

ホワイトカラー「サービス残業」の経済学的背景

——労働時間・報酬に関する暗黙の契約

高橋 陽子

(学習院大学大学院)

本稿では、大企業ホワイトカラーへのアンケートデータを用い、「サービス残業」する労働者はしない労働者に比べて総報酬額が高いことを確認した。これは、通常不払い労働と考えられている「サービス残業」の少なくとも一部には、ボーナス等を通じて対価が支払われていることを示している。このような有償の「サービス残業」が発生する理由のひとつとして、企業が労働者の総労働時間ではなく成果を基準に報酬を決めるようになったことが示唆される。

目次

- I はじめに
- II 「サービス残業」時間の算定
- III 有償のサービス残業
- IV 実証分析
- V 結びと今後の課題

I はじめに

本稿は、「サービス残業」には対価が支払われている場合があることを実証分析から明らかにする。具体的には1985年から2003年にかけての「サービス残業」時間の経年的な推移を確認した後で、労働者を対象とするアンケートデータを用い、大企業ホワイトカラーにおける「サービス残業」と報酬との関係を検証する。

1990年代後半より、企業業績の低迷を反映し、賃金上昇の抑制や賃金水準の低下が観察される一方で、賃金支払いを労働投入に見合ったものに見直そうという動きがある。なかでも、2001年4月、厚生労働省が「サービス残業」の是正を勧告する通達を发出するなど、「サービス残業」是正に関する行政側の対応は強化された。2003年4月から翌年3月までの1年間に、企業が労働基準

監督署から是正支払いを命ぜられて100万円以上支払った割増賃金は、総計238億7000万円にのぼる。1000万円以上の是正支払い事案に限ってみると、1企業あたりの平均支払額は8910万円、労働者1人あたりの平均受取額は14万円であった¹⁾。

厚生労働省が上記のように「サービス残業」を厳しく取り締まるのは、「サービス残業」を不払い労働と考えているためである。連合総合生活開発研究所（以下、連合総研と記す）の「働き方の多様化と労働時間等の実態調査」（2002）によれば、23.6%の労働者が「サービス残業」する理由として「手当てを申請しても予算の制約で支払われないから」を挙げており、企業が従業員に不払い労働を強いている様子がうかがえる²⁾。本稿ではこのような賃金が払われない「サービス残業」を、説明の便宜上、「非自発的サービス残業」と呼ぶこととする。

従来からのこのような認識に基づいた「サービス残業」の有無やその長短に関する先行研究はいくつか存在する。小野（1991）は、労働時間を国際比較する際には、日本特有の「サービス残業」を考慮する必要があるとし、「サービス残業」時間を含めた総労働時間を計算した。それによると、

日本の年間総労働時間は、国際比較の際に多用される旧労働省「毎月勤労統計調査」の値より200時間多くなり、国際的にみて突出している。また早見(2002)は、1999年の日本労働組合総連合会(以下、連合と示す)の産業別調査データから、程度の差はあれ、どの産業でも「サービス残業」が存在することを確認した。両論文の結論は、時短が進んだ90年代にも「サービス残業」が確実に存在していたことを示すものである。

しかし、日本において諸外国よりも「サービス残業」が発生しやすいかについての検証や、「サービス残業」の発生理由についての研究は、経済学においてほとんどなされていない³⁾。これは、賃金を対価とする経済学の教科書的な労働供給モデルでは、非自発的サービス残業としてのサービス残業は、働いた時間に対して賃金が支払われない労働と解釈され、説明しにくいと認められる。

これに対し、本稿では、労働者が自らの判断により働いた残業時間を申告しないために生じる、いわば「自発的サービス残業」も存在すると考える。実際、前述した連合総研の調査では、労働者が「サービス残業」をする理由として、「納得する成果を出すためにしているので申請していない」は最多回答となっている(32.1%)。連合の「連合生活アンケート2002」でも、「ノルマ達成のため」「自分の能力向上のため」など労働供給側の積極的な判断によると考えられる回答のほうがむしろ多い。

非自発的サービス残業と本稿が取り上げる自発的サービス残業とは、労働者が企業に自らの残業時間を申告するか否かと、企業が労働者にその対価を支払うか否かの二つの点で異なる。非自発的サービス残業の場合は、労働者が残業時間を申告しても、企業は賃金を支払わないことをさす。自発的サービス残業の場合、労働者が残業時間を申告するか否かにかかわらず、企業は超過労働時間を含む総労働時間に生産されたアウトプットに対して報酬を支払う。自発的サービス残業には、間接的に対価が支払われていると考えることで、一部の「サービス残業」を賃金と余暇選好による労働供給モデルによって説明できる。

また、労働法の分野でも、「サービス残業」は

労働者が申告しないために発生すると考える場合がある。例えば、菅野(2002)は、「サービス残業」を「ホワイトカラーについて、残業時間の管理を自己申告に委ねている企業が多く、そこで(労働者が)残業時間を過少申告する」現象と定義している⁴⁾。このことから、「サービス残業」はブルーカラー労働者よりもホワイトカラー労働者により生じやすく、かつ労働者自身の判断によって発生すると思われる。以上のような視点から、本稿では自発的サービス残業の存在、その発生メカニズムをホワイトカラー労働者への就業調査を用いて経済学的に明らかにする。

結論を先取りして言えば、次のようになる。労働者は、新たに仕事を与えられる際、高い報酬を受け取るかわりに「サービス残業」をするか、もしくは低報酬を許容するかわりに「サービス残業」しないという、報酬と労働時間に関する暗黙の契約を企業との間に結んでいる⁵⁾。

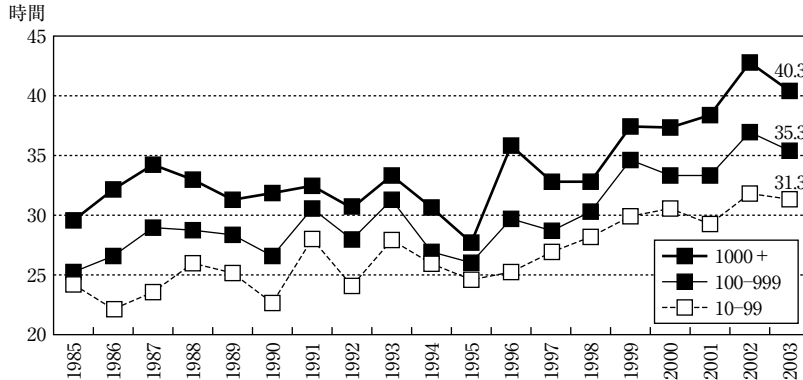
本稿の構成は次の通りである。まずⅡでは公表統計から、1985-2003年の「サービス残業」時間の推移を試算し、90年代後半から特に大企業で「サービス残業」時間が増加傾向にあることを確認する。次にⅢでは自発的サービス残業の発生を、報酬と労働時間についての労使間の暗黙の契約仮説によって説明し、Ⅳではこの仮説を連合総研実施のアンケート個票データを用いて実証する。Ⅴで結びと今後の課題を述べる。

Ⅱ 「サービス残業」時間の算定

本節では「サービス残業」がどの程度存在し、また90年代にどのように推移したのかを確認する。ここでは事業所調査と世帯調査との間の労働時間のギャップを「サービス残業」とみなして試算する。なお本節では、統計上の理由から非自発的・自発的残業を区別せずに扱う。

事業所調査には、厚生労働省「毎月勤労統計調査」(以下、「毎勤」と記す)、「賃金構造基本統計調査」(同「賃構」)を利用する⁶⁾。正社員の労働時間として「毎勤」からは一般労働者の平均月間実労働時間(=所定内労働時間+所定外労働時間)を、「賃構」からは一般労働者の所定内実労働時

図1 規模別月サービス残業時間（非農林・男性）



出所：総務省「労働力調査」厚生労働省「賃金構造基本統計調査」より作成。
 労調と賃構の月労働時間は以下のように計算した。
 労調：週間就業時間別のデータのうち、35時間以上働いている雇用者のデータを取り出して週労働時間を再計算した。
 具体的には、各労働時間階級の中央値に雇用者数を乗じたものを合計し、35時間以上働いている雇用者の総数で割った。
 なお週労働時間が60時間以上の階級の中央値は70時間に設定した。
 計算結果を4.3倍して月労働時間を求めた。
 賃構：第1巻第1表の所定内実労働時間数に超過実労働時間数を加えた。

間に超過実労働時間数を加えた総労働時間をそれぞれ用いる。

一方、世帯調査は総務省「労働力調査」（以下「労調」）を利用する。労調の労働時間はパートタイム労働者等のデータも含まれている。そこで、パートタイム労働者をできるかぎり除いた一般労働者の労働時間に近づけるために、週間就業時間別のデータのうち、35時間以上働いている雇用者のデータを用いる。そして各労働時間階級の中央値に雇用者数を乗じたものを合計し、35時間以上働いている雇用者の総数で割って、世帯調査から見た一般労働者の平均的な週労働時間を計算している⁷⁾。この週労働時間を4.3倍することで月労働時間を求めた。なお「賃構」の調査対象企業規模が10人以上であるため、「労調」も企業規模10人以上のデータを利用している。

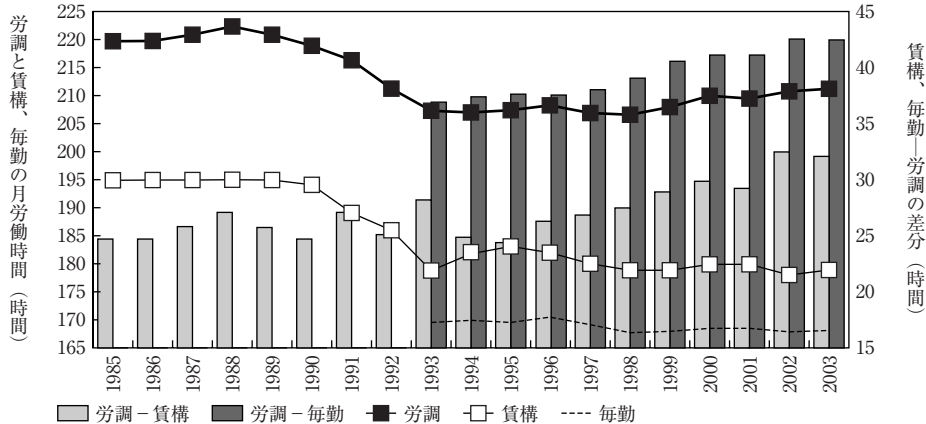
まず企業規模別の労働時間がわかる「賃構」を利用し、規模別・男性のサービス残業時間の推移を計算し、図1に示した。図1からわかるように、企業規模が大きいほど月間サービス残業時間は長い。また、2003年にはサービス残業はどの規模でも減少したものの、90年代後半より増加傾向にある。特に大企業でその伸びは著しく、2003年の大企業のサービス残業は40.3時間と、90年代平均に比べ7.9時間増加している⁸⁾。これは中小企業の伸びの約1.6倍である。

菅野（2002）はサービス残業が発生する背景として、ホワイトカラーの業務量が、所定時間内で処理できる量を超える状況が生じていることに加えて、増加しつつある知的・専門的労働が労働時間管理になじみ難い性質であることをあげている。菅野（2002）の解釈に従えば、上記の計算結果は、90年代後半、1人当たりの業務量や、労働時間で管理されにくい業務内容の増加が大企業ホワイトカラーでより顕著である可能性を示している。

ただし、「労調」と事業所調査の労働時間の乖離をサービス残業とみなす計算手法にはいくつか留意すべき点が残されている。例えば、「労調」で35時間以上働く雇用者の労働時間を用いた場合、疑似パートや派遣労働者など正社員以外の長時間労働者の労働時間が一部含まれてしまう。正社員以外の労働者の大多数はサービス残業行動をとらないことが想定できるので、これを含む場合の平均労働時間は、正社員のみ平均労働時間よりも低くなる可能性が高い。さらに、事業所調査のデータは賃金台帳から転記された数字なので、賃金が支払われた分の労働時間に誤差が生じないのに対し、「労調」は調査対象者が前月末1週間に仕事をした労働時間を概算して回答するため、記憶の曖昧さ等から誤差が生じる可能性がある。

また、利用する事業所調査の選択にも留意が必要である。図2では、「労調」－「毎勤」、「労調」

図2 月サービス残業時間の試算（非農林・男女計）



労調と賃構の月労働時間は以下のように計算した。
 労調：週間就業時間別のデータのうち、35時間以上働いている雇用者のデータを取り出して週労働時間を再計算した。
 具体的には、各労働時間階級の中央値に雇用者数を乗じたものを合計し、35時間以上働いている雇用者の総数で割った。
 なお週労働時間が60時間以上の階級の中央値は70時間に設定した。
 計算結果を4.3倍して月労働時間を求めた。
 賃構：第1巻第1表の所定内実労働時間数に超過実労働時間数を加えた。
 毎勤：一般労働者の平均月間実労働時間数（=所定内労働時間+所定外労働時間）を用いた。

「賃構」の2種類で非農林業、男女計のサービス残業の水準を計算し比較した。両推計で90年代を通じてサービス残業時間は増加しているが、その差は、2002年での「毎勤」による試算のほうが月10時間以上多い。

どちらの統計によるサービス残業時間がより妥当であるかを確認するために、単年実施されたサービス残業時間の水準と比較してみよう。2002年6月に実施された連合の「連合生活アンケート」調査は、サービス残業時間の実数を直接尋ねている点で他の調査にはない貴重な情報を提供している。同調査によれば、2002年のサービス残業の平均は月8.7時間である。この平均値は正社員以外の労働者のサービス残業時間も含んでいる。そこで、少なくとも1時間はサービス残業をしたことのある人のサービス残業時間の月平均をみると29.6時間、1日に換算すると約1.43時間となる（1カ月=20.6日で計算⁹⁾。2002年の「労調」と「毎勤」を用いた試算では、1日のサービス残業時間は約2.06時間、「労調」-「賃構」を用いた試算では、約1.57時間である。つまり、「労調」と「賃構」を用いた試算によるギャップのほうが、連合調査のサービス残業時間に近く、より実態にあった残業時間の値を示していると考えられる。

なお上記の計算結果は、祝日や年休取得日数を

勘案していないが、これらを調整した上で厳密に「労調」と「賃構」の乖離を単年で計算した玄田（1993）によれば、サービス残業時間は規模別に見て大企業で1カ月あたり18.7時間、小企業では9.1時間（1987年の値）に過ぎず、この値は本稿での1987年における値と比べてかなり小さい¹⁰⁾。

このように正確なサービス残業時間を試算することには困難が伴う。しかし、ここでサービス残業時間の水準以上に注目すべきは、時系列的に同一の方法を用いて計算したときに、90年代のサービス残業が拡大傾向にある点である。90年代に総労働時間は短縮傾向にあるが、サービス残業は逆に長くなっており、その傾向は特に大企業で顕著であるということが明らかになった。

III 有償のサービス残業

IIでは、90年代後半には大企業で最もサービス残業時間の伸びが著しかったことを確認した。そこで本節では、なぜ大企業でサービス残業が増えたのかについて検証する。

90年代のサービス残業の増加の原因を、非自発的サービス残業の増加に求めるならば、サービス残業は中小企業において最も増加したと予想さ

れる。なぜなら、中小企業は90年代を通じて業績悪化が著しく、賃金原資削減のために労働者の申告する残業時間に賃金を支払わなかった可能性があるからである。しかし実際には、IIで確認したように、より急激なサービス残業の伸びを見せるのは大企業である。このような大企業のサービス残業の増加を、単に不払い労働だけで説明することには無理がある。

本稿は、菅野(2002)が指摘したように、90年代を通じてホワイトカラーの仕事が高度化・専門化し、労働時間管理になじみにくくなったことが、大企業ホワイトカラー労働者のサービス残業時間を増加させた第一の要因であると考えられる。詳細はIII2で検証するが、それに先立って先行研究を概観しておくことにしよう。

1 先行研究

サービス残業の発生理由について検証した数少ない経済学的な先行研究は、サービス残業を単なる不払い労働と考えていない。サービス残業には報酬が支払われており、労働者が自ら進んで行う労働供給行動と考えている。

Pennenberg(2002)は、German Socio-Economic Panel(GSOEP)の13年分のパネルデータを利用し、1週間に1時間のサービス残業を少なくとも1年続けることは、10年で2%月収を上昇させる効果をもつことを明らかにした。彼は、労働者がサービス残業を教育訓練と捉え、サービス残業することで人的資本を高め、その結果将来所得が上昇すると説明した。

また三谷(1997)は、評価方法が業績に基づく職場では、サービス残業が発生しやすいことを実証した¹¹⁾。企業が労働者の労働時間ではなく、働いた成果を基準に賃金水準を決定する場合、労働者は労働時間を長くしてでも業績を上げようとする。その労働時間分の報酬は業績を上げた見返りとして、将来の昇進・昇給等で補填される。

このように、企業が労働者のサービス残業に対する報酬を後払いとするのは、労働のインセンティブを確保するためである。Ohashi(1989)は、企業は労働のインセンティブ確保のために、労働の強度に対して翌期のボーナスで対価を支払うとい

う仮説を提示している。労働の強度をサービス残業と読み替えれば、三谷の示したサービス残業の見方は、労働者の努力を引き出す手段と考えられる。

ただし三谷(1997)は評価方法とサービス残業の因果関係は示したものの、Pennenberg(2002)のように実際にサービス残業をした人は所得補填をされているかについては検証していない。もし、サービス残業した人に、サービス残業していない人以上の賃金支払いがないのであれば、企業は業績給という給与システムを導入して賃金原資削減をはかっているに過ぎない。そこで以下では、サービス残業をする労働者ほど報酬水準が高いことを確認する。

2 暗黙の契約仮説

以下では、三谷仮説を拡張し、労働者は企業との間に労働時間と報酬に関する暗黙の契約を結ぶという仮説について説明する。この仮説によって、自発的サービス残業をする労働者ほど報酬が高いことを明らかにする。

労働者は仕事を請け負う際に、報酬は低い仕事内容が固定的でサービス残業を必要としない仕事と、報酬は高い仕事内容に変動部分が多く自発的サービス残業の必要な仕事の、どちらかを選択できるとする¹²⁾。これが労使間に結ばれるサービス残業時間と報酬についての暗黙の契約である。

この契約は、企業から新たな仕事を提示されるたびに更新される。例えば目標管理制度の下で当期の目標設定をするための上司との面接など、半年もしくは年に1度、その時点からある一定期間の労働者の働き方を決めるイベントである。

企業がこのような契約を労働者に提示するのは、一方の労働者に割り当てる仕事に高度で専門的なものが含まれるためである。専門的かつ高度な仕事は、完了させるまでに必要な労働投入時間の予測が難しいし、観測も困難である。企業にとって必要労働投入時間が観測できない場合、時間給であれば、労働者は必要以上に労働時間を引き延ばして報酬を高めようとする。このため、高度で専門的な仕事ほど、労働時間ではなく、最終的なアウトプットを評価して報酬を支払う業績給のほう

が適している。また、企業はこのような仕事を請け負った労働者には、少なくとも不確定な労働時間を働くプレミアム分、請け負わなかった労働者よりも高い報酬を設定しなければならない。

さらに、業績給の下では、労働者は評価の対象にならない労働時間の情報を企業に申告する必然性はなくなり、労働者にとって労働時間を申告するか否かは無差別となる。労働者が自らの働いた時間を過少申告する現象が起こる。しかしながら、労働者は実際には働いているにもかかわらず所定外労働時間に直接的な割増賃金が支払われないことをもって、この所定外労働時間をサービス残業時間と認識する。

では、どのような性質を持つ労働者が、報酬が高いがサービス残業を要する仕事を選択するのだろうか。ここでは余暇選好の高い労働者がこの仕事を選択することを説明しよう。

n 人の労働者を雇っている企業を考えよう。個々の労働者の仕事の遂行能力は等しいが、異なる余暇選好を持っているとする。労働者 i ($i = 1, \dots, n$) の余暇選好を θ_i ($0 \leq \theta \leq 1$) とし、 $\theta_1 > \theta_2 > \dots > \theta_n$ と仮定する。余暇選好が高い人とは、賦与時間を労働と余暇で分けたとき、余暇から多くの効用を得やすい人である。一方で、余暇選好が低い人は労働の対価から多くの効用を得る。言い換えるならば、余暇選好はその労働者が、家庭で多く時間を費やしたいと考えている家庭志向の人か、それとも仕事に重点を置く仕事志向の人なのかを表す変数である。家庭志向の労働者ほど、労働時間が長くなることに対する苦痛が大きいと、追加的な労働に対してより多くの報酬の支払いを必要とする。

労働者 i は仕事の難易度 T_i ($T_i \geq 0$) を選択し、その仕事の対価として W_i の報酬をもらう。各労働者は仕事を行う上で費用を伴い、この費用は自ら選択した仕事の難易度および、余暇選好 θ_i に依存すると仮定する。

労働者 i の自発的サービス残業 s は、仕事の難易度 T_i に依存し、 $s(T_i)$ とする。この自発的サービス残業関数 $s(T_i)$ は、次のような性質を持つと仮定する。

- 仮定 1 (i) $s'(T_i) > 0$, (ii) $s''(T_i) > 0$,
(iii) $s(0) = 0$

(i)は、難易度の高い仕事を完遂させるにはより多くの労働時間が必要であることを表している。(ii)は、難易度が高まるにしたがって、仕事に対する限界自発的サービス残業（難易度の上昇に伴う自発的サービス残業の増分）が増加することを意味する。(iii)は、労働者が $T_i = 0$ つまり最も難易度の低い仕事に関しては、自発的サービス残業なし、すなわち所定内労働時間のみで完遂させることができることを意味する。

いま、労働者の効用関数を

$$U_i = u(W_i - C(s(T_i), \theta_i))$$

とおこう。 $C(s(T_i), \theta_i)$ は、自発的サービス残業に対する労働者の費用関数であり、次のような性質を持つと仮定する。

- 仮定 2 (i) $C_s > 0$, (ii) $C_{ss} > 0$,
(iii) $C_\theta > 0$, (iv) $C_{s\theta} > 0$

(i)は自発的サービス残業をするほど、労働費用は大きくなることを示す。(ii)は自発的サービス残業をするほど、自発的サービス残業に伴う限界労働費用が増えることを意味する。そして、労働者の費用関数は余暇選好にも依存する。(iii)余暇選好の高い人ほど、労働に対する費用は増加し、(iv)さらに労働時間の増加に伴う限界費用が大きくなると仮定する。

また、企業は労働者 i から利潤 $\pi(T_i)$ を獲得し、 $\pi' > 0$, $\pi'' < 0$ と仮定する。そして、労働者 i は仕事を完遂させることで得られる利潤以上の報酬を受け取ることはない。

このとき、労働者 i の効用最大化問題は次のようにあらわされる。

$$\max_{T_i} U_i = u(W_i - C(s(T_i), \theta_i))$$

$$s.t. \quad \pi(T_i) - W_i \geq 0$$

最大化問題の一階条件より、以下のように余暇選好が低い人ほど難易度の高い仕事を選ぶこと、そして、サービス残業をすることで賃金が上昇することが導かれる¹³⁾。

$$\frac{dT_i}{d\theta_i} < 0$$

$$\frac{dW_i}{ds} > 0$$

IV 実証分析

1 データと推定方法

本節では、前節の仮説に基づき、大企業ホワイトカラー労働者において、余暇選好の低い人ほど自発的サービス残業をし、報酬が高くなることを実証的に確認する。

i 番目の労働者が自発的サービス残業するか否かは余暇選好 θ_i^* に依存し、企業が提示する最適な労働者の報酬 W_i^* は、自発的サービス残業の有無 s_i^* によって逐次的に決まる。

以下の分析には前述の連合総研調査「ホワイトカラーのキャリア調査」を用いる。同調査は連合加盟の民間大手5組合（自動車、電機、化学、電力、百貨店の各業種から各1組合）において、中間管理職（課長相当職）への昇進決定要因を明らかにすることを目的としている。自記入方式アンケート調査票が各組合の協力のもと配付・回収され、有効回答数は1816人、有効回収率は86.5%であった¹⁴⁾。

まず、サービス残業の推定式は以下のようになる。

$$s_i^* = a + b\theta_i + u_i$$

$$s_i = 1 \quad \text{if } s_i^* > 0, \quad 0 \quad \text{otherwise}$$

被説明変数は、本調査の「あなたは忙しい時、いわゆるサービス残業、あるいは持ち帰る残業をやることがありますか」という設問を利用する。5社の合計従業員数1816人（自発的サービス残業の有無の設問に対する無回答者44人を含む）のうち、サービス残業をするものは1282人、しないものは490人と、およそ2対1の割合となっている^{15) 16)}。労働者は、時間ではなく、仕事を終わらせるまでに自発的サービス残業を要する仕事なのか、それとも要しない仕事なのかを選択している。すなわち、自発的サービス残業を表す変数は、以

下のように、自発的サービス残業するならば1、しないのであれば0となるような二値変数となる。

説明変数には、余暇選好変数を用いる。小倉(2000)は、性別、年齢、職種、業種をコントロールしてもなお、労働者の余暇志向が強いほど年休取得率が高いことを示している。そこで、労働者の有給休暇取得状況を、余暇選好の代理変数とする。具体的には「年次有給休暇を完全に消化していますか」という質問に対し、「はい」と答えた人を余暇選好の高い人（男性312人、女性95人）、「いいえ」と答えた人を余暇選好が低い人（男性1292人、女性81人）とみなした¹⁷⁾。推定方法はプロビットである。

次に、自発的サービス残業によって報酬が高まるかを報酬の決定式を推定することで確認する。

$$\ln W_i = \alpha_i + \beta s_i + \gamma OVER + \varepsilon_i$$

被説明変数は、年収（階級データの中央値）の対数値である。説明変数は、サービス残業の決定式で被説明変数に用いたサービス残業の有無である。そして、サービス残業をする人ほど超過労働時間も長く、賃金水準は自発的サービス残業によってではなく、超過労働時間に対する割増賃金によって高まる可能性があるため、自発的サービス残業時間以外の労働時間を考慮するために、1993年の「賃構」から大企業、×学歴（3分類）×性（2分類）×産業中分類（5分類）の所定内実労働時間と超過実労働時間を利用した¹⁸⁾。変数の詳細は表1、その記述統計は表2に示している。

推定方法は、OLS推定とGMM推定を用いる。今回の推定モデルは労働者の余暇選好がサービス残業の有無を決め、サービス残業の有無が報酬水準を決めるという逐次モデルである。このような逐次モデルでは、 u_i と ε_i の共分散が0である場合にはOLS推定で s_i の係数の一致推定量を得ることができるが、最も効率的な係数は得られないので、誤差項と操作変数が直交するという条件を置いたGMM推定も行う^{19) 20)}。

2 推定結果

まず自発的サービス残業と余暇選好の推定結果を表3に示した。自発的サービス残業に対する余

表1 変数定義表

被説明変数	
サービス残業	サービス残業の有無 0=しない：1=する
賃金水準	連合総研データの昨年の年収（ボーナス含む） 階級データの中央値の対数値
説明変数	
余暇選好	(過去) 有給休暇を完全に消化しているか 0=消化しない：1=消化する
転職経験	転職経験の有無 0=ない：1=ある
役職	0=係長クラス，課長（部下なし） 1=課長クラス（部下あり），次長クラス，部長クラス
性別	0=女性：1=男性
学歴	高校卒，短大卒，大学・大学院卒
年齢	年齢 年齢2乗項/100
労働時間	1993年「賃構」の産業（中分類），企業規模，性別，学歴， 年齢階級別・所定内実労働時間・超過実労働時間（2乗）を利用
企業	基準=電力D社 自動車A社，電機B社，化学C社，百貨店E社の各ダミー
職種	基準=製造 事務，営業，物流，研究開発，その他の各ダミー

表2 記述統計量

変数名	サンプル・サイズ	平均	標準偏差	最小値	最大値	
サービス残業	1583	0.728	0.445	0	1	
賃金水準の対数値	1583	6.398	0.357	5.70	7.09	
余暇選好	1583	0.231	0.421	0	1	
転職経験	1583	0.742	0.438	0	1	
役職	1583	0.140	0.347	0	1	
性別	1582	0.039	0.194	0	1	
学歴	高校卒	1583	0.913	0.282	0	1
	短大卒	1583	0.196	0.397	0	1
	大学・大学院卒	1583	0.062	0.241	0	1
年齢	年齢	1583	33.700	6.205	19	49
	年齢2乗	1583	11.742	4.336	3.61	24.01
労働時間	所定内実労働時間	1583	156.522	5.449	145	171
	超過実労働時間	1581	14.023	5.602	1	26
	超過実労働時間2乗/100	1581	228.021	144.852	1	676
企業	自動車A社	1583	0.152	0.359	0	1
	電機B社	1583	0.242	0.428	0	1
	化学C社	1583	0.216	0.412	0	1
	電力D社	1583	0.262	0.440	0	1
	百貨店E社	1583	0.128	0.334	0	1
職種	事務	1583	0.179	0.383	0	1
	営業	1583	0.256	0.436	0	1
	物流	1583	0.067	0.250	0	1
	研究開発	1583	0.056	0.230	0	1
	製造	1583	0.370	0.483	0	1
	その他	1583	0.078	0.269	0	1

表3 推定結果

被説明変数＝サービス残業の有無

		(1)			(2)		
		係数	漸近的 t 値	限界確率	係数	漸近的 t 値	限界確率
有給休暇取得有無		-0.523	-6.36***	-0.184	-0.523	-6.30***	-0.184
役職		-0.025	-0.24	-0.008	-0.054	-0.41	-0.018
性別		0.210	1.74*	0.072	0.241	1.67*	0.084
労働時間	超過実労働時間				-0.002	-0.27	-0.001
職種	事務	-0.180	-1.86*	-0.061	-0.183	-1.86*	-0.062
	営業	0.332	3.55***	0.103	0.324	3.38***	0.101
	物流	-0.104	-0.73	-0.035	-0.105	-0.73	-0.035
	研究開発	0.096	0.61	0.030	0.099	0.63	0.032
	その他	-0.148	-1.12	-0.050	-0.149	-1.13	-0.051
	定数項	0.521	3.91***		0.533	3.43***	
修正済み決定係数				0.0387			0.0386
サンプル・サイズ				1583			1581
対数尤度				-890.961			-890.462
χ^2 乗検定値				0			0

資料出所：連合総合生活開発研究所「ホワイトカラーのキャリア調査」

注：1) ***, **, *はそれぞれ1%, 5%, 10%水準で統計的に有意であることを示す。

2) 各説明変数の定義については表1参照。

3) 説明変数がダミー変数の場合の限界確率は、当該変数が0から1に変化したときの不連続な変化を表す。

暇選好変数の係数は統計学的に有意に負である。つまり余暇選好の高い人ほど自発的サービス残業せず、低い人ほど自発的サービス残業をしているという予想通りの結果が得られている。

次に賃金水準に対する自発的サービス残業有無の効果を表4に示している。職種ダミーを含む推定式(1)含まない推定式(2)のどちらのOLSの結果も、サービス残業係数の符号は統計学的に有意にゼロと異ならない。一方GMM推定では、自発的サービス残業の係数は統計的に有意に正の結果を得ており、自発的サービス残業をした人ほど年収が高いことを確認できた。このことは、超過労働時間が長いことによる割増賃金分の年収の増加を考慮してもなお、確認できる。なお、GMMの推定モデルの妥当性はJ統計量によって支持されている。

以上の結果をまとめると、余暇選好が低い労働者ほど自発的サービス残業を行い、自発的サービス残業する労働者ほど賃金水準が高いことがわかる。この推定結果は、労働者が自らの余暇選好に従って自発的サービス残業をするか否かを決め、企業はその労働の対価として自発的サービス残業をした者に高い賃金を支払うという、前節で提示

した暗黙の契約仮説と整合的である。

V 結びと今後の課題

本稿では大企業のホワイトカラーが自発的サービス残業をする理由を、本人へのアンケート調査から分析した。その結果、職種の相違等を制御してもなお余暇選好が低いホワイトカラーほど自発的サービス残業をしており、自発的サービス残業するホワイトカラーほど年間報酬総額が高い傾向が確認できた。

これは、企業が就業に対する志向の強い労働者との間に、高賃金のかわりに自発的サービス残業をするという暗黙の契約を結んでいると経済学的には考えられる。労働者が自己申告しないために生ずる自発的サービス残業は、企業による一方的な搾取的処遇のために生じているのではなく、労使間での事前契約の結果と解釈できる。90年代後半の大企業における自発的サービス残業増加の背景には、賃金と労働時間の連関を弱める成果主義的人事制度の導入があったことが推測される。

無論、90年代後半に急増した自発的サービス残業を上記の理由だけに求めるのには異論もある

表4 推定結果

被説明変数：賃金水準

	OLS(1)		OLS(2)		GMM	
	係数	t 値	係数	t 値	係数	漸近的 t 値
サービス残業の有無	0.001	0.13	0.001	0.07	0.090	2.26**
転職経験	-0.087	-4.46***	-0.088	-4.50***	-0.093	-4.56***
役職	0.087	5.57***	0.088	5.66***	0.090	6.51***
性別	0.196	9.08***	0.199	9.24***	0.190	7.41***
労働時間						
所定内実労働時間	0.009	2.84***	0.009	2.80***	0.009	2.38**
超過実労働時間	0.007	1.70*	0.007	1.59	0.009	2.02**
超過労働時間 2 乗	-0.001	-3.76***	-0.001	-3.66***	-0.001	-3.97***
年齢						
年齢	0.140	20.94***	0.141	21.16***	0.132	18.58***
年齢 2 乗	-0.139	-13.73***	-0.140	-13.91***	-0.001	-12.89***
学歴						
高校卒	-0.094	-6.24***	-0.095	-6.35***	-0.089	-4.96***
短大卒	-0.013	-0.75	-0.012	-0.69	-0.013	-0.70
企業						
自動車 A 社	-0.090	-4.96***	-0.092	-5.15***	-0.097	-5.63***
電機 B 社	-0.184	-8.51***	-0.181	-8.46***	-0.191	-8.14***
化学 C 社	-0.207	-6.36***	-0.208	-6.42***	-0.207	-5.89***
百貨店 E 社	-0.264	-4.73***	-0.264	-4.77***	-0.274	-4.41***
職種						
事務	0.006	0.53				
営業	-0.004	-0.36				
物流	-0.022	-1.37				
研究開発	0.021	1.24				
その他	-0.011	-0.76				
定数項	1.830	3.69***	1.835	3.71***	2.006	3.68***
サンプル・サイズ		1580		1580		1580
修正済み決定係数		0.8351		0.8345		
J 統計量 (6)						9.253
p 値						0.160

資料出所：連合総合生活開発研究所「ホワイトカラーのキャリア調査」

注：1) ***, **, *はそれぞれ 1%, 5%, 10%水準で統計的に有意であることを示す。

2) 各説明変数の定義については表 1 参照。

3) 操作変数は有給休暇取得の有無と職業ダミー、定数項である。

だろう。ここで用いたデータは 1993 年のものであり、それ以後の状況とは異なっているかもしれない。データ利用の制約から本稿の分析では適わなかったが、2002 年末以降、連合や厚生労働省などもサービス残業の実態調査を進めており、将来はそれらによる分析が望まれる。ただし本稿の結果からも、サービス残業が急増した理由に関する以下のような仮説も考えられる。

ひとつには、1998 年以降の裁量労働制普及の影響である。賃金と労働時間の関連性を弱める裁量労働制は自発的サービス残業を増加させる要因となる²¹⁾。そして、もうひとつは企業側の採用基準の変化の影響である。労働市場が超過供給状態

にあるとき、企業は、多数の求職者の中から低賃金でより多くの労働サービスの提供を申し出る人々を正社員として採用しようとする。その過程で、就業志向性の高い人々のみ雇用契約が結ばれ、潜在的に自発的サービス残業の可能性を多く有する人々が、大企業ホワイトカラーに高い割合で含まれるのかもしれない。

最後に、本稿が現存するサービス残業をすべて肯定するものではないことはあえて明記しておきたい。むしろ、サービス残業を含めた労働時間に対する適切な報酬対価に関する契約時の合意を明らかに欠いている場合については、行政上の関与が不可欠となる。労働時間と報酬についての労使

双方の合意が形成しやすくなるよう、契約時点での情報開示のあり方を法的に整備することなども今度の重要な政策課題となるだろう。

いずれにせよ、これらの仮説が妥当かどうかは、1990年代後半以降のサービス残業の実情を調査したデータを精緻に分析することで明らかになるだろう。

*本稿の分析に当たり、東京大学社会科学研究所附属日本社会研究情報センターSSJデータアーカイブから「ホワイトカラーのキャリア調査」(連合総合生活開発研究所)の個票データの提供を受けました。論文を作成するに当たり、ご指導いただいた本誌の2名のレフェリーに感謝いたします。また、玄田有史、宮川努、石井光、今野浩一郎、奥田栄二、神戸伸輔、篠崎武久、鈴木不二一、別所俊一郎、牧野達治、脇坂明の各氏から貴重なご助言をいただきました。心より感謝申し上げます。なお、本稿に有り得べき誤りは、すべて筆者個人に属するものです。

- 1) 厚生労働省の集計によると、労働基準法や労働安全衛生法の違反を是正するために、2003年は、全国の約12万1000事業所を立ち入り調査したが、うち約15%に当たる事業所で割増賃金が支払われていないことが判明した。サービス残業があったとして、全国の労働基準監督署が事業主に残業代の支払いを求めた是正指導は、1万8511件に上り、前年(約1万7077件)を1500件近く上回る6年連続の増加で、過去30年間で最も多かった。労働基準法違反容疑で書類送検した件数も、前年の49件から84件に増加した。
- 2) 2001年連合総研調査、2002年連合調査は、サービス残業の発生理由を労働者に聞いた画期的な調査である。この二つの調査結果に関しては、鈴木(2003)が詳細に紹介している。
- 3) 日本以外の国でも、サービス残業時間を計測した調査はほとんど存在しない。著者の知る限りでは、Bell *et al.* (2001)は1993年にイギリス、ドイツにおいて、サービス残業時間を計測している。ドイツ男性労働者全体の月サービス残業時間は2.5時間、イギリスは8.4時間である。また、サービス残業を少しでもした人の中での月平均サービス残業時間は27.6時間、イギリスでは39.4時間である。実施時期や調査対象者の属性も異なるため、この調査結果でサービス残業時間の水準を日本と比較することはできないが、少なくともこの2カ国にはサービス残業が存在しており、日本のサービス残業が国際的に特異な現象とは断定できない。
- 4) 菅野和夫(2002) p.201, 1.5。
- 5) 雇用契約を完全に文書化することは極めて困難であり、不完備な契約を労使双方の了解によって補っている。このような書面によらない当事者間の了解を経済学では「暗黙の契約」と表現している。
- 6) 先行研究では、「毎勤」が利用される。しかし、規模別労働時間を算出するにあたり、「労勤」は企業規模であるのに対し、「毎勤」は事業所規模である。そこで、今回は「毎勤」の他に「賃構」も利用した。なお、「労勤」は月末1週間の調査であり、かつ今回の試算には年報を使用していることから年平均値であるのに対し、「賃構」は6月1カ月の調査であるため、月による労働時間の増減特性を考慮できていない。

- 7) 週労働時間60時間以上の階級の中央値は70時間に設定している。
- 8) 90年代平均は、1000人以上の大企業で32.5時間、100-999人の中堅企業で29.3時間、100人未満の中小企業では26.3時間である。
- 9) サービス残業の試算をする際に、議論となるのは管理職のデータを含めるか否かである。管理職には残業代が支払われないため、管理職にはそもそもサービス残業という考え方が存在しないはずである。しかし、連合総研の調査は、管理職も自分がサービス残業をしているという認識を持っていることを示している。正社員組合員のサービス残業の平均は1日1時間1分である(うちサービス残業をしない人が46.3%)。男性一般職と同じく1時間(同48.6%)、係長クラスで1.4時間(同37.7%)、課長クラス以上で1.3時間(同41.5%)である。このため、本稿も管理職データも含めた推定を行っている。
- 10) 玄田(1993)の推計した1987年の1カ月の規模別サービス残業時間は、18.7時間、14.9時間、9.1時間となっている。本稿の推計では、34.3時間、29.0時間、23.5時間となり、それぞれ15.6時間、14.1時間、14.4時間ずつ、本稿のほうが過大に推計している。このような差異が生じる主な理由としては、本稿では週休制の形態を考慮していない点にある。これを考慮するためには、厚生労働省「賃金労働時間等実態調査」が必要となるが、これが隔年調査であるために時系列の計算には利用できない。よって本稿では玄田(1993)のような調整を行わず、サービス残業を時系列で計算することに重点をおいている。
- 11) 三谷(1997)は評価方法の違いによって2種類のサービス残業が発生することを指摘した。ひとつは本文中の評価基準が業績であるときのサービス残業の発生であり、もうひとつは評価基準が年功に基づくとき、労働者は労働時間の長短が評価基準になると考え、ただ職場に居残ることを確認した。
- 12) 同様の分析枠組みとしては、中村・中馬(1994)がある。これは、女性のパートタイム労働者が、例えば賃金が700円で週4日働く仕事と、賃金が650円で週2日働く仕事ではどちらを選択するだろうかという問題意識の下に、仕事属性と賃金の組み合わせをヘドニック賃金関数を用いて検証したものである。
- 13) 効用最大化のための一階の条件は以下のように表される。

$$-u'(W_i^* - C(S(T_i^*, \theta_i)))C_s(S(T_i^*, \theta_i))S'(T_i^*) + \lambda\pi' \leq 0 \quad \text{if } T_i^* \geq 0 \quad (1)$$

$$C_s(S(T_i^*, \theta_i))S'(T_i^*) \geq \pi'(T_i^*) \quad (2)$$

$$\pi(T_i^*) - W_i = 0 \quad (3)$$

厳密な不等式のときは、 $T_i = 0$ となる。

T と θ の関係についてみるために(3)式を全微分すると、

$$[C_{ss}(S(T_i^*, \theta_i))(S'(T_i^*))^2 + C_s(S(T_i^*, \theta_i))S''(T_i^*) - \pi''(T_i^*)]dT_i + [C_{s\theta}(S(T_i^*, \theta_i))S'(T_i^*)]d\theta_i = 0$$

となる。上記の費用関数とサービス残業関数の形状の仮定から、

$$[C_{ss}(S(T_i^*, \theta_i))(S'(T_i^*))^2 + C_s(S(T_i^*, \theta_i))S''(T_i^*) - \pi''(T_i^*)] > 0$$

$$[C_{s\theta}(S(T_i^*, \theta_i))S'(T_i^*)] > 0 \quad \frac{dT_i}{d\theta_i} < 0$$

よって、余暇選好 θ_i の上昇は T_i を減少させる。
また一階条件の(2)より、

$$C_s(S(T_i^*, \theta_i))S'(T_i^*) = \pi'(T_i^*)$$

$$\frac{d\pi(T_i)}{ds} = C_s(S(T_i^*, \theta_i)) > 0 \text{ (仮定 2 より)}$$

そして、一階条件の(3)より、

$$\pi(T_i) - W_i = 0$$

$$\frac{dw_i}{d\pi_i} = 1$$

$$\frac{dw_i}{ds} > 0$$

よってサービス残業 s をするほど、賃金 W_i が上昇することがわかる。

- 14) 対象者選定の具体的方法は各組合と個別相談の上、各社の人事制度、組合の組織範囲を勘案して以下のように指定している。自動車A社：男子事務技術職 300名（非組合員 100名程度を含む）電機B社：事務営業職 250名、技術職 250名（課長相当職の多くは組合員）化学C社：男子事務技術職 500名（非組合員を含め資格グループを3区分し、それぞれに均等に配布）電力D社：男子事務技術職 500名（非組合員 100~150名を含む）百貨店E社：組合員 300名（男子 200名、女子 100名。課長相当職は組合員）
- 15) 原データの標本数が1816であるのに対し、推定に使用した標本数は1583である。まず、職種の種類が5社に共通でない140サンプルを推定に利用しなかった。次に、各設問に対する無回答サンプルも利用しておらず、転職経験についての無回答は1サンプルあった。さらに、推定に使用する年齢層を限定し、92サンプルを取り除いた。
- 16) 本稿の使用データが組合を通じての調査であるため、サンプルが組合員に偏り、「サービス残業」しているとの回答が多くなる可能性がある。ただ、本調査には組合員だけでなく非組合員のサンプルも含まれている。非組合員でサービス残業する人の比率は69.7%、組合員では71.4%と大差なく、組合員のほうがよりサービス残業していると回答する傾向は確認できない。よって本調査が、大企業ホワイトカラーの実態以上にサービス残業する労働者を多く含む可能性は小さいと考えられる。
- 17) 無回答37サンプルを除いている。
- 18) 連合総研データには中学卒のサンプルが含まれない。このため、ここでの学歴は高校卒・短大・高専卒、大学卒の3分類である。
- 19) 操作変数には、職種ダミーを利用した。職種は、それぞれの職務の難易度を通してサービス残業の有無に影響を与える。一方で、中村（1991）、野田（1995）が検証したように、ホワイトカラー労働者は部署間を異動したとしても技能的な関連を持った異動であるため、職種（部署）間の賃金差は小さいと考えたからである。実際、今回のデータを用いた推定では職種（部署）ダミーはサービス残業の決定式では有意であるのに対し、報酬決定式では有意でなかった。推定結果は表3と表4(1)に示している。しかし、奥井・大竹（1997）などが示したように、日本に職種間賃金格差は存在する。本稿の推定で職種ダミーが有意でなかった理由は、調査対象企業が大企業5社であること、ホワイトカラーに限定した調査であること、また40代以下のサンプルに限定して推定してい

る点などが考えられる。

- 20) 逐次モデルの場合に、GMM推定によって、効率的な推定量を得られることについては、Wooldridge（2001）p.228を参照。
- 21) 佐藤（2001）は、ホワイトカラーの詳細な調査から、裁量労働にも、あくまで実際に勤務した時間を基準に手当を申請する単純労働時間制タイプが存在することを明らかにした。つまり、裁量労働制の下で必ずしも労働時間と賃金のリンクが弱まるとは限らない。

参考文献

- 奥井めぐみ・大竹文雄（1997）「「職種格差」か「能力格差」か？——職種間賃金格差に関する実証分析」『日本労働研究雑誌』No.449, pp.37-49.
- 小倉一哉（2000）「年次有給休暇取得の規定要因に関する分析」『日本労働研究機構研究紀要』No.20, pp.19-56.
- 小野旭（1991）「統計より200時間多い日本の労働時間」『エコノミスト』12月16日号, pp.74-77.
- 玄田有史（1993）「労働時間と賃金の産業間格差について」『日本経済研究』No.24, pp.23-41.
- 佐藤厚（2001）『ホワイトカラーの世界』日本労働研究機構。
- 菅野和夫（2002）『新・雇用社会の法』有斐閣。
- 鈴木不二一（2003）「サービス残業の実態と労働組合の対応」『日本労働研究雑誌』No.519, pp.47-57.
- 中村二郎・中馬宏之（1994）「ヘドニック賃金アプローチによる女子パートタイム労働者の賃金決定」『日本労働研究雑誌』No.415, pp.23-29.
- 中村恵（1991）「製造業事務系のキャリア形成」小池和男編『大卒ホワイトカラーの人材開発』東洋経済新報社、第5章, pp.139-172.
- 日本労働組合総連合会（2002）「2002連合生活アンケート」調査結果「雇用リストラの中で高まる仕事の負荷と不払い残業の実態」。http://www.jtuc-rengo.or.jp/new/download/chousa/2002_seikatu_enq/index.html（2003年6月現在）
- 野田知彦（1995）「理工系、文系と昇進——理工系役員と文系役員と比較」橘木俊昭・連合総合生活開発研究所編『「昇進」の経済学』第9章, pp.205-227.
- 早見均（2002）「労働時間は減ったのか」『日本労働研究雑誌』No.501, pp.52-53.
- 三谷直紀（1997）「サービス残業と労働努力」『企業内賃金構造と労働市場』第2章4節、勁草書房。
- 連合総合生活開発研究所（2002）『働き方の多様化と労働時間等の実態に関する調査研究報告書』
- Bell, D. N. F., Gaj, A., R. A. Hart, O. Hübler, and W. Schwerdt（2001）, *Unpaid Work in the Workplace. A Comparison of Germany and the UK*, Anglo-German Foundation for the Study of Industrial Society, London.
- Ohashi, I.（1989）“On the Determinants of Bonuses and Basic Wages in Large Japanese Firms,” *Journal of the Japanese and International Economies*, Vol.3, No.4, pp.451-479.
- Pennenberg, M.（2002）“Long-Term Effects of Unpaid Overtime: Evidence for West Germany,” IZA Discussion Paper No.614.
- Wooldridge, Jeffrey M.（2001）*Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*, The MIT Press.

〈2003年6月12日投稿受付, 2004年10月8日採択決定〉

たかはし・ようこ 学習院大学経済学研究科博士後期課程。
最近の主な論文に高橋陽子・玄田有史 (2004) 「中学卒・高
校中退と労働市場」『社会科学研究 (東京大学社会科学研
究所紀要)』第55巻 第2号, pp.29-49。労働経済学専攻。