

景気変動と賃金格差*

児玉 直美、横山 泉**

<要旨>

本稿では、1989～2013年の賃金構造基本統計調査データを使って、景気変動と被雇用者の年収格差について分析を行った。全サンプルによる実質年収に関しては、ジニ係数、変動係数(Coefficient of Variation: CV)共に経年的に上昇してきたが、景気変動との関連では、1990年代には、景気拡張期か景気縮小期かに関わらず、ジニ係数も、CVもあまり変化していない。2000年～2010年にかけては、景気拡張期も景気縮小期も格差は拡大しているが、どちらかと言うと、景気拡張期の方が格差がより拡大している。2010年以降は、再び、ジニ係数もCVも景気変動と関わりなく安定して推移している。男性フルタイム労働者サンプルの実質賃金のジニ係数やCVからは、1990年代前半までは男性フルタイム労働者間の年収格差は縮小し、その後、徐々に格差は拡大、2007～08年をピークに格差が縮小している様子が見えてくる。以上のことは、長期トレンドとして年収格差は広がっているが、その景気変動との関連ははっきりしないことを示している。

景気拡張期と景気後退期が残業手当に与える影響は非対称である。景気が悪くて残業手当が減るという効果の方が、好況で残業手当が増えるという効果よりも大きい。また、景気変動と残業の関係について、1997年以降、労働市場の構造変化が起こったことを利用した分析によると、1997年以降、残業時間の失業率に対する感応度が全ての四分位で落ちている。つまり、1997年以降、労働市場の構造変化が起こり、雇用調整による業務量の調整が行いやすくなったために、景気後退期に、残業時間でなく雇用で調整するようになったと考えられる。その傾向は年収の低い四分位でより強いことが示された。景気循環が労働時間格差を通じて賃金に影響を与え、景気停滞期に低所得者の間で労働時間、残業手当の減少が大きい。労働時間調整が企業活動の繁閑の調整弁として使われていること、またその機能が近年弱まっていることがうかがえる。

JEL Classification Codes : D31, J31, J81

Keywords : 景気変動、賃金、格差

* 平成28年度ESRI国際コンファレンスの参加者、特に、討論者の濱秋純哉氏、及び詳細なコメントをいただいた樋口美雄氏、山本勲氏に深く感謝いたします。

**児玉 直美：一橋大学経済学研究科准教授、横山 泉：一橋大学経済学研究科講師

Business Cycle and Wage Inequality in Japan

By Naomi KODAMA and Izumi YOKOYAMA

Abstract

Using the Basic Survey on Wage Structure from 1989 to 2013, we examine the relationship between business cycle and inequality of employees' wage: For the wage index, we use real annual earnings deflated by consumer price index. While Gini coefficient and Coefficient of Variation (CV) of real wage among all employed workers increased throughout the period, the relationship between business cycle and wage inequality in 1990s did not show a strong trend. In contrast, during 2000s, wage inequality seems to have become rather more pro-cyclical in booms than in recessions, although inequality tends to increase regardless of business cycle. After 2010, Gini coefficient and CV remain at a high level. According to Gini coefficient and CV of male full-time workers, who are unlikely to repeat entry and exit into labor market so often, wage gap decreased until mid-1990s, gradually increased from mid-1990s to 2008, and again has been shrinking after 2008.

The influence booms and recessions have on overtime allowances is asymmetric: the magnitude of drops in overtime allowances during recessions is larger than that of increase in overtime allowances during booms. Exploiting the change in employment structure in 1997, we analyze how the relationship between business cycles and overtime has changed during 1990s and 2000s. Our results reveal that overtime became less responsive to unemployment rate in all quantiles of annual earnings after 1997. The change of labor market structure in 1997 enabled firms to adjust employment more easily. Consequently, firms have come to handle fluctuations in labor demand by changing employment rather than overtime after the structural change, and this trend is strong especially among lower wage quantiles. Overtime adjustment used to play a role of absorption of business fluctuations in 1990s, but after 1997, the role has been replaced by employment.

JEL Classification Codes: D31, J31, J81

Keywords: Business Cycle, Wage, Inequality

1. はじめに

多くの国で、過去 30 年間、賃金や所得の格差が拡大している (Krueger et al. 2016)¹。例えば、米国では、1970-80 年代には、賃金の低い層の賃金は伸び悩み、賃金の高い層の賃金が増加した。一方、2000 年代以降は、賃金の高い層、低い層の賃金は中間層に比べて伸びが高かった。このような賃金の二極化は、米国 (Autor et al. 2003) だけでなく、英国 (Goos and Manning 2007)、ドイツ (Dustmann et al. 2009)、その他欧州各国 (Goos et al. 2009, 2014) でも観測されている。OECD (2015) は、この 30 年間、OECD 諸国では、景気が良い時も悪い時もずっと所得格差が拡大し続け、リーマンショックでもその傾向は変わらなかったことを報告している。格差拡大の背景には、産業構造、年齢構成の変化、技術の進展 (Card and DiNardo 2002, Goos et al. 2014)、グローバル化、労働組織率の低下 (Card 2001)、最低賃金の変化等、様々な要因があると言われている。

日本でも、所得や家計所得の格差が広がっていることを、多くの研究が確認している (Tachibanaki 1998, Ohtake 2005, Tachibanaki 2005, Kambayashi et al. 2008, Moriguchi and Saez 2008, Ohtake 2008, 太田 2009, Moriguchi 2010, Lise et al. 2014, Yamada and Kawaguchi 2015, Yokoyama et al. 2016)。しかし、分析対象とする期間、データ、定義が異なるため、格差拡大の時期、理由、影響を受けた層については、研究によって異なる結果が得られている。

景気変動と賃金／所得格差の研究については、大きく分けると 3 つの手法がある。一つ目は、特定の国の全国民、全労働者 (あるいは無作為抽出されたサンプル) のデータによる賃金、所得格差と景気指標との関係性を分析する方法である。二つ目の方法は、格差を計測する指標 (ジニ係数等) と景気指標 (GDP 伸び率等) の国際比較 (クロス・カントリー) 分析である。三つ目は、個人又は家計のパネルデータにより、同一個人 (家計) の賃金、所得変動と景気の連動性を分析する方法である。また、その分析対象も、労働者の時間当たり賃金、総賃金、失業者も含めた国民 1 人当たりの総所得、家計単位の総所得など、いろいろなバリエーションが考えられる。

本稿では、労働者の賃金格差が、景気変動によってどのような影響を受けるかを明らかにしたい²。1970-80 年代には、賃金の低い層の賃金は伸び悩み、賃金の高い層の賃金が増加するという格差であったが、2000 年代以降は、中間層の賃金が、高い層、低い層に比べて伸び悩むという現象が起こった。階層によって影響が異なることを明示的に捉えるために、今回は、伝統的な格差指標である CV、ジニ係数とマクロの景気変動を使った分析ではなく、個々人の賃金データを使って、四分位毎の賃金の変化を観察するという手法を用いた。一般的には、賃金格差を景気指標に回帰する方法が最も直接的な分析方法と言える

¹ 本稿では、労働によって受け取る給与、手当、ボーナス等による収入を賃金と呼び、賃金に加えて、再分配によって受け取る年金等や資産から得る地代、配当等も含めた収入を所得と呼ぶこととしたい。以下の文献レビューにおいては、原文で wage と記載されているものを賃金、income と記載されているものを所得と翻訳している。

² 本稿では、世帯ではなく、労働者個人の年収、残業手当、ボーナス等に注目する。

が、景気が格差に影響するメカニズムを探究することも本稿の目的の一つでもある。そこで、賃金を構成する労働時間などの各変数と景気との関係を見ることにより、どのようなメカニズムで格差と景気に関係性が生まれているかを求めることを可能にする。そこで、後半では賃金格差の動向だけでなく、その要因、特に、残業手当（残業時間）の果たす役割についても考察を加えている。

2. 景気変動と賃金／所得格差の既存研究

景気変動と賃金／所得格差の研究については、古くから蓄積がある。Parker (1999) が、1946～1998年の研究のレビューを通じて、景気縮小期には所得分配に逆累進的な効果が働くため、格差が拡大する傾向があるとまとめている。その後、リーマンショックの影響もあって、特にこの数年間、景気変動と格差に関する新しい研究結果が次々と生み出されている。（例えば、Heathcote et al. 2010, Hoover et al. 2009, Barlevy and Tsiddon 2006）。Heathcote et al. (2010) は、1967～2006年の50年間にわたる米国のデータから、景気後退期に所得格差が拡大する傾向があり、また所得格差の拡大は景気が回復し始めて数年間は続くことを見出した。同様に、Hoover et al. (2009) は、家計所得格差は反景気循環的で、所得の低い層が最も失業ショックを受けやすいことを明らかにした。Alessandrini et al. (2016) も、1967～2013年のCPS (Current Population Survey) を使って、所得格差は反景気循環的であり、低所得層が最も景気循環の影響を受けやすく、しかしながら、時間当たり賃金の景気に対する感応度は低く、所得格差が反景気循環的な動きを示すのは、景気循環が労働時間格差に大きな影響があるからであると述べている。景気低迷が労働時間格差を拡大する理由について、Alessandrini et al. (2016) は、不況は労働時間を均質に減らすのではなく、低所得層は、余暇、教育、引退のためにより大きく労働時間を減らす、高所得層ではその効果が小さいと説明している。Bonhomme and Hospido (2015) は、1988～2010年のスペインのデータを使って、1993年の景気停滞期には格差が拡大、1997～2007年の景気拡張期には格差が縮小、その後の景気後退期では格差が急拡大したと述べている。この理由について、Bonhomme and Hospido (2015) は、中低所得層の雇用と連動していること、中低所得層の雇用が住宅需要から派生する建設労働者の需要に大きく影響を受けていることを挙げている。1981～1992年のカナダでは、週当たり賃金の格差は反景気循環的で、好況時に格差は縮小、不況期に格差が拡大し、景気変動をコントロールした場合にはトレンドとして格差が拡大し続けている (Richardson 1997)。

Dauth et al. (2015) は、ドイツでは、リーマンショックは国内だけを市場としている企業より輸出企業でより大きな負のショックを受けたことから考えると、輸出企業でより強く賃金調整が行われたと述べている。輸出プレミアム（一般的に、輸出企業の方が国内企業よりも賃金が高い）が2007年から2008年にかけて縮小したことは、全体として賃金格差を縮小した。

Barlevy and Tsiddon (2006) は、所得格差が反景気循環的であるという研究に対して、多くの実証研究が使っているデータの期間において趨勢的に格差が拡大していることが、この結論を招いているのではないかという疑問を持った。Barlevy and Tsiddon (2006) は、景気循環と景気トレンドの両方を考慮したモデルから、景気後退は長期トレンドを増幅することを発見した。つまり、長期的に格差が拡大している時期の景気縮小は格差を拡大し、長期的に格差が縮小している時期の景気縮小は格差を縮小するというのである。Barlevy and Tsiddon (2006) のモデルでは、長期的に賃金格差が拡大する局面というのは、新技術が拡散していく状況で、技術進歩が速い職種では景気縮小が格差を拡大すると説明している。

ボーナスと格差の研究として、Bryan and Bryson (2016) が挙げられる。Bryan and Bryson (2016) は、英国の 1991～2008 年のパネルデータ、British Household Panel Survey (BHPS) データを使って、景気拡大期に、真ん中より高所得層の時間当たり賃金格差を拡大していること、格差拡大にはボーナスの影響が大きいことを明らかにした³。

所得格差が拡大した要因について、OECD (2015) は、クロス・カントリー・データを使って、賃金下落より雇用喪失の影響が大きいと述べている。また、Messina et al. (2009) は、1960～2004 年の OECD18 か国のクロス・カントリー・データを使って、デフレートする変数によって賃金格差と景気変動の関係性が異なり、また、国によって両者の関係性が違うと主張した。実質賃金は、ドイツ、日本、英国、米国では順景気循環的であり、カナダ、アイルランド、ニュージーランド、スペインでは反景気循環的であり、オーストラリア、オーストリア、ベルギー、フィンランド、フランス、イタリア、オランダ、ノルウェー、スウェーデンでは、消費者物価指数でデフレートした実質賃金は順景気循環的であり、生産者物価指数で実質化した実質賃金は反景気循環的であるというのである。Messina et al. (2009) は、また、賃金と雇用の関係についても正の相関があることを明らかにした。つまり、労働市場の規制が厳しい国では、実質賃金も雇用も、景気循環による変動が抑制され、時間当たり賃金については反景気循環的に、雇用については順景気循環的ではあるがその変動幅は抑えられる。

Beer (2012) は、2008～2010 年のデータを使って、消費者物価指数で実質化した時間当たり賃金は、労働保蔵のため、ほぼ全ての OECD 諸国で 2008～2009 年に上昇したことを見出した。リーマンショックと所得格差の関係は国によって異なる。ほとんどの EU 諸国では貧困率は上がったが、半分くらいの国では所得格差は縮小した。これは、所得分布の上位層と下位層がリーマンショックによる影響を強く受けたからである。

労働規制との関連についての研究としては、Nunziata (2003)、Koeniger et al. (2007) が挙げられる。Nunziata (2003) は、雇用保護規制、労働時間規制の強さと、景気変動の雇用量に対する弾力性について検討した。彼のシミュレーションの結果によると、雇用保護

³ BHPS は、成果賃金についての質問が 2 種類ある。1 つは、「過去 12 か月で、あなたはボーナス、例えばクリスマス手当、四半期手当、利益分配としてのボーナス、その他一時金を受け取りましたか」、もう 1 つは、「あなたの給与には成果主義賃金が含まれていますか」。

規制が強く労働時間規制が弱い場合には景気の雇用弾力性は小さく、逆に、雇用保護規制が弱く労働時間規制が強い場合には雇用弾力性が大きい。Nunziata (2003) では、日本は雇用保護規制が強く労働時間規制が弱い国であると位置づけられている⁴。また、Koeniger et al. (2007) によると、労働組合加入率が高く、雇用保護規制が強く、失業保険の受給期間が長く、失業給付が容易に受給でき、最低賃金が高い国では、男性の賃金格差が大きくなる傾向にある。

同一家計を追跡したパネルデータを使った分析としては、Haider (2001)、石井・樋口 (2015)、樋口ら (2017) が挙げられる。Haider (2001) は、PSID の個人パネルデータから、同一人物の所得を、期間内の平均所得 (between workers component) と各年変化 (within component) とに分解し、米国の男性の期間内平均所得格差はわずかに反景気循環的な傾向を、各年変化は強く反景気循環的な傾向を示すことを明らかにした。また、日本では、慶応義塾家計パネルデータを使って、樋口ら (2017) が、日本の家計の所得格差は、夫の収入が減った家計で妻が収入を増やす効果により、景気後退期に家計所得格差が縮小していることを示した。

既存研究が示すことは以下の通りである。賃金格差、所得格差は、この 30 年程度の間、多くの国で趨勢的に拡大してきた。総じていうと、賃金格差、所得格差は、景気拡張期に縮小し、景気低迷期に拡大する傾向がある。それは、景気低迷期に、低所得層で失業率が上がったり、労働時間の減少幅が大きかったりすることによる。ボーナスの影響は、景気拡張期に、高所得層の賃金を増やし格差を拡大する方向に働くことがある。今回は、日本の賃金データを使って、景気変動と賃金格差に焦点を当てて分析を進める。

3. データと方法

使用するデータは、厚生労働省の賃金構造基本統計調査の 1989 年～2013 年の 25 年分のデータである。賃金構造基本統計調査は、厚生労働省が毎年実施する賃金に関する統計調査である。農林水産業を除くほぼ全ての産業をカバーし、5 人以上の常用労働者を雇用する民営事業所及び 10 人以上の常用労働者を雇用する公営事業所を対象とする。調査は 2 段階層化抽出調査で実施されている。まず、都道府県、産業及び事業所規模別に事業所 (約 70,000 事業所) を抽出する。次に、その 70,000 事業所から、指定された抽出率の労働者 (約 120 万人) を抽出する。事業所の産業、規模、労働者の性、学歴、年齢、勤続年数、労働時間数、月給、残業手当額、ボーナス額等が調査されている。

まず、第 4.1 節の「賃金格差の長期時系列推移」の分析では、各年における年収の四分位を用い、そのようにして分割された 4 カテゴリーに関して、年収以外の他の変数の時系列変化を見ている。ここでは、①男・女、フルタイム・パートタイムを全て含む全サン

⁴ 本稿では日本のデータしか取り扱わないが、本稿 4.3 節では、日本において、近年は、以前に比べて解雇規制が弱くなっていることを利用して、Nunziata (2003)、Koeniger et al. (2007) の仮説を一部検証する。

ル、②男性、フルタイムのみの労働者サンプルの2種類のサンプルを使った分析を行った。2種類のサンプルを使ったのは、全サンプルで全体の傾向を把握すると同時に、景気変動の影響によって労働市場から退出する可能性が低い男性フルタイム労働者サンプルとの違いを確認することで、景気変動のみの影響を、サンプルの入れ替えによって引き起こされる部分と、ほぼ同じとみなされるサンプルの中で起こっている部分に分けてみるためである⁵。

日本は、他国に比べて、労働の固定費が大きいために、景気変動に対して、雇用者数よりも労働時間の増減で対応する。これを可能にするために、平時に企業は労働者に対して残業をさせておくという、残業をバッファとして使うという仮説がある（山本・黒田2014）。第4.3節の「景気変動（失業率）と賃金格差」では、25年間の間に、日本の労働市場に構造変化が起きたことを利用して、労働の固定費の大きさが、景気変動と残業時間の関連性にどのような影響を与えたかについて分析を行う。具体的には、男性フルタイムの25年分のデータをプールし、年収の高さに応じて年収の四分位に分割して推定を行った。残業手当額、残業時間、残業時間有無の3つの変数について、まず、景気変動との関連性を確かめるために、失業率と景気拡張期ダミーの交差項、失業率と景気後退期ダミーの交差項で回帰をした。その際、労働者の学歴、経験年数（年齢－学卒年齢）、勤続年数、企業規模、産業、地域でコントロールした。また、1997年頃に日本の労働市場の構造に大きな変化があったという先行研究を踏まえて、1997年以降ダミー、失業率・景気拡張期・1997年以降ダミーの交差項、失業率・景気後退期・1997年以降ダミーの交差項も加えた推計も行った⁶。

図表1はその推定で使用された、第1四分位から第4四分位のサブサンプルと、全体の25年間分のサンプルである。サンプルは、景気変動の影響によって労働市場から退出する可能性が低い男性フルタイム労働者サンプルのみに限定されている。平均値と標準偏差が報告されている。所定内給与（Scheduled Cash Earnings）、所定内給与と残業手当を足した「決まって支給する現金給与（Monthly Wages）」、ボーナス（Bonus）、正のボーナスをもらっている割合、企業規模、大卒比率は、年収の第1四分位から第4四分位に年収の額が上がるにつれて上昇していくが、労働時間に関してはそのような傾向は観察されない。例えば、所定内実労働時間数（Scheduled Hours）は、年収において中間層にいるグループが最も長時間働いていることになる。逆に、第4四分位が最も所定内実労働時間が短くなっている。残業時間数（Overtime）や残業をしている人の割合に関しても同様の傾向が見受けられる。その結果、総労働時間（Total Hours）は多い順に並べると、年収の第2四分位、第3四分位、第1四分位、第4四分位という順番になる。

⁵ 特に全労働者が対象の分析では無業者が就業した際に、第一分位へ流入する影響があるので、特に、全サンプルの結果解釈には留意が必要である。男性フルタイムだけにサンプルを絞った分析ではそのような効果は少ないと考えられる。

⁶ 1997年前後に労働市場に大きな構造変化があったことは、Noda and Hirano (2013), Kuroda and Yamamoto (2014)等で述べられている。

図表 1: 記述統計 (1989-2013) : フルタイム男性労働者

	All	1st Quarter	2nd Quarter	3rd Quarter	4th Quarter
Annual Earnings	54108.26 (26434.47)	27066.28 (6115.94)	41904.51 (3832.56)	57358.74 (5359.05)	90103.52 (22975.79)
Scheduled Cash Earnings	3207.51 (1452.74)	1860.80 (425.96)	2575.58 (442.27)	3343.87 (568.08)	5049.79 (1454.84)
Overtime Pay	317.26 (445.18)	150.35 (207.67)	296.89 (326.17)	394.74 (442.40)	427.06 (633.38)
Monthly Wages	3524.77 (1496.67)	2011.16 (445.86)	2872.47 (371.30)	3738.61 (461.30)	5476.86 (1355.66)
Scheduled Hours	165.71 (23.16)	168.77 (28.52)	169.89 (21.09)	165.30 (20.90)	158.88 (19.40)
Overtime	14.84 (20.67)	11.51 (17.35)	17.28 (21.08)	17.61 (22.34)	12.96 (20.87)
Total Hours	180.55 (32.02)	180.28 (34.90)	187.18 (30.60)	182.91 (31.46)	171.83 (28.86)
Bonus	11810.97 (10415.13)	2932.38 (2959.90)	7434.82 (3767.76)	12495.46 (4682.36)	24381.24 (11513.36)
Unemployment Rate (%)	3.80 (1.24)	3.84 (1.26)	3.77 (1.25)	3.75 (1.25)	3.84 (1.21)
Potential Experience	21.86 (12.66)	18.47 (16.02)	18.77 (12.33)	22.89 (10.43)	27.32 (8.46)
Tenure	13.51 (10.97)	5.54 (7.54)	9.68 (8.27)	15.97 (9.57)	22.84 (9.64)
ln (Firm Size)	5.87 (2.05)	4.83 (1.88)	5.42 (1.96)	6.14 (1.95)	7.08 (1.68)
<i>I</i> (Overtime > 0)	0.59	0.57	0.67	0.65	0.47
<i>I</i> (Bonus > 0)	0.90	0.70	0.93	0.97	0.98
Recession Dummy	0.45	0.44	0.45	0.46	0.46
After97 Dummy	0.65	0.66	0.65	0.63	0.65
Education Dummies					
Junior High School	0.12	0.16	0.12	0.12	0.07
High School	0.52	0.59	0.54	0.51	0.43
Two-year College	0.07	0.09	0.09	0.07	0.05
University	0.29	0.16	0.25	0.30	0.45
N	18,818,172	4,704,543	4,704,550	4,704,536	4,704,543

(備考) 1. 厚生労働省「賃金構造基本統計調査」より作成。

2. 賃金に関わる変数は全て CPI で除して実質化済み。単位は百円。ボーナス以外の賃金に関わる変数と労働時間は6月の数値。

3. 各数値は平均値で括弧の中は標準偏差である。

4. 四分位は全体の25年間をプールした時の年収の高さで定義している。

第4.3節の推定では、25年分のデータをプールしていることにより、ある四分位がある時期に固まってしまう可能性も出てくるため、各四分位の категорияが25年間の間でどのように現れるかを確認したところ、その出現の仕方は概ね安定的で、近年に第4四分位が集まるなどの傾向は見られなかった。その証拠に、表1において、1997年以降を1、それ以前を0と置いた、After97ダミーの平均値は各四分位の間でほぼ差がない。このことは、各時期に四分位の各グループが安定的に配分されていることを示している。不況期（1991～1993、1997～1999、2001～2002、2008～2009、2012年）⁷を1、それ以外を0とする Recessionダミーに関しても、その平均値は四分位のグループの間で大きな差がないことも上記の安定的な傾向を示している。

4. 結果

4.1 賃金格差の長期時系列推移

ここでは、まず賃金格差、労働時間、ボーナス等の各変数の長期時系列推移を追い、その後、次節で景気変動と賃金格差の状況を確認することとしたい。ここで、四分位毎の各変数の推移は、各年の年収によってサンプルを四分位に分け、年収の最も低い四分位（0-25パーセンタイル）を第1四分位、25-50パーセンタイルを第2四分位、50-75パーセンタイルを第3四分位、75-100パーセンタイルを第4四分位とした。第4四分位と第1四分位の差が拡大すれば格差拡大、差が縮小すれば格差縮小である。ジニ係数、CVは値が大きくなれば格差拡大、小さくなれば格差縮小である。以下では、格差の推移を見るために、各変数の①四分位毎の推移、②ジニ係数の推移、③CVの推移に着目する。

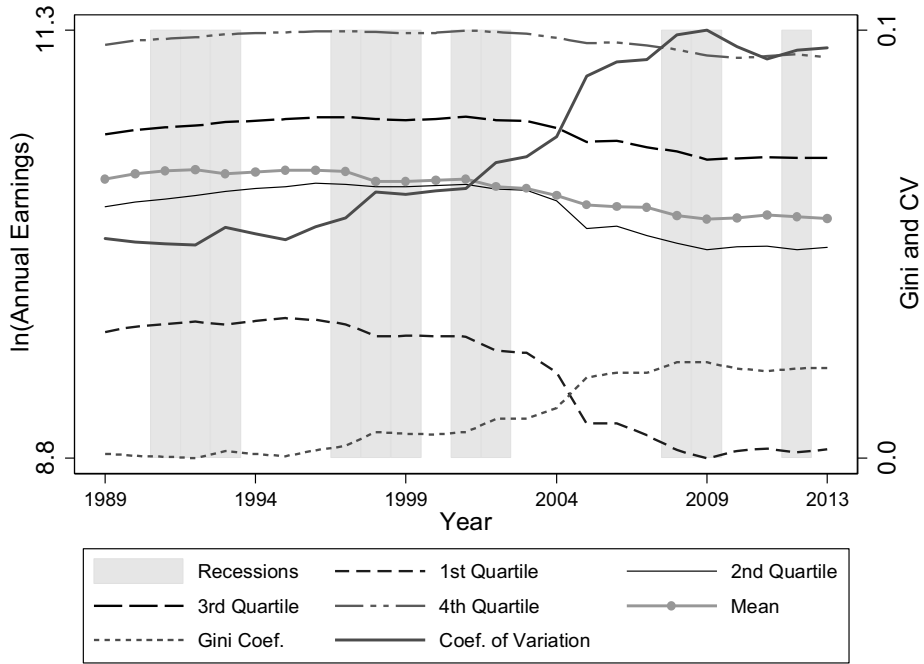
図表2は、全サンプルの実質化した年収（月給×12+ボーナス）の対数値をプロットした図である。

平均的には、この期間、実質化された年収はほぼ一貫して下がり続けている（図1）。もう少し細かく見ると、1990年代は、第3、第4四分位では若干の上昇、第1四分位では横ばいであったが、2000年代に入って全四分位で年収は減少し、その減少幅は第1四分位で大きい⁸。図表3は、男性フルタイム労働者の実質化された年収の推移である。1990年代には全四分位で上昇、特に第1四分位で大きく上昇、2000年代には全四分位で下落、特に第1四分位で大きく下落した。

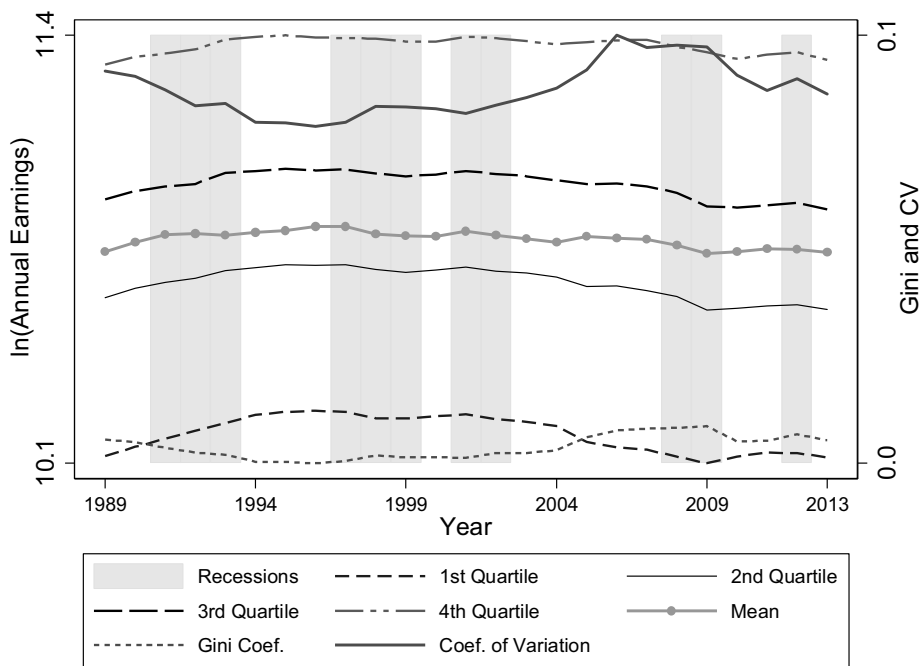
⁷ 景気後退期の定義は内閣府の景気基準日付（山・谷）の情報（<http://www.esri.cao.go.jp/jp/stat/di/150724/hiduke.html>）を参考にした。

⁸ 賃金構造基本統計調査は2005年に調査票の見直しが行われた。そのため、非正規労働者に係る変数の一部については、2004年と2005年間で数値の断層が見られる。ただし、2004年以前、2005年以降についてはそれぞれ整合的な数値であると考えられるので、以下では、2004-2005年の動きは無視して分析を行った。

図表 2: 年収の四分位別推移 (全労働者)

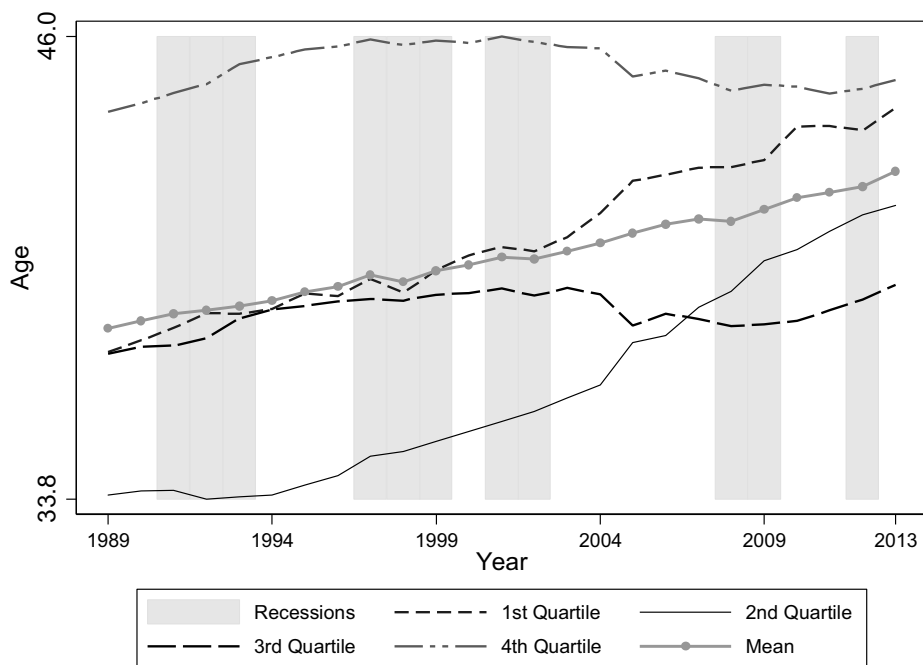


図表 3: 年収の四分位別推移 (男性フルタイム労働者)



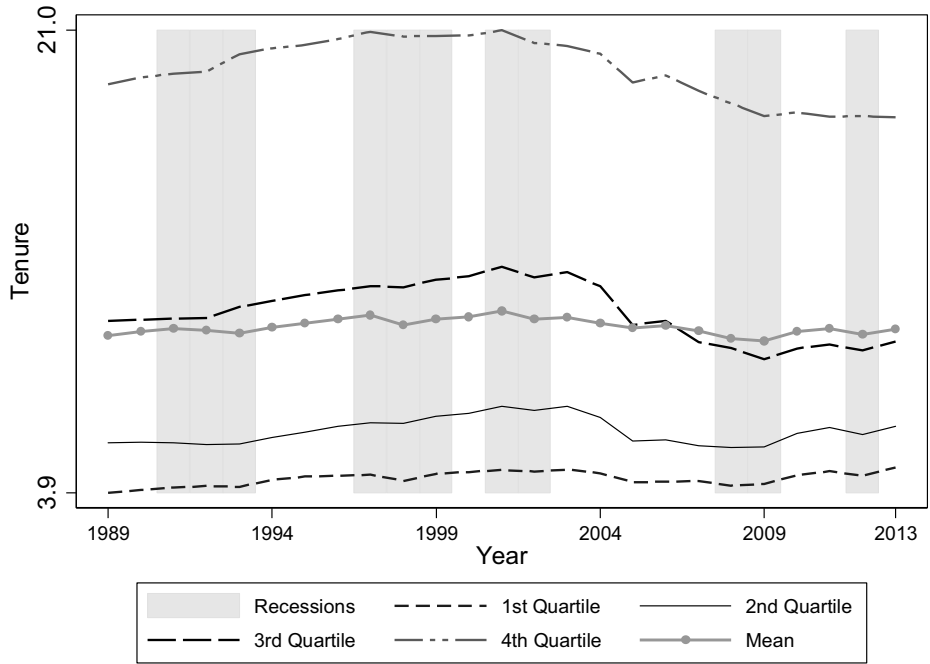
年収は、年齢、勤続年数、学歴、地域によっても大きく異なるため、ここで、労働者の基本的な属性変化についても見てみよう。高齢化の進展で、労働者の平均年齢は1989年の38.3歳から2013年の42.4歳に伸びている（図表4）。第1、第2四分位の労働者の平均年齢は平均年齢の伸び以上に伸びているが、第3、第4四分位の労働者の年齢はそれほど上がっていない。また、平均勤続年数を見ると、第3、第4四分位では、勤続年数が短くなってきている（図表5）。これらの結果から、年齢が上がっても必ずしも高い年収をもらえなくなっていること、勤続年数が短くても高い年収がもらえるような仕組みに変わったことがうかがえる。これは賃金プロファイルの形状のフラット化とも整合的な結果である。学歴については、平均的には高学歴化が進んでいることが分かる（図表6）。しかしながら、高学歴化は第4、第3四分位で大きく、第1四分位では、2013年でも大卒比率は9.6%にとどまっている。大都市圏の労働者の比率⁹は平均的にはあまり変化していない（図表7）。しかし、第2、第3、第4四分位の大都市比率が徐々に下がり、第1四分位の大都市比率が上がっている。

図表4：年収の四分位別、平均年齢の推移（全労働者）

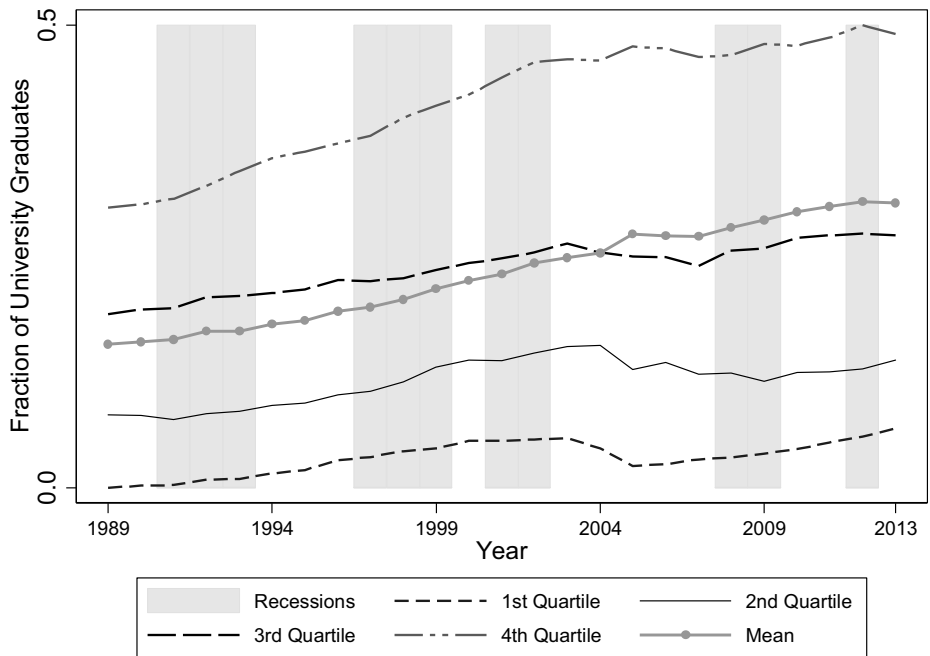


⁹ 大都市圏として含まれている都道府県は、埼玉県、千葉県、東京都、神奈川県、愛知県、京都府、大阪府、兵庫県、広島県、福岡県である。

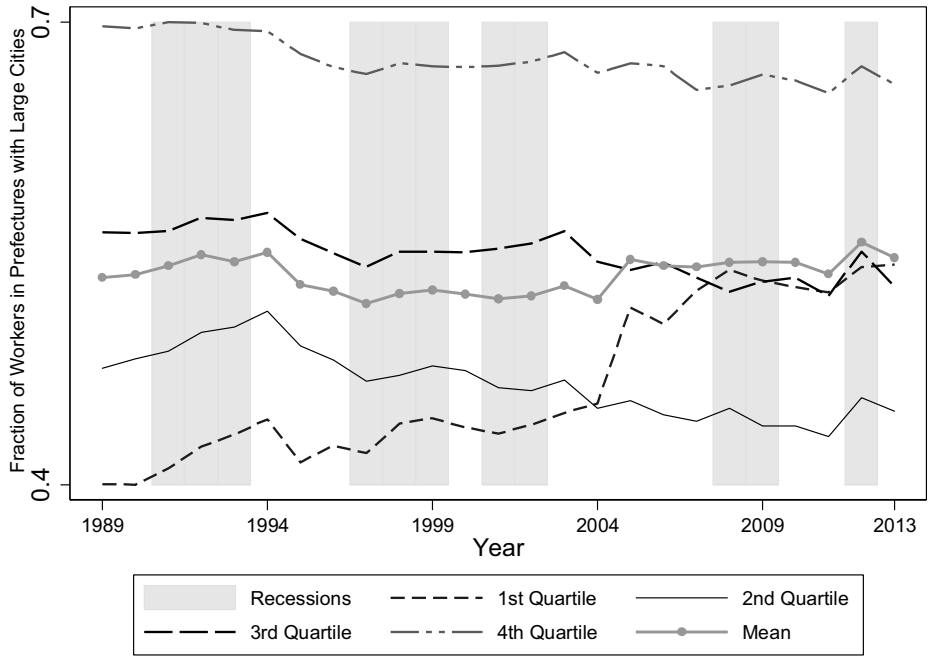
図表 5: 年収の四分位別、平均勤続年数の推移 (全労働者)



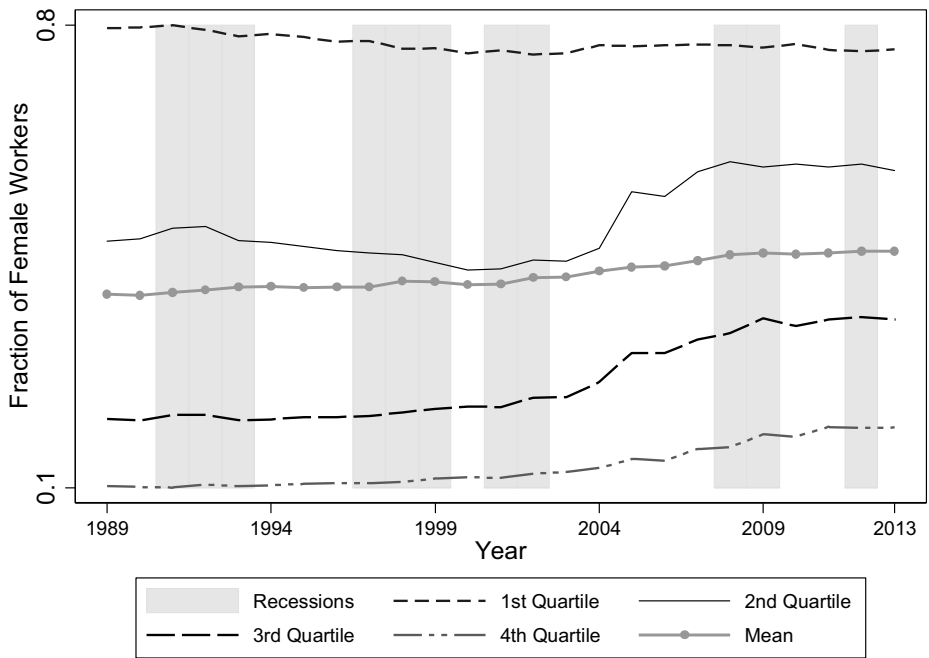
図表 6: 年収の四分位別、大卒比率の推移 (全労働者)



図表 7: 年収の四分位別、大都市圏居住者割合の推移 (全労働者)

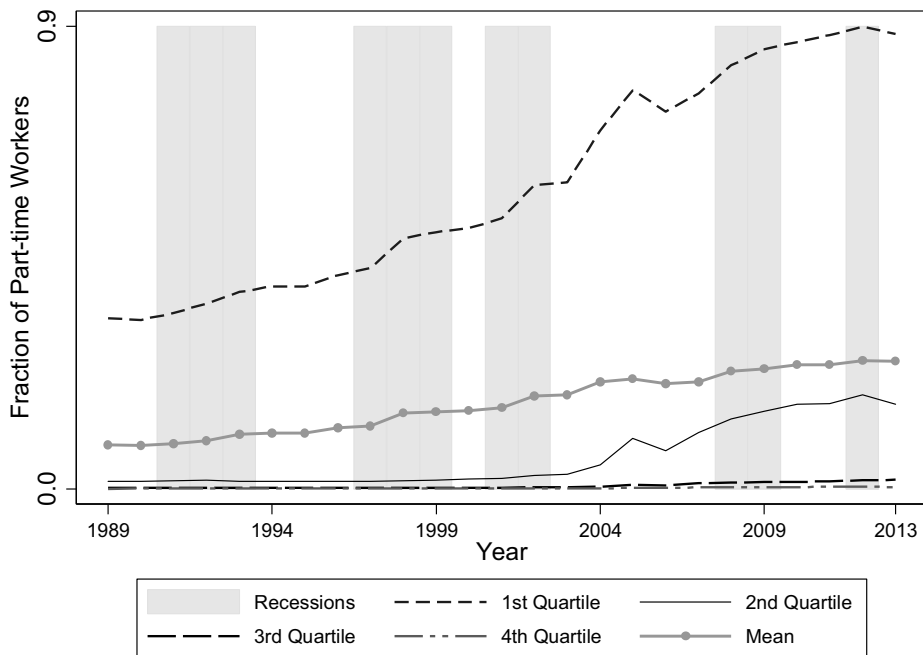


図表 8: 年収の四分位別、女性労働者割合の推移 (全労働者)



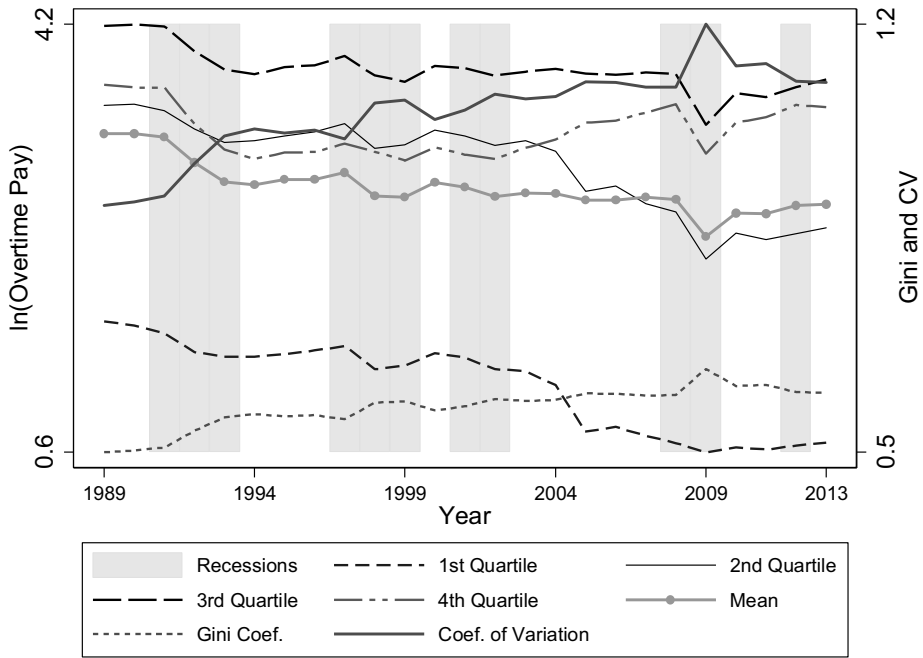
女性比率も徐々に上昇している（図表 8）。ただし、第 1 四分位の女性比率はほとんど変わっておらず、第 2、第 3、第 4 四分位で女性が増加している。パートタイム労働者も激増している（図表 9）。第 3、第 4 四分位のパートタイム労働者比率は低い水準で安定している一方で、第 1 四分位のパートタイム労働者比率は、1989 年の 4 割程度から 2013 年には 9 割にまで上昇した。図表 2、図表 3 の全サンプルと男性フルタイム労働者の年収の違いは、パートタイム労働者と女性の増加で説明できる。

図表 9: 年収の四分位別、パートタイム労働者割合の推移（全労働者）

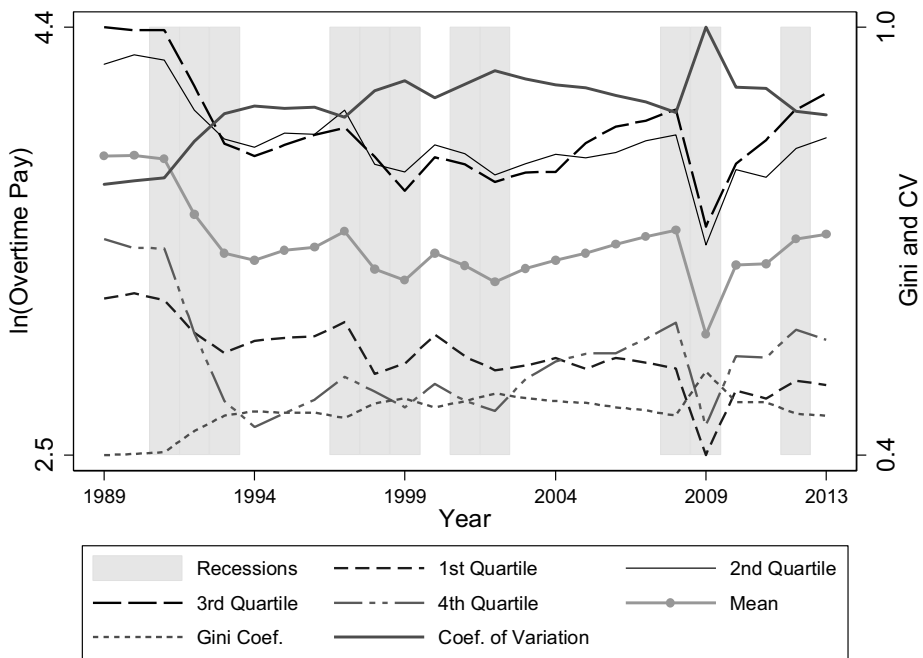


次に、残業手当、労働時間、ボーナスについて同じ分析を行う。残業手当の平均値は緩やかに低下している。第 1、第 2 四分位でより大きく低下したため、残業手当のジニ係数や CV は経年的には緩やかに上昇している（図表 10）。この格差拡大は、全サンプルでも、男性フルタイム労働者でもほぼ同じ傾向を示す（図表 11）。つまり、フルタイム労働者とパートタイム労働者の間で残業手当格差が拡大しているだけでなく、男性フルタイム労働者の中でも格差が拡大している。残業時間格差も経年的には拡大している（図表 12）。残業手当は、第 1、第 4 四分位の労働者で少なく、第 2、第 3 四分位の労働者で多いという特徴がある。第 4 四分位で残業手当が少ないのは、図表 13 から分かるように、第 4 四分位では、管理職比率が 70-80%に達しているためである。

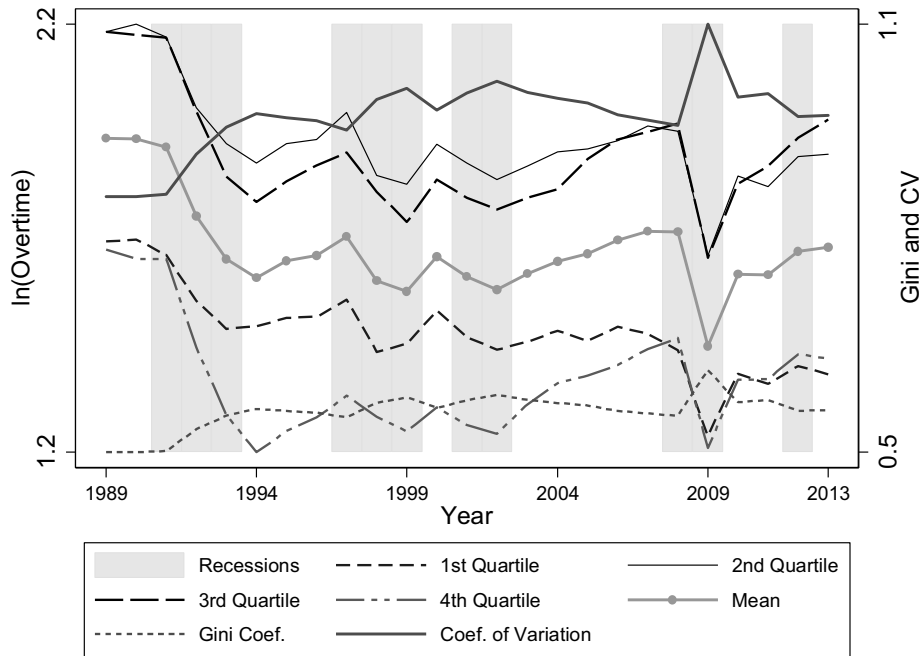
図表 10: 年収の四分位別、ln(残業手当)の推移(全労働者)



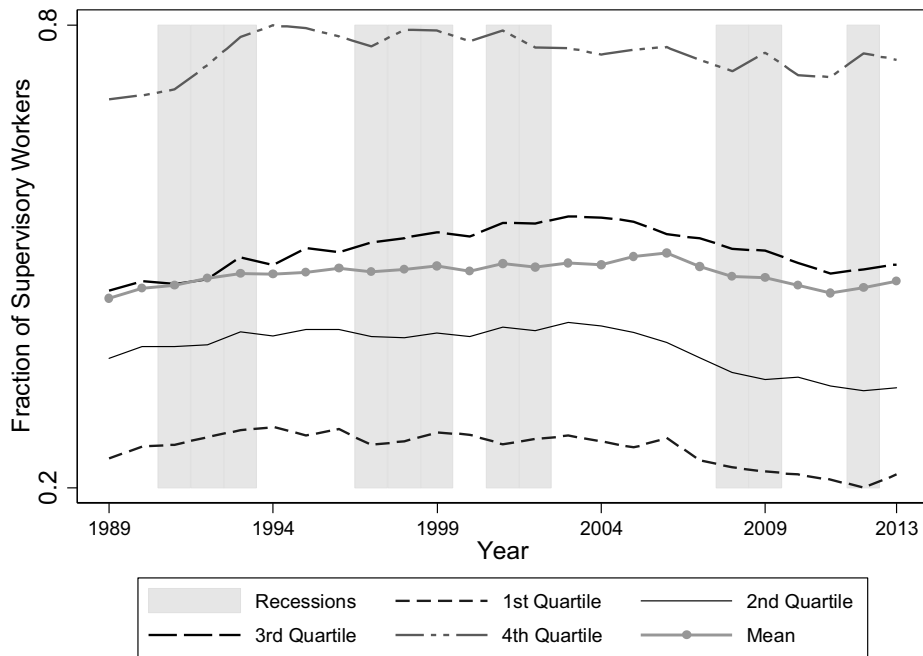
図表 11: 年収の四分位別、ln(残業手当)の推移(男性フルタイム労働者)



図表 12: 年収の四分位別、ln(残業時間)の推移 (男性フルタイム労働者)



図表 13: 年収の四分位別、管理職割合の推移 (男性フルタイム労働者)

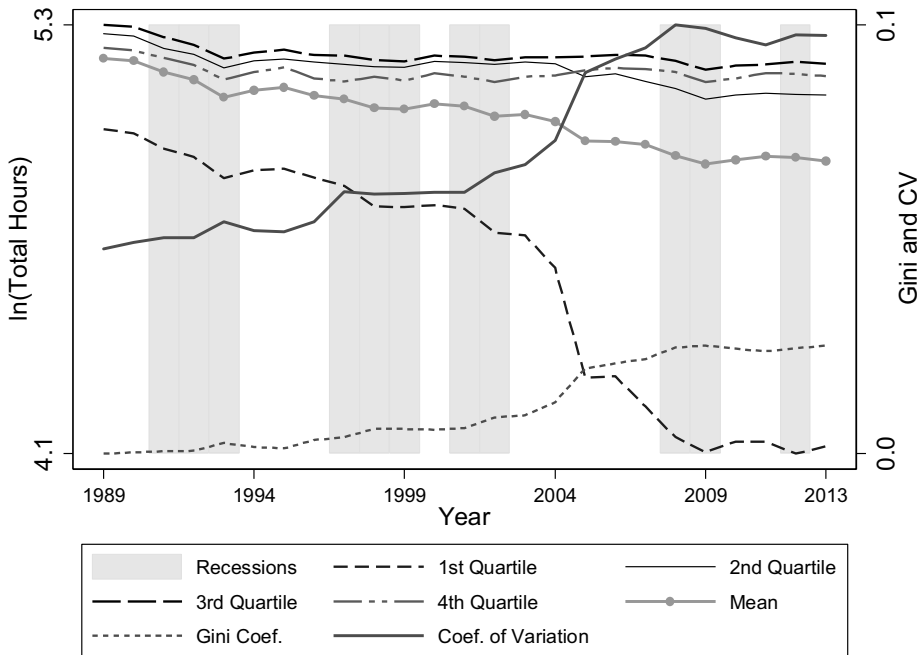


総労働時間は、第2、第3、第4四分位では若干の減少にとどまっているが、第1四分位では大幅に減少している（図表14）。これは女性労働者の増加、パートタイム労働者の増加が大きき要因である。男性フルタイム労働者サンプルだけを取り出すと、法定労働時間が縮小された1990年代前半に全四分位で総労働時間は減少したが、その後は経年的な変化は見られない（図表15）。

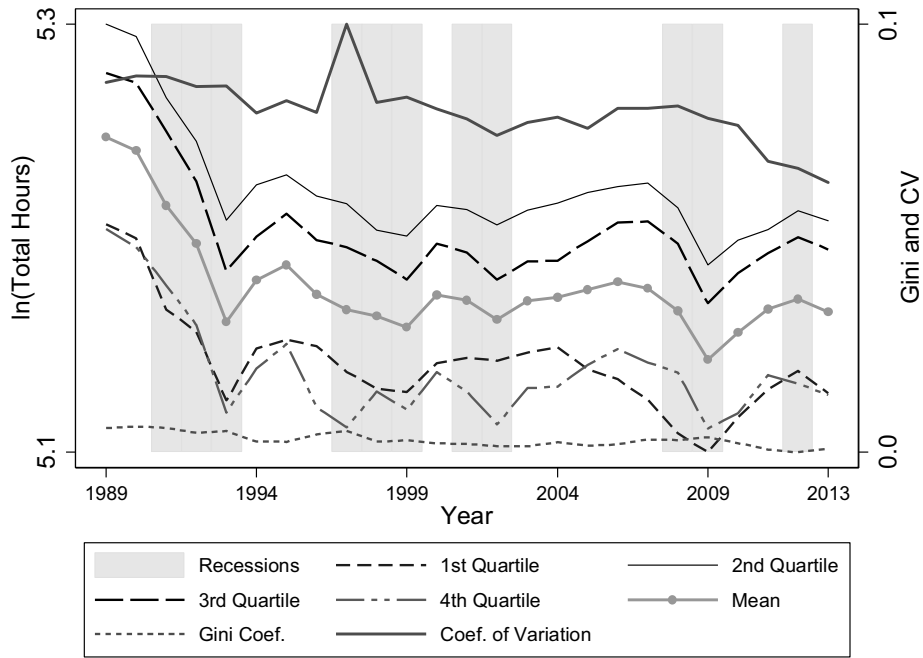
一方、ボーナスは、1990年代には、全四分位ともボーナス額は安定的に推移していたが、2000年前後から全四分位でボーナス額は減少し、その減少幅は第1、第2四分位ほど大きい（図表16）。男性フルタイム労働者でも、上の四分位より下の四分位のボーナス額の減少幅は大きい（図表17）。

ボーナス額がゼロの労働者は全サンプルの中では、1989年には2割程度であったが、2013年には4割程度にまで増加している（図表18）。第3、第4四分位ではその比率は高くないが、第1、第2四分位では急上昇しており、2013年には、第1四分位の約8割がボーナス額ゼロとなっている。男性フルタイム労働者の中でも、ボーナス額がゼロの労働者は、1989年には、第1四分位でも2割程度、第2、第3、第4四分位では1割以下であったが、下の四分位でボーナス額ゼロの比率は上昇し、2013年には、男性フルタイム労働者の第1四分位の約半数がボーナス額ゼロになっている（図表19）。このように、ボーナス受給者割合は第1四分位で激減しているが（図表19）、第1四分位の平均勤続年数はほとんど変わっていない（図表5）ことを鑑みると、第1四分位のボーナス減少は新規就業者の影響もさることながら、継続就業者のボーナス額が減少していると解釈できる。

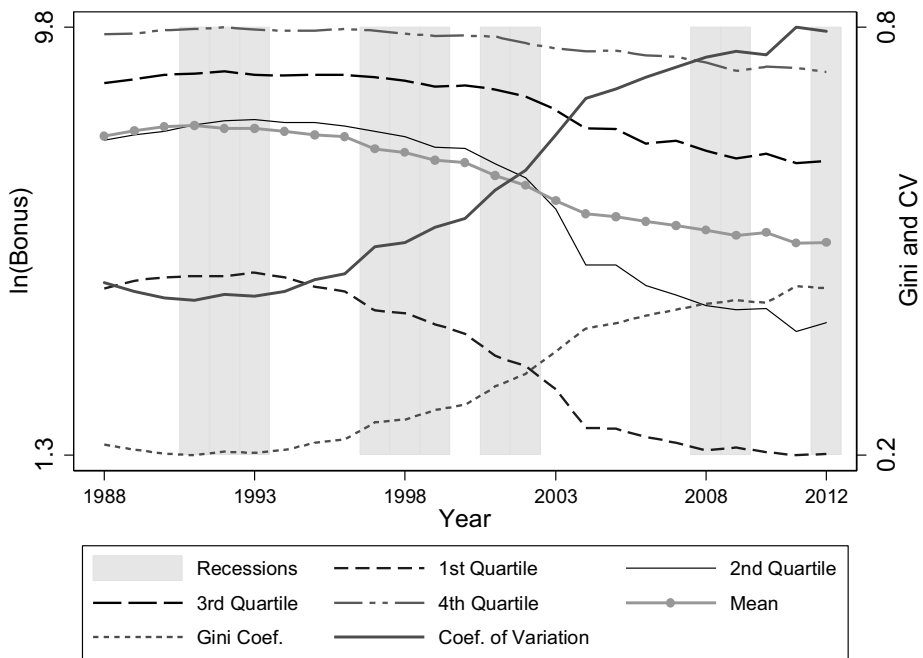
図表14: 年収の四分位別、 \ln （総労働時間）の推移（全労働者）



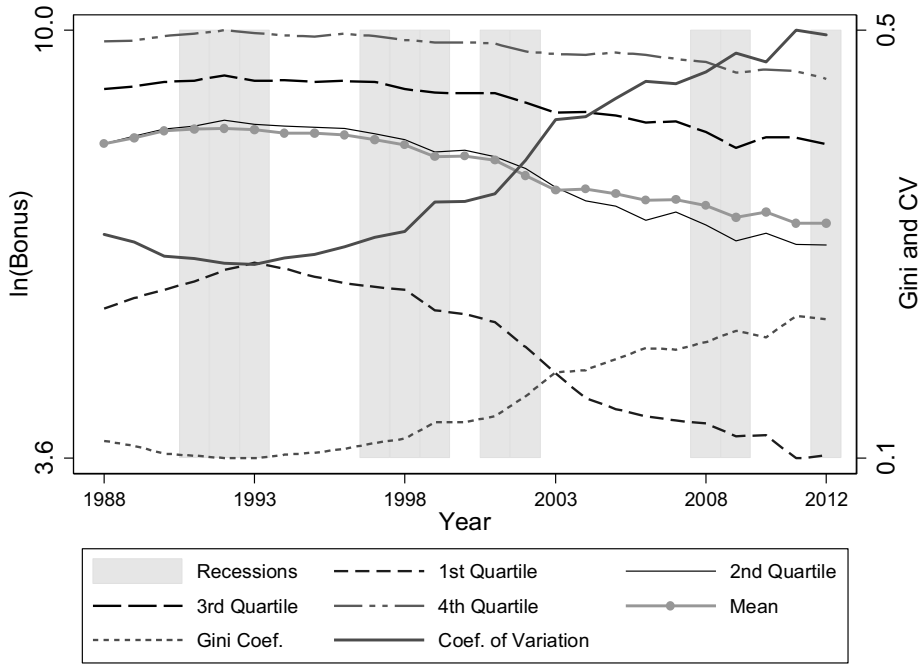
図表 15: 年収の四分位別、ln（総労働時間）の推移（男性フルタイム労働者）



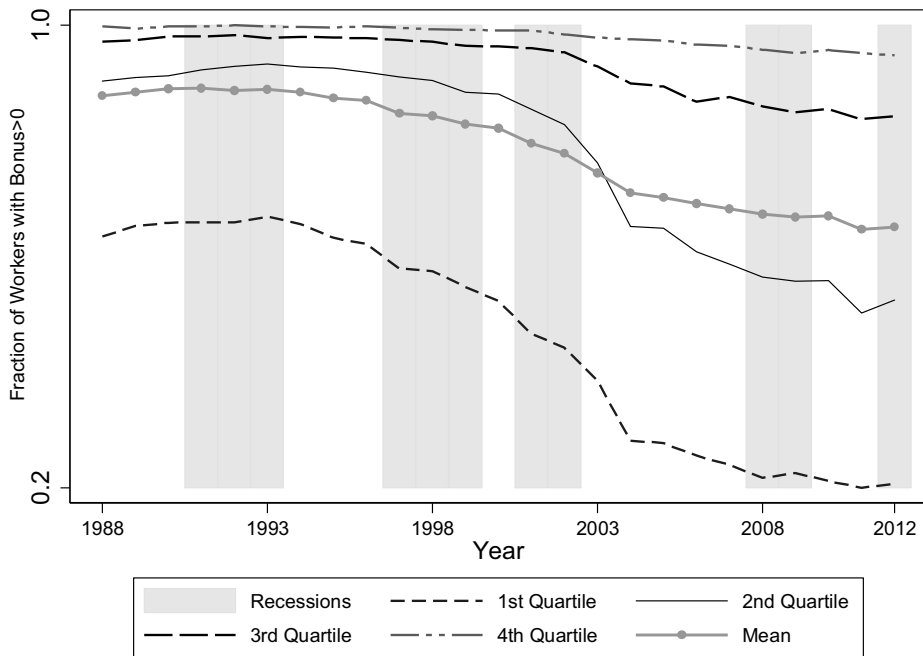
図表 16: 年収の四分位別、ln（ボーナス）の推移（全労働者）



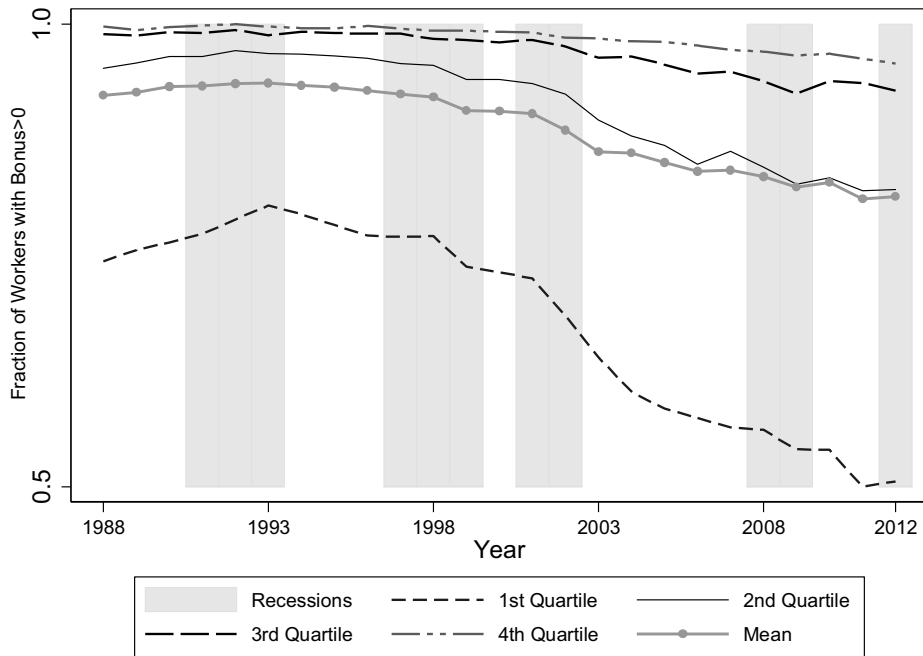
図表 17: 年収の四分位別、ln(ボーナス)の推移(男性フルタイム労働者)



図表 18: 年収の四分位別、ボーナス受給者割合の推移(全労働者)



図表 19: 年収の四分位別、ボーナス受給者割合の推移 (男性フルタイム労働者)



4.2 景気変動と賃金格差の推移

ここまでは、長期時系列の賃金格差の推移を見てきたが、本節では、景気変動と賃金格差に着目したい。グラフのグレーの影は景気後退期である¹⁰。

図表 2 (前掲) は、全サンプルによる実質年収である。ジニ係数、CV は経年的には上昇してきたが、景気変動との関連では、1990 年代には、景気拡張期も景気縮小期もジニ係数も、CV もあまり変化していない。2000 年～2010 年にかけては、景気拡張期も景気縮小期も格差は拡大しているが、どちらかと言うと、景気拡張期の方が格差がより拡大しているように見える。2010 年以降は、再び、ジニ係数も CV も景気変動とかかわりなく安定して見える。

全サンプルを使った分析では、非正規労働者が景気縮小期に労働市場から退出し、景気拡張期に参入するといったサンプルの変化が大きな影響を与えると考えられる。今回の分析は、景気変動の影響を見たいため、労働市場からの退出・参入の影響が小さいと考えられる男性フルタイム労働者に限定したサンプルに着目する。図表 3 (前掲) は、男性フルタイム労働者のサンプルの実質賃金の結果である。ジニ係数や CV からは、1990 年代前半までは男性フルタイム労働者間の年収格差は縮小し、その後、徐々に格差は拡大、2007～

¹⁰ 内閣府の景気基準日付 (山・谷) によると、景気後退期は、1991 年 2 月～1993 年 10 月、1997 年 5 月～1999 年 1 月、2000 年 11 月～2002 年 1 月、2008 年 2 月～2009 年 3 月、2012 年 3 月～2012 年 11 月である。本稿では、年単位で、1991-1993 年、1997-1999 年、2000-2002 年、2008-2009 年、2012 年を景気後退期として扱った。

08年をピークに格差が縮小している様子が見える。年収の結果では、景気変動との関連ははっきり見えない。

更に、景気変動と大きな関わりがあると考えられる残業手当、残業時間、ボーナスについて同じ分析を行う。残業手当のジニ係数やCVは、全サンプルでも、男性フルタイム労働者でも、緩やかに上昇している（図表10、図表11、前掲）。ジニ係数やCVと景気変動との関連は明らかである。全サンプルでも男性フルタイム労働者サンプルでも、残業手当格差は、景気縮小期に拡大し、景気拡大期に縮小するという反景気循環的な動きを示す。いずれの四分位も、景気拡大期に残業手当は増え、景気縮小期に残業手当は減る。

一方、ボーナスは、1990年代後半以降、全サンプルでも、男性フルタイム労働者サンプルでも、ジニ係数もCVも急上昇している（図表16、図表17、前掲）。1990年代には、全四分位とも、景気動向と関係なくボーナス額は安定的に推移していたが、2000年前後から全四分位でボーナス額は減少し、その減少幅は下の四分位ほど大きい。景気変動との関連では、ボーナスは、いずれの四分位でも、ほぼ一貫して景気変動にかかわらず縮減傾向にある。

4.3 景気変動（失業率）と賃金格差

日本は、他国に比べて、労働の固定費が大きいために、景気変動に対して、雇用者数よりも労働時間の増減で対応する。これを可能にするために、平時に企業は労働者に対して残業をさせておくという、残業をバッファとして使うという仮説がある（山本・黒田2014）。この節では、景気変動と残業の関係について、時系列で労働の固定費が変わったことを利用して、追加的に分析を行う。分析方法の章で説明した回帰分析を使って、景気変動が男性フルタイム労働者の残業手当、残業時間、残業有無に与えた影響を分析する。景気変動の指標として、各年の地域ブロック別の失業率を使う¹¹。従って、予想される符号は負であり、景気変動の感応度が高いほど係数の絶対値は大きくなる。また、労働者の雇用に係る固定費が高い時期には労働時間に対する景気変動の感応度は高く、逆に、固定費が低い時期には感応度が低いことが予想される。

図表20は景気変動と残業手当の結果である。全四分位で、Unemp·Badの係数の絶対値は、Unemp·Goodの係数の絶対値より大きい。これは、景気が悪くて残業手当が減るといった効果の方が、好況で残業手当が増えるという効果よりも大きいことを意味する。Unemp·Good·After97、Unemp·Bad·After97の係数はそれぞれUnemp·Good、Unemp·Badの係数と逆の符号で絶対値が小さい。また、第4四分位では、Unemp·Good·After97、Unemp·Bad·After97の係数は有意でないが、第1、第2四分位では、Unemp·Good·After97、Unemp·Bad·After97の係数が有意である。これは、1997年以降、失業率への感応度が全ての四分位で落ちていることを示している。1997年以降、雇用調整による業務量の調整が行

¹¹ 地域ブロックは、北海道、東北、北関東、南関東、北陸、東海、近畿、中国、四国、九州・沖縄の10ブロックを使った。

いやすくなったために、景気後退期に、残業時間でなく雇用で調整するようになり、その傾向は第1、第2四分位でより強いと考えられる。

図表 20: 年収の四分位ごとに見る残業手当と景気変動

Dependent Variable:	(1)	(2)	(3)	(4)
ln (Overtime Pay+1)	1st Quarter	2nd Quarter	3rd Quarter	4th Quarter
Unemp · Good	-0.216*** (0.042)	-0.243*** (0.041)	-0.198*** (0.038)	-0.081** (0.039)
Unemp · Bad	-0.285*** (0.062)	-0.297*** (0.059)	-0.236*** (0.050)	-0.095* (0.048)
Unemp · Good · After97	0.126*** (0.038)	0.124*** (0.037)	0.066* (0.037)	0.012 (0.047)
Unemp · Bad · After97	0.168*** (0.055)	0.143*** (0.049)	0.074* (0.040)	-0.003 (0.045)
After97	-0.189 (0.149)	-0.011 (0.169)	0.179 (0.165)	0.433** (0.209)
High School	-0.106*** (0.016)	-0.483*** (0.039)	-0.950*** (0.034)	-1.820*** (0.047)
Two-year College	-0.231*** (0.021)	-0.824*** (0.042)	-1.562*** (0.045)	-3.110*** (0.045)
University	-0.835*** (0.025)	-1.529*** (0.040)	-2.387*** (0.040)	-4.241*** (0.044)
Potential Experience	-0.009*** (0.003)	-0.105*** (0.004)	-0.183*** (0.004)	-0.343*** (0.006)
Potential Experience ² /100	-0.036*** (0.005)	0.128*** (0.008)	0.229*** (0.009)	0.423*** (0.014)
Tenure	-0.007*** (0.001)	-0.024*** (0.003)	0.025*** (0.003)	0.050*** (0.005)
Tenure ² /100	-0.031*** (0.004)	-0.022*** (0.006)	-0.132*** (0.007)	-0.143*** (0.016)
ln (Firm Size)	0.271*** (0.004)	0.261*** (0.005)	0.289*** (0.006)	0.271*** (0.008)
Area Dummies	Yes	Yes	Yes	Yes
Prefecture Dummies	Yes	Yes	Yes	Yes
R ²	0.123	0.175	0.217	0.271
N	4,704,543	4,704,550	4,704,536	4,704,543

Note: 抽出率の逆数を使って *weighting* をかけて推定を行っている。括弧の中には年に関して *clustering* をしている標準誤差が報告されている。四分位は全体の25年間をプールした時の年収の高さで定義している。残業、はたまた残業手当がゼロの人が対数をとってもサンプルから抜けないよう、1を足してから対数をとっている

図表 21 は景気変動と残業確率の結果である。景気変動と残業確率についても、残業手当と整合的な結果を得た。Unemp-Bad の係数の絶対値は、Unemp-Good の係数の絶対値より大きく、Unemp-Bad、Unemp-Good の係数の絶対値は、第 1 四分位で一番大きく、第 4 四分位で一番小さい。Unemp-Good·After97、Unemp-Bad·After97 の係数はそれぞれ Unemp-Good、Unemp-Bad の係数と逆の符号で絶対値が小さい。

図表 21: 年収の四分位ごとに見る残業の有無と景気変動

Dependent Variable:	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>I</i> (Overtime > 0)	1st Quarter	2nd Quarter	3rd Quarter	4th Quarter
Unemp · Good	-0.041*** (0.008)	-0.037*** (0.006)	-0.029*** (0.006)	-0.010 (0.006)
Unemp · Bad	-0.052*** (0.011)	-0.042*** (0.008)	-0.033*** (0.007)	-0.010 (0.008)
Unemp · Good · After97	0.024*** (0.007)	0.017*** (0.006)	0.006 (0.006)	-0.003 (0.008)
Unemp · Bad · After97	0.030*** (0.010)	0.017** (0.007)	0.005 (0.006)	-0.008 (0.007)
After97	-0.047* (0.027)	-0.003 (0.024)	0.036 (0.024)	0.088*** (0.034)
High School	-0.032*** (0.002)	-0.087*** (0.006)	-0.160*** (0.007)	-0.294*** (0.008)
Two-year College	-0.061*** (0.004)	-0.159*** (0.008)	-0.282*** (0.010)	-0.374*** (0.007)
University	-0.175*** (0.006)	-0.278*** (0.008)	-0.410*** (0.009)	-0.652*** (0.008)
Potential Experience	-0.002*** (0.001)	-0.019*** (0.000)	-0.030*** (0.001)	-0.059*** (0.001)
Potential Experience ² /100	-0.006*** (0.001)	0.023*** (0.001)	0.037*** (0.001)	0.071*** (0.003)
Tenure	0.000 (0.000)	-0.001 (0.000)	0.006*** (0.001)	0.012*** (0.001)
Tenure ² /100	-0.010*** (0.001)	-0.010*** (0.001)	-0.026*** (0.001)	-0.032*** (0.003)
ln (Firm Size)	0.049*** (0.001)	0.046*** (0.001)	0.052*** (0.001)	0.049*** (0.001)
Area Dummies	Yes	Yes	Yes	Yes
Prefecture Dummies	Yes	Yes	Yes	Yes
Pseudo R ²	0.072	0.114	0.151	0.206
N	4,704,543	4,704,550	4,704,536	4,704,543

Note: 抽出率の逆数を使って *weighting* をかけて推定を行っている。平均で評価した *Marginal Effect* と、括弧の中には年に関して *clustering* をしている標準誤差が報告されている。四分位は全体の 25 年間をプールした時の年収の高さで定義している。

図表 22 は景気変動と残業時間の結果である。景気変動と残業時間についても、残業手当と整合的な結果を得た。Unemp・Bad の係数の絶対値は、Unemp・Good の係数の絶対値より大きく、Unemp・Bad、Unemp・Good の係数は全て有意で負である。係数の絶対値は、第 1,2,3 四分位で大きく、第 4 四分位で小さい。Unemp・Good・After97、Unemp・Bad・After97 の係数はそれぞれ Unemp・Good、Unemp・Bad の係数と逆の符号で絶対値が小さい。第 4 四分位の Unemp・Good、Unemp・Bad の係数は非有意である¹²。

図表 22: 年収の四分位ごとに見る残業時間と景気変動

Dependent Variable:	(1)	(2)	(3)	(4)
ln (Overtime+1)	1st Quarter	2nd Quarter	3rd Quarter	4th Quarter
Unemp・Good	-0.172*** (0.032)	-0.202*** (0.034)	-0.168*** (0.031)	-0.090*** (0.027)
Unemp・Bad	-0.219*** (0.048)	-0.244*** (0.047)	-0.199*** (0.040)	-0.102*** (0.033)
Unemp・Good・After97	0.110*** (0.027)	0.121*** (0.030)	0.079** (0.029)	0.035 (0.031)
Unemp・Bad・After97	0.141*** (0.043)	0.138*** (0.041)	0.088** (0.034)	0.028 (0.030)
After97	-0.219** (0.104)	-0.129 (0.120)	0.016 (0.114)	0.172 (0.129)
High School	-0.046*** (0.007)	-0.254*** (0.023)	-0.517*** (0.026)	-0.954*** (0.034)
Two-year College	-0.114*** (0.013)	-0.426*** (0.026)	-0.809*** (0.031)	-1.534*** (0.036)
University	-0.444*** (0.016)	-0.824*** (0.029)	-1.263*** (0.031)	-2.122*** (0.038)
Potential Experience	-0.007*** (0.002)	-0.066*** (0.002)	-0.114*** (0.002)	-0.188*** (0.003)
Potential Experience ² /100	-0.015*** (0.003)	0.084*** (0.005)	0.149*** (0.005)	0.240*** (0.005)
Tenure	-0.009*** (0.001)	-0.025*** (0.002)	0.003* (0.002)	0.030*** (0.002)
Tenure ² /100	-0.004 (0.002)	0.015*** (0.004)	-0.059*** (0.004)	-0.092*** (0.007)
ln (Firm Size)	0.121*** (0.003)	0.110*** (0.004)	0.110*** (0.004)	0.107*** (0.004)
Area Dummies	Yes	Yes	Yes	Yes
Prefecture Dummies	Yes	Yes	Yes	Yes
R ²	0.117	0.169	0.207	0.258
N	4,704,543	4,704,550	4,704,536	4,704,543

¹² なお、これらの分析について、失業率以外の景気変動を捉える指標として、GDP を使った分析も行った。その結果も、失業率の場合と整合的である。

これらの結果は、1997年以降、第1、第2四分位では景気後退期に雇用で調整が行われるようになったために残業手当、残業時間の感応度が小さくなったこと、第4四分位では元々感応度は高くなかったが、1997年以降も、景気変動に対して雇用でなく残業時間で調整が行われている可能性が高いことを示唆する。

5. 結論

既存研究によると、賃金格差、所得格差は、この30年程度の間、多くの国で趨勢的に拡大してきた。諸外国の景気変動と格差の関係は、総じていうと、賃金格差、所得格差は、景気拡張期に縮小し、景気低迷期に拡大する傾向がある。それは、景気低迷期に、低所得層で失業率が上がったり、労働時間の減少幅が大きかったりすることによる。ボーナスの影響は、景気拡張期に、高所得層の賃金を増やし格差を拡大する方向に働くことがある。

本稿では、1989～2013年の賃金構造基本統計調査データを使って、景気変動と被雇用者の年収格差について分析を行った¹³。全サンプルによる実質年収は、ジニ係数、CVは経年的に上昇してきたが、景気変動との関連では、1990年代には、景気拡張期も景気縮小期もジニ係数も、CVもあまり変化していない。2000年～2010年にかけては、景気拡張期も景気縮小期も格差は拡大しているが、どちらかと言うと、景気拡張期の方が格差がより拡大しているように見える。2010年以降は、再び、ジニ係数もCVも景気変動とかわりなく安定して見える。男性フルタイム労働者サンプルの実質賃金のジニ係数やCVからは、1990年代前半までは男性フルタイム労働者間の年収格差は縮小し、その後、徐々に格差は拡大、2007～08年をピークに格差が縮小している様子がうかがえる。このように、年収は、長期トレンドとして年収格差は広がっているが、景気変動との関連ははっきりしないことを示している。

残業手当のジニ係数やCVは、全サンプルでも、男性フルタイム労働者でも、緩やかに上昇している。また、景気変動との関連では、いずれの四分位も、景気拡張期に残業手当は増え、景気縮小期に残業手当は減る。全サンプルでも男性フルタイム労働者サンプルでも、残業手当格差は、景気縮小期に拡大し、景気拡大期に縮小するという反景気循環的な動きを示す。一方、ボーナスは、1990年代後半以降、全サンプルでも、男性フルタイム労働者サンプルでも、ジニ係数もCVも急上昇している。1990年代には、全四分位とも、景気動向と関係なくボーナス額は安定的に推移していたが、2000年前後から全四分位でボーナス額は減少し、その減少幅は下の四分位ほど大きい。景気変動との関連では、ボーナスは、いずれの四分位でも、ほぼ一貫して景気変動にかかわらず縮減傾向にある。

景気拡張期と景気後退期が残業手当に与える影響は非対称である。景気が悪くて残業手当が減るという効果の方が、好況で残業手当が増えるという効果よりも大きい。景気変動

¹³ 今回の分析では、賃金構造基本統計調査データを使って、世帯でなく労働者個人の年収を中心に分析を行ったため、新規就業や労働市場からの退出の影響は含まれていない。

と残業の関係について、時系列で労働の固定費が変わったことを利用した分析によると、1997年以降、失業率への感応度が全ての四分位で落ちている。これは先行研究とも整合的な結果である。1997年以降、労働市場の構造変化が起こり、雇用調整による業務量の調整が行いやすくなったために、景気後退期に、残業時間でなく雇用で調整するようになり、その傾向は年収の低い四分位でより強いことが示された。

日本の景気変動と賃金（年収）格差は、長期トレンドの影響に比べるとずっと影響は小さい。また、米国やスペインの失業者も含めた所得格差についての既存研究からは、①景気循環が労働時間格差を通じて所得格差に影響を与えること、②不況は、低所得層の労働時間をより大きく減らす、高所得層ではその効果が小さいことが確認されている。今回の分析は、日本の被雇用者でも、景気停滞期に低所得者で労働時間、残業手当の減少が大きいことを示した。労働時間調整が企業活動の繁閑の調整弁として使われていること、そしてその調整機能は近年弱まっていることがうかがえる。

参考文献

- Alessandrini, D., S. Kosempel, A. Pelloni and T. Stengos, 2016. “Earnings inequality, the business cycle, and the life cycle.” Department of Economics and Finance, University of Guelph Discussion Paper 2016-02.
- Autor, D. H., Levy, F., Murnane, R. J., 2003. “The skill content of recent technological change: An empirical exploration.” *Quarterly Journal of Economics* 118(4), 1279–1333.
- Barlevy, G. and D. Tsiddon, 2006. “Earnings inequality and the business cycle.” *European Economic Review* 50, 55–89.
- Beer, P.D., 2012. “Earnings and Income Inequality in the EU during the Crisis.” *International Labour Review* 151(4), 313–331.
- Bonhomme, S., and L. Hospido, 2017. “The Cycle of Earnings Inequality: Evidence from Spanish Social Security Data.” *Economic Journal*, forthcoming.
- Bryan M., and A. Brysonb, 2016. “Has performance pay increased wage inequality in Britain?” *Labour Economics* 41, 149–161.
- Card, D., 2001, “The Effect of Unions on Wage Inequality in the U.S. Labor Market,” *Industrial and Labor Relations Review* 54(2), 296–315.
- Card, D., DiNardo, J. E., 2002. “Skill-biased technological change and rising wage inequality: Some problems and puzzles.” *Journal of Labor Economics* 20(4), 733–783.
- Dauth, W., H.J. Schmerer, and E. Winkler, 2015. “Exporters and wage inequality during the Great Recession—Evidence from Germany.” *Economics Letters* 136, 137–140.
- Dustmann, C., Ludsteck, J., Schonberg, U., 2009. “Revisiting the German wage structure.” *Quarterly Journal of Economics* 124(2), 843–881.

- Goos, M., Manning, A., 2007. “Lousy and lovely jobs: The rising polarization of work in Britain.” *Review of Economics and Statistics* 89(1), 118–133.
- Goos, M., Manning, A., Salomons, A., 2009. “Job polarization in Europe.” *American Economic Review* 99(2), 58–63.
- Goos, M., Manning, A., Salomons, A., 2014. “Explaining job polarization: Routine-biased technological change and offshoring.” *American Economic Review* 104(8), 2509–2526.
- Haider S.J., 2001. “Earnings Instability and Earnings Inequality of Males in the United States: 1967–1991.” *Journal of Labor Economics* 19(4), 799–836.
- Heathcote, J., F. Perri, and G. Violante, 2010. “Unqual we stand: An empirical analysis of economic inequality in the United States, 1967–2006.” *Review of Economic Dynamics* 13, 15–51.
- Hoover, G. A., D. C. Giedeman, and S. Dibooglu, 2009. “Income inequality and the business cycle: A threshold cointegration approach.” *Economic Systems* 33(3), 278–292.
- Kambayashi, R., Kawaguchi, D., Yokoyama, I., 2008. “Wage distribution in Japan, 1989–2003.” *Canadian Journal of Economics* 41(4), 1329–1350.
- Kodama, N., Inui, T., Kwon, H., 2015. “A decomposition of the decline in Japanese nominal wages in the 1990s and 2000s.” *Seoul Journal of Economics* 28(1), 54–84.
- Koeniger, W., Leonardi M., and Nunziata L., 2007. “Labor Market Institutions and Wage Inequality.” *ILR Review*, 60(3), 340–356.
- Krueger, D., F. Perri, L. Pistaferri, and G. L. Violante, 2010. “Cross-sectional facts for macroeconomists.” *Review of Economic Dynamics* 13(1), 1–14.
- Kuroda, S., and Yamamoto, I., 2014. “Is Downward Wage Flexibility the Primary Factor of Japan’s Prolonged Deflation?” *Asian Economic Policy Review* 9(1), 143–158.
- Lise, J., Sudo, N., Suzuki, M., Yamada, K., Yamada, T., 2014. “Wage, income and consumption inequality in Japan, 1981–2008: From boom to lost decades.” *Review of Economic Dynamics* 17, 582–612.
- Messina, J., Strozzi, C., Turunen, J., 2009. “Real wages over the business cycle: OECD evidence from the time and frequency domains.” *Journal of Economic Dynamics and Control* 33(6), 1183–1200.
- Moriguchi, C., 2010. “Top wage incomes in japan, 1951–2005.” *Journal of the Japanese and International Economies* 24(3), 301–333.
- Moriguchi, C., Saez, E., 2008. “The evolution of income concentration in japan, 1886–2005: Evidence from income tax statistics.” *Review of Economics and Statistics* 90(4), 713–734.
- Noda, T., and Hirano, D., 2013. “Enterprise Unions and Downsizing in Japan Before and After 1997.” *Journal of the Japanese and International Economies* 28, 91–118.
- Nunziata, L., 2003. “Labour market institutions and the cyclical dynamics of employment.” *Labour Economics* 10, 31–53.

- OECD, 2015. *In It Together: Why Less Inequality Benefits All*. OECD publishing, Paris.
- Ohtake, F., 2008. “Inequality in Japan.” *Asian Economic Policy Review* 3(1), 87–109.
- Parker, S. C., 1999. “Income inequality and the business cycle: a survey of the evidence and some new results.” *Journal of Post Keynesian Economics* 21(2), 201–244.
- Richardson D. H., 1997. “Changes in the Distribution of Wages in Canada, 1981-1992.” *Canadian Journal of Economics* 30(3), 622–643.
- Tachibanaki, T., 2005. *Confronting Income Inequality in Japan*. MIT Press, Cambridge, MA.
- Yamada, K., Kawaguchi, D., 2015. “The changing and unchanged nature of inequality and seniority in Japan.” *Journal of Economic Inequality* 13(1), 129–153.
- Yokoyama, I., 2014. “Why do wages become more rigid during a recession than during a boom?” *IZA Journal of Labor Economics* 3(6).
- Yokoyama, I., N. Kodama and Y. Higuchi, 2016. “What Happened to Wage Inequality in Japan during the Last 25 Years? Evidence from the FFL decomposition method.” RIETI Discussion Paper Series 16-E-081.
- 石井加代子・樋口美雄. 2015. 「非正規雇用の増加と所得格差：個人と世帯の視点から—国際比較に見る日本の特徴—」. 三田商学研究, 58(3), 37–55.
- 太田清. 2009. 「賃金格差—個人間, 企業規模間, 産業間格差」. 「バブル/デフレ期の日本経済と経済政策」第6巻『労働市場と所得分配』樋口美雄編, 319–366. 慶應義塾大学出版会.
- 大竹文雄, 2005. 「日本の不平等」. 日本経済新聞社.
- 橘木俊詔, 1998. 「日本の経済格差」. 岩波書店.
- 樋口美雄・石井加代子・佐藤一磨, 2017. 「妻の就業が世帯所得格差に及ぼす影響—リーマンショックとの関連から—」. 経済研究, 68(2), 132–149.
- 山本勲・黒田祥子, 2014. 「長時間労働は日本の企業にとって必要なものか」. 『労働時間の経済分析』第7章. 日本経済新聞出版社.