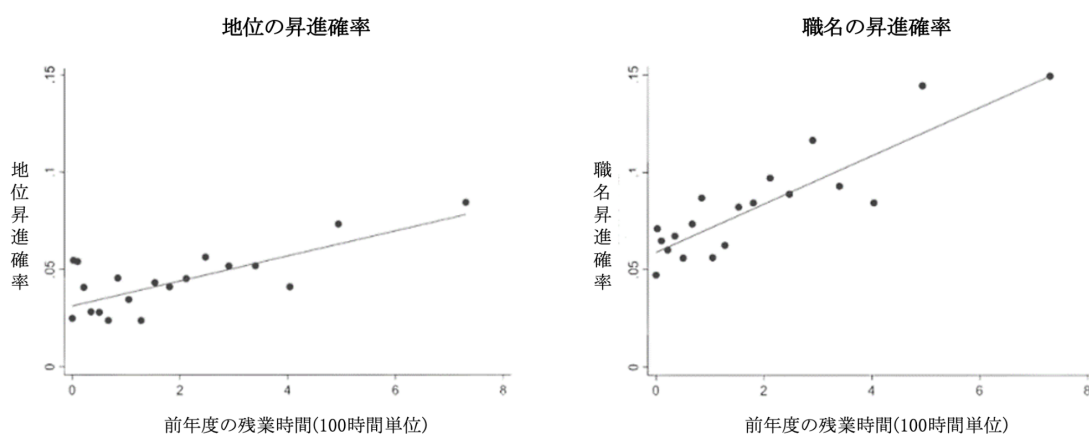
## 第4節 地位・職名ごとの昇進確率

本節では、前節で説明したデータセットの中の残業時間と昇進に関する変数に着目し、データ分析を行う。前節の記述統計によって昇進と残業時間に関する関係性が浮かび上がった。本節では、地位・職名ごとの昇進確率を算出してこの仮説を検討する。

役職ごとの昇進確率を求めるに当たって、以下の操作を行なった。まず、昇進ダミーを前年度の残業時間に回帰させて残差を成形した。その後、前年度の残業時間を19等分したビンにグループ化した上で、各ビン内の残差の平均を計算し、上記のデータポイントの散布図を作成した。最後に、条件付き期待関数の最良の線形近似を表すOLSを使用し、最良の散布図の線形適合線をプロットした。

図1に地位・職名の昇進確率を残業時間のグループごとに求め、その点の線形適合線を引いた。図のX軸は前年度の残業時間であり、Y軸はグループごとの地位と職名の昇進確率を示している。結果、どちらにおいてもこの線が右上がりになっているため、前年度に残業すればするほど次年度における昇進確率が高くなるという相関関係があることを確認できた。

図1 地位・職名ごとの昇進確率



(三重県データより筆者作成)

## 第5節 計量分析

前節で残業時間と昇進確率についての相関関係を確認することができた。本節では、計量分析によって定量的にその関係性を研究する。また、この分析によって残業時間が昇進に与える影響の度合いを示すことができる。

以下では、変量効果法プロビットモデルを用いて、「昇進した人は前年度の残業時間が長い傾向にある」という仮説を検証する。分析の結果、変数「残業時間」の係数が統計的に有意であり、かつ正の符号をとれば、残業時間は昇進に影響を及ぼすということになる。また、その係数の値によっても、残業が昇進に与える影響度合いが明らかとなる。

### 第1項 分析モデル

本項では、計量分析に用いるモデルについて述べる。モデルとしては変量効果法が望ましく、このモデルによって同時に多数の職員を複数の時点で観察するパネルデータの属性を考慮し、かつ性別等時間を通じて一定な変数を推定することができる。それと同時に、昇進したかどうかというダミー変数を被説明変数としているため、プロビットモデルが望ましい。したがって、両者を組み合わせたRandom-effects probit model(変量効果法プロビットモデル)を使用した。

三重県のデータで変量効果法プロビットモデルを用いる場合、同じ知事部局内の職員でも部署によって残業時間が上下する可能性がある。例えば、一般的に、海外のクライアントとのやり取りが頻繁である部署に所属する職員は残業時間が長い傾向がある。そのため、部署ごとの残業時間のばらつきも同時に対処するのが望ましい。なお、同じ部署内の残業時間の差はピア効果等によるものであると考え、本稿では考慮に入れない。

そして、パネルデータは時系列データとクロスセクションデータからなるもので、推定する際にはデフォルトとして「個人」と「年度」の2つの属性をコントロールする。

つまり、より正確な推定のためには、「個人」、「年度」、「部署」を同時にコントロールしなければならないが、固定効果が多数に及び、推定が困難であった。そのため、「個人」と「年度」を固定して部署ごとにすべての説明変数の平均値を求め、回帰式に加えた。この手法は、ランダム効果推定量における「観測された変数は観測されない変数と相関がない」という仮定を緩和する方法として、Mundlak(1978)によって提案されたものである。

【推定式】

$$up_{itd} = \beta_0 + \beta_1 overtime100h_{it-1d} + \beta_2 male_{id} + \beta_3 married_{it-1d} + \beta_4 age_{it-1d} + \beta_5 commute_{it-1d} + \beta_6 child_{it-1d} + \beta_7 solo_{it-1d} + \beta_8 leave_{it-1d} + u_{itd}$$

$H_0: \beta_1 = 0 \quad H_1: \beta_1 \neq 0$

表4 変数について

|       | 変数                               | 概要             | 説明                                |
|-------|----------------------------------|----------------|-----------------------------------|
| 属性    | <i>i</i><br><i>t</i><br><i>d</i> | 個人<br>年度<br>部署 | 職員コード<br>2017年度 - 2021年度<br>部署コード |
| 被説明変数 | <i>up</i>                        | 昇進ダミー          | 昇進していたら1のダミー変数<br>※詳細は第3節第2項参照    |
| 説明変数  | <i>overtime100h</i>              | 残業時間           | 年度合計残業時間(100時間単位)                 |
|       | <i>male</i>                      | 男性ダミー          | 男性であれば1のダミー変数                     |
|       | <i>married</i>                   | 婚姻ダミー          | 結婚していたら1のダミー変数                    |
|       | <i>age</i>                       | 年齢             | (分単位)                             |
|       | <i>commute</i>                   | 通勤時間           | ※徒歩による時間は未算入                      |
|       | <i>child</i>                     | 子供の有無ダミー       | 子供がいれば1のダミー変数                     |
|       | <i>solo</i>                      | 単身赴任ダミー        | 単身赴任していれば1のダミー変数                  |
|       | <i>leave</i>                     | 育児休業ダミー        | 育児休業取得済であれば1のダミー変数                |

「残業時間が昇進に影響を与えない」を帰無仮説として設定し、個人、時間、部署をコントロールした上で、地位・職名ごとの昇進ダミーを被説明変数、残業時間、性別、婚姻、年齢、通勤時間、子供の有無、単身赴任、育児休業取得有無を説明変数として変量効果法プロビットモデルを使って分析した。変数一覧とその説明は表4を参照のこと。

## 第2項 ベースライン

本項では、分析結果を解釈するに当たって必要な昇進確率のベースラインについて述べる。ベースラインとは平均的な昇進確率のことで、以下では再度表2の値を用いて「全年度昇進した人数(観測数の合計値)／全体人数(観測数の合計値)」で求める。

まず、地位の平均的な昇進確率についていうと、毎年約5.4％程度が昇進しており、職名の場合には毎年約10.2％程度である。よって、地位昇進のベースラインを5.4％、職名昇進のベースラインを10.2％とし、次項から分析結果を解釈する。

表2 年次合計残業時間の記述統計(再掲)

| 次年度に昇進しなかった人 |         |         |         |         |
|--------------|---------|---------|---------|---------|
| 年度           | 2017    | 2018    | 2019    | 2020    |
| 最大値          | 1497.33 | 1298.42 | 1324.00 | 1488.00 |
| 最小値          | 0.00    | 0.00    | 0.00    | 0.00    |
| 平均値          | 187.59  | 178.76  | 189.40  | 202.00  |
| 標準偏差         | 199.92  | 189.23  | 189.47  | 219.91  |
| 観測数          | 1604    | 1664    | 1617    | 1677    |
| 次年度に地位昇進した人  |         |         |         |         |
| 年度           | 2017    | 2018    | 2019    | 2020    |
| 最大値          | 1212.25 | 1156.17 | 945.67  | 1382.58 |
| 最小値          | 0.00    | 0.00    | 0.00    | 0.00    |
| 平均値          | 207.74  | 239.29  | 236.34  | 256.97  |
| 標準偏差         | 231.15  | 225.79  | 207.51  | 245.94  |
| 観測数          | 109     | 92      | 100     | 94      |
| 次年度に職名昇進した人  |         |         |         |         |
| 年度           | 2017    | 2018    | 2019    | 2020    |
| 最大値          | 1212.25 | 1156.17 | 945.67  | 1382.58 |
| 最小値          | 0.00    | 0.00    | 0.00    | 0.00    |
| 平均値          | 210.27  | 226.87  | 238.27  | 254.28  |
| 標準偏差         | 221.31  | 220.35  | 198.76  | 231.02  |
| 観測数          | 154     | 143     | 239     | 213     |

(三重県データより筆者作成)

### 第3項 分析結果と解釈

第1項の分析モデルのもとで行なった分析の結果が表5である。地位と職名両方ともに残業時間の説明変数の係数は1%水準で統計的有意であるため、帰無仮説が棄却され、残業時間は昇進に影響を与えることが明らかになった。

表5 分析結果<sup>78</sup>

| 変数            | 地位                    | 職名                   |
|---------------|-----------------------|----------------------|
| 残業時間(100時間単位) | 0.005<br>(0.001) ***  | 0.010<br>(0.002) *** |
| 男性ダミー         | -0.006<br>(0.006)     | -0.010<br>(0.008)    |
| 婚姻ダミー         | 0.003<br>(0.007)      | 0.009<br>(0.009)     |
| 年齢            | -0.002<br>(0.000) *** | -0.001<br>(0.000) ** |
| 通勤時間(分単位)     | 0.000<br>(0.000)      | 0.000<br>(0.000)     |
| 子供の有無ダミー      | 0.007<br>(0.006)      | 0.025<br>(0.008) *** |
| 単身赴任ダミー       |                       | -0.041<br>(0.044)    |
| 育児休業ダミー       | 0.030<br>(0.006) ***  | 0.033<br>(0.009) *** |

(筆者作成)

次に、第2項のベースラインをもとに分析結果の解釈を行う。まず、残業時間が地位昇進に与える影響について述べる。他の要因を一定にして考えたとき、前年度に100時間残業すると該当年度の地位昇進確率は1%有意水準で追加的に0.5%ポイント上昇する。地位昇進ベースラインが5.4%であることから、100時間残業すると地位昇進確率は5.9%に上昇することが分かる。参考までに、200時間残業すると地位昇進確率は6.4%となる。

同様に考えて、他の要因を一定にして考えたとき、前年度に100時間残業すると該当年度の地位昇進確率は1%有意水準で追加的に1.0%ポイント上昇する。地位昇進ベースラインが10.2%であることから、100時間残業すると地位昇進確率は11.2%に上昇することが分かる。参考までに、200時間残業すると地位昇進確率は12.2%となる。

<sup>7</sup> カッコ内は標準誤差を表す。\*\*\*は1%有意、\*\*は5%有意、\*は10%有意を表す。

<sup>8</sup> 地位昇進した人のうち単身赴任した人がいなかったため、係数の推定が不可能。

## 第4項 結果の評価

第3項の分析の結果、残業時間が昇進に影響を与えることは明らかになったが、この値のスケールを相対的、絶対的に判断する必要がある。そこで、本項では直感的な観点と経済学的な観点の2軸で分析結果を評価する。

1つ目に、平均残業時間を用いることで直感的に分かりやすい評価を行う。地位昇進の場合、昇進していない人の平均残業時間は175.0時間である。推定の結果、追加的に100時間残業すると、つまり275.0時間で、昇進確率は1.0%ポイント上昇して5.9%となる。つまり、1.57倍の時間残業しても、昇進確率は5.4%から5.9%にしか増加しない。また、職名昇進でも同様に考えると、昇進していない人の平均残業時間は172.5時間である。推定の結果、追加的に100時間残業すると、つまり272.5時間で、昇進確率は1.0%ポイント上昇して11.2%となる。つまり、1.58倍の時間残業しても、昇進確率は10.2%から11.2%にしか増加しない。したがって、残業時間の地位・職名昇進に与える影響は大きくないように感じられる。

2つ目に、経済学的な指標としての「弾力性」を用いて分析結果の評価を行う。弾力性とは、Bの変化率に対するAの変化率で、それが1を超えると弾力的といい、Bが変わればAも変化しやすいことを指す。対して、弾力性が1を下回ると非弾力的といい、Bが変わってもAが変わりにくいことを意味している。今回、Bを残業時間、Aを昇進確率とし、昇進の残業弾力性を求めた。結果、地位昇進の弾力性は0.16、職名昇進の場合は0.17と、両方とも1を下回る値であった。したがって、残業時間の昇進に与える影響はあるものの、非弾力的で小さいと確認できた。

## 第6節 おわりに

### 第1項 まとめ

本稿では「残業時間を含む労働時間が昇進の要件となっているのではないか」という仮説に対して、データ分析から昇進と残業の相関関係を確認し、計量分析で定量的な値を算出した。結果、追加的に100時間残業した場合には地位昇進確率は0.5%ポイント上昇し、職名昇進の場合は1.0%ポイント上昇することが統計的に支持された。

結論として、残業時間の昇進に与える影響は一定存在するものの、2つの評価方法を試したところ共にその影響は小さいという結果となった。

### 第2項 懸念点

本稿では残業時間の昇進に与える影響について議論したが、そもそも昇進する能力のある人が残業を長くする傾向がある点についてまでは議論していない。つまり、昇進するポテンシャルのある人が責任ある仕事を任せられ、結果として残業が増える可能性があるが、そこに関していわゆる因果関係を導くことができなかった。今回のデータには制約があったものの、もし、学歴や保有資格、勤続年数などの昇進に影響を与える要因のデータが入手できれば、それらを可能な限りコントロールすることで残業時間と昇進の因果関係について更なる研究を深めることができるだろう。本稿が今後の研究の一助となれば幸いである。

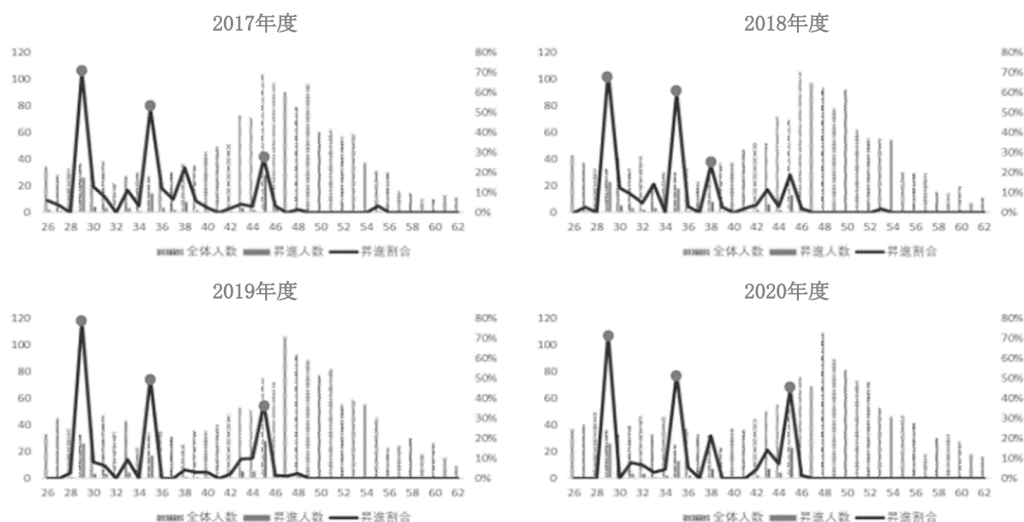
## 付録－1 年齢と昇進

ここでは、本稿で分析した残業時間以外の昇進に影響を与える要因について論じる。まず考えられる要因は学歴であるが、今回はデータの制約上入手できず、分析には至らなかった。同様に勤続年数も昇進に関係があると考えられるが入手不可だったため、代替変数として「年齢」を使用し昇進との関係を観察した。

年齢ごとの地位・昇進人数と割合の年次グラフが図2、図3である。グラフの横軸は年齢を示しており、左の縦軸は人数、右の縦軸は昇進割合を表している。また、全体人数と昇進人数を棒グラフで表しており、昇進人数が全体人数に占める割合を折れ線グラフで表している。グラフ上の点は各グラフにおいて上位3つの年齢の割合ピークを示している。全体の傾向として、まず29歳で初めて昇進し、続いて35歳、45歳の順に昇進のピークを迎える。

直感的には年齢が上がるにつれ昇進するよう感じられるが、図で示されたように若いうちのほうが昇進しやすく、年齢が上がると昇進確率が下がっている。役職が上がるとそのポストも少なくなるため、この結果は違和感なく受け入れられる。また、本稿の計量分析の結果でも年齢の係数はマイナスを示していることが確認できる。

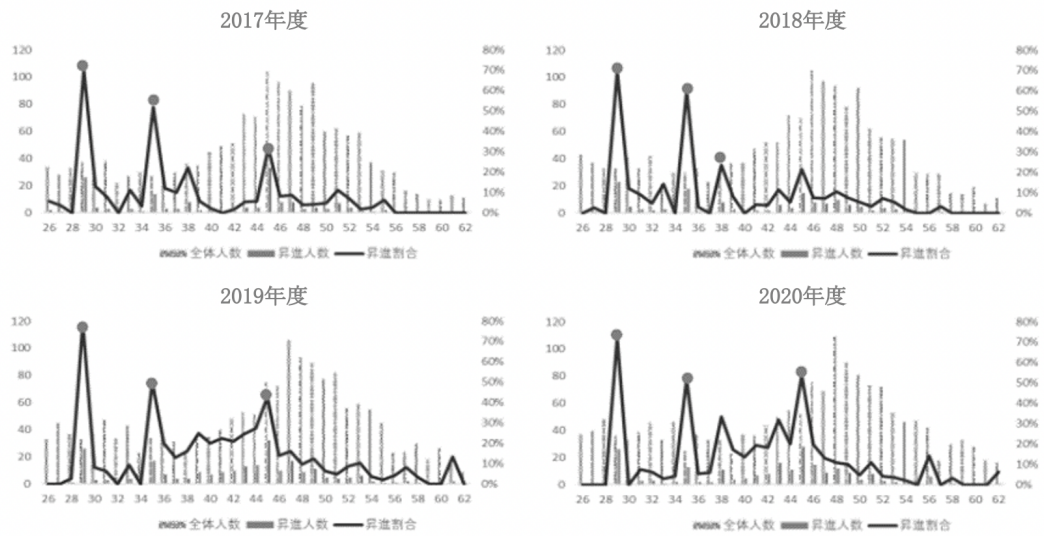
図2 年齢ごとの地位昇進人数と割合



(三重県データより筆者作成)



図3 年齢ごとの職名昇進人数と割合



(三重県データより筆者作成)

## 付録－２ 女性の残業時間と昇進

本稿では性別の違いに着目した分析を行わなかったが、ここでは女性の残業時間と昇進の関係について補足的に分析を行った。分析モデルや基本的なデータセットは本稿と同様であり、「女性は残業をしにくく、そのために昇進しにくい」ことを仮説とした。ロジックとしては、女性が主に家事を行うという従来からの固定観念があるなどの理由で家庭と仕事の両立が困難なことが多く、社内での昇進に伴い、責任が増し残業せざるをえない可能性を避けやすいのではないかと考えられる。

推定式は以下の通りであり、変数は表4と同じである。分析結果は表6に示しており、この結果「残業時間」は統計的に有意な結果とならなかった。つまり、女性昇進できないのは残業できないためであるという仮説は統計的に支持されていない。

また、もう一つの仮説としては、「職場環境や業務の流れが変化していれば復帰した女性はそれに追いつく必要があり、元のように業務を行えるまでに時間がかかる可能性が高い」ため、「育児休業ダミー」の符号が負になると予想した。しかし、これは分析の結果5%有意で正の符号であり、育児休業を取得した女性の方が昇進しやすい結果となった。ここから考えられる更なる仮説としては、有能かつ意欲のある女性が職場に復帰する傾向にあり、昇進する確率が高いということが挙げられる。

### 【推定式】

$$female\_up_{itd} = \beta_0 + \beta_1 overtime100h_{it-1d} + \beta_2 married_{it-1d} + \beta_3 age_{it-1d} + \beta_4 commute_{it-1d} + \beta_5 child_{it-1d} + \beta_6 solo_{it-1d} + \beta_7 leave_{it-1d} + u_{itd}$$

$$H_0: \beta_1 = 0 \quad H_1: \beta_1 \neq 0$$

表6 分析結果<sup>9</sup>

| 変数            | 地位                  | 変数            | 職名                  |
|---------------|---------------------|---------------|---------------------|
| 残業時間(100時間単位) | 0.002<br>(0.004)    | 残業時間(100時間単位) | 0.007<br>(0.005)    |
| 婚姻ダミー         | -0.024<br>(0.018)   | 婚姻ダミー         | -0.024<br>(0.021)   |
| 年齢            | -0.001<br>(0.001) * | 年齢            | 0.001<br>(0.001)    |
| 通勤時間(分単位)     | 0.000<br>(0.000)    | 通勤時間(分単位)     | 0.000<br>(0.000)    |
| 子供の有無ダミー      | 0.007<br>(0.021)    | 子供の有無ダミー      | 0.011<br>(0.024)    |
| 育児休業ダミー       | 0.038<br>(0.018) ** | 育児休業ダミー       | 0.048<br>(0.022) ** |

(筆者作成)

<sup>9</sup> カッコ内は標準誤差を表す。\*\*\*は1%有意、\*\*は5%有意、\*は10%有意を表す。

## 付録－3 班長課長等の残業時間と昇進

ここでは、本稿では触れなかった特定の役職の昇進状況に着目した。役職の中で最も上位にある「班長課長等」のポジションは下位の役職に比べて少ないことから競争倍率が高く、『班長課長等』への昇進に残業時間が大きく影響しているのではないか」という仮説を立てた。

そこで、データセットは本稿と同じまま、「班長課長等」の一つ下の役職である「主幹」と「班長課長等」のみデータを取り出し、その残業時間を比較した。まず、「主幹」から「班長課長等」に昇進した職員の平均年間残業時間は236.25時間であった。対して次年度も「主幹」だった職員の場合は158.25時間であった。ここから、確かに「班長課長等」へ昇進した人の残業時間が多いことは確認できたが、本稿と同じくその弾力性を知るため計量分析を行った。

分析モデルは本稿と同様で、「班長課長等」の平均年齢が51.77歳だったことから対象を45歳から55歳に絞り、さらに職名昇進のみ被説明変数として分析を行った。その分析結果が表7であり、残業時間が10%有意となった。該当年齢での昇進ベースラインが8.5%だったことから、100時間追加的に残業すると昇進確率が9.1%に上昇する。さらに、この結果を評価するために経済学的な指標として弾力性を求めると、該当年齢での「班長課長等」への職名昇進の弾力性は0.13であった。この値は第5節の分析結果よりも低い値であり、全ての年齢を含む職名昇進に比べてより非弾力的であることが明らかとなった。よって、仮説に遡ると、「班長課長等」への昇進に残業時間が有意に効いたものの、大きく影響しているとは言えないという結果となった。

この要因として、三重県へのヒアリングより明らかとなったのは、「班長課長等」には班長業務が追加されるため、より残業しやすい傾向があるとのことだった。つまり、この役職はこれ以上の昇進が見込めないとしても、班長業務によって残業する必要がある、その結果他の役職に比べて残業時間の昇進に対し相対的により非弾力的になるということになる。

表7 分析結果<sup>10</sup>

| 変数            | 職名                |     |
|---------------|-------------------|-----|
| 残業時間(100時間単位) | 0.006<br>(0.003)  | *   |
| 男性ダミー         | -0.016<br>(0.017) |     |
| 婚姻ダミー         | 0.029<br>(0.015)  | *   |
| 年齢            | -0.020<br>(0.002) | *** |
| 通勤時間(分単位)     | 0.000<br>(0.000)  |     |
| 子供の有無ダミー      | -0.004<br>(0.013) |     |
| 単身赴任ダミー       | -0.024<br>(0.052) |     |
| 育児休業ダミー       | -0.018<br>(0.017) |     |

(筆者作成)

<sup>10</sup> カッコ内は標準誤差を表す。\*\*\*は1%有意、\*\*は5%有意、\*は10%有意を表す。

## 謝辞

まず初めに、研究を行うにあたってデータを提供してくださっただけでなく、3回の発表では現場からの様々なご意見と親切なフィードバックを頂いた三重県デジタル社会推進局デジタル改革推進課庄山徹課長補佐兼班長、佐伯正崇係長、勝又一樹主任に心より感謝申し上げます。また、東京大学大学院経済学研究科川口大司教授及び東京大学公共政策大学院正木祐輔准教授には、授業時間のみならず終始親身になってご指導頂きました。東京大学公共政策大学院2022年度「事例研究(政策評価のための因果推論)」受講生の皆さまからも、授業の発表に際し大変貴重なコメントを頂戴し、共に切磋琢磨しながら研究の改善に繋げることができました。この場を借りて、心よりお礼申し上げます。

## 参考文献

- Booth et al. (2003) “A sticky floors model of promotion, pay, and gender”  
<https://www.sciencedirect.com/science/article/abs/pii/S0014292101001970>  
2022年7月4日最終アクセス
- Francesconi (2001) “Determinants and consequences of promotions in Britain”  
<https://onlinelibrary.wiley.com/doi/10.1111/1468-0084.00222>  
2022年7月4日最終アクセス
- Mundlak (1978) “On the pooling of time series and cross section data”  
<https://pages.stern.nyu.edu/~wgreene/Econometrics/Mundlak-1978.pdf>  
2022年7月4日最終アクセス
- 黒田・山本 (2009) 「ホワイトカラー・エグゼンプションと労働者の働き方：  
労働時間規制が労働時間や賃金に与える影響」  
<https://www.rieti.go.jp/jp/publications/summary/09080002.html>  
2022年7月4日最終アクセス
- 厚生労働省 (2020) 「脳血管疾患及び虚血性心疾患等の認定基準について」  
<https://www.mhlw.go.jp/new-info/kobetu/roudou/gyousei/rousai/dl/040325-11a.pdf> 2022年7月4日最終アクセス
- 厚生労働省 (2021) 「時間外労働の上限規制－わかりやすい解説」  
<https://www.mhlw.go.jp/content/000463185.pdf>  
2022年7月4日最終アクセス
- 総務省 (2017) 「地方公務員の時間外勤務に関する実態調査結果の公表」  
[https://www.soumu.go.jp/menu\\_news/s-news/01gyosei11\\_02000077.html](https://www.soumu.go.jp/menu_news/s-news/01gyosei11_02000077.html)  
2022年7月17日最終アクセス