

地方自治体における不祥事と職員給与の減額 —公務員の労働インセンティブに着目して

米岡 秀眞*

山口大学

石田 三成**

東洋大学

本研究の目的は、公務員の労働インセンティブに主要な焦点を当て、地方自治体における不祥事に関する実証分析により、効率賃金仮説の成否を明らかにすることにある。2011年3月の東日本大震災に起因したわが国の地方公務員に対する給与政策の変更、具体的には12年度から13年度の間における地方公務員の給与減額措置に関するデータを利用して、給与水準の低下が市町村における懲戒処分者数の増減に与える影響について分析する。効率賃金仮説の根拠となるモデルには、(1)怠業モデル、(2)労働移動モデル、(3)逆選択モデル、(4)ギフト交換モデル、の4つが主に提唱されている。本研究では、政府から外生的にもたらされた地方公務員の給与減額措置に着目し、(1)と(4)のモデルに基づいた効率賃金仮説の成否を検証した。実証分析の結論として、公務員が懲戒処分の対象となる職務上の義務に反した行為を犯す際には、失職しない範囲で、その行為が発覚する確率を考慮しつつ、給与水準の変化にも反応することが示される。これにより、わが国の地方公務員に関して効率賃金仮説が一般的に成立することが明らかとなった。また、本研究の結論には、労働経済学における効率賃金仮説のみならず、公共経営論における公務員の公共的倫理に関する議論、さらには地方の人事行政の実務面において公務員給与制度のあり方に対しても、少なくない示唆が含まれる。

1. はじめに

中央政府や地方自治体などの公務員が持つ公共的な倫理、あるいは彼らの公共的利益に奉仕する仕事に対するモチベーションは、公共組織を支える主要な原動力であると一般的に考えられる。特に、公共経営論の分野では以下の点が盛んに指摘されている¹。

本稿は、2016年度の日本財政学会全国大会の報告論文を大幅に改訂したものである。根本二郎先生（名古屋大学）には、論文の作成段階から数々の有益なコメントを頂いた。また、論文を改訂するにあたり、本誌の2名の匿名レフェリーからも非常に有益なコメントを頂いた。ご議論を頂いた全ての方々へ深く感謝したい。本研究はJSPS科学研究費（課題番号JP20K01728）からの研究助成を受けている。全ての過誤は、当然に筆者らの責である。

*（連絡先住所）〒753-8514 山口県山口市吉田1677-1 山口大学経済学部
(E-mail) yoneoh01@yamaguchi-u.ac.jp

**（連絡先住所）〒112-8606 東京都文京区白山5-28-20 東洋大学経済学部
(E-mail) ishida037@toyo.jp

¹ 公共経営論における議論に関しては、ボパール・ラフラー（2008）、田尾（2010）、米岡（近刊）などを参照

1. 公務員に公共的な倫理が必要とされるのは、国民・地域住民が公共サービス提供の任にある者に最も高い規律を持った行動を期待する権利を持つからである。公共に携わる政治家や公務員に倫理的な振る舞いをしてほしいという欲求自体は、近代の法による支配、あるいは法治国家が成立するより前の、少なくともギリシャ・ローマ時代まで遡る根源的なものとなる (Bovaird and Löffler, 2003)。
2. 公務員は、公正、公平、正義というような社会的な価値の実現に向けて奔走しなければならない (田尾, 2010)。そのため、個人的な利害を超えて公共的な倫理を持ち、市民から信頼を得ることを目標としなければならない。また、そのような倫理への関心が彼ら一人ひとりの主要なモチベーションとなり、行動制約として内面化してしまうことが望ましい (Behn, 1995; Buchanan, 1975; Perry and Porter, 1982; Perry and Wise, 1990; Rainey, 1982; Romzek, 1990; Terry, 1998)。

このように、高い公共的倫理を兼ね備えた公務員により公務労働のすべてが担われているとの前提に立つ限り、賃金水準の多寡が彼らの主要なモチベーションになりにくいということは、十分に考えられる。

一方で、労働経済学が想定する労働者は、自らの賃金水準に強く関心を持つ。自らの賃金水準が労働市場における均衡賃金よりも低いかな否かは、彼ら自身にとっては重要な問題であり、就業時におけるモチベーションにも影響を与えるのみならず、彼らの求職・離職行動の決定要因にもなると考えられる。果たして、職務の性質上、高い公共的倫理や使命感が求められる公務員においても給与水準の多寡が彼らの行動に何らかの影響を与えるのだろうか²。

本稿の目的は、公共経営論・労働経済学における議論を踏まえつつ、給与水準に対する公務員の労働者としてのインセンティブに主要な焦点を当て、効率賃金仮説の成否を明らかにする点にある。実証分析では、市町村レベルの詳細なパネルデータを使用して、わが国の地方公務員に対する給与政策の変更、具体的には 2011 年 3 月の東日本大震災の発生を受けて 12 年度から 13 年度にかけて実施された地方自治体における職員給与の減額が、懲戒処分者数の増減に与えた影響を検証する。

本稿の分析により得られた結論の概要は、次の通りである。給与水準が低下した地方自治体においては、職務上の義務に反した懲戒処分者数が増加している。特に、免職処分以外の懲戒処分者数においてその傾向が顕著である。その一方で、給与水準の低下は

されたい。

² 本稿では、以下「賃金」と「給与」を特に厳密な区分を行わず、ほぼ同義として取り扱うが本来、両者は区分けして定義されるべきである。

免職処分者数には全く影響を与えていない。さらに、前年度における包括外部監査制度の導入により免職処分以外の懲戒処分者数が減少している。

以上から、公務員が懲戒処分の対象となる職務上の義務に反した行為を犯す際には、失職しない範囲で、その行為が発覚する確率を考慮しつつ、給与水準の変化にも反応していることが示唆される。これにより、わが国の地方公務員に関して効率賃金仮説が一般的に成立することが明らかとなった。

本研究の重要な貢献は以下の2点である。(1) 効率賃金仮説の各根拠モデルによる効果の違いを念頭に置きつつ、公務員の労働インセンティブに主要な焦点を当て、国内外における既存研究では厳密に検討されることのなかった実証分析を試みた。(2) 実証分析の結果から、高い公共的倫理や規律が職務の性質上求められる公務員であっても、労働者としてのインセンティブが形成されていることから、給与減額を行う際にはその点に一定の配慮を行うことの必要性を明らかにした。

本稿の構成は次の通りとなる。第2節では、研究の背景について説明する。第3節では、実証分析を行う。最後に、第4節で結論を示す。

2. 研究の背景

2.1 効率賃金仮説と公務員による汚職、不祥事

効率賃金仮説の基本的な考え方は、労働者の生産性が雇用者側の支払う実質賃金に依存しており、その賃金水準が高くなると労働者の生産性が上昇するというものである。そもそも、効率賃金仮説は賃金水準を引き下げることが雇用者側にとって必ずしも有利でないこと、不況下における賃金の下方硬直性、および失業の存在を説明するために提唱された。このように、実質賃金が高まるほど労働者の生産性は上昇することと、市場均衡賃金よりも高い賃金水準を雇用者側が設定すべきという主張を正当化する根拠として、以下の4つのモデルが提唱されている³。

(1) 怠業モデル

労働者は、労力をかけて勤勉に働き確実に現職の賃金を得るか、怠業の発覚によって失職する（失職した場合には市場均衡賃金を得る）リスクを冒してでも労力をかけずに怠業するかを選択する。一方、雇用者は労働者の怠業を監視するモニタリングコストが生じるため、労働者の怠業を完全には見つけられない。この状況では、現職の賃金が市場均衡賃金よりも高くなるほど、怠業が発覚して失職する場合の機会費用が増加するた

³ 効率賃金仮説の根拠となるモデルに関しては、Katz（1986）の分類に依拠している。

め、労働者は勤勉に働こうとする。そのため、雇用者は市場均衡賃金よりも高い賃金を設定するインセンティブを持つ (Shapiro and Stiglitz, 1984)。

(2) 労働移動モデル

労働者が離職すると、雇用者は一定の費用 (労働者が減ることで本来得られるはずであった売上げを失うといった逸失利益、補充人員の採用にかかる経費や採用者に対する教育経費など) を負担する。賃金水準が上昇すると離職率が低下するという関係があるならば、雇用者は市場均衡賃金よりも高い賃金水準を提示すると、労働者が離職をためらうことで離職率は低下し、離職に伴う費用を抑えられる (Salop, 1979; Stiglitz, 1974, 1985)。

(3) 逆選択モデル

能力 (生産性) の高い労働者と低い労働者が存在し、労働者は自身の能力を知っており、また、能力と留保賃金 (労働市場に参加してもよいと考える賃金水準) の間には正の相関があるとする。一方、雇用者は労働者の能力を見抜くことができず、応募者の中からランダムに採用することしかできない。このとき、雇用者によって市場均衡賃金よりも高い賃金が提示されると、留保賃金の高い、すなわち能力の高い労働者が応募する。雇用者が能力の高い労働者と低い労働者の混在する求職者の中からランダムにしか採用できない場合も、平均的には能力の高い労働者を獲得することができる (Stiglitz, 1976; Weiss, 1980)。

(4) ギフト交換モデル

雇用者側からの高い賃金の提示に対して労働者は高い努力水準を提供し、低い賃金には低い努力水準を提供しようとする。そのため、雇用者側は高い賃金を設定することで労働者の高い努力水準を得ようとする。これは「公正賃金仮説」とも呼ばれるが、この公正賃金の絶対的水準は無く、各労働者により異なる。労働者にとって市場均衡賃金よりも高い分は雇用者側からの「贈り物」であり、それと交換により大きな努力が「贈り物」として雇用者側にお返しされる (Akerlof, 1984; Akerlof and Yellen, 1990)。

上記の各モデルのメカニズムに照らし合わせて、本稿で扱う公務員による不祥事と賃金水準の関係性を考えると、(1) と (4) のモデルでは賃金の低下に対して在職中の公務員が反応して、そのモチベーションに影響を与えられられる。(2) と (3) のモデルでは賃金が低下すると、公務員志望者の求職行動や在職する公務員の離職行動に影響を与える可能性が考えられる。ただし、公務員には安定した身分保障・年功序列型の給与体系・退職手当制度なども存在することから、各労働者がそれらを認識している場合、賃金水準の低下が必ずしも彼らの行動に影響を与えとは限らない。

一方で、雇用者側と労働者の間には一般的に労働者の能力に関して本人のみが知り、雇用者側には知り得ない情報の非対称性が存在する。今、雇用者側と労働者の間には情報の非対称性が存在しており、労働者の持つ能力と労働意欲の2点に関して雇用者側には情報がなく、雇用者側が危険中立的、労働者が危険回避的であると仮定しよう。雇用者側と労働者の間におけるリスク分担の効率性、ならびに労働者のインセンティブ供与という二者間のトレード・オフが存在する中で、雇用者側は最適な賃金水準をどのように設計したらよいか。雇用者側としては、(a) 労働者が離職しないように十分に高い賃金を与える、(b) 労働者が自発的に努力するように賃金と成果をうまく連動させる、という二つの制約の下で最適な賃金水準を決めつつ、自らの利得を最大化する。

ここで、雇用者側の利得が高い (\bar{y}) か、利得が低い (\underline{y}) かのどちらかであり、労働者の努力水準が高い時、雇用者側に高い利得が実現する確率を p とする。雇用者側の利得が高い時に労働者に支払われる賃金水準を \bar{w} 、利得が低い時に支払われる賃金水準を \underline{w} とすると、雇用者側が最大化しようとする利得の期待値は、

$$p(\bar{y} - \bar{w}) + (1 - p)(\underline{y} - \underline{w}) \quad (1)$$

と表すことができる。

さらに、労働者が他の会社で働いた場合の利得を U 、現在の職場で努力するコストを C とすると、労働者が離職しないでそのまま働く条件は、

$$pu(\bar{w}) + (1 - p)u(\underline{w}) - C > U \quad (2)$$

と表すことができる (以下、これを「参加条件」と呼ぶ)。ここで、 u は労働者の危険回避的な効用関数を示す。

次に、労働者が怠けた時には、雇用者側に高い利得が実現する確率は p から p' へ低下するとしよう。この時、労働者が自発的に努力する「インセンティブ条件」は以下の通りとなる。

$$pu(\bar{w}) + (1 - p)u(\underline{w}) - C \geq p'u(\bar{w}) + (1 - p')u(\underline{w}) \quad (3)$$

つまり、労働者にとって勤勉に働いた時の利得 ((3)式の左辺)の方が怠けた時の期待利得 ((3)式の右辺)より高いか、あるいは等しくなる。

以上をまとめると、労働者の努力水準が観察不可能なことによる情報の非対称性が存在する場合、雇用者側は期待利得を「参加条件」と「インセンティブ条件」の下で最大化するような \bar{w} と \underline{w} を設定しなければならない。

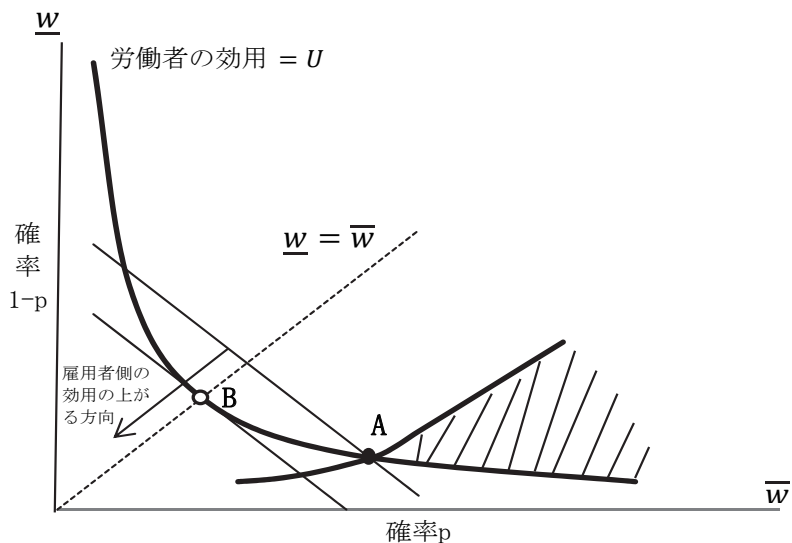
上記の状況は、図1のように示される。まず、労働者が外部で働く時の効用 U 以上を保障するために、労働者の賃金水準は図1における「労働者の効用 U 」の無差別曲線より上でなくてはならない。さらに、「インセンティブ条件」を満たす範囲を合わせて考

えると、図中における斜線部分が「参加条件」と「インセンティブ条件」の両方を満たす。その範囲内で雇用者側にとって一番好ましいのは、その領域と雇用者側の無差別曲線（図における右下がりの直線）が接する点Aとなる。「参加条件」のみを満たす均衡点Bと「インセンティブ条件」も考慮した均衡点Aが異なる点は重要である。

以上を踏まえると、第1節の冒頭で述べたような公共経営論と労働経済学の各分野における議論の違いが生じていることも、より理解可能になる。公共経営論の分野における議論を踏まえるならば、雇用者側は労働者の賃金に関するインセンティブを考慮する必要がなく、図中の「労働者の効用 U 」を満たす無差別曲線上のどの点においても任意の賃金水準を決定し得る。一方、労働経済学の想定するように労働者の賃金に対するインセンティブが公務員にも存在するならば、斜線部分の範囲内で雇用者側は賃金水準を決定しなければならない。つまり、公務員に労働者としてのインセンティブが存在するか否かは \bar{w} および w を設定するにあたって極めて重要な論点となる。さらに、このように決定された賃金水準に対して、公務員に効率賃金仮説が成立するかを検証する際、その根拠となるモデルが労働インセンティブに着目したものであるのか、あるいは組織からの入退出に伴う労働者の質の変化に着目したものであるのか、それぞれのモデルの違いを認識することが実証分析における重要な論点の1つと考えられる。しかし、以上を踏まえた上で実証分析に成功した先行研究は今のところ存在しない。

公務員による汚職と給与水準の間に負の因果関係が存在するかについては、効率賃金

図1 情報の非対称性が存在する場合の均衡賃金



出所) 筆者作成

仮説に基づいた実証研究が海外を中心に現在も盛んに進められており、この仮説の成否に関しては未だ論争が続いている。同仮説が成立すると主張する研究として Goel and Nelson (1998)、Van Rijckeghem and Weder (2001)、Herzfeld and Weiss (2003)、Le et al. (2013) などがある。逆に成立しないと主張する研究としては Treisman (2000)、Pellegrini and Gerlagh (2008) などが挙げられる。以上の研究では、国際機関が公表している各国の汚職指標を用いたクロスカントリー分析が多いこともあり、効率賃金仮説の成否に関して統一的な見解が示されていないようである。

一方で、国内の研究として、石田・嘗銘 (2017) は07年度から13年度までの市町村パネルデータにより、汚職の発生に関する定量的な実証研究を行っている。そこでは市と町村を区分けした分析により、市部では給与水準が高い団体ほど汚職事件の発覚確率が低下する傾向があることと、汚職発生後の事後防止措置によって汚職事件の発覚確率が低下する傾向があることを指摘している。つまり、市部において効率賃金仮説が成立することが示唆される。同研究は海外の先行研究と異なり、組織単位のデータを利用している点に特徴があるものの、当該行為を行った職員が失職するか否かについて着目していないため、海外の先行研究と同様、効率賃金仮説の根拠となる各モデルの効果が混在している可能性は否定できない。

また、米岡・江夏 (2016) では10年度から14年度の都道府県データにより、懲戒処分件数の発生件数に着目して、地方公務員による不祥事の発生要因に関する計量分析を行っている。そこでは、地方公務員による不正行為に焦点を当てた包括的な実証分析を試みているが、効率賃金仮説を念頭に置いていない上、公務員の労働インセンティブに焦点を当てた分析でもない。つまり、国内外におけるいずれの先行研究も、効率賃金仮説の根拠となる各モデルによる効果の違いを念頭に置いた議論、さらには公務員の労働インセンティブに主要な焦点を当てた実証分析を行っていない。

以上より、各先行研究に共通する課題として、次の3点が指摘できる。(1) 特に、海外の先行研究においては組織内部で生じている汚職を分析対象としながらも、組織単位のデータが用いられることはほぼなく、主に国単位で集計されたデータによる分析にとどまる。(2) 国内外の先行研究において効率賃金仮説を理論的背景としながらも、汚職が失職につながったか否かに関するデータを利用していない。そのため、効率賃金仮説の根拠となる4つのモデルによる効果の違いは議論されておらず、その発生要因が質の低い労働者の存在によるのか、あるいは賃金の低下に対する在職者のモチベーションの低下によるのかを明らかにしていない。(3) 組織単位のデータを用いている数少ない国内の先行研究も、公務員による汚職や不祥事に関して、労働インセンティブに主要な焦

点を当てた同仮説の成否に関する検証は行われていない。

つまり、効率賃金仮説の根拠となる、各モデルによる効果が識別されない状態で効率賃金仮説の成否が議論されているというのが、先行研究の現状である。

以上の点に鑑み、本稿はわが国において組織単位で観測される地方自治体のデータを用いつつ、不正行為をした者が失職したか否かに着目した定量的な実証分析により、公務員の労働インセンティブの存否、ならびに効率賃金仮説の成否を明らかにする点に一定の意義を見出している。

2.2 給与水準の官民格差と東日本大震災による公務員給与の減額措置

従来より、わが国における公務員の給与水準は民間部門よりも相対的に高いことが社会問題ともなり、官民格差の是正に関する議論が盛んに行われてきた。例えば、川崎・長嶋（2007）は、官民格差の発生要因として地方公務員の給与の高さが各地域の民間部門の賃金水準に準拠せず、国家公務員の給与水準に準拠する「国公準拠の原則」により生じたと指摘した。さらに、この官民格差が地方の優良な人材を公務部門への就業に引きつけてしまう結果、質の高い労働者が民間部門に流れにくくなり、各地域における民間部門の労働生産性を低下させている可能性も指摘されている。

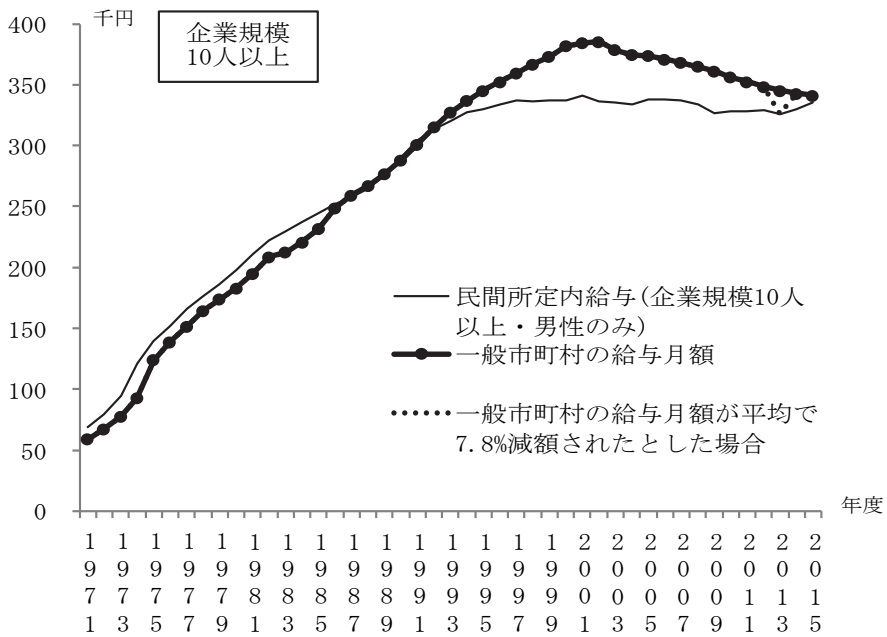
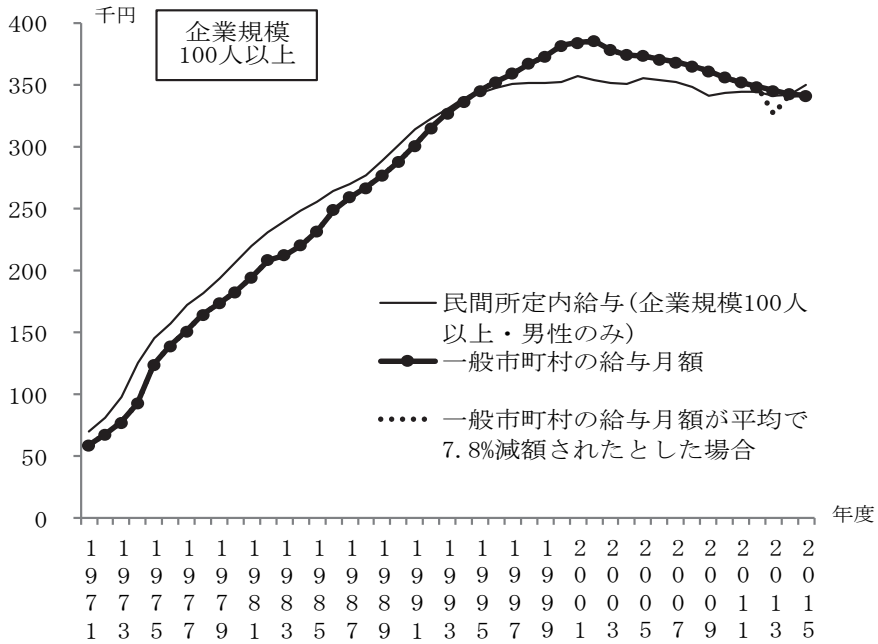
図2は、1971年度から2015年度までの民間所定内給与と一般市町村の平均給与月額推移を比較したものである。ここで、平均給与月額の定義は川崎・長嶋（2007）に依拠し、行政職の毎月の給料、扶養手当、および地域手当を合計したものとする。また、民間所定内給与の定義は、図2の上段のグラフでは企業規模100人以上（全産業・男性のみ）、下段のグラフでは企業規模10人以上（全産業・男性のみ）のデータをそれぞれ用いている。いずれによっても90年代半ばから官民格差は徐々に広がり、2000年代には一般市町村の平均給与月額が民間所定内給与を上回る状況が続いていた。

しかし、11年3月11日の東日本大震災を受け、当時の民主党政権は復興財源を捻出するため、国家公務員の給与を12年度から2年間で平均7.8%減額した⁴。政府は、地方公務員に対しても同様の措置を各地方自治体に求めた⁵。さらに、12年12月の総選挙

⁴ 国家公務員の給与が平均で7.8%減額されたことに伴い、12年度時点における各地方自治体のラスパイレス指数が再計算された。この再計算されたラスパイレス指数に基づいて、国と同等の給与水準にあったと考えられる一般市町村の数は222団体で全体の13.1%程度であった。

⁵ 石田（2015）によれば、国家公務員の給与減額を12年度から13年度までの2年間の時限的な措置とすることを定めた給与改定臨時特例法案が、12年2月22日に国会に提出され、同月29日に成立した。同法の附則第12条には、「地方公務員法及びこの法律の趣旨を踏まえ、地方公共団体において自主的かつ適切に対応されるものとする。」という一文が盛り込まれた。このため、国家公務員と地方公務員の給与減額は法案が提示された時点で、時限的な措置となることが告知されている。

図2 民間所定内給与と一般市町村の平均給与月額推移



注) 以下の資料をもとに、グラフは筆者作成
出所) 総務省『地方公務員給与実態調査』
厚生労働省『賃金構造基本統計調査』

後に自民党政権が誕生すると、政府は、地方自治体が給与減額要請に応じなくても要請に応じたものとみなし、要請した分だけ地方交付税を削減することとしたため、各地方自治体は職員給与の減額を迫られた⁶。

表1は、13年10月1日時点における地方自治体の対応状況を示す。「国と同等の給与減額を実施」した一般市町村は1219団体（71.7%）、「実施・検討中」が31団体（1.8%）、「議会で否決」が201団体（11.8%）、「実施予定なし」が248団体（14.6%）となった。つまり、一般市町村全体の1699団体のうち7割程度で国と同等の給与減額が実施された一方、残りの3割程度では給与減額が実施されなかった。都道府県では全47団体中で44団体（93.6%）、政令指定都市では全20団体中で17団体（85.0%）が給与減額を実施した状況と比較すると、一般市町村の水準は低い。このように、地方公務員給与を取り巻く環境には大きな変化が生じ、地方自治体の対応にも違いが生じた。

図2の点線は、国家公務員と同等に13年4月1日時点の市町村公務員の給与が平均で7.8%減額されたと仮定した場合の給与水準を示す⁷。その水準は企業規模100人以上

表1 給与減額の措置要請に対する地方自治体の対応状況
(2013年10月1日現在)

	国と同等の給与減額を実施	実施予定・検討中	議会で否決	当局の判断により実施予定なし	団体数
都道府県	44 (93.6%)	0 (0.0%)	1 (2.1%)	2 (4.3%)	47
政令指定都市	17 (85.0%)	0 (0.0%)	1 (5.0%)	2 (10.0%)	20
一般市町村	1219 (71.7%)	31 (1.8%)	201 (11.8%)	248 (14.6%)	1699
特別区	0 (0.0%)	0 (0.0%)	0 (0.0%)	23 (100.0%)	23
合計	1280 (71.5%)	31 (1.7%)	203 (11.3%)	275 (15.4%)	1789

注) 以下の資料をもとに、表は筆者作成

出所) 総務省「国の給与減額支給措置を踏まえた地方公共団体の給与減額措置の取組等」

http://www.soumu.go.jp/main_sosiki/jichi_gyousei/c-gyousei/02gyosei12_03000026.html

2018年2月1日参照

⁶ 給与減額要請に従った自治体には、過去の行政改革の努力に応じ地方交付税が増額される措置が講じられた。

⁷ 13年度における各地方自治体の給与減額措置の状況について総務省が悉皆調査を行い、(1)国と同様の給与減額を実施したか否か(13年4月1日、7月1日、10月1日の各時点)、(2)ラスパイレス指数(13年4月1日、7月1日の各時点)、の2点についてのみ結果が公表されている。そのため、図2のグラフの点線の値は、表1における給与減額の措置要請に対する各市町村の対応状況を踏まえた上で試算した。すなわち、国と同等の給与減額を実施しなかった(「実施予定・検討中」「議会で否決」「当局の判断により実施予定なし」に該当する)市町村については、総務省『地方公務員給与実態調査』における13年4月1日時点の平均給与月額公表値をもとに、7.8%減額した上で集計した。

の民間所定内給与よりも低く、同規模 10 人以上の民間所定内給与とほぼ等しい。

2.3 給与減額措置と地方公務員の採用・離職

前節において、90 年代から今日に至るまでわが国では給与水準の官民格差が存在していたこと、ならびに震災に伴い地方公務員給与の時限的な減額措置が求められ、それを実施する団体と実施しない団体が存在したことを指摘した。

このような地方公務員給与を取り巻く環境変化は、各地方自治体における入職・離職の行動に影響を与えた可能性が考えられる。本節ではこの点を考察したい。

まず、効率賃金仮説の逆選択モデルでは情報の非対称性が存在する状況において、情報優位者である労働者は情報劣位者である雇用者に、自らの能力が高いとアピールする誘因が働くものとする。他方、労働市場ではどのような能力の持ち主が求職してくるのか、雇用者側に正確には分からない。そのため、雇用者は求職者の能力に応じた賃金を提示できないことから、観察可能な情報である各求職者の学歴区分が同一ならば、平均的な生産能力よりも高い生産力を有する有能な人材に対する賃金水準と、そうでない人材に対する賃金水準の平均額を通常は提示することになる。このオファーに対して、過少評価された生産能力の高い人材は拒否し、過大評価された生産能力の低い求職者だけが承諾する。そのため、公務員の給与水準が低下すると、質の高い求職者が辞退することで採用試験の競争倍率は低くなり、相対的に質の低い求職者の中から雇用される確率が高くなるであろう。

逆に、民間部門と比較して公務員の給与水準が十分に高い状況が長期的に続くと想定される場合、それだけ多くの求職者が公務員に引き付けられるであろう。加えて、公務員には安定した身分保障・年功序列型の給与体系・退職手当制度なども存在しており、各求職者がその点に魅力を感じるのであれば、より多くの求職者が集まり、雇用者側はその中から選抜を行うことがさらに可能になる。

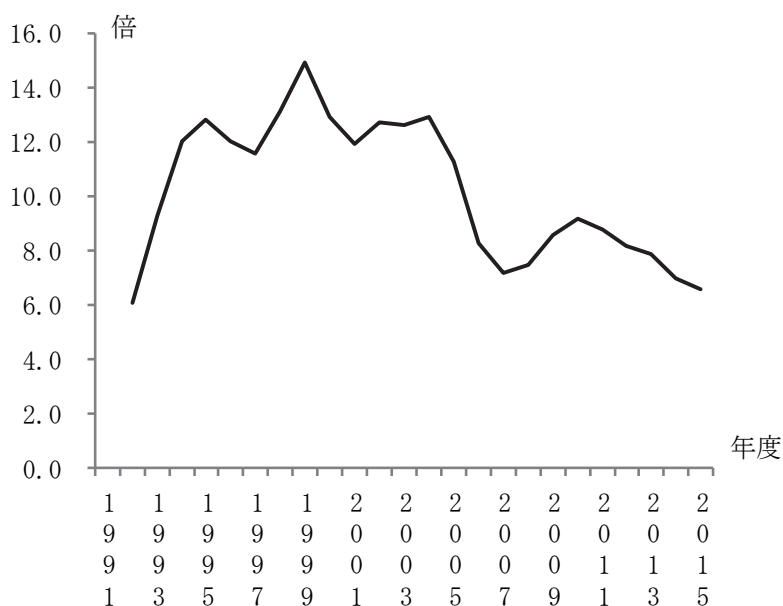
図 3 は、地方公務員の採用試験における競争倍率の推移をグラフにしたものである。競争倍率は最も高かった 1999 年度の 14.9 倍から、近年最も低かった 2015 年度の 6.6 倍まで、おおむね高い状態で推移した。地方公務員の給与水準が民間所定内給与よりも相対的に高い状態が続き、公務員の終身雇用という強い身分保障と合わせて、労働条件に魅力を感じる求職者が競争倍率を高めていたと考えられる。これに加えて、この時期には民間の景気が回復基調にありながらも、被災地における数々の公務員（自衛隊、警

察、消防、一般職の地方公務員など)の活動がマスメディアに取り上げられるなど、公務員に対する人気を維持する一定の影響があったと考えられる⁸。

一方で、図3のグラフをみる限りでは、震災後の給与減額措置によって地方公務員試験の競争倍率が急激に低下するほどの影響を与えたとははいえなさそうである。その理由として、震災後の給与減額措置が時限的であった点は大きいであろう。

以上より、震災後の給与減額措置にかかわらず、地方公務員の採用に関しては、数多く集まった求職者の中から雇用者側が選抜できる環境は継続されていたと推察される⁹。

図3 地方公務員の採用試験における競争倍率の推移



注) 以下の資料をもとに、グラフは筆者作成

出所) 総務省「平成27年度地方公共団体の勤務条件等に関する調査結果」

<http://www.soumu.go.jp/main_sosiki/jichi_gyousei/c-gyousei/02gyosei12_03000026.html>

2018年2月1日参照

国立国会図書館「インターネット資料収集保存事業」

<<http://warp.da.ndl.go.jp/>> 2018年2月1日参照

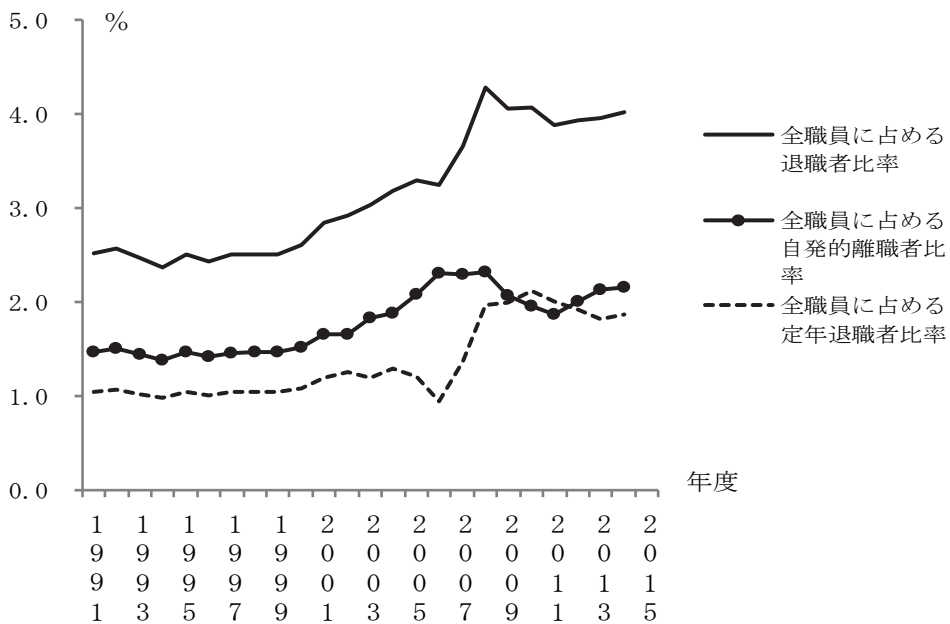
⁸ 例えば、総務省(2016)の発表によると、震災発生後の5年間で被災地へ派遣された一般職の地方公務員は2071人であった。さらに、16年3月11日に警察庁が発表した資料によると、震災発生後から5年間で延べ約133万人もの警察官が被災地における治安維持や行方不明者の捜索活動を行うなど、実際に多くの地方公務員が投入されている。この他に、自衛隊をはじめとした多くの国家公務員も被災地に派遣されている。

⁹ わが国における高い公務員人気の現状を踏まえると想像しにくいかもしれないが、公務員の給与水準が民間部門よりも低くなり、多くの公務員志望者の中から雇用者側が選抜できずに欠員すら生じる状況が、海外では発生している。稲継(2000)によると、80年代の英国では労働市場の需給バランスが崩れたこともあり、イングランド南東部における多くの団体において職員の欠員が生じ、中には35%もの欠員率を抱える場合もあった。このような状況が継続した場合、定員数を満たすことを優先すると、雇用者側には選択の余地が無くなり、さらには公務員労働者の質的構成の変化にもつながってしまうことは想像に難くない。

次に、効率賃金仮説の労働移動モデルでは、仮に雇用者側が賃金水準を引き下げれば労働者の離職率が高まると考える。図2によると、結果として90年代半ばから2000年代にかけて一般市町村の給与水準は民間所定内給与よりも長期的に高い状態が続いていた。さらに、公務員の安定した身分保障や年功序列型の体系に基づいた給与水準の将来的な上昇期待なども考慮すると、労働移動モデルによって説明される離職行動はより少なくなるとも考えられる。

図4は、一般市町村の全職員に占める退職者比率、定年退職者比率、および定年以外の事由による自発的離職者比率の推移を表したものである。11年に震災が発生してから地方公務員の給与減額措置が問題となった13年度にかけて、全職員に占める退職者比率はわずかに上昇基調にあった。全職員に占める定年退職者比率に関してはわずかに減少、全職員に占める自発的離職者比率はわずかに上昇していた。定年退職者とは異なり、自発的離職者数は人事当局にとって事前の予測が難しいことから、地方自治体の採用環境に大きな影響を与えたと考えられる。しかし、図4のグラフの限りでは、今回の給与減額措置が時限的であったことも踏まえると、在職者の自発的な離職行動が急激に促されてはいないようである。

図4 一般市町村における退職者比率の推移



注) 以下の資料をもとに、グラフは筆者作成
出所) 総務省『地方公務員給与実態調査』

ここまで図2から図4までの一連のグラフによる観察結果より、(1) 東日本大震災に伴う給与減額は時限的な措置であり、在職者の離職行動に急激な変化を生じさせたとは考えにくい、(2) 退職者数の増加による予測不可能な人員補充の必要性が生じていない、(3) (1) および(2) より、人事当局側が何人かの求職者から人材を選抜できる環境は維持された、との以上3点が指摘される。また、その要因として、元々の給与水準の官民格差に加えて、公務員の安定した身分保障、年功序列型の給与体系、退職手当制度などが存在することから、給与減額が求職・離職行動に与える影響は限定的であったことが推察される。

通常の想定によると、逆選択モデルに基づけば賃金水準の引き下げが求職行動に影響し、労働移動モデルに基づけば離職行動に影響する。賃金水準の引き下げによる公務員の離職者数が予想外に多くなる場合、その分より多くの人員を補充する必要が生じる。さらに、賃金水準の引き下げにより、従来よりも平均的に能力の低い求職者が応募するようになり、同時に求職者数も少なくなる場合、人事当局にはその中から人員を補充する必要が出る。その結果、平均的には能力の低い者を採用する確率が高まる。

しかし、データを概観した結果、実際には上記(1) - (3) が確認されることから、今回の給与減額措置の影響は限定的であったと結論づけられる。これにより、賃金水準の引き下げに起因して労働移動モデルで想定される離職者数の増加と逆選択モデルで想定される能力の低い求職者数の相対的増加による影響を、計量分析においてほぼ条件一定であるものとみなし、在職者の労働インセンティブに着目して効率賃金仮説の成否に関する検証を行うことが、ある程度可能になると考えられる。

以上より、効率賃金仮説の成否に関する検証を行う上で、逆選択モデル・労働移動モデルの影響をより少なくし、公務員の労働インセンティブに着目した実証分析を行うため、震災後に政府から外生的にもたらされた12年度から13年度までのごく短期間における地方公務員の給与減額措置のイベントデータを利用することは、有用と考えられる。以下では、わが国における公務員の労働インセンティブに主要な焦点を当て、地方自治体の不祥事と給与水準の間に負の因果関係が存在するかについて、計量的な実証分析を行う。

2.4 懲戒処分の種類と罰則

地方公務員の懲戒処分は、地方公務員法第29条に基づき行われる。具体的には、不正行為が(1)「法令に違反した場合」(同法第1項第1号)、(2)「職務上の義務に違反し又は職務を怠った場合」(同法第1項第2号)、(3)「全体の奉仕者たるにふさわ

しくない非行のあった場合」(同法第1項第3号)のいずれかに該当する場合、懲戒処分の対象とされる。

本稿では公務員による不祥事の定義として、地方公務員法第29条第1項第2号に基づく「職務上の義務に違反し又は職務を怠った場合」のように、職務に関連して懲戒処分を受けた事案に限定する。その理由の詳細は、次節において述べる。

不正を行った公務員は、職務の内外を問わずその行為に応じて処分を受けるが、公務員に対する処分には大きく分けて、地方公務員法に基づく懲戒処分と、各地方自治体の内規に基づく訓告等処分がある。また、懲戒処分では公務員の職務内外における不正行為を抑止するため、金銭的な罰則が科される。懲戒処分を受けた公務員には、現在もしくは将来にわたって昇進人事・給与上の処遇に不利益が及ぶ。

懲戒処分の種類には、(a) 免職(職員としての身分を失い、退職金も支払われない)、(b) 停職(一定期間職務を停止され、給与も支払われない)、(c) 減給(一定期間給与を減額する)、(d) 戒告(懲戒処分を受けた時点での金銭的な罰則は課されないものの、後に昇給延伸などが行われる)の4つがある。処分の軽重に応じて、給与・退職手当の額にも不利益が及ぶ。

一方で、内規に基づく訓告等処分の場合、処分を受けた公務員に対して必ずしも昇進人事や給与上の処遇に不利益が及ぶとは限らない。

3. 実証分析

3.1 データと仮説設定

次に、本研究で用いるデータ、および設定する仮説について述べる。先行研究における課題を克服するため、2011年3月の東日本大震災後、給与政策に変化が生じた地方自治体のデータを利用した分析を行う。データの対象期間は震災後の影響を受けた12年度から13年度の2期間で、分析対象期間中、震災によりデータの欠損した団体を除外した全ての一般市町村1688団体が対象となる。前節までの議論を踏まえ、検証したい仮説は次の通りである。

公務員が懲戒処分の対象となる職務上の義務に反した行為を犯す際には、失職しない範囲で、その行為が発覚する確率を考慮しつつ、給与水準の変化にも反応する。

データの記述統計は、表2の通りとなる。

被説明変数は、筆者らが総務省への情報公開請求により入手した一般職の地方公務員の懲戒処分に関するデータとなる。ここでの懲戒処分とは前節で述べたように地方公務

員法第 29 条第 1 項第 2 号の「職務上の義務に違反し又は職務を怠った場合」に限定する。このように懲戒処分事案の対象を限定する理由は、以下の通りとなる。

効率賃金仮説の怠業モデルやギフト交換モデルに基づき、公務員の労働インセンティブが低下して怠業が生じたり、努力水準の切り下げが起きたりするならば、職務に関連して行われると想定される。公益を実現する上で公務員が職務上果たすべき義務を一般的に課されているにも関わらず、その義務を履行しない場合には懲戒審査会における一定の審査を経た上で、外形的にもその行為が認識されて懲戒処分が下される。つまり、そのような義務を履行しないままに賃金を得ていた状態が、職務に対する怠業や努力水準の切り下げ行為であると考えられる。

さらに、本分析においては失職しない範囲で公務員が効率賃金仮説に基づいた行動を採っているか否かを検証するために、懲戒処分が免職であったか否かにより区分けしたものを被説明変数として検討する。ただし、各被説明変数は非負の整数値のみをとるカウントデータとなるため、オフセット項として職員数（対数）を用いる。表 2 によると、免職処分者数の平均は 0.007、免職以外の処分者数の平均は 0.509、それらを合計した懲戒処分者総数は平均して 0.516 であり、免職以外の処分者数の方が圧倒的に多い。

表 2 データの記述統計

	変数名	標本数	平均値	標準偏差	最小値	最大値	出所
1	懲戒処分者総数（人）	3376	0.516	1.432	0.000	24.000	①
2	免職処分者数（人）	3376	0.007	0.099	0.000	3.000	①
3	免職以外の処分者数（人）	3376	0.509	1.408	0.000	24.000	①
4	汚職発生後の事後防止措置の有無ダミー（あり=1、なし=0）	3376	0.040	0.196	0.000	1.000	①
5	包括外部監査制度の有無ダミー（あり=1、なし=0）	3376	0.024	0.154	0.000	1.000	②
6	ラスパイレス指数（参考値）	3376	96.359	3.568	72.500	105.300	③
7	行政職の給料（対数）	3376	12.661	0.058	12.292	12.817	④
8	職員の平均年齢（歳）	3376	42.467	1.826	35.700	51.100	④
9	人口密度（対数）	3376	5.310	1.766	0.408	9.559	⑤
10	15歳未満人口割合（%）	3376	12.662	2.237	4.251	21.807	⑤
11	65歳以上人口割合（%）	3376	28.031	6.945	9.192	57.243	⑤
12	住民一人あたり歳出総額（対数）	3376	13.262	0.549	12.395	16.190	⑤
13	職員数（対数）	3376	5.631	1.072	2.773	8.594	④

注) データについて、①から⑤の資料名は以下の通りとなる。

出所) ①総務省「地方公務員の分限処分者数、懲戒処分者数及び刑事処分者数等に関する調

②総務省「地方公共団体における外部監査制度に関する調査結果」

<http://www.soumu.go.jp/main_sosiki/jichi_gyousei/bunken/chousa.html> 2018年2月1日参照

③総務省「給与・定員等の調査結果等」

<http://www.soumu.go.jp/main_sosiki/jichi_gyousei/c-gyousei/teiin-kyuuyo02.html>

2018年2月1日参照

④総務省『地方公務員給与実態調査』

⑤総務省『統計でみる市区町村のすがた』

説明変数には、前年度における汚職発生後の事後防止措置の有無ダミー（法令や規程の整備、もしくは事務執行方法の改善があった場合に1、ない場合に0）、前年度における包括外部監査制度の有無ダミー（制度があれば1、制度がなければ0）、ラスパイレス指数（参考値）、行政職の給料（対数）を用いた。

また、コントロール変数として職員の平均年齢、人口密度（対数）、15歳未満人口割合、65歳以上人口割合、住民一人当たり歳出総額（対数）、2013年度ダミーを用いる¹⁰。各コントロール変数を用いる理由は、以下の通りとなる。わが国の地方自治体を分析対象とした先行研究では、歳出規模の増大に伴い職員一人当たりの業務量が増加する場合、組織の効率化を志向することで経験・知識をより多く有する職員に業務が集中し、チェック機能が形骸化する傾向にある点が問題として指摘されている（石田・菅銘，2017；黒岩・鈴木，2015など）。そのため、職員の平均年齢と住民一人当たり歳出総額（対数）を用いる。加えて、地方自治体の歳出規模のみならず、職員数や給与水準などの各変数にも影響を与えることが想定される各地域の社会・経済的な差異をとらえるため、人口密度（対数）、15歳未満人口割合、65歳以上人口割合を用いる。さらに、すべての地方自治体に対して共通するショックを捉えるため、2013年度ダミーを用いる。

一方、各年度における国家公務員の給与水準に変化があった時にある地方自治体の給与水準も低下した場合、算定されるラスパイレス指数は前年度に比べて低下、同程度、上昇のいずれの結果もあり得るであろう。そこで、本分析で用いるラスパイレス指数（参考値）は、総務省が参考値として公表している「仮に国家公務員の給与減額措置がなかったとした場合のラスパイレス指数」とする。さらに、各地方自治体に対して毎年度実施される悉皆調査の総務省『地方公務員給与実態調査』における13年4月1日時点の行政職に関する給与データを基に、このラスパイレス指数（参考値）の変化率から試算した行政職の給料（対数）を説明変数に用いて、地方自治体における実額ベースの給与水準の変化が懲戒処分者数の増減に与えた影響を検討する。特に着目する変数は、ラスパイレス指数（参考値）、行政職の給料（対数）、前年度における汚職発生後の事後防止措置の有無ダミー、前年度における包括外部監査制度の有無ダミーである。

¹⁰ ここで、公務員の給与水準の決定メカニズムについて、本稿に必要な限りにおいて説明する。国家公務員の給与の場合、従業員規模50人以上の民間企業に対して毎年人事院が実施する『職種別民間給与実態調査』をもとに決定される。同調査では、全国における対象企業をランダムに抽出する。つまり、国家公務員の給与水準は従業員規模50人以上の民間企業の平均賃金と均衡した水準と解される。また、地方公務員法上、国家公務員の給与水準よりも地方公務員の給与水準を高くしないことが「国公準拠の原則」により求められる。地方自治体ごとに行政職の給与水準と国家公務員の給与水準とを比較したラスパイレス指数が算出され、指数値が100であれば国家公務員と地方公務員の給与は同じ水準と解される。指数値が100を超えると国家公務員の給与水準よりも高いことを意味するだけでなく、全国の民間企業の平均賃金水準よりも高いことを間接的に意味する。

なお、推定にあたっては、パネル・ポアソン回帰 (panel poisson regression) とパネル・負の二項回帰 (panel negative binomial regression)、ならびにゼロインフレ・負の二項回帰 (zero inflated negative binomial regression) によりそれぞれ推定を行う¹¹。パネルデータ分析に関して、事前にモデル選択 (プーリングモデル、固定効果モデル、変量効果モデル) の検定を行ったところ、いずれも変量効果モデルが採択された。以上の分析を通じて、震災に起因する地方公務員給与の減額措置が懲戒処分者数の増減に与えた影響について検証を行い、分析結果の頑健性も同時に確認する。

我々が設定した仮説の背後に潜むメカニズムとして考えるのは、以下である。職員給与の減額が行われた地方自治体においては、各職員の怠業や努力水準の切り下げが生じることが考えられる。ここでいう怠業や努力水準の切り下げとは、地方公務員法第29条第1項第2号に該当するような職務上の義務に違反する、もしくは職務を怠ることである。地方自治体が各地域における公益の実現を図る上で、そこに所属する公務員には職務上の果たすべき義務が一般的に課せられるが、給与減額により公務員のモチベーションが低下すると、職務上の義務は守られないことが多くなる可能性が考えられる。

ここで、給与減額が行われた状況において、地方自治体の公金に対して職員が職務上の義務を課されているとの前提で、具体的なケースを考えてみよう。例えば、ある地方自治体において給与減額が実施されて給与水準が1万円だけ下がった時、この不足分を埋め合わせるために職員が不正を行おうとしている状況、具体的には1万円分の通勤手当の不正受給か、職務上関係する業者から1万円分の賄賂を受け取るかのどちらを選択するか考えているとする。通例として、通勤手当の不正受給が見つかった場合には減給相当、業者からの収賄が発覚した場合には免職相当の懲戒処分がそれぞれ下される。収賄や横領のような汚職事件では、より大きな金額を受け取ることが多いと考えられるが、1万円の給与減額に対して、不正が発覚するリスクと免職により失う利得 (現在得られている給与、将来の給与の上昇期待、退職手当、公務員としての安定的な身分保障など) をそれぞれ考慮した場合、その行為は失われる利得にとっても見合うものとはならないであろう。その結果、1万円の給与減額により反応しやすいのは、処分の軽い行為 (このケースでは、通勤手当の不正受給) を犯すことを考えている者となる。

以上を効率賃金仮説に沿って表現すると、不正を行う者にとって適正と考える賃金水準 (公正賃金) はそれぞれ異なっており、不正を行うリスクに見合った利得を考えてい

¹¹ 南・Cleridy (2013) によれば、ゼロの多い計数データに対して負の二項回帰を当てはめると、過大推定が生じる可能性が指摘されている。この場合、ポアソン回帰などを含めた複数の回帰モデルで解析し、結果の比較を行うべきことが指摘されている。このことから、3つの回帰モデルによる推定を行う。

る者の中で、わずかの賃金水準の変化にも反応する者とそうでない者が存在する。この場合、わずかの賃金水準の変化に反応しやすいのは失職を伴わない不正を行おうとする者であり、失職を伴う不正を行おうとする者は反応しない。このメカニズムを前提として、地方自治体において給与減額が実施されたとした場合、実証分析ではラスパイレス指数（参考値）と行政職の給料（対数）の推定係数の符号は、それぞれ負となることが予想される。特に、失職しない範囲での不正が行われる場合、被説明変数が免職以外の処分者数のケースにおいて、それぞれ有意な推定結果を得ることが予想される。

さらに、前年度において地方自治体で汚職発生後の事後防止措置が講じられたり、第三者による包括外部監査が行われたりすることで、不正が発覚する確率がより高まると考えられる。不正を行おうとする者がそれらに反応するならば、懲戒処分者数は減少することが考えられる¹²。実証分析において、これら説明変数の推定係数は、負となることが予想される。特に、失職しない範囲で不正が行われている場合、被説明変数が免職以外の処分者数のケースにおいて、有意な推定結果を得ることが予想される。

以上のように設定した仮説の検証を通じて、懲戒処分の対象となる、職務上の義務に反した行為に関する公務員の行動原理が明らかとなる。

3.2 推定結果

推定結果は、表3と表4の通りとなる。

まず、表3の分析結果をみてみると、パネル・ポアソン回帰による推定結果として、被説明変数が懲戒処分者総数のケース1(1)では、ラスパイレス指数（参考値）の推定係数の符号は負となり、1%水準で有意となっている。一方で、被説明変数が免職処分者数のケース1(2)では、ラスパイレス指数（参考値）の推定係数は有意な結果を得ていない。被説明変数が免職以外の処分者数のケース1(3)では、ラスパイレス指数（参考値）の推定係数の符号は負となり、1%水準で有意となっている。また、ケース1(1)とケース1(3)では、汚職発生後の事後防止措置の有無ダミーの推定係数の符号は負となり、1%水準で有意な結果を得ている。その一方で、包括外部監査制度の有無ダミーの推定係数の符号については負となっているが、ケース1(1)では10%水準で、ケース1(3)では5%水準でそれぞれ有意となっている。

¹² ただし、この点に関しては一定の留保が必要である。発覚した不正を認知することはできるものの、厳密には発生したすべての不正を認知することはできないし、不正に対する摘発能力を正確に知ることも難しい。そのため、汚職発生後の事後防止措置が講じられる、あるいは包括外部監査制度が導入されることにより、監視機能が強化されることで摘発確率が高まり、かえって不正の認知件数が高まることも考えられる。しかし、監視機能強化による不正件数増加の効果よりも、これらの措置や制度の導入による不正抑止の効果が大きい場合には、各説明変数の推定係数の符号は負となり、それぞれ有意になると考えられる。

表3 推定結果 (1)

推定法：パネル・ポアソン回帰

被説明変数	ケース1(1)			ケース1(2)			ケース1(3)		
	懲戒処分者総数			免職処分者数			免職以外の処分者数		
	係数	標準誤差	p値	係数	標準誤差	p値	係数	標準誤差	p値
汚職発生の事後防止措置の有無ダミー	-0.4425	0.1138	0.0000 ***	0.8186	0.6294	0.1930	-0.4487	0.1155	0.0000 ***
包括外部監査制度の有無ダミー	-0.5982	0.3183	0.0600 *	0.4279	0.8093	0.5970	-0.6232	0.3187	0.0500 **
ラスパイレス指数 (参考値)	-0.0603	0.0169	0.0000 ***	-0.0404	0.0775	0.6020	-0.0606	0.0169	0.0000 ***
職員の平均年齢	0.0020	0.0309	0.9480	-0.0923	0.1432	0.5190	0.0036	0.0310	0.9070
人口密度 (対数)	-0.0968	0.0508	0.0560 *	-0.1789	0.2134	0.4020	-0.0956	0.0508	0.0600 *
15歳未満人口割合	-0.0047	0.0409	0.9080	0.0607	0.1692	0.7200	-0.0040	0.0410	0.9220
65歳以上人口割合	-0.0181	0.0138	0.1890	-0.0350	0.0602	0.5620	-0.0177	0.0138	0.2000
住民一人あたり歳出総額 (対数)	0.3829	0.1584	0.0160 **	0.6069	0.6805	0.3720	0.3798	0.1582	0.0160 **
2013年度ダミー	-0.0164	0.0489	0.7370	-0.4006	0.4136	0.3330	-0.0107	0.0492	0.8280
定数項	-4.6838	3.5827	0.1910	-9.9758	15.9844	0.5330	-4.7222	3.5845	0.1880
職員数 (対数)	1.0000	(offset)		1.0000	(offset)		1.0000	(offset)	
ln_alpha	1.2323	0.0673		2.0725	0.7648		1.2311	0.0676	
alpha	3.4291	0.2307		7.9448	6.0760		3.4250	0.2317	
Log likelihood	-3002.7632			-134.9927			-2982.6213		
Wald chi2	110.5400			9.8200			110.3800		
Prob > chi2	0.0000			0.3652			0.0000		
Likelihood-ratio test of alpha=0	chibar2(01) = 1838.85 Prob>=chibar2 = 0.000			chibar2(01) = 7.76 Prob>=chibar2 = 0.003			chibar2(01) = 1792.21 Prob>=chibar2 = 0.000		
Number of observations	3376			3376			3376		

推定法：パネル・負の二項回帰

被説明変数	ケース1(4)			ケース1(5)			ケース1(6)		
	懲戒処分者総数			免職処分者数			免職以外の処分者数		
	係数	標準誤差	p値	係数	標準誤差	p値	係数	標準誤差	p値
汚職発生の事後防止措置の有無ダミー	0.0429	0.1619	0.7910	0.8474	0.6465	0.1900	0.0587	0.1623	0.7170
包括外部監査制度の有無ダミー	-0.7141	0.2311	0.0020 ***	-0.0554	0.8090	0.9450	-0.7429	0.2310	0.0010 ***
ラスパイレス指数 (参考値)	-0.0466	0.0146	0.0010 ***	-0.0559	0.0703	0.4260	-0.0448	0.0146	0.0020 ***
職員の平均年齢	-0.0081	0.0272	0.7650	-0.0841	0.1352	0.5340	-0.0012	0.0271	0.9660
人口密度 (対数)	-0.1092	0.0425	0.0100 ***	-0.2310	0.1989	0.2450	-0.1082	0.0424	0.0110 **
15歳未満人口割合	-0.0001	0.0346	0.9980	0.0106	0.1688	0.9500	0.0026	0.0346	0.9410
65歳以上人口割合	-0.0079	0.0115	0.4920	-0.0383	0.0574	0.5050	-0.0062	0.0114	0.5880
住民一人あたり歳出総額 (対数)	0.4532	0.1403	0.0010 ***	0.4700	0.6236	0.4510	0.4426	0.1403	0.0020 ***
2013年度ダミー	0.0980	0.0717	0.1710	-0.3536	0.4388	0.4200	0.1044	0.0721	0.1480
定数項	-7.1055	3.1630	0.0250 **	-4.3169	14.6256	0.7680	-7.5535	3.1570	0.0170 **
職員数 (対数)	1.0000	(offset)		1.0000	(offset)		1.0000	(offset)	
/ln_r	0.7226	0.1017		2.8704	3.9760		0.7400	0.1060	
/ln_s	0.3333	0.2323		1.1816	5.6804		0.3770	0.2441	
r	2.0598	0.2095		17.6436	70.1513		2.0960	0.2222	
s	1.3955	0.3242		3.2596	18.5156		1.4580	0.3558	
Log likelihood	-2835.4280			-133.8749			-2817.7001		
Wald chi2	144.8600			11.7200			142.4000		
Prob > chi2	0.0000			0.2297			0.0000		
Likelihood-ratio test vs. pooled	chibar2(01) = 43.84 Prob>=chibar2 = 0.000			chibar2(01) = 0.05 Prob>=chibar2 = 0.411			chibar2(01) = 39.30 Prob>=chibar2 = 0.000		
Number of observations	3376			3376			3376		

表3 推定結果 (1) (続き)

推定法:ゼロインフレ・負の二項回帰

被説明変数	ケース1(7)			ケース1(8)			ケース1(9)		
	懲戒処分者総数			免職処分者数			免職以外の処分者数		
	係数	標準誤差	p値	係数	標準誤差	p値	係数	標準誤差	p値
汚職発生後の事後防止措置の有無ダミー	-0.1986	0.1494	0.1840	0.9115	0.7965	0.2520	-0.2165	0.1506	0.1510
包括外部監査制度の有無ダミー	-1.1589	0.1664	0.0000 ***	-0.1365	0.8381	0.8710	-1.1793	0.1678	0.0000 ***
ラスパイレス指数 (参考値)	-0.0561	0.0129	0.0000 ***	-0.0167	0.0805	0.8360	-0.0567	0.0130	0.0000 ***
職員の平均年齢	0.0145	0.0244	0.5530	-0.1198	0.1575	0.4470	0.0177	0.0245	0.4710
人口密度 (対数)	-0.1169	0.0367	0.0010 ***	-0.1962	0.2289	0.3910	-0.1161	0.0368	0.0020 ***
15歳未満人口割合	0.0222	0.0283	0.4340	0.0940	0.1766	0.5940	0.0212	0.0285	0.4580
65歳以上人口割合	-0.0134	0.0095	0.1600	-0.0357	0.0614	0.5610	-0.0130	0.0096	0.1750
住民一人あたり歳出総額 (対数)	0.5803	0.1252	0.0000 ***	0.8780	0.7571	0.2460	0.5734	0.1254	0.0000 ***
2013年度ダミー	-0.1249	0.0772	0.1060	-0.6355	0.5016	0.2050	-0.1145	0.0776	0.1400
定数項	-7.1542	2.7653	0.0100 ***	-13.2216	16.8116	0.4320	-7.1596	2.7731	0.0100 ***
職員数 (対数)	1.0000	(offset)		1.0000	(offset)		1.0000	(offset)	
ln_alpha	-0.7067	0.0881	0.0000 ***	1.6381	0.7328	0.0250 **	-0.7020	0.0889	0.0000 ***
alpha	0.4933	0.0435		5.1454	3.7705		0.4956	0.0441	
Log likelihood	-1520.4110			-102.7915			-1513.5390		
Wald chi2	278.0200			11.8000			276.4300		
Prob > chi2	0.0000			0.2248			0.0000		
Likelihood-ratio test of alpha=0	chibar2(01) = 404.53 Pr>chibar2 = 0.0000			chibar2(01) = 9.86 Pr>chibar2 = 0.0008			chibar2(01) = 315.29 Pr>chibar2 = 0.0000		
Vuong test of zinb vs. standard negative binomial	z = 51.42 Pr>z = 0.0000			z = 4.56 Pr>z = 0.0000			z = 50.05 Pr>z = 0.0000		
Zero-observations	2674			3354			2679		
Number of observations	3376			3376			3376		

注) 表において、*は10%水準、**は5%水準、***は1%水準で有意であることをそれぞれ示す。

表4 推定結果 (2)

推定法: パネル・ポアソン回帰

被説明変数	ケース2(1)			ケース2(2)			ケース2(3)		
	懲戒処分者総数			免職処分者数			免職以外の処分者数		
	係数	標準誤差	p値	係数	標準誤差	p値	係数	標準誤差	p値
汚職発生後の事後防止措置の有無ダミー	-0.4205	0.1140	0.0000 ***	0.8430	0.6327	0.1830	-0.4260	0.1157	0.0000 ***
包括外部監査制度の有無ダミー	-0.7144	0.3144	0.0230 **	0.3286	0.8080	0.6840	-0.7370	0.3147	0.0190 **
行政職の給料 (対数)	-4.1832	1.0279	0.0000 ***	-2.3545	5.1044	0.6450	-4.2353	1.0307	0.0000 ***
職員の平均年齢	0.0914	0.0354	0.0100 ***	-0.0430	0.1639	0.7930	0.0939	0.0355	0.0080 ***
人口密度 (対数)	-0.1038	0.0503	0.0390 **	-0.1895	0.2099	0.3670	-0.1028	0.0503	0.0410 **
15歳未満人口割合	-0.0035	0.0405	0.9320	0.0565	0.1698	0.7400	-0.0029	0.0406	0.9430
65歳以上人口割合	-0.0174	0.0136	0.2030	-0.0357	0.0601	0.5530	-0.0170	0.0137	0.2140
住民一人あたり歳出総額 (対数)	0.3753	0.1574	0.0170 **	0.5978	0.6892	0.3860	0.3711	0.1572	0.0180 **
2013年度ダミー	-0.1114	0.0552	0.0430 **	-0.4512	0.4314	0.2960	-0.1075	0.0555	0.0530 *
定数項	38.8120	12.9308	0.0030 ***	14.1388	65.1739	0.8280	39.3863	12.9649	0.0020 ***
職員数 (対数)	1.0000	(offset)		1.0000	(offset)		1.0000	(offset)	
ln_alpha	1.2153	0.0674		2.0642	0.7728		1.2141	0.0678	
alpha	3.3712	0.2273		7.8788	6.0891		3.3672	0.2283	
Log likelihood	-3001.1752			-135.0191			-2980.9231		
Wald chi2	114.8300			9.8100			114.8800		
Prob > chi2	0.0000			0.3660			0.0000		
Likelihood-ratio test of alpha=0	chibar2(01) = 1817.28 Prob>chibar2 = 0.000			chibar2(01) = 7.58 Prob>chibar2 = 0.003			chibar2(01) = 1771.06 Prob>chibar2 = 0.000		
Number of observations	3376			3376			3376		

表 4 推定結果 (2) (続き)

推定法: パネル・負の二項回帰

被説明変数	ケース2(4)			ケース2(5)			ケース2(6)		
	懲戒処分者総数			免職処分者数			免職以外の処分者数		
	係数	標準誤差	p値	係数	標準誤差	p値	係数	標準誤差	p値
汚職発生後の事後防止措置の有無ダミー	0.0580	0.1627	0.7210	0.8452	0.6479	0.1920	0.0753	0.1629	0.6440
包括外部監査制度の有無ダミー	-0.7787	0.2275	0.0010 ***	-0.1557	0.8004	0.8460	-0.8040	0.2273	0.0000 ***
行政職の給料 (対数)	-3.1958	0.9869	0.0010 ***	-0.5063	5.1602	0.9220	-3.2106	0.9857	0.0010 ***
職員の平均年齢	0.0552	0.0309	0.0740 *	-0.0588	0.1522	0.6990	0.0617	0.0308	0.0450 **
人口密度 (対数)	-0.1185	0.0419	0.0050 ***	-0.2539	0.1968	0.1970	-0.1171	0.0417	0.0050 ***
15歳未満人口割合	0.0004	0.0344	0.9910	0.0141	0.1686	0.9330	0.0026	0.0343	0.9410
65歳以上人口割合	-0.0080	0.0114	0.4850	-0.0382	0.0568	0.5020	-0.0063	0.0113	0.5770
住民一人あたり歳出総額 (対数)	0.4334	0.1405	0.0020 ***	0.5636	0.6313	0.3720	0.4186	0.1405	0.0030 ***
2013年度ダミー	0.0195	0.0766	0.7980	-0.3574	0.4650	0.4420	0.0253	0.0770	0.7420
定数項	26.5130	12.5809	0.0350 **	-5.4838	65.7549	0.9340	26.5013	12.5678	0.0350 **
職員数 (対数)	1.0000 (offset)			1.0000 (offset)			1.0000 (offset)		
/ln_r	0.7300	0.1031		2.7248	3.4208		0.7492	0.1080	
/ln_s	0.3581	0.2367		0.9665	5.2400		0.4063	0.2498	
r	2.0750	0.2140		15.2532	52.1780		2.1153	0.2284	
s	1.4306	0.3386		2.6287	13.7743		1.5012	0.3750	
Log likelihood	-2835.1932			-134.1623			-2817.0470		
Wald chi2	146.5500			11.1500			145.0700		
Prob > chi2	0.0000			0.2658			0.0000		
Likelihood-ratio test vs. pooled	chibar2(01) = 42.22 Prob>=chibar2 = 0.000			chibar2(01) = 0.06 Prob>=chibar2 = 0.399			chibar2(01) = 37.60 Prob>=chibar2 = 0.000		
Number of observations	3376			3376			3376		

推定法: ゼロインフレ・負の二項回帰

被説明変数	ケース2(7)			ケース2(8)			ケース2(9)		
	懲戒処分者総数			免職処分者数			免職以外の処分者数		
	係数	標準誤差	p値	係数	標準誤差	p値	係数	標準誤差	p値
汚職発生後の事後防止措置の有無ダミー	-0.1464	0.1419	0.3020	0.9001	0.7629	0.2380	-0.1650	0.1430	0.2490
包括外部監査制度の有無ダミー	-1.2775	0.1580	0.0000 ***	-0.2551	0.8306	0.7590	-1.2929	0.1593	0.0000 ***
行政職の給料 (対数)	-7.8529	0.8301	0.0000 ***	-3.4360	5.4442	0.5280	-7.8906	0.8339	0.0000 ***
職員の平均年齢	0.1590	0.0268	0.0000 ***	-0.0595	0.1806	0.7420	0.1626	0.0269	0.0000 ***
人口密度 (対数)	-0.1136	0.0343	0.0010 ***	-0.1919	0.2186	0.3800	-0.1129	0.0344	0.0010 ***
15歳未満人口割合	0.0053	0.0270	0.8430	0.0770	0.1766	0.6630	0.0050	0.0272	0.8540
65歳以上人口割合	-0.0128	0.0090	0.1560	-0.0375	0.0608	0.5370	-0.0123	0.0091	0.1750
住民一人あたり歳出総額 (対数)	0.4184	0.1199	0.0000 ***	0.7770	0.7489	0.3000	0.4120	0.1201	0.0010 ***
2013年度ダミー	-0.3184	0.0764	0.0000 ***	-0.6799	0.4973	0.1720	-0.3114	0.0768	0.0000 ***
定数項	83.1581	10.5361	0.0000 ***	27.7432	69.4530	0.6900	83.5381	10.5808	0.0000 ***
職員数 (対数)	1.0000 (offset)			1.0000 (offset)			1.0000 (offset)		
ln_alpha	-0.8624	0.0950	0.0000 ***	1.5290	0.7962	0.0550 *	-0.8600	0.0961	0.0000 ***
alpha	0.4221	0.0401		4.6137	3.6734		0.4231	0.0406	
Log likelihood	-1487.4910			-102.6218			-1480.7410		
Wald chi2	343.8600			12.1400			342.0300		
Prob > chi2	0.0000			0.2055			0.0000		
Likelihood-ratio test of alpha=0	chibar2(01) = 326.06 Prob>=chibar2 = 0.0000			chibar2(01) = 9.86 Pr>=chibar2 = 0.0008			chibar2(01) = 315.29 Pr>=chibar2 = 0.0000		
Vuong test of zlnb vs. standard negative binomial	z = 51.02 Pr>z = 0.0000			z = 4.56 Pr>z = 0.0000			z = 50.05 Pr>z = 0.0000		
Zero-observations	2674			3354			2679		
Number of observations	3376			3376			3376		

注) 表において、*は10%水準、**は5%水準、***は1%水準で有意であることをそれぞれ示す。

次に、パネル・負の二項回帰による推定結果として、被説明変数が懲戒処分者総数のケース1(4)では、ラスパイレス指数(参考値)の推定係数の符号は負となり、1%水準で有意となっている。一方で、被説明変数が免職処分者数のケース1(5)では、ラスパイレス指数(参考値)の推定係数は有意な結果を得ていない。被説明変数が免職以外の処分者数のケース1(6)では、ラスパイレス指数(参考値)の推定係数の符号は負となり、1%水準で有意となっている。また、ケース1(4)とケース1(6)では、前年度における汚職発生後の事後防止措置の有無ダミーの推定係数は有意な結果を得ていない。その一方で、前年度における包括外部監査制度の有無ダミーの推定係数の符号は負となり、1%水準で有意となっている。

さらに、ゼロインフレ・負の二項回帰による推定結果として、被説明変数が懲戒処分者総数のケース1(7)では、ラスパイレス指数(参考値)の推定係数の符号は負となり、1%水準で有意となっている。一方で、被説明変数が免職処分者数のケース1(8)では、ラスパイレス指数(参考値)の推定係数は有意な結果を得ていない。被説明変数が免職以外の処分者数のケース1(9)では、ラスパイレス指数(参考値)の推定係数の符号は負となり、1%水準で有意となっている。また、ケース1(7)とケース1(9)では、前年度における汚職発生後の事後防止措置の有無ダミーの推定係数は有意な結果を得ていない。その一方で、前年度における包括外部監査制度の有無ダミーの推定係数の符号は負となり、1%水準で有意となっている。

以上の分析結果を解釈すると、公務員が懲戒処分の対象となる職務上の義務に反した行為を犯す際には、失職しない範囲で、その行為が発覚する確率を考慮しつつ、給与水準の変化にも反応しているといえる。

次に、表4の分析結果の検討に移る。ケース2(1)からケース2(9)では、ラスパイレス指数(参考値)の代わりに行政職の給料(対数)を説明変数として回帰モデルに投入している。分析結果は表3の各ケースと比較しても大きく異なる傾向はみられない。ケース2(1)とケース2(3)においては、行政職の給料(対数)の推定係数の符号は負となり、1%水準で有意となっている。同様に、ケース2(4)とケース2(6)、あるいはケース2(7)とケース2(9)でも、行政職の給料(対数)の推定係数の符号は負となり、1%水準で有意となっている。

以上を総合的に解釈すると、ラスパイレス指数(参考値)のみならず、行政職の給料の実額を基に推定した場合も、公務員が懲戒処分の対象となる職務上の義務に反した行為を犯す際には、失職しない範囲で給与水準の変化に反応している、という分析結果の頑健性が確認される。さらに、行政職の給料が1%上昇すると平均的に3-8人程度、

処分者数が減少する。

なお、その他の変数については、表3・表4では被説明変数が免職処分者数のケースを除き、住民一人あたり歳出総額（対数）の推定係数の符号はいずれも正となり、5%水準で有意となる。この点は、石田・嘗銘（2017）の指摘とも符合する。地方自治体の歳出規模が大きくなり、業務量の増加に伴って職務上の義務に反する行為を監視する機能が形骸化する傾向を捉えた結果と推量される。

以上の通り、実証分析の結果では設定した仮説が支持された。

4. 結論

本稿では、地方自治体における不祥事、ならびに12年度から13年度にかけて実施された職員給与の減額措置に関するデータにより、公務員の労働インセンティブに主要な焦点を当て、効率賃金仮説の成否に関する計量的な実証分析を行った。

実証分析によると、公務員が懲戒処分の対象となる職務上の義務に反した行為を犯す際には、失職しない範囲で、その行為が発覚する確率を考慮しつつ、給与水準の変化にも反応している。これにより、わが国の地方公務員には効率賃金仮説が一般的に成立すると結論づけられる。

次に、本研究の貢献として、以下の3点を挙げることができる。

第1の貢献として、本稿では定量的な実証分析により、高い公共的倫理や規律が職務の性質上求められる公務員にも、労働者として賃金水準に対するインセンティブが形成されていることを明らかにした。一般的にわが国のような先進国における政府・地方自治体は、世界各国と比較してもクリーンなイメージが持たれがちである。その傾向は、公共経営論の分野でも指摘されるように、政府・地方自治体を支える公務員の公共的な倫理観・使命感に大きく依拠すると長らく捉えられてきた。しかし実際には、労働経済学が想定するような賃金水準に対する労働インセンティブが公務員にも形成されており、彼らは与えられた条件（賃金水準の低下、不正行為が発覚する確率の上昇など）を考慮しつつ、合理的な行動選択を行っているといえる。本稿の分析結果を踏まえる限りでは、公務員の労働インセンティブの存在を前提とした給与政策の必要性を指摘できるが、今後、公務員の給与水準をどのように設定すべきかに関しては、各学術分野の境界を超えて積極的な議論が進められるべきであろう。仮に公務員の労働インセンティブの存在を度外視した給与政策が行われるような場合、雇用者側にとって必ずしも有利ではない状況、すなわち公務員による不祥事が増加する可能性が生まれる。

第2に、経済学の分野においては、これまでも効率賃金仮説に基づいて数々の定量

的な実証研究が進められてきた。しかし、それらの研究では効率賃金仮説の根拠となる4つのモデルの違いを念頭に置いて、厳密な検討が行われていない。従って、各モデルによる効果が混在したまま、効率賃金仮説の成否に関する議論が行われてきたともいえる。そのために、先行研究の間で効率賃金仮説の成否に関して主張が分かれていた可能性もあるかもしれない。本稿の分析結果を踏まえると、少なくとも労働インセンティブに関連する各モデルに基づき、わが国の地方自治体における既存の公務員労働者には効率賃金仮説が一般的に成立する。この結果は、政府から外生的にもたらされた地方自治体における給与減額イベントを利用した、組織単位のデータによる検証結果であり、先行研究と比較してもかなり確度の高いものと考えられる。本稿の結論は、先行研究の論争に対して少なくない示唆をもたらすと考えられる。

第3に、一般的に政府・地方自治体において不祥事が生じること自体は、それがいかなる種類のものであろうとも行政全体に対する信頼を失墜させ、社会や地域に多大な影響を与える。この点を踏まえると、公務員の給与水準を市場均衡賃金よりも高く設定することには、不祥事抑止の観点から一定の合理性がある。昨今、地方財政の状況が悪化する中、限られた財源の中で難しい問題ではあろうが、雇用者側と労働者の間に情報の非対称性が存在する限りは、公務員の労働インセンティブにもある程度配慮した最適な賃金水準の設定が必要となる。本稿で得られた結論には、地方の人事行政の実務面において今後の公務員給与制度のあり方に対しても、少なくない示唆が含まれる。

最後に、残された課題として以下が挙げられる。本稿で得られた結論の妥当性について、分析手法の精緻化、分析対象の拡大により、追加的に検証することが必要と考えられる。さらに、本稿では労働移動モデルや逆選択モデルの効果について厳密な検証を行うには至っていない。アンケート調査、あるいは事例的な実証分析などにより、労働移動モデルや逆選択モデルによる効果について検証を行うことは、最も重要な課題の1つと考えられる。これらの点は今後の課題として、さらに研究を深めていきたい。

参考文献

- 石田三成（2015）「地方公務員の給与削減に関する実証分析：2013年給与改定臨時特例法を題材に」『財政研究』第11巻，pp. 191-211.
- 石田三成・菅銘めぐみ（2017）「地方公務員の汚職と給与の関係」『日本地方財政学会研究叢書』第24号，pp. 101-124.
- 稲継裕昭（2000）『人事・給与と地方自治』東洋経済新報社.
- 川崎一泰・長嶋佐央理（2007）「地域における給与の官民格差に関する統計分析：なぜ地方では公

- 務員人気が高いのか』『会計検査研究』第36号, pp. 107-123.
- 黒岩真悟・鈴木裕昭 (2015) 「平成二五年度地方公務員の分限処分者数、懲戒処分者数及び刑事処分者数等に関する調」の概要について』『地方公務員月報』第621号, pp. 91-118.
- 警察庁 (2016) 「東日本大震災に伴う警察措置」
<<https://www.npa.go.jp/archive/keibi/biki/keisatsusoti/sonol.pdf>>
(2018年6月1日参照).
- 総務省 (2016) 「東日本大震災による被災地方公共団体への地方公務員の派遣状況調査」
<http://www.soumu.go.jp/menu_kyotsuu/important/70131.html> (2018年6月1日参照).
- 田尾雅夫 (2010) 『公共経営論』木鐸社.
- 南美穂子・Cleridy, E. L. (2013) 「ゼロの多いデータの解析：負の2項回帰モデルによる傾向の過大推定」『統計数理』第61巻第2号, pp. 271-287.
- 米岡秀眞・江夏幾多郎 (2016) 「汚職・規律違反の要因分析：パネルデータによる仮説検証」『経営行動科学学会第19回年次大会発表論文集』, pp. 173-178.
- 米岡秀眞 (近刊) 「わが国の地方自治体における汚職の要因分析」『年報行政研究55』.
- Akerlof, G. A. (1984) "Gift Exchange and Efficiency Wage Theory: Four Views," *American Economic Review*, 74(2), pp. 79-83.
- Akerlof, G. A. and Yellen, J. L. (1990) "The Fair Wage-Effort Hypothesis and Unemployment," *The Quarterly Journal of Economics*, 105(2), pp. 255-283.
- Behn, R. D. (1995) "The Big Question of Public Management," *Public Administration Review*, 55(4), pp. 313-324.
- Bovaird, T. and Löffler, E. (2003) "*Public Management and Governance*," Routledge, London
(トニー・ボバール, エルク・ラフラー (2008) 『公共経営入門：公共領域のマネジメントとガバナンス』 稲澤克祐・紀平美智子監修・みえガバナンス研究会訳, 公人の友社).
- Buchanan, B. (1975) "Red Tape and the Service Ethic: Some Unexpected Differences Between Public and Private Managers," *Administration & Society*, 6(4), pp. 423-444.
- Goel, R. K. and Nelson, M. A. (1998) "Corruption and Government Size: A Disaggregated Analysis," *Public Choice*, 97(1-2), pp. 107-120.
- Herzfeld, T. and Weiss, C. (2003) "Corruption and Legal (In) Effectiveness: An Empirical Investigation," *European Journal of Political Economy*, 19(3), pp. 621-632.
- Katz, L. F. (1986) "Efficiency Wage Theories: A Partial Evaluation," *NBER Macroeconomics Annual*, 1, pp. 235-276.
- Le, V. H., de Haan, J. and Dietzenbacher, E. (2013) "Do Higher Government Wages Reduce

- Corruption? Evidence Based on a Novel Dataset,” *CESifo Working Paper*, No. 4254.
- Pellegrini, L. and Gerlagh, R. (2008) “Causes of Corruption: A Survey of Cross-Country Analyses and Extended Results,” *Economics of Governance*, 9(3), pp.245-263.
- Perry, J. L. and Porter, L. W. (1982) “Factors Affecting the Context for Motivation in Public Organizations,” *Academy of Management Review*, 7(1), pp.89-98.
- Perry, J. L. and Wise, L. R. (1990) “The Motivational Bases of Public Service,” *Public Administration Review*, 50(3), pp.367-373.
- Rainey, H. G. (1982) “Reward Preferences among Public and Private Managers: In Search of the Service Ethic,” *American Review of Public Administration*, 16(4), pp.288-302.
- Romzek, B. S. (1990) “Employee Investment and Commitment: The Ties that Bind,” *Public Administration Review*, 50(3), pp.374-382.
- Salop, S. C. (1979) “A Model of the Natural Rate of Unemployment,” *American Economic Review*, 69(1), pp.117-125.
- Shapiro, C. and Stiglitz, J. E. (1984) “Equilibrium Unemployment as a Worker Discipline Device,” *American Economic Review*, 74(3), pp.433-444.
- Stiglitz, J. E. (1974) “Alternative Theories of Wage Determination and Unemployment in L.D.C.’s: The Labor Turnover Model,” *Quarterly Journal of Economics*, 88(2), pp.194-227.
- Stiglitz, J. E. (1976) “Prices and Queues as Screening Devices in Competitive Markets,” *IMSSS Technical Report*, No. 212, Stanford University.
- Stiglitz, J. E. (1985) “Equilibrium Wage Distributions,” *Economic Journal*, 95(379), pp.595-618.
- Terry, L. D. (1998) “Administration Leadership, Neo-Managerialism, and the Public Management Movement,” *Public Administration Review*, 58(3), pp.194-200.
- Treisman, D. (2000) “The Cause of Corruption: A Cross-National Study,” *Journal of Public Economics*, 76(3), pp.399-457.
- Van Rijckeghem, C. and Weder, B. (2001) “Bureaucratic Corruption and the Rate of Temptation: Do Wages in the Civil Service Affect Corruption, and by How Much?” *Journal of Development Economics*, 65(2), pp.307-331.
- Weiss, A. (1980) “Job Queues and Layoffs in Labor Markets with Flexible Wages,” *Journal of Political Economy*, 88(3), pp.526-538.