

5 1980年代以降の日本の労働時間

神林龍

要 旨

1980年代以降の日本の労働時間は、とくに1988年から1993年にかけて大きく変化した。たとえば、高度成長期以降一貫して増え続けてきた総労働時間は、1992年前後を境に頭うちになり、その後若干減少した。平均労働時間は、1988年前後より1993年前後にかけて急減し、その後も若干の減少を続けた。この間、短時間労働者が一貫して増加する一方、1990年代以降の長時間労働者は、バブル期と比較して減少したものの、1970年代末の水準を維持しており、とくに大企業・30歳代男性労働者では減少していない。平均労働時間の減少は全労働者に等しく起こったわけではなく、中小企業や中高年齢層に顕著に起こったことを示している。また、世帯調査と事業所調査の間の労働時間の齟齬は、1970年代以降比較的安定しているものの、2000年代に若干の増加傾向を示した。

これらの労働時間の変化は、人口構成の変化だけでは説明がつかず、1987年の労働基準法改正などの制度的影響や労働者の効用関数の変化など本源的変化などが推測される。しかし、法定労働時間を約20%減少させるという労働基準法改正の影響はむしろ僅少であるとの報告も散見される。あるいは、そもそも日本においては賃金率と労働時間との関係も密接ではないとの実証

研究があり，結論は定かではない．企業組織内の競争環境など，微に入り細をうがった研究が必要とされよう．

1 はじめに

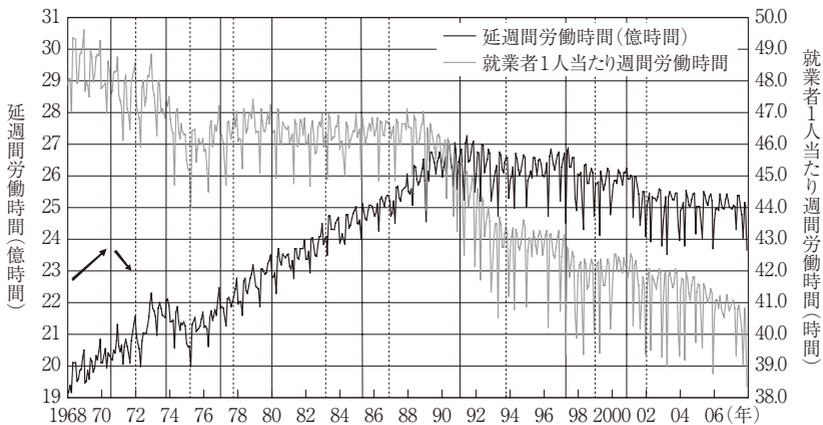
まず1960年代末以降およそ40年にわたる労働時間の推移を確認しておこう。

図表5-1は、総務省『労働力調査』を用いて、毎月月末最終週の総労働時間と就業者1人当たりの平均労働時間を示したものである（ただし、景気循環との関係を見るために、内閣府月例経済報告で発表されている景気循環の山を実線で、谷を点線で示した）。

この図を見ると、日本における労働時間の動向は、いわゆるバブル景気が終焉した1992年前後で大きく様相を変えたことがわかる。

1992年前後までのもっとも大きな特徴は、総労働時間の増加であろう。総労働時間は、1970年代中葉を除けば、1992年ごろまで一貫して上昇して

図表5-1 非農林漁業における労働時間



注) 実線は内閣府月例経済報告で発表されている景気循環の山を、点線は谷を表している。

出所) 総務省『労働力調査』長期時系列参考表1 原系列、1972年6月までは沖縄を除く。

おり、四半世紀でおよそ35%程度増大した。他方、就業者人口は同期間に4,077万人から6,087万人とほぼ50%増加しているの、結局、就業者1人当たりの平均労働時間は週49.4時間から週44.4時間へ約5時間低下している。ただし、この間、平均労働時間は単調に減少を続けたわけではなく、高度成長の終焉にともなって週46時間前後でいったん低下が止まっている。1970年代末よりバブル景気までのおよそ10年間は、就業人口の増加は平均労働時間の減少に結びつかず、そのまま総労働時間の増加をもたらしていたことが示唆される。

バブルが崩壊した1992年以降になると、総労働時間は一転して低下傾向を見せる。不況期に減少し好況期に増大しないというパターンをくり返しつつ階段状に低下し、2007年にはおおむねバブル景気が始まる1987年前後の水準まで戻った。それに対して、平均労働時間の低下が始まったのは、総労働時間の低下よりも数年早いのが特徴的である。平均労働時間は、バブル期後期の1988年前後より一本調子に低下し、1993年には43時間を切り、好況期にも引き続き減少を経験しながら、2007年には40時間前後まで下落した。とくに1989年から1993年までの減少は著しく、Hayashi and Prescott [2002]がこの下落を1990年代の日本経済の困難の主動因の1つと考えたのはよく知られている。

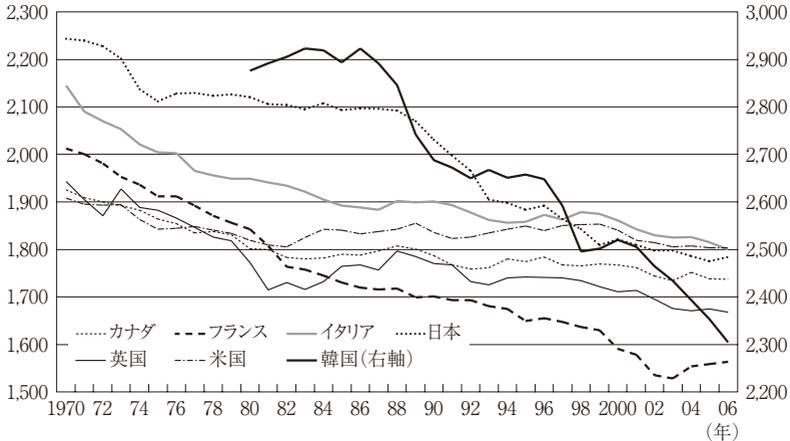
以上のように端的にまとめられる日本の労働時間の移り変わりを、国際的に比較したのが図表5-2である。ここでは、OECDが収集している統計より、就業者1人当たりの平均年間実労働時間を、米国、カナダ、英国、フランス、イタリア、日本、韓国について示した（韓国についてのみ右軸を参照のこと）。

韓国を例外として、諸外国の平均労働時間の減少は1970年代を通じて継続しており、1980年代以降大きな変化は見せていない。それに対して、さきに見た日本の平均労働時間の推移の特徴、すなわち1970年代中葉から1988年前後までの安定と、1989年から1993年までの急落は、国際的に見ても顕著であることがわかる¹⁾。

この労働時間の減少がどのようにして起こったのだろうか。これが、本シ

1) 国際比較を簡潔にまとめたものとして小倉[2008]が便利である。

図表 5-2 OECD 主要国における就業者 1 人当たり年間実労働時間



出所) OECD Average annual hours actually worked per worker Vol. 2007 release 01.

リーズを含め、1990年代の日本の労働時間研究に通底する関心だったといえる。本稿では、日本の労働時間の推移に関する内外の研究を概観することを目的とする。

2 前提条件 1——労働時間法制の変化

具体的な論考の紹介に入る前に、いくつか確認しておきたいことがある。労働時間をめぐる制度的な枠組みと、統計的な事実確認である。

日本において、労働時間は主として労働基準法（以下、労基法と略す）により法的に直接規制される。すなわち、労基法は、戦前期に蔓延した女性・若年者を中心とした長時間労働を禁圧するために、1947年の制定と同時に労働時間の上限を設けた（第32条）。使用者は、この上限を超える労働を命令することはできない。違反した場合は、現在では6カ月以下の懲役または30万円以下の罰金に処せられることになっている。とはいえ、同法第36条に則り、通称三六協定と呼ばれる労使協定を結び、協定内容を労働基準監督署に届け、かつ第32条に法定された労働時間以上の部分について割増賃金を支払う限りにおいて、原理的には労働時間は規制されない。現在、三六協

定による時間外労働の基準として1年間360時間などの上限が行政上指導されているが、この上限を超えた協定を結んだとしても、それ自体は違法ではない。

このように、日本の労働時間に対する法的規制は、厳しい直接的規制の形をとりながら、労使の合意さえあれば三六協定を通じて弾力的に運用できる点に特徴がある。それゆえ、法的規制と現実の労働時間の推移は、法理論的にはあまり関係がないかもしれない。とはいえ、たとえば労基法第37条において割増賃金率の下限が法定されていることなどから、上記第32条で規定される週間労働時間の上限は、賃金の起算単位を操作することを通じて賃金コストを動かし、経済的な労働時間決定メカニズムに対して実質的なフォーカル・ポイントを提供してきたと考えられている²⁾。

それゆえ、20世紀最後の四半世紀における労働時間の推移を考察するためには、労基法上の労働時間規制の詳細を確かめる必要がある。まず、労基法第32条に定められた週間労働時間の上限は、戦後ながらく48時間であった³⁾。しかし、高度成長末期より労働時間短縮を目指した政治的な活動が続けられ、たとえば一般公務員には1981年より4週1回交代半体制が導入され、銀行では1983年より第2土曜日が休日となった。最終的には、1987年に労働時間短縮に向けて労基法が改正され、週40時間が法定され、完全週休二日制の導入が推奨された⁴⁾。

ただし、改正労基法施行日の1988年4月に、すべての労働者一律に週40時間制が適用されたわけではなく、附則第131条（および同条を根拠としている政令）が自動的に効力を失った1997年4月に完全実施されることになった⁵⁾。経済主体の期待形成に対する影響は措くとして、法規制としては、週40時間制は1987年の労基法改正以来およそ10年の期間を経て段階的に

2) 日本の労働法における労働時間規制を念頭に、経済学的な解釈を加えた論考に小畑・佐々木[2008]がある。

3) 戦前期の工場法は女子・年少者についてのみ11時間を上限とする就業時間の規制が含まれていた。また、1947年労基法においても例外が多数定められており、たとえば商業の30人未満規模の事業所では1日9時間週54時間が適用されていた。

4) 従来、この間の労働時間短縮に関しては、1986年のいわゆる前川リポートで「先進国並みの年間総労働時間の実現と週休二日制の早期完全実施」が提言されたことが重要な役割を演じたと言われてきたが、この際の審議会の過程を検討した梅崎[2008]によると、労働時間の短縮は公労使によって長期的に話し合われており、少なくとも当事者の意識では前川リポートの影響は間接的だったようである。

導入されたことには注意すべきであろう。

このほかに、労働時間決定に影響を与える法制の変化としては、休日割増率の引き上げ（1993年）、女子保護規定の撤廃（1998年）、年次有給休暇の取得資格緩和（1993年、1998年）、裁量労働制の導入・改正（1987年、1993年、1998年、2003年）などがある。

3 前提条件2——労働時間の変化の概観

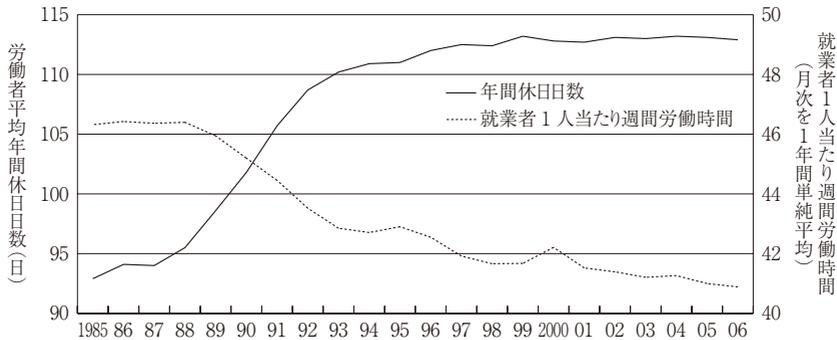
以上のような経緯で、労働時間をとりまく法規制は1990年代に大きな変化を遂げた。図表5-1、5-2で示した総労働時間・週（年間）平均労働時間の推移のいくばくかは、これらの法規制の変化を反映したものであろう。しかし、労働時間は経済にとって重要な内生変数であるので、法規制によって完全に制御されているとは断定できない。まさにこの点が、労働時間研究の眼目となる。本節では、休日の動向、短時間・長時間労働者の推移、不払い残業時間という視点から、日本における労働時間の推移について事実確認をしておきたい。

3.1 休日の動向

前節に見た週40時間制導入とは、別の言葉でいえば週休二日制を導入す

-
- 5) 1987年労基法では、第32条第1項の本則にこそ「使用者は、労働者に、休憩時間を除き1週間について40時間を超えて、労働させてはならない」と書かれたものの、「当分の間、第三十二条第一項中『四十時間』とあるのは『四十時間を超え四十八時間未満の範囲内において命令で定める時間』とする」という読み替えのための附則第131条が付けられていた。この附則は政令として具体化され、政令第2条で読み替えが（3年間は）46時間とされたほか、産業・規模ごとに週労働時間上限が細かく定められた。たとえば、製造業の100人以下の事業所など、主として中小企業では48時間のままであった。この政令は、予定されていた3年後の1990年に改正され、読み替えが44時間に短縮された。ただし、中小企業に対しては1993年3月までの猶予措置として46時間が定められている。本則に40時間が定められたように、一連の労働時間短縮は週40時間を目標としていたため、1991年頃から週40時間制移行への議論が中央労働基準審議会などで本格化した。しかし、バブル崩壊から不況への突入というタイミングから公労使の妥協点は容易に見つからず、ようやく2年後の1993年に労基法附則第131条が紆余曲折の末改正され、「平成九年三月三十一日までの間は、第三十二条第一項中『四十時間』とあるのは、『四十時間を超え四十四時間以下の範囲内において命令で定める時間』とする」とされた。同時に政令の読み替えも40時間に上書きされ、週40時間制への道筋がはっきりしたものとなった。もちろん、ここでも産業・規模による猶予措置が広く設けられ、たとえば製造業や建設業など300人以下の事業所ではおおむね44時間とされている。

図表 5-3 年間休日日数



出所) 厚生労働省『就労条件総合調査』(1999年までは旧労働省『賃金事情等総合調査』)。

注) 就労条件総合調査とは常用労働者30人以上の企業に対してなされる調査なので調査対象母集団は労働力調査と異なる。また、ここでの年間休日日数とは、企業においてもっとも多くの労働者に適用される年間休日日総数を、その適用される労働者数で加重平均して求められる企業内の平均的な年間休日日数である。

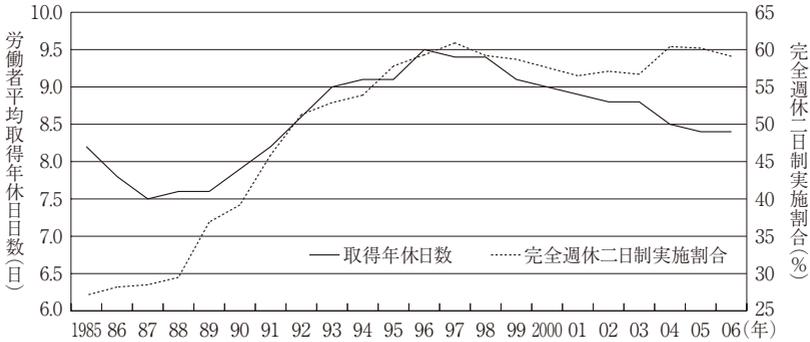
ることとはほぼ等しい。この点は統計でも確認できる。図表5-3は、厚生労働省『就労条件総合調査』(1999年までは旧労働省『賃金事情等総合調査』)より年間の休日日数を、『労働力調査』の週平均労働時間の12カ月単純平均とあわせて表示したものである。

年間休日日数は、労基法の改正がなされる1987年までは95日程度だったのが、改正直後の1988-1993年の4年間に15日程度増加したのがわかる。この年間休日日数の増加は、週平均時間の低下と対応しており、1990年代前半の週平均労働時間の減少には、週40時間制導入にともなう週休二日制度の完全実施が背景にあることが示唆される。

この点をさらに確かめるために、年休取得日数や完全週休二日制実施割合を確認したのが、図表5-4である。

やはり1997年前後まで、週休二日制完全実施割合、取得年休日数は上昇していたことがわかる。ただし、とくに1997年前後以降には、年間休日数、取得年休日数、完全週休二日制実施割合はのびていない一方、週平均労働時間は減少した。たとえば、1997年から2006年の10年間で見ると、年間休日日数は112.5日から112.9日へほとんど動かなかったのに対して(1日8時間労働とすると年間労働時間3.2時間の減少)、週平均労働時間は41.9時間から40.8時間へ1時間強減少している(年間52週とすると年間労働時間

図表 5-4 年休取得日数および完全週休二日制実施割合



出所) 厚生労働省『就労条件総合調査』(1999年までは旧労働省『賃金事情等総合調査』)。

57.2時間の減少)。この間の週平均労働時間の減少は、休日の増加ではなく、何らかの形で1日の労働時間が減少したことによるものと考えられる。

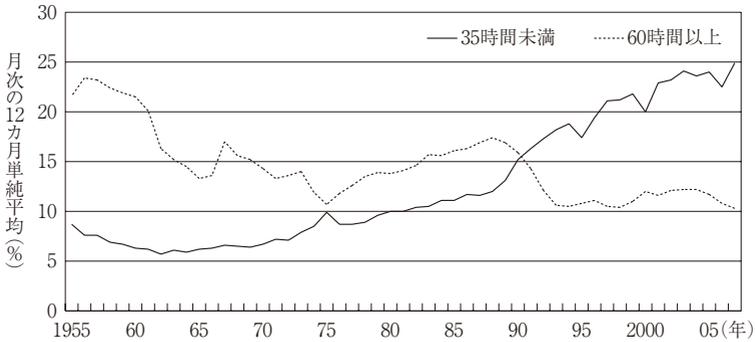
その可能性としてよく指摘されるのは、(a)短時間労働者の増加、(b)所定外労働時間の減少の2つであろう。おそらく解釈(a)との関連で「短時間労働者が増加し平均労働時間が減少するわりに、長時間労働者が減少しない」現象が生じ、2000年代に入り「労働時間の二極化」として注目されたのかもしれない。次項ではこの「労働時間の二極化」に関連する統計数値を整理しよう。解釈(b)の所定外労働時間の減少については、世帯調査ではなく事業所調査を用いる必要があることから、後段の労働時間統計をさまざまに比較する箇所を取り上げたい。

3.2 短時間・長時間労働者の動向

短時間労働者とともに、長時間労働者の動向をも示したのが、図表5-5である。より長期的な構図を示すために1955年よりおよそ50年間の推移を表示した。また、『労働力調査』のなかでも非農林業雇用者について取り上げ、短時間労働者として週35時間未満の労働者を、長時間労働者として週60時間以上の労働者を定義し、それぞれの就業者に占める割合を示した。

短時間労働者の就業者に占める割合は、何度か間歇的な減少を経験するほかは、1960年代前半から一貫して増加を継続している。その結果、1962年には5.7%だったのが、2007年では24.9%まで上昇した。とくに、第1次

図表 5-5 短時間・長時間労働者の割合



注) 総務省『労働力調査』, 非農林業雇用者について12カ月単純平均値。

オイルショック後の1972年から1975年にかけての時期(4年間で7.1%から9.9%への2.8ポイントの上昇), バブル景気末期の1988年から1990年にかけての時期(3年間で12.0%から15.2%への3.2ポイントの上昇)の上昇が目立つ。同様に短時間労働者の比率が急激に上昇する時期でありながら, 前者が不況期, 後者が好況期という違いがあるのが興味深い。

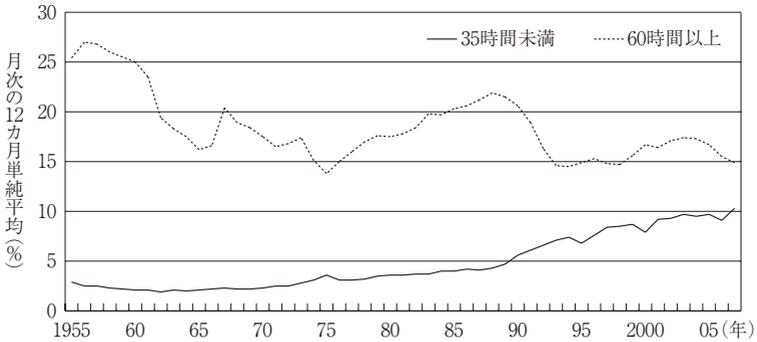
一方, 長時間労働者は, 高度成長期より1975年まで減少傾向を示した後, バブル期に向けていったん上昇し, バブル景気末期に急速に低下する。その後はほぼ横ばいで推移し, 2005年前後に若干上昇した部分が見られる程度である。

以上の点を就業者に占める比率ではなく, 総労働投入時間に占めるシェアから確認したのが図表5-6である。

短時間労働者のシェア増加が顕著なのは, 就業者数が頭打ちになった1990年代からである。週35時間未満の労働者は, 最近でこそ就業者数の25%を超えたとはいえ, 総労働投入時間に占める割合は10%程度にとどまる。一方, 長時間労働者のシェアの推移は, ほぼ就業者比率の動向と等しい。バブル崩壊後ではおおむね15%程度で安定している。

結局, 1990年代中葉以降の平均労働時間の減少は, 全般的な労働時間の短縮ではなく, 短時間労働者の増加にあることがわかる。また長期的に見ると, 1990年代中葉以降長時間労働者の比率が急激に高まっている様子は見られず, 1970年代と似たような水準である。むしろ, バブル景気時には

図表 5-6 総労働時間に占める短時間・長時間労働者の労働時間のシェア



注) 総務省『労働力調査』, 非農林業雇用者について12カ月単純平均値。

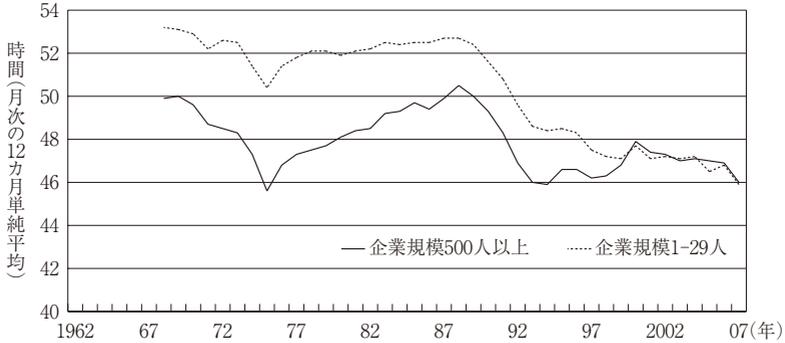
2000年代よりもはるかに多くの割合の労働者が長時間労働に従事していたことがわかる。

それにもかかわらず、後に紹介するように、2005年前後から長時間労働は世間の注目を浴び、政治問題としても取り扱われた。その理由として、労働時間の短縮が平均的に起こらず、特定の産業・年齢階層の労働者はその恩恵にあずかっていないことが意識された可能性がある。

この点を確認するために、非農林業雇用者の男性にかぎり、勤務先を1,000人以上の大企業と29人以下の小企業とにわけ、各々の週平均労働時間の12カ月単純平均値を示したのが図表5-7である。

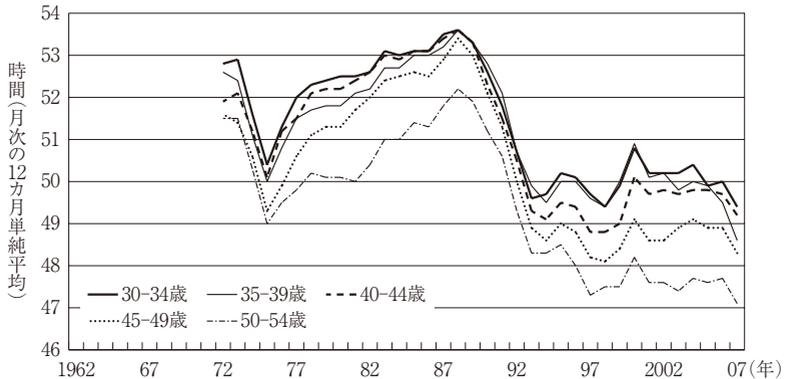
一般に企業規模の小さい方が労働時間が長いと思われがちであり、事実1990年代末までは、小規模企業の方がおおむね週4時間程度労働時間が長かったことがわかる。ただし、さきに紹介したとおり、労基法第32条の上限規制も中小企業に対しては例外規定が設けられることが多く、この差は法律上の規定の差と平行かもしれない。実際、労基法の上限規制は1997年に原則として廃止され、その後の中小企業に対する猶予期間が終了した1999年以降となると、両規模の週平均労働時間は46-47時間ではほぼ同水準となり、規模間格差は消失しているのがわかる。これらの動向は、1990年代中葉以降の労働時間の短縮は旧来比較的労働時間が長かった中小企業でこそ顕著なものの、大企業ではほとんど労働時間の短縮が起こらなかったことを示唆している。

図表 5-7 企業規模別 週当たり平均労働時間



注) 総務省『労働力調査』, 非農林業男性雇用者について12カ月単純平均値。

図表 5-8 年齢階層別 週当たり平均労働時間



注) 総務省『労働力調査』, 非農林業男性雇用者について12カ月単純平均値。

次に年齢階層による労働時間の短縮を整理しよう。図表 5-8 では、短時間労働者の増加の影響を極力排除するために非農林業男性雇用者について、30-34 歳から 50-54 歳までの 5 歳刻みの 5 つの年齢階層での週平均労働時間の 12 カ月単純平均を示した。ただし、1970 年代には 55 歳定年制の企業も少なからず残存しており（60 歳以上の定年制を採用している企業は 1985 年時点でも 55.4%にとどまる）、その場合には 50-54 歳は定年直前の年齢階層であることには留意する必要がある。

特徴の 1 つとして、1992 年までは 30 歳代、40 歳代の平均労働時間はそれ

ほど差がなく、30-34歳を中心におおむね0.5時間前後の幅に収まっていることが指摘できる。これまで何度も観察された1988年から1993年までの労働時間の短縮局面では、ほぼすべての年齢階層が歩調を合わせており、年齢間格差はほとんど生じていない。これに対して1993年以降になると、40歳代以降の週平均労働時間が相対的に減少し、30歳代との乖離がはつきりする。とくに2000年前後では30歳代に対して40歳代前半で0.8時間、40歳代後半で1.4時間、50歳代前半で2.3時間、週間労働時間が短い。30歳代の平均労働時間は1975年当時の50時間前後で安定しており、労働時間短縮がそれほど起こっていないことを考えると、1990年代後半以降の労働時間短縮は40歳代以降の中高齢層で顕著だったことがわかる。

以上を要するに、1990年代中葉以降の週平均労働時間の短縮は、短時間労働者の増加以外には、小規模企業・中高年齢層で顕著で、大規模企業や若年層ではそれほどの労働時間短縮が起こらなかったとまとめられる。

3.3 事業所統計から見た労働時間の動向

これまで本稿では労働時間を把握するのに、世帯調査である『労働力調査』を用いてきた。『労働力調査』は調査客体数がおおむね4万世帯15万人程度で、各世帯員に対して毎月末日に終わる1週間の労働時間を尋ねている。調査対象期間が1週間と比較的狭く、すべての曜日を網羅しており、祝日が少ないというメリットがある⁶⁾。その一方、記憶に頼ることとなって必ずしも正確な労働時間を反映しない可能性もある。

ここでは、この調査を補うために、事業所側から把握された労働時間を検討したい。事業所側から把握された労働時間は、厚生労働省『毎月勤労統計調査』で報告される⁷⁾。同調査では事業所別の労働者数、労働時間、給与総額などが収集されているが、公表数表では常用労働者（あるいはパートタイ

6) 基本的には4月のみ29日が祝日となる。11月については勤労感謝の日(23日)の振替休日が調査期間にかかる場合がある。また、12月は26日を終点として7日間について調査されるので、平成に入ってからには12月23日の天皇誕生日が祝日となった。

7) この調査は、常用労働者5人以上の事業所に対する毎月の調査で、調査客対数はおおむね3万3,000程度で、賃金台帳をもとに事業所全体の労働者数や労働時間、現金給与総額などを報告する形をとる。この際、所定内労働時間として「労働協約、就業規則等で定められた正規の始業時刻と終業時刻の間の実労働時間数」、所定外労働時間として「早出、残業、臨時の呼出、休日出勤等の実労働時間」と定義されている。

マー) 1人当たりの平均として加工された数値が発表されている。

図表 5-9 では『毎月勤労統計調査』の 30 人以上の事業所の常用労働者 1 人当たり平均の月間労働時間の推移を 1970 年 1 月から 2007 年 12 月について示した。参考のために、図表 5-1 で用いた『労働力調査』の就業者 1 人当たりの週間労働時間を月間に修正した系列も表示している⁸⁾。

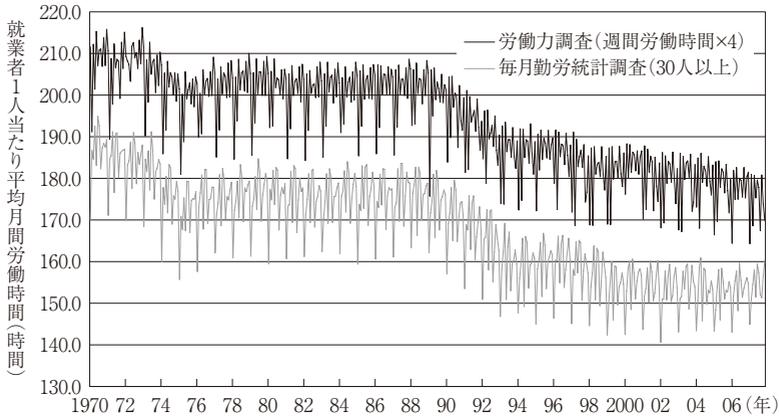
世帯調査である『労働力調査』の方が、事業所調査である『毎月勤労統計調査』よりも長い労働時間を記録している。この差が、いわゆる「サービス残業（不払い残業）」の存在を示唆している（早見[2002]など）。ただし、『労働力調査』と『毎月勤労統計調査』との数値の差を解釈するためには、集計対象期間の休日数の違いに気をつけなければならない。この点を確かめるために、図表 5-10 は、図表 5-9 で用いた 2 つの系列のうち、『労働力調査』から『毎月勤労統計調査』の値を差し引いた結果をグラフ化し、毎年 1 月と 6 月についてのみ水準を示した。

6 月では 15-20 時間程度『労働力調査』で労働時間が多く推計される一方、1 月では 40-45 時間と大きい。先にも触れたように、『労働力調査』は毎月末日より 7 日間の労働時間を尋ねるが、この期間には祝日がない場合が多い。それゆえ、同一月内の他の週に祝日や休日がある場合、『労働力調査』の週間労働時間を単純に日割りにすると、その分だけ過大に推計されてしまう。その点、6 月には祝日がないので、6 月だけで比較するとこの種の過大推計の効果を小さくできる。ただし、1993 年 6 月 9 日はこの日のみ皇太子の成婚のために国民の祝日とされた。図表 5-10 の 6 月の系列の 1993 年にスパイクがあるのは、この推論の正しさを示している。1 月には、多くの場合正月 3 が日を中心に 3 日間程度の休日、成人の日の祝日があるので、『労働力調査』から月間労働時間を復元する場合には過大に評価してしまうのであろう。もし 4 日程度の休日を見逃しているのであれば 32 時間程度の過大評価となり、1 月の系列と 6 月の系列の差分をちょうど埋める程度となる。もし世帯調査と事業所調査の差を不払い残業時間として計算するのであれば、休日数の調整が重要であることがわかる。

図表 5-11 では図表 5-9 で用いた『労働力調査』の数値から『毎月勤労統

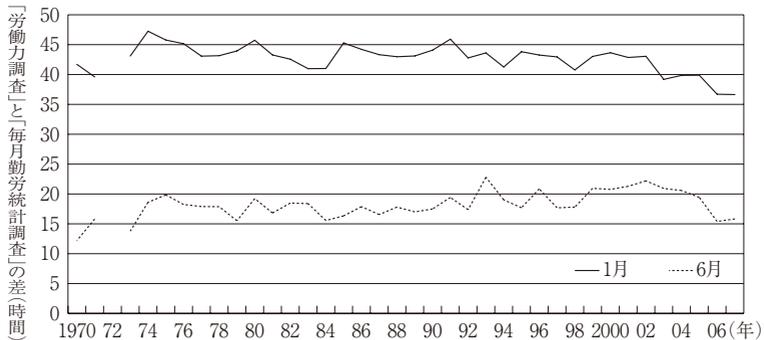
8) 具体的には週間労働時間を 7 で割り、月日数をかけて算出した。調査設計から 29 日目以降が休日となるかどうかはさまざまである。

図表 5-9 『労働力調査』と『毎月勤労統計調査』の平均月間労働時間の推移



注) 総務省『労働力調査』, 厚生労働省『毎月勤労統計調査』.

図表 5-10 1月と6月における二調査の差違

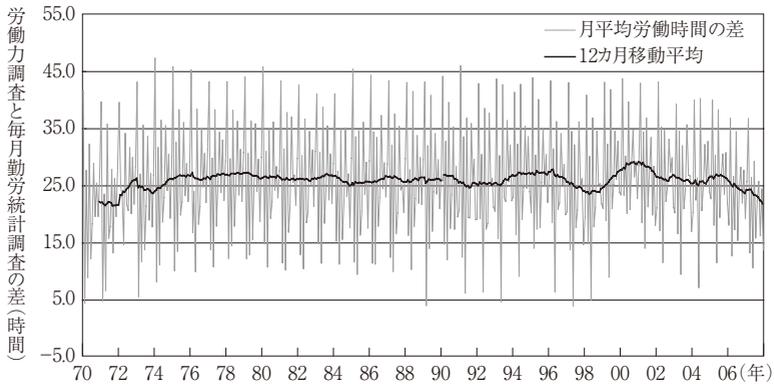


注) 図表 5-9 と同じ.

計調査』の数値の差をとったものをすべて掲示した(休日日数は調整していない). 参考のために12カ月移動平均も実線で示した.

先にも議論したようにこれは不払い残業を過大に評価している点については注意が必要であるが, 世帯調査と事業所調査の差は, 1975年頃から1993年頃までのおよそ20年間にわたり月間25時間程度を安定的に推移している. その意味で, 2000年代に入り不払い残業が顕著に増加したとはいえないかもしれない. とはいえ, 1993年以降になると世帯調査と事業所調査の乖離

図表 5-11 『労働力調査』と『毎月勤労統計調査』の差



注) 図表 5-9 に同じ。

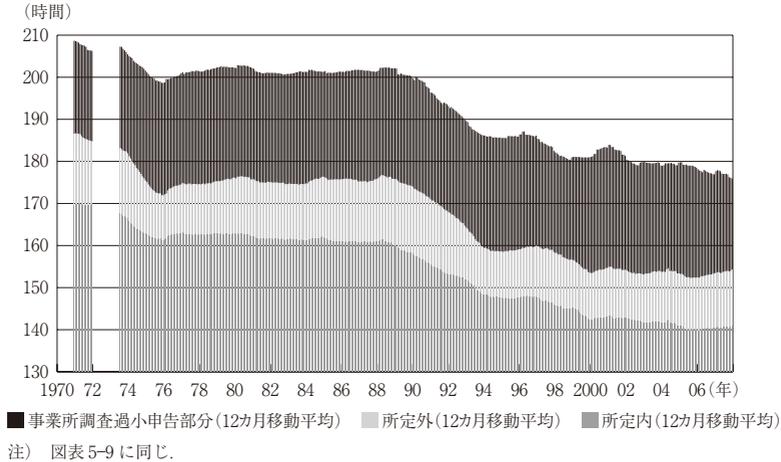
は大きくなっており、サービス残業あるいは事業所調査での過小申告がより深刻になってきていることを示唆している。

この過小申告の大きさを確かめよう。『毎月勤労統計調査』は労働時間を所定内労働時間と所定外労働時間に分けている。ここでは、『労働力調査』の月間推計値を真の労働時間とし、『毎月勤労統計調査』の所定内労働時間、所定外労働時間、『毎月勤労統計調査』の過小申告部分にわけ、それぞれの月間労働時間を報告した(図表 5-12)。

全期間の平均では、月間所定内労働時間は 154.7 時間(『労働力調査』からの月間推計値平均に対して 80%)、月間所定外労働時間は 13.1 時間(同 6.8%)、事業所調査の過小申告部分は月間 25.7 時間(同 13.3%)となる。事業所調査の過小申告部分が月間 20 時間程度だとしても、報告された月間所定外労働時間よりも大きい水準であり、過小申告部分は決して少なくない。

また、この図表から、1988 年以降に進んだ週平均労働時間の減少は、基本的に所定内労働時間の削減によって達成されており、所定外労働時間や事業所調査の過小申告部分が大きく減少したわけではないことがわかる。1993 年 12 月前後で期間を分けると、所定外労働時間の占める割合は 6.9%から 6.6%(13.8 時間から 11.9 時間)とほとんど変わらないかむしろ減少しており、事業所調査の過小申告は 25.6 時間から 25.8 時間へとやはりほとんど変わらないものの、所定内労働時間の減少を受けて全体の労働時間の低下か

図表 5-12 月平均労働時間の内訳



らシェアは12.8%から14.2%へと若干上昇している。法改正による所定内労働時間の削減を受けて、所定外労働時間はむしろ減少の傾向が見られるのに対して、過小申告部分は変化がないか若干増加気味であることには注意を振り向ける必要はあるが、20世紀最後の四半世紀の日本の労働時間の時間的推移の多くは、所定内労働時間の減少によっているといえる。

3.4 小括

以上のように、いくつかの統計からとりわけ1970年代以降の労働時間の推移を眺めると、次のような特徴があることがわかる。

総労働時間と平均労働時間 高度成長期以降一貫して増え続けてきた総労働時間は、1992年前後を境に頭打ちになり、その後若干減少した。平均労働時間は、総労働時間が頭打ちになる数年前の1988年前後より1993年前後にかけて急減し、その後も若干の減少を続けた。1990年代前半の平均労働時間の急減は週休二日制の導入にともなう休日の増加および所定内労働時間削減の影響が強い。

短時間労働者の増加と長時間労働者の残存 短時間労働者は1960年代末より一貫して増加しており、とくに1990年代後半の平均労働時間の減少と関連する可能性がある。一方、1990年代以降の長時間労働者は、バブル期と

比較して減少したものの、1970年代末の水準を維持しており、とくに大企業・30歳代男性労働者では減少していない。その意味で、平均労働時間の減少は全労働者に等しく起こったわけではなく、中小企業や中高年齢層に顕著に起こった。

事業所調査の過小申告の増大 世帯調査と事業所調査の間の労働時間の齟齬は、1970年代以降比較的安定しているものの、2000年代に若干の増加傾向を示した。

3.5 人口構成の影響——統計的分解

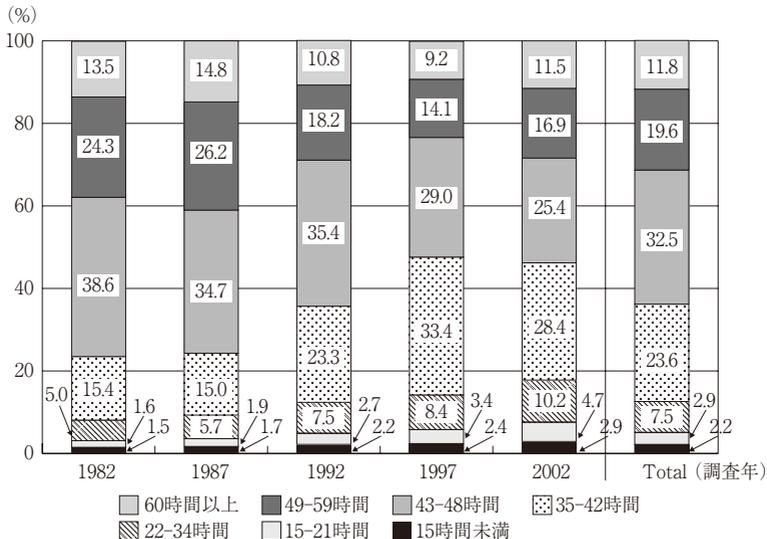
Altonji and Paxson[1986], Bryan[2007]などに指摘されてきたように、一般に人口構成の変化は労働時間の分布の変化をうながす。労働供給行動は個人の選択の結果なので、意思決定者の背景が変化すれば現実の決定内容が変化するのは自然である。とくに日本においては、1970年代以降、核家族化・高齢化の進展、進学率の上昇や産業構造の転換など、社会経済的な構成が大きく変化した時期でもあった。したがって、前項にまとめた日本の労働時間の変化は、人口構成の変化による見せ掛けの現象である可能性も否定できない。この点を確かめるために、統計的に労働時間の決定要因を分解し、平均的な労働時間の変化に対する人口構成の変化の影響を見てみよう。

ここで用いる検討材料は、1982年から2002年までの5回の『就業構造基本調査』の個票である⁹⁾。『労働力調査』と異なり、『就業構造基本調査』は毎回約100万人を調査対象としており、学歴や世帯構成など労働時間の決定に影響を及ぼすさまざまな変数を利用することができる。他方、労働時間は「15時間未満」から「60時間以上」の階級値で聞かれており、しかも上記の期間中何回か変動がある。本項の目的に鑑みると、異時点の調査を相互に比較する必要があるため、ここでは5回の調査の最小公倍数をとり7つの階級値に集約した。こうして得られた就業構造基本調査における労働時間の分布を示すと、図表5-13のようになる。

調査設計上、週40時間近傍での詳細な分布の変化を観察することはできないが、前項に見た短時間労働者の増加と長時間労働者の残存という1980

9) 本項および4.1項は平成19年度科学研究費補助金(若手(B)) (課題番号:18730158)を通じた目的外利用申請の成果による。

図表 5-13 『就業構造基本調査』における就業時間分布



出所) 筆者推計による。

年代以降の特徴は、『就業構造基本調査』でも確認できる。労働時間を各階級の中央値（「15時間未満」は15時間、「60時間以上」は60時間）として計算すると、各年の単純な標本平均は46.7時間、46.8時間、44.3時間、42.6時間、42.7時間と推移しており、『労働力調査』の数値と大きな齟齬はない¹⁰⁾。

この週当たり労働時間を分解する要因として、ここでは性別、年齢、世帯類型（6分類）、学歴（3分類）、企業規模（11分類）、就業形態（8分類）、産業（12分類）、職種（9分類）を取り上げよう。各分類方法については、章末付表にまとめたので、ここでは世帯類型についてのみ説明しておこう。世帯類型は、既婚・2名以上世帯・世帯主を基準とし、既婚・単身世帯・世帯主（いわゆる単身赴任など）、未婚・単身世帯・世帯主、未婚・2名以上世帯・世帯主、既婚・2名以上世帯・非世帯主、未婚・2名以上世帯・非世帯主の6つに分割している。各変数より基準となる類型を設定し、高校卒の

10) 『労働力調査』において対応する9月の就業者1人当たり平均労働時間は、それぞれ46.5時間、46.7時間、43.8時間、42.6時間、41.8時間である。

図表 5-14 労働時間の属性分解

被説明変数 推定方法	労働時間階級中央値 (15-60) OLS											
	Pooled		1982		1987		1992		1997		2002	
	Coef.	s. e.	Coef.	s. e.	Coef.	s. e.	Coef.	s. e.	Coef.	s. e.	Coef.	s. e.
Sample												
女性ダミー	-4.316	0.018	-3.618	0.041	-4.179	0.042	-4.174	0.037	-4.403	0.038	-5.254	0.044
年齢	0.298	0.003	0.226	0.007	0.245	0.007	0.311	0.006	0.282	0.006	0.417	0.007
年齢二乗/100	-0.426	0.003	-0.331	0.007	-0.370	0.008	-0.436	0.006	-0.416	0.006	-0.566	0.007
既婚・世帯主・単身世帯	-0.514	0.060	-0.153	0.155	-0.507	0.155	-1.016	0.126	-0.676	0.111	-0.339	0.136
未婚・世帯主・単身世帯	-0.147	0.026	-0.007	0.061	-0.224	0.065	-0.446	0.055	-0.223	0.052	-0.151	0.061
未婚・非世帯主・単身世帯	-0.238	0.034	0.020	0.077	-0.351	0.079	-0.161	0.070	-0.382	0.071	-0.546	0.079
既婚・非世帯主・普通世帯	-2.296	0.021	-1.537	0.046	-1.971	0.047	-2.301	0.042	-2.698	0.044	-2.959	0.050
未婚・非世帯主・普通世帯	-0.032	0.024	0.102	0.054	0.045	0.056	0.052	0.050	-0.218	0.049	-0.349	0.055
短大・高専卒	-0.672	0.021	-0.531	0.055	-0.576	0.053	-0.906	0.043	-0.710	0.041	-0.249	0.045
大卒	0.383	0.019	-0.022	0.047	-0.005	0.046	0.160	0.041	0.520	0.040	0.735	0.044
5-9人	0.090	0.027	0.479	0.059	0.587	0.062	0.230	0.056	-0.142	0.059	-0.527	0.067
10-19人	0.373	0.030	0.880	0.066	1.357	0.068	0.648	0.062	-0.153	0.064	-0.451	0.072
20-29人	0.564	0.035	1.199	0.077	1.609	0.080	0.717	0.071	-0.039	0.074	-0.142	0.084
30-49人	0.703	0.033	1.288	0.075	1.817	0.077	0.923	0.069	0.035	0.071	0.003	0.081
50-99人	0.737	0.031	1.395	0.070	1.862	0.072	0.912	0.065	0.108	0.067	0.070	0.076
100-299人	0.528	0.030	0.948	0.067	1.545	0.068	0.635	0.061	-0.010	0.063	0.103	0.071
300-499人	0.083	0.038	0.179	0.088	0.910	0.090	0.075	0.079	-0.141	0.080	-0.132	0.090
500-999人	-0.266	0.038	-0.219	0.087	0.438	0.088	-0.288	0.078	-0.474	0.079	-0.321	0.088
1000人以上	-1.396	0.029	-1.638	0.065	-0.972	0.067	-1.250	0.060	-1.116	0.062	-1.086	0.071
官公庁	0.521	0.035	1.007	0.078	1.274	0.081	0.788	0.074	0.723	0.077	0.262	0.087
臨時雇	-9.438	0.026	-8.628	0.065	-9.288	0.062	-9.859	0.056	-9.386	0.055	-9.599	0.056
日雇	-6.880	0.046	-5.532	0.095	-6.660	0.105	-7.201	0.097	-6.995	0.103	-7.997	0.109
会社・団体役員	2.139	0.032	1.732	0.076	2.135	0.078	2.239	0.064	1.984	0.066	2.531	0.074
自営業主 (雇人あり)	2.771	0.037	2.123	0.078	2.603	0.083	2.864	0.077	2.922	0.081	3.622	0.095

Sample	Pooled		1982		1987		1992		1997		2002	
	Coef.	s. e.	Coef.	s. e.	Coef.	s. e.	Coef.	s. e.	Coef.	s. e.	Coef.	s. e.
自営業主(雇人なし)	0.195	0.032	0.187	0.068	0.042	0.072	0.431	0.067	0.277	0.071	0.270	0.081
自営業手伝い	3.557	0.033	2.200	0.068	2.980	0.072	3.814	0.068	4.341	0.073	4.706	0.086
内職	-8.871	0.075	-9.513	0.146	-9.591	0.150	-8.756	0.144	-7.675	0.183	-7.544	0.262
農業	0.184	0.096	0.583	0.210	0.298	0.227	0.243	0.198	0.339	0.211	0.413	0.220
林業	-3.456	0.150	-1.975	0.272	-3.524	0.322	-4.148	0.315	-4.017	0.382	-4.472	0.441
漁業	0.711	0.117	1.824	0.241	1.015	0.261	0.332	0.244	0.629	0.269	-0.068	0.295
建設業	-0.743	0.158	0.144	0.257	-1.160	0.323	-0.548	0.362	-0.838	0.429	-1.333	0.478
電気・ガス・熱供給・水道業	0.425	0.023	0.650	0.052	0.484	0.054	0.533	0.048	0.179	0.049	0.410	0.059
運輸・通信業	-0.063	0.034	0.721	0.048	-3.677	0.169	-3.115	0.156	-3.661	0.160	-3.417	0.187
卸売・小売、飲食店	0.176	0.031	0.485	0.078	-0.274	0.074	-0.172	0.067	-0.305	0.069	0.334	0.074
金融・保険、不動産	-0.648	0.021	-0.119	0.069	0.109	0.049	-0.183	0.043	-0.797	0.044	-1.341	0.052
サービス業	-0.886	0.037	-2.466	0.159	0.400	0.080	-1.382	0.071	-0.947	0.074	-1.342	0.088
公務	-1.163	0.021	-0.356	0.050	-0.808	0.050	-0.762	0.044	-1.360	0.044	-2.099	0.052
	-2.420	0.046	-1.421	0.099	-2.167	0.106	-2.781	0.097	-3.355	0.100	-3.268	0.113
専門的・技術的職業	0.351	0.026	-0.945	0.063	-0.520	0.062	-0.016	0.053	0.807	0.053	1.499	0.060
管理的職業	-0.702	0.038	-0.286	0.079	-0.438	0.089	-1.093	0.079	-0.885	0.082	-0.720	0.096
事務従事者	-0.435	0.020	-0.383	0.045	-0.393	0.047	-0.711	0.041	-0.494	0.042	-0.083	0.049
販売従事者	2.743	0.023	2.522	0.052	2.602	0.053	2.361	0.047	2.599	0.048	2.970	0.056
サービス職	2.002	0.027	2.302	0.062	2.334	0.064	1.918	0.056	1.800	0.056	1.782	0.062
保安職	1.675	0.057	2.854	0.130	2.168	0.135	0.744	0.123	1.200	0.120	1.889	0.130
農林漁業従事者	1.066	0.094	0.841	0.205	0.839	0.223	0.913	0.195	1.378	0.208	1.416	0.216
運輸・通信職	2.025	0.036	1.519	0.078	2.006	0.085	2.245	0.079	2.379	0.083	2.499	0.094
年ダミー	YES		NO									
都道府県ダミー	YES		YES		YES		YES		YES		YES	
定数項	45.098	0.081	45.335	0.182	45.867	0.192	43.240	0.169	42.337	0.171	40.754	0.197
標本数	2613753		470552		467563		601922		568904		504812	
決定係数	0.222		0.166		0.196		0.202		0.209		0.239	

(注) BASE: 男性, 既婚・世帯主・普通世帯, 高卒, 1-4人, 常雇, 製造業, 製造職, 筆者作成。

既婚男性で北海道の2名以上世帯に世帯主として居住し、製造業1-4人企業に常用の製造職で雇用されている労働者を基準として、属性間の労働時間の平均的な差を求める。

そのために、階級中央値で代理した労働時間を被説明変数とし、上記各変数を説明変数とする線形モデルを最小2乗法で推定した。その結果が前頁の図表5-14である。ただし、サンプルを5カ年プールした結果と、各年別個に推定した結果を掲載している。年齢については2乗して100で除した変数も付け加えた。

基準ケースの30歳平均の労働時間は、1982年の49.1時間から1987年には49.9時間と0.8時間増加したが、1992年には1.3時間減少して48.6時間へ、1997年にはさらに1.5時間減少して47.1時間となった。2002年には1.1時間増加して48.2時間となり、1992年に近い水準となっている。

男性と比較すると女性の労働時間は4.3時間ほど短い。労働時間法制が大きく変更された1987年から1992年の間ではほとんど変化がなく、1997年以降の減少が大きい。年齢に関する推定係数は年を経るに従って1次項・2次項ともに絶対値が大きくなっており、若年や高齢者と比較して30-40歳代の労働時間が長い傾向が強まっていることがわかる。世帯類型という観点からは、(2名以上の世帯に居住する)非世帯主の労働時間の変動が激しいのが特徴であろう。既婚者では5年ごとに約0.4時間ずつ労働時間を減らしており、未婚者では1992年以降の減少が確認できる。また、高卒者と比較すると大卒者は20年間に0.7時間ほど労働時間を増やしており、労働時間規制強化の恩恵をそれほど受けていないことを示唆している。

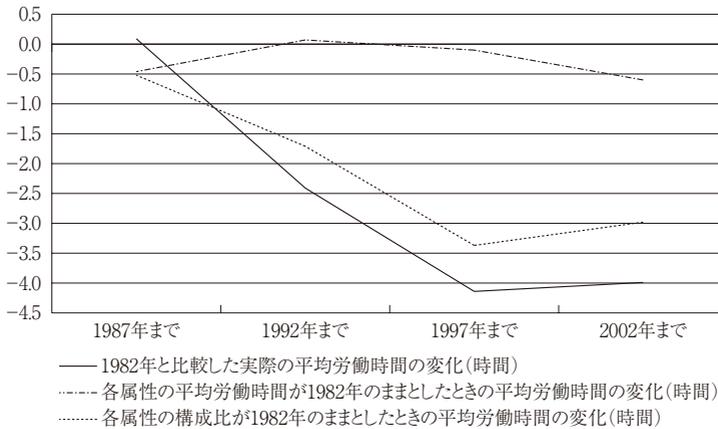
就業形態では、常用雇用と比較すると、自営業部門での労働時間の増加、被用者部門での労働時間の減少という傾向がはっきりしている。産業別に見ると、1987年の労基法改正前の時点で、電気・ガスなどエネルギー部門の労働時間は4時間以上減少しており、運輸・通信、サービス業でも労働時間の減少が観察される。しかし、卸売・小売、飲食店や金融・保険、不動産といった産業ではかえって労働時間が増加しており、バブル期の労働時間が産業によってばらついていたといえる。

以上のように、各年の推定係数の変動は、1980年代以降の平均的な労働時間が人口構成以上に変化していることを示唆している。

図表 5-15 労働時間の属性分解(2)

平均労働時間の差	-3.99	-4.08	-1.59	0.15	2002年	
	-4.14	-4.23	-1.74	1997年	-0.35	
					0.52	
					-0.02	
	-2.41	-2.49	1992年	-0.14	-0.49	
				-1.62	-1.16	
				0.01	0.06	
	0.09	1987年	-0.30	-0.46	-0.83	
			-2.23	-3.89	-3.44	
			0.04	0.12	0.20	
1982年	-0.46	0.07	-0.10	-0.60	構成効果	
	-0.52	-1.71	-3.37	-2.98	係数効果	
	1.07	-0.77	-0.67	-0.40	交差効果	

1982年を基点とした平均労働時間の変化の要因分解



出所) 筆者推計による。

それでは次に平均的な労働時間の変化を、推定係数の変化と人口構成の変化に分解する、いわゆるブラインダー・オワハカ分解の結果を提示しよう(図表 5-15)。

この図表は、たとえば、1982年と2002年とを比較すると、平均労働時間が3.99時間短くなり、この変化のうち、0.6時間は人口構成が変化したこ

とに起因し、2.98時間は各属性の平均的労働時間が変化したことによることを示している。したがって、もし2002年の人口構成が1982年とまったく同一であるとすれば、平均労働時間の20年間の減少は2.98時間と、現実の約7割程度に収まったといえる。逆に、もし2002年の各属性の平均的労働時間が1982年とまったく同一であるとすれば、日本全体の平均労働時間の減少はわずか0.6時間にとどまったことになる。5年間の変化を逐次的に追うと、労基法改正のただなかにあった1987年から1992年の変化が大きい。平均で2.49時間の減少であるが、その大部分の2.23時間が係数効果により説明されている。また、1992年から1997年までの変化も1.74時間の減少と小さくはなく、やはりその9割以上(1.62時間)が係数効果によるという意味でバブル崩壊直後と同様の傾向が継続している。バブル末期からの10年間で、労働時間の変化という側面からは大きな変化を被った時期であることがわかる。

一方、1997年から2002年にかけては様相が異なる。この5年間では、それまでとは異なり平均労働時間が0.15時間増加した。注目すべきは、労働時間の増加は係数効果で主に起こっており、人口構成の変化はむしろ平均労働時間を押し下げる力を働かせたと考えられることである。仮に2002年の人口構成が1997年と同等であれば、平均労働時間は現実以上の0.52時間増加したかもしれない。

以上を考慮すれば、とくに1997年以降の労働時間上昇の局面では人口構成の変化もまた無視できないとはいえ、1980年代以降の平均労働時間の変化は、労働時間決定メカニズムの変化に多くを依存したと考えられる。

4 労働供給弾性値の計測

4.1 平均賃金率と平均労働時間の対応関係

結局、前節で見てきた20世紀最後の四半世紀の日本の労働時間の変化は、単に人口構成の変化によって生じたとは考えられない。それでは各属性の平均労働時間が大きく変化した原因は何であろうか。もっとも重要な原因として賃金率の変化があげられる。前節の諸統計は各属性に提示される賃金率を明示的に取り扱っていないので、図表5-14と同様に平均賃金の推移を属性

別に分解してみよう。やはり用いる材料は1982年から2002年の『就業構造基本調査』個票である。『就業構造基本調査』では収入についても階級値で聞かれているので、労働時間と同様に5回の調査で同一の階級値になるように最小公倍数を設定したうえで各階級の中央値を充て、年間就業時間の情報をあわせて時間当たり賃金率を算出した¹¹⁾。その他の推定方法は図表5-14と同一である。推定結果は図表5-16とした。

定数項で表現される基準カテゴリーの動向から、平均賃金は1997年にかけて継続的に減少し、2002年に若干持ち直している様子がわかる。この傾向は多くの属性で観察され、たとえば男性と比較した女性の平均賃金の差は、1982年には422円程度だったのが1997年には789円程度にまで一貫して拡大し、2002年に683円と1992年の水準に戻っている。一方、男性と比較した女性の平均労働時間の差は1982年から2002年まで一貫して拡大している。最後の5年間に齟齬があるものの、賃金率の減少と労働時間の減少が並行しているように見える。この対応関係を目視するために、男性と比較した女性、高卒と比較した大卒、常用雇用と比較した雇人ありの自営業主、製造業と比較したサービス業、製造職と比較した専門的・技術的職業について図示したのが、図表5-17である。

おおまかには、平均賃金率が基準カテゴリーに近づけば平均労働時間も近づくという正の相関関係が見られそうである。もし賃金率と労働時間の正相関が1980年代以降の基調であれば、前節までに見た平均労働時間の減少は、平均賃金率の減少で説明可能かもしれない。しかし、たとえば製造業と比較したサービス業での平均労働時間は、平均賃金が相対的にほとんど動いていないにもかかわらず減少している。あるいは、雇人のいる自営業主の場合、常用雇用と比較すると平均賃金率が低下しているにもかかわらず労働時間は

11) 具体的には、「50万円未満」には50万円、「50-99万円」には75万円、「100-149万円」には125万円、「150-199万円」には175万円、「200-249万円」には225万円、「250-299万円」には275万円、「300-399万円」には350万円、「400-499万円」には450万円、「500-699万円」(2002年調査では「500-599万円」「600-699万円」を合算)には600万円、「700-999万円」(2002年調査では「700-799万円」「800-899万円」「900-999万円」を合算)には850万円、「1000万円以上」(1992年調査以降は「1000-1499万円」「1500万円以上」を合算)には1000万円の7つの数値を当てはめている。また、年間就業日数には、「50日未満」に50日、「50-99日」に75日、「100-149日」に125日、「150-199日」に175日、「200-249日」に225日、「250日以上」に250日を当てた。

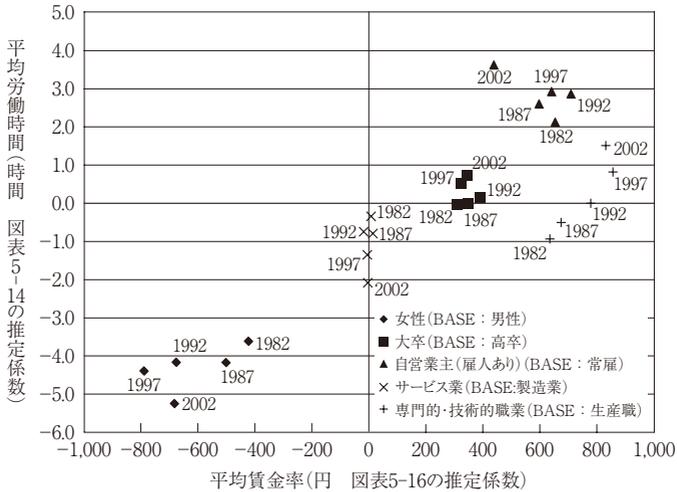
図表 5-16 賃金率の属性分解

Sample	換算時給(円) ⁽¹⁾ OLS											
	Pooled		1982		1987		1992		1997		2002	
	Coef.	s. e.	Coef.	s. e.	Coef.	s. e.	Coef.	s. e.	Coef.	s. e.	Coef.	s. e.
被説明変数 推定方法												
女性ダミー	-626.5	2.978	-422.6	5.122	-501.4	5.850	-676.7	6.249	-789.4	7.268	-682.8	7.701
年齢	108.2	0.474	79.3	0.850	93.0	0.974	119.7	1.008	135.0	1.157	103.8	1.184
年齢二乗/100	-100.1	0.508	-76.2	0.929	-86.5	1.053	-113.6	1.077	-123.8	1.247	-88.9	1.246
既婚・世帯主・単身世帯	470.0	9.741	248.7	19.257	352.2	21.468	502.4	21.138	478.1	20.428	410.3	23.827
未婚・世帯主・単身世帯	-419.3	4.260	-336.5	7.622	-392.7	9.005	-447.4	9.241	-498.5	9.537	-398.7	10.679
未婚・非世帯主・単身世帯	-334.1	5.496	-218.7	9.593	-282.9	10.914	-362.7	11.708	-429.7	13.166	-375.7	13.759
既婚・非世帯主・普通世帯	-507.3	3.372	-375.2	5.710	-436.3	6.528	-579.6	7.107	-629.9	8.260	-509.7	8.794
未婚・非世帯主・普通世帯	-454.3	3.861	-368.7	6.710	-387.5	7.772	-493.5	8.302	-492.1	9.294	-472.1	9.580
短大・高専卒	116.8	3.391	169.7	6.768	128.4	7.283	139.8	7.226	168.3	7.776	125.3	7.822
大卒	361.2	3.161	307.4	5.824	347.8	6.424	388.4	6.794	321.4	7.380	342.5	7.686
5-9人	269.1	4.506	197.8	7.368	211.0	8.525	311.8	9.414	305.9	11.697	372.5	11.769
10-19人	342.4	4.880	245.7	8.188	248.0	9.423	371.0	10.295	423.7	12.165	476.7	12.623
20-29人	393.4	5.660	268.9	9.589	298.1	11.034	416.5	11.957	490.5	13.864	540.8	14.634
30-49人	431.7	5.456	298.4	9.249	334.1	10.591	452.8	11.523	544.3	13.350	572.8	14.203
50-99人	517.1	5.131	345.1	8.737	411.8	9.970	588.4	10.868	646.4	12.590	676.8	13.262
100-299人	670.3	4.846	482.7	8.311	545.8	9.422	716.4	10.243	808.2	11.921	810.3	12.475
300-499人	863.1	6.227	621.0	10.976	720.1	12.385	885.0	13.160	969.3	14.936	970.9	15.761
500-999人	966.1	6.147	716.9	10.855	831.9	12.196	1037.0	13.031	1132.3	14.803	1086.2	15.468
1000人以上	1301.8	4.752	997.9	8.039	1173.8	9.300	1402.3	10.091	1434.1	11.814	1379.3	12.411
官公庁	1141.1	5.778	634.0	9.663	792.9	11.257	1111.4	12.437	1433.4	14.425	1598.1	15.169
臨時雇	-496.4	4.236	-307.1	8.055	-368.9	8.610	-514.5	9.345	-596.5	10.055	-602.0	9.712
日雇	-266.2	7.443	-145.2	11.842	-188.6	14.507	-301.0	16.167	-353.8	18.886	-305.0	19.020
会社・団体役員	804.2	5.182	553.2	9.373	607.4	10.798	933.1	10.660	924.9	12.183	781.9	12.993
自営業主(雇人あり)	607.7	6.051	653.1	9.638	596.6	11.428	708.8	12.851	640.3	15.098	438.6	16.651
自営業主(雇人なし)	37.5	5.285	139.8	8.441	79.1	9.925	77.1	11.204	-14.3	13.724	-93.1	14.151

Sample	Pooled		1982		1987		1992		1997		2002	
	Coef.	s. e.	Coef.	s. e.	Coef.	s. e.	Coef.	s. e.	Coef.	s. e.	Coef.	s. e.
自営業手伝い	-58.8	5.688	-143.7	8.436	-138.4	10.012	-111.2	11.395	(dropped)		-171.5	15.096
内職	-276.1	12.194	-206.4	18.110	-268.0	20.804	-315.2	24.101	-510.0	33.738	-580.8	45.683
農業	-207.6	15.670	-173.9	26.068	-166.6	31.422	-104.5	33.156	-250.5	40.150	-371.9	38.446
林業	-63.5	24.559	-91.5	33.721	24.8	44.479	124.6	52.656	140.5	72.488	119.9	77.050
漁業	185.6	19.214	99.3	29.877	170.8	36.032	279.0	40.853	291.0	53.578	243.7	51.548
鉱業	41.1	25.714	-0.6	31.959	68.5	44.668	-27.8	60.580	177.2	79.140	181.6	83.610
建設業	6.6	3.841	-59.7	6.493	-91.0	7.529	28.8	8.070	101.6	9.159	0.7	10.251
電気・ガス・熱供給・水道業	105.5	5.558	-86.1	5.943	605.5	23.364	697.7	26.079	915.5	29.511	1032.8	32.684
運輸・通信業	-8.2	5.094	229.3	9.702	-15.0	10.232	35.3	11.201	28.7	12.771	-77.7	12.984
卸売・小売、飲食店	-256.4	3.496	-40.7	8.616	-142.5	6.772	-220.1	7.247	-287.2	8.355	-358.7	9.156
金融・保険、不動産	394.7	6.054	337.3	19.720	329.0	11.063	445.8	11.879	397.9	13.761	388.4	15.396
サービス業	-7.1	3.506	8.2	6.197	14.8	6.951	-17.8	7.300	-5.2	8.286	-3.5	9.178
公務	276.8	7.517	99.3	12.348	179.0	14.676	319.8	16.229	455.7	18.432	461.7	19.710
専門的・技術的職業	762.0	4.208	635.6	7.836	674.5	8.510	778.5	8.855	857.0	9.815	831.5	10.433
管理的職業	1329.4	6.205	1146.5	9.867	1159.9	12.359	1459.3	13.205	1545.6	15.133	1456.1	16.863
事務従事者	459.4	3.282	297.4	5.630	365.0	6.444	506.1	6.866	575.4	7.892	480.5	8.605
販売従事者	231.5	3.711	107.4	6.473	163.5	7.339	304.3	7.939	352.1	9.101	272.7	9.736
サービス職	62.8	4.387	52.1	7.667	60.4	8.823	84.1	9.376	105.6	10.767	84.4	10.760
保安職	134.1	9.313	51.9	16.134	50.7	18.651	224.0	20.542	133.9	22.027	74.6	22.791
農林漁業従事者	-43.4	15.364	-17.5	25.489	-68.8	30.783	-156.9	32.543	-73.3	39.282	-58.2	37.817
運輸・通信職	4.6	5.842	100.9	9.723	44.1	11.712	-14.3	13.223	-76.6	15.304	-211.9	16.493
年々ミーン	YES		NO		NO		NO		NO		NO	
都道府県ダミー	YES		YES		YES		YES		YES		YES	
定数項	-1413.6	13.372	-470.6	22.581	-676.3	26.607	-903.7	28.346	-1076.8	32.498	-648.2	34.498
標本数	2577611		470500		467340		601360		535494		502917	
決定係数	0.376		0.370		0.365		0.376		0.353		0.323	

注) BASE: 男性、既婚・世帯主・普通世帯、高卒、1-4人、常雇、製造業、製造職。なお表は筆者の計算による。
 (1) 作成手順は以下の通り、まず収入階級を全調査で統一した後、階級中央値で替える。次に年間就業日数の階級中央値を7で除し就業週数を求める。これに週間労働時間の階級中央値を掛け、年間就業時間を算出し、時給を求める。

図表 5-17 図表 5-14 と図表 5-16 の係数比較



出所) 図表 5-14, 図表 5-16 による。

注) 平均賃金率と平均労働時間の関係。

相対的に増加している。これらの属性については、単純な賃金率と労働時間の正の相関関係を当てはめることができないかもしれない¹²⁾。

4.2 労働供給の賃金弾力性

元来、賃金率を所与とした労働時間の決定メカニズムは、労働経済学の伝統的な研究課題の1つである。その中心的役割を担っているのは、労働市場で決定される賃金率を所与として、個人が労働時間を選択する労働供給モデルであろう¹³⁾。このモデル分析で注目されてきたのは、賃金率の変化率に対応して労働時間が変化する割合、すなわち労働供給の賃金弾力性であった。この弾力性は、基本的には労働者の効用関数の形状に依存しており、経済にとって根源的なパラメータを表象するからである。また、景気循環の動向を大きく左右するものとして、マクロモデルを構築する際に重要視されており、一国の失業率や景気循環を議論しようとしたときに、この労働供給の賃

12) 賃金率の算出過程で労働時間の情報を使用しているという点に起因する可能性もある。

13) 古典的競争市場を前提とせず、労使間の長期契約のなかで労働時間が決定される側面を強調した研究もあり、Kahn and Lang[1992]やRebitzer and Taylor[1995]が代表例である。

金弾力性がどのような値をとっているかに関心が向くのは自然であった。

労働供給の弾力性をめぐるさまざまな議論は Blundell and MaCurdy [1999]に詳しいので、ここでは労働供給の賃金弾力性を考察するときには、いくつかの難しい論点があることだけを指摘しておこう。

第1に、一般に弾力性概念はいくつかの要素を含んでおり、労働供給の賃金弾力性についても当てはまる点がある。たとえば、静学的な枠組みを前提とすれば、労働供給の賃金弾力性は、スルツキー方程式に従って所得効果と代替効果に分解される。両者をあわせた弾力性はマーシャルの弾力性、後者のみの弾力性はヒックスの弾力性として区別され、考察対象によって当てはめるのに適切な概念は異なる。さらに、動学的な枠組みに拡張したとき、同様の議論が異時点間に成立し、いわゆるフリッシュの意味での労働供給の賃金弾力性という概念が成立する。簡単にいえば、生涯の恒常所得が一定であるもとの、今期の賃金が1%変化したときに、今期の労働供給を何%変化させるかを示す数値である。異時点間の労働供給の代替関係を重視する近年のマクロモデルにとっては、このフリッシュの意味での労働供給の弾力性の大きさがもっとも重要な意味をもつ。これらの弾力性を推定する方法はそれぞれ異なり、現実の労働時間の推移を説明するのにどの概念が適切かは、議論が分かれるところでもある。

第2の論点として、労働市場への参加の意思決定と、参加した後の労働時間の調整に関する意思決定を区別して考慮することを忘れてはならない。その他、効用関数の形状をどのように想定するかといった技術的な問題や、いわゆる家計生産モデルを念頭においた世帯内分業を考慮するかといったモデル選択の問題も重要である。

このように考えると、図表5-17のような相関関係の検討をもって労働供給の賃金弾力性を議論するのはあまりにもナイーブであることがわかる。それゆえにこそ、数多の専門的研究が世に問われてきたが、本稿は20世紀最後の四半世紀の日本経済に関する研究をまとめることが目的なので、欧米の研究については基本的には触れないでおこう¹⁴⁾。他方のわが国の労働供給の賃金弾力性に関する研究は、女性の労働参加を中心に行われてきており、最適化問題の内点解を前提として平均労働時間の推移を説明することにはあまり関心が向けられてこなかった（労働供給の賃金弾力性に関するサーベイ

に林[2006]がある)。実際、マクロモデルにとって重要なフリッシュの意味での弾力性を計測した研究は、黒田・山本[2007,2008]、大竹・竹中・安井[2007]にはほぼ限られる。

黒田・山本[2007]は、1990年代の都道府県別・年齢階層別・性別の集計データを構築し、就業選択と労働時間選択を区別しつつフリッシュの意味での弾力性を計測した。その結果、労働時間選択については0.1-0.2という推定値を報告している。一般に、労働時間選択のみに焦点を絞った弾力性は低く推定され、ゼロの近傍が報告されることも珍しくないが、日本もこの例にもれないといえる¹⁵⁾。また、論文中では1997年以降について、フリッシュの意味での弾力性が上昇傾向にあることが示唆されている。もっとも、著者らは、主としてパートタイマー比率の上昇に起因する集計バイアスの可能性を重視しており、別途黒田・山本[2008]で個票データを用いて再検討したところ、個票レベルでは(内点解に対応する)フリッシュの意味での賃金弾力性の変化は検出されていないと報告されている。他方、大竹・竹中・安井[2007]はアンケート調査に仮想的な質問を設定し、その回答から直接弾力性を計測し、0.088という数値を得た¹⁶⁾。

これらの研究はいずれも、労働時間決定に対する一時的な賃金変動の影響

14) そのほか、労働需要側から労働時間決定メカニズムについてまとめた教科書には、Hamermesh[1993]などがある。市場均衡の枠組みのなかで、生産性と労働供給によって労働時間が決定されると考えるのが古典的モデルであるが、その代表例は、生産性の変動を重視するBarzel[1973]であろう。また、労働者数の調整と労働時間の調整に異なる調整費用が発生する場合、生産性ショックの持続性によって、労働投入の調整方法は異なる。このことを重視した研究としては、Weiss[1996]などがあげられる。

15) Blundell and MaCurdy[1999]などの文献サーベイを参照のこと。労働時間選択のみを考慮する枠組みは、理論的には労働供給の最適解のうち内点解のみを考慮することに対応している。現実には労働時間規制の存在、固定費用やチーム生産を考慮すると、労働時間を限界的に選択できないこともある。あるいは、税制などを考慮すると予算制約は滑らかではなく屈折することがあり、そうした場合に導出される最適な労働供給行動は賃金率に対してスムーズではなくなる。Heckman[1993]は端点解を想定した場合の理論概念と従来用いられてきた計測とのズレについて説明しており、推定上重大なバイアスが含まれる可能性を指摘している。この場合、観察されたデータを理論モデルから導出される行動方程式に当てはめ、パラメータを推定するには多くの困難がともなう。これらの難点を回避する1つの推定手法として、自然実験を用いた研究が盛んに行われた。Camerer *et al.*[1997]や、それに対するFarber[2005,2008]などの論争が参考になろう。

16) たとえば、フリッシュの意味での弾力性を計測するのに用いられた質問は、「あなたの勤め先が、現在の労働時間を越えて働いた部分の時間当たり賃金を今年一年に限り現在の賃金の2倍にすることにします。あなたの労働時間が自由に変えられるとすれば、あなたは労働時間を増やしますか?それはどの程度ですか?」である(p.42)。

が僅少であることを示している。労働供給の賃金弾力性を考察するときには、スムーズな労働時間の決定を前提とするよりは、労働参加の可否まで含めたより広い意思決定の枠組みが重要であることを意味しているかもしれない。このとき、1980年代以降の就業者の平均労働時間の推移を説明するのに、賃金率のもつ役割はそれほど大きくはない。実際、図表5-14と図表5-16の作成に利用したデータを5カ年プールしたうえで、労働時間を賃金率のみに回帰した推定モデルの自由度修正済み決定係数が0.018であったのに対して、図表5-14および図表5-16で採用した説明変数を追加的に投入した推定モデルの自由度修正済み決定係数は0.278と増大した。賃金率が労働時間の十分統計量といいきることはできず、労働時間を説明するうえで賃金率のもつ役割が限定的であることを示唆している¹⁷⁾。

5 所定内労働時間縮減の効果

それでは、1980年代の平均労働時間の変化は何に起因するのであろうか。

ここでは、平均労働時間の減少が、労基法改正による雇用者における完全週休二日制の導入、すなわち所定内労働時間の削減によってもたらされたと考えることから出発しよう。所定内労働時間の削減は、所定内賃金が固定されているもとでは、賃金単価を引き上げる¹⁸⁾。一般に時間外手当と呼ばれる法定外賃金も、通常は所定内賃金率に対する割り増し率を適用して計算するので、単価が上昇する。その結果、労働需要は減少するが、労働供給は増加し、労働時間がどのように決定されるかは自明ではない。もちろん、所定内労働時間の減少にともない、所定内賃金の削減が行われる可能性もあり、実証研究上も結果が確定していない（この点に関する短い優れた解説に佐々

17) 労働供給の賃金弾力性は労働経済やマクロ経済以外の分野でも、たとえば公共経済で注目されている。最適課税理論では、財需要の価格弾力性が租税の厚生評価の要となるので、労働課税が社会厚生に及ぼす影響を考えるとときには、労働供給の賃金弾力性が鍵概念となる。たとえば、Prescott[2004]は日本を含む先進7カ国を比較したうえで、税率の低い国ほど労働時間が長いことを指摘し、労働時間の趨勢の違いは、社会保障や労働課税の違いに帰着できるとして話題を呼んだ。しかし國枝[2008]はPrescottの議論に対するいくつかの批判を紹介しながら否定的な見解を述べている。

18) 各国の労働時間規制の強化は、労働者の年取を保障する形で導入されることが多い。たとえば、フランスについてCrepon and Kramarz[2002]などが取り上げている。

木[2008]がある¹⁹⁾).

もちろん、これらの影響は労働時間ではなく雇用数の増減にも現れる。本来、労働時間の調整と雇用数の調整を分離して議論するべきではないが、本稿の目的に鑑み、所定内労働時間の削減が雇用に与える影響については次の文献をあげるにとどめたい。たとえば、Calmfors and Hoel[1988], Hunt [1998,1999], Jacobson and Ohlsson[2000], Crepon and Kramarz[2002], Andrews, Schank, and Simmons[2005], 台湾について視野に入れたものとして Chang, Huang and Lai[2007]などがある。これらの文献は、1980年代に欧州で実行されたいわゆるワークシェアリングの効果を研究動機としているものが多く、現在でも研究が続けられている。

同様な研究動機に基づき日本を対象とした研究として、Brunello[1989]や齋藤・橋木[2002]がある。Brunello[1989]は、1980年代に各企業が労使合意した所定内時間の削減(いわゆる時短)が、残業時間を増やし雇用を減少させたことを、集計データを用いて報告している。欧州などの実証結果と異なる傾向を提示した重要な研究で、日本の労働市場の調整様式を国際的に考えるときに貴重な検討材料を提供している²⁰⁾。そのほか、事実発見としては玄田[2005]、小倉[2007]などが出版されたが、背後にある経済的なメカニズムについては依然として不明な点が多く残されているといえよう。

ただし、サービス残業については比較的多くの議論が分かれた。わが国においては、2004年ごろから労働基準監督署の立ち入り検査でいわゆるサービス残業の是正勧告を受ける企業が続出し、世間の耳目を集めた。また、法的には法定外賃金の割り増し対象とならない管理職についても、実態がともなわないとして訴訟として争われるケースが報道されるようになり、政策的な議論が多数行われた。実際、図表5-11で見たように、労働時間の事業所からの過小申告は1999年頃までに小さくなったものの、2001年にかけて増加する傾向があり、過労死の認定件数も2001年に年間100件を超え、2002年以降は年間300件前後を推移している。これらと並行して、2006年にはホワイトカラーエグゼンプションが検討されるなど、労働時間規制は長時間

19) Bauer and Zimmermann[1999]も参照のこと。

20) ただし、1987年の労基法改正以前の段階であることや、法定労働時間と所定労働時間を区別していないといった点でいくつか難点があることも否定できない。

労働や残業規制との関連で議論されることが多くなった。他方、1992年以降中期的には平均労働時間は減少しており、事業所の過小申告部分も歴史的に高い水準で推移したともいえず、報道されたサービス残業が、現実にどの程度深刻かは容易に判断がつかない。

これらを解釈する研究として、たとえば、高橋[2005]は、連合総研のデータに基づきサービス残業をする労働者としなない労働者を比較し、前者の方が総報酬額が高く、少なくともサービス残業の一部に対してボーナス等を通じて対価が支払われていることを発見し、労使間の暗黙の契約の存在を指摘した。もっとも、小倉・藤本[2007]はJILPT（労働政策研究・研修機構）のデータを用いたところ、この相関関係は見られないと報告しており、確定的な結論は得られていない。

最近、1987年の労基法改正が、実労働時間や残業時間、所定内賃金率にどのような影響を及ぼしたかを探求した研究として、Kawaguchi, Naito, and Yokoyama[2008]が登場した。この論文では、賃金構造基本統計調査の個票を用いて労働時間の上限規制が実労働時間に与える影響を精査している。その結果、ゼロではないもののそれほど大きな影響を与えないことが見出される一方、月収に対してはほとんど統計的に有意な影響を与えていないことも指摘されている。その結果、賃金率が上昇し、学卒新規採用を停滞させたまとめられている。

以上のように、日本における実労働時間の決定要因として、賃金率や法的上限規制はそれほど強い説明力を持たない。労働時間の決定メカニズムとして複雑な職場慣行やキャリア形成なども考慮する必要がある。

6 おわりに

以上見てきたように、1980年代以降の日本の労働時間は、とくに1988年から1993年にかけて大きく変化した。その変化は、社会経済の構成変化だけでは説明がつかず、1987年の労基法改正などの制度的影響や労働者の効用関数の変化など本源的変化などが推測されるが、残念ながら実証的な研究は途上であり確定的な結論は得られていない。

その理由の一端はデータの未整備にある。2007年8月時点で日本におい

て研究者がほぼ自由に扱える世帯調査のパネルデータは、家計経済研究所の「消費生活に関するパネル調査」のみである。黒田・山本[2008]はこの調査を用いた研究例の1つであるが、調査設計上、若年女性の行動に情報が集中しており、マクロの労働供給の多くを担う壮年男性に関する情報は不足している。短時間労働者が増加したとはいえ、彼/彼女らの総労働時間に占める比率は10%程度とまだ少ない(図表5-6)。1990年代初頭に起こった平均労働時間の低下は壮年男性が中心であり、だからこそマクロ経済との関連でも注目されている。大竹・竹中・安井[2007]が材料としている阪大パネル、慶應パネルなどの蓄積が望まれるが、1990年代初頭に起こったことを検証するためには、既存の政府統計などを工夫することが追究されてしかるべきであろう。

この点、ユニークな材料として「社会生活基本調査」を指摘しておきたい。この調査は各個人の2日間の生活を15分刻みで記録した調査である。労働時間の長さのみならず、持ち帰り残業の有無などその配分や通勤時間、家事労働と余暇との関連なども判明する。黒田[2008]はこの調査を用いて、週休二日制の導入にともなって平日の労働時間はむしろ継続的に増加していることや、通勤時間や家事労働が著しく減少したため労働時間の減少以上に余暇時間が増加したことなどを指摘している。通勤時間などの固定費用などを考慮して、一日一日に遡って労働時間の決定メカニズムを検証可能であるし、本来、同時決定であるべき労働時間と余暇時間とを同時に捉えることもできる。このようなデータを発掘することにより、1990年代の労働時間の決定メカニズムに何が起こったのかを確かめることができよう。

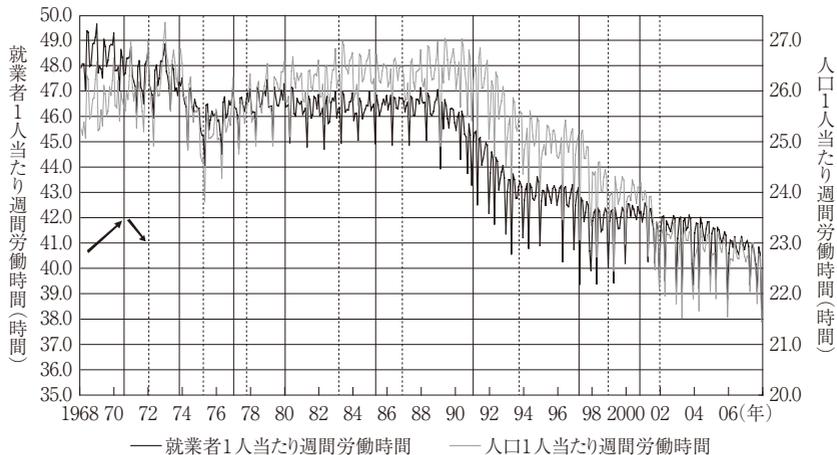
付表 要約統計量

Sample	Pooled	1982	1987	1992	1997	2002
労働時間階級値 (標準偏差)	4.876095 (1.337)	5.154 (1.221)	5.1687 (1.285)	4.8506 (1.308)	4.6242 (1.316)	4.6603 (1.442)
労働時間階級中央値 (標準偏差)	44.485 (10.677)	46.697 (9.641)	46.783 (10.178)	44.291 (10.443)	42.552 (10.548)	42.706 (11.633)
男性ダミー (BASE)	0.597	0.618	0.605	0.590	0.592	0.583
女性ダミー	0.403	0.382	0.395	0.410	0.408	0.417
年齢 (標準偏差)	42.599 (13.767)	40.699 (13.089)	41.606 (13.205)	42.747 (13.836)	43.149 (14.049)	44.494 (14.184)
年齢二乗/100 (標準偏差)	20.042 (12.347)	18.277 (11.435)	19.054 (11.657)	20.188 (12.347)	20.592 (12.661)	21.809 (13.110)
既婚・世帯主・単身世帯	0.010	0.007	0.008	0.009	0.013	0.011
未婚・世帯主・単身世帯	0.073	0.064	0.059	0.070	0.091	0.078
既婚・世帯主・普通世帯(BASE)	0.392	0.427	0.410	0.384	0.375	0.371
未婚・非世帯主・単身世帯	0.036	0.033	0.034	0.036	0.037	0.040
既婚・非世帯主・普通世帯	0.311	0.310	0.322	0.317	0.300	0.309
未婚・非世帯主・普通世帯	0.178	0.159	0.167	0.184	0.184	0.190
高校以下卒 (BASE)	0.741	0.815	0.785	0.751	0.702	0.666
短大・高専卒	0.109	0.071	0.083	0.105	0.129	0.149
大卒	0.150	0.115	0.132	0.144	0.170	0.185
1-4人 (BASE)	0.235	0.275	0.258	0.232	0.208	0.212
5-9人	0.092	0.091	0.092	0.093	0.092	0.091
10-19人	0.082	0.078	0.080	0.082	0.084	0.084
20-29人	0.049	0.046	0.047	0.049	0.050	0.050
30-49人	0.057	0.053	0.055	0.057	0.059	0.058
50-99人	0.074	0.068	0.072	0.074	0.079	0.078
100-299人	0.101	0.087	0.096	0.102	0.109	0.109
300-499人	0.038	0.032	0.035	0.038	0.041	0.042
500-999人	0.040	0.033	0.037	0.040	0.043	0.045
1000人以上	0.135	0.132	0.130	0.139	0.142	0.132
官公庁	0.098	0.104	0.098	0.093	0.094	0.099
常雇 (BASE)	0.674	0.646	0.659	0.679	0.699	0.679
臨時雇	0.058	0.044	0.053	0.053	0.060	0.079
日雇	0.017	0.020	0.017	0.016	0.015	0.018
会社・団体役員	0.055	0.047	0.048	0.059	0.057	0.061
自営業主 (雇人あり)	0.035	0.039	0.037	0.035	0.033	0.031
自営業主 (雇人なし)	0.084	0.102	0.093	0.081	0.073	0.075
自営業手伝い	0.070	0.092	0.082	0.069	0.058	0.054
内職	0.007	0.009	0.009	0.008	0.005	0.003
農業	0.057	0.074	0.068	0.055	0.044	0.050
林業	0.002	0.003	0.002	0.002	0.001	0.001
漁業	0.005	0.007	0.007	0.005	0.004	0.004
鉱業	0.001	0.003	0.002	0.001	0.001	0.001
建設業	0.097	0.092	0.092	0.096	0.106	0.098
製造業 (BASE)	0.231	0.242	0.245	0.245	0.225	0.199

Sample	Pooled	1982	1987	1992	1997	2002
電気・ガス・熱供給・水道業	0.046	0.229	0.007	0.006	0.006	0.006
運輸・通信業	0.058	0.037	0.062	0.060	0.061	0.067
卸売・小売, 飲食店	0.197	0.066	0.224	0.220	0.223	0.235
金融・保険, 不動産	0.032	0.007	0.038	0.039	0.038	0.036
サービス業	0.235	0.200	0.216	0.236	0.255	0.264
公務	0.037	0.040	0.038	0.035	0.036	0.039
専門的・技術的職業	0.119	0.097	0.110	0.121	0.129	0.134
管理的職業	0.037	0.045	0.037	0.037	0.036	0.033
事務従事者	0.192	0.182	0.184	0.196	0.202	0.193
販売従事者	0.141	0.142	0.144	0.139	0.139	0.140
サービス職	0.077	0.071	0.070	0.073	0.079	0.093
保安職	0.014	0.013	0.013	0.012	0.014	0.016
農林漁業従事者	0.064	0.083	0.076	0.061	0.049	0.055
運輸・通信職	0.039	0.045	0.042	0.038	0.037	0.035
製造職 (BASE)	0.317	0.322	0.324	0.322	0.315	0.300
標本数	2613753	470552	467563	601922	568904	504812

出所) 筆者推計による。

参考図表 非農林漁業における労働時間



注) 総務省『労働力調査』長期時系列参考表1 原系列, 1972年6月までは沖縄を除く。

参考文献

- 梅崎修[2008],「労働基準法の1987年改正をめぐる政策過程——オーラルヒストリー・メソッドによる検証の試み」『日本労働研究雑誌』No. 579, pp. 53-65.
- 大竹文雄・竹中雄二・安井健悟[2007],「仮想的質問による賃金弾力性の計測」『職業生活の充実に関する調査研究』雇用・能力開発機構, 関西社会経済研究所, 第3章.
- 小倉一哉[2007],『エンドレス・ワーカーズ——働きすぎ日本人の実像』日本経済新聞出版社.
- 小倉一哉[2008],「日本の長時間労働——国際比較と研究課題」『日本労働研究雑誌』No. 575, pp. 4-16.
- 小倉一哉・藤本隆史[2007],「長時間労働とワークスタイル」JILPT, DPS-07-01.
- 小畑史子・佐々木勝[2008],「労働時間」, 荒木尚志・大内伸哉・大竹文雄・神林龍編『雇用社会の法と経済』有斐閣, 第4章, pp. 79-110.
- 國枝繁樹[2008],「労働時間と税制——Prescott 論文を巡って」『日本労働研究雑誌』No. 575, pp. 49-61.
- 黒田祥子[2008],「1976-2001年タイムユーズ・サーベイを用いた労働時間・余暇時間の計測—日本人は働きすぎか?」PIE/CIS Discussion Paper, No. 377, 一橋大学経済研究所世代間問題研究機構.
- 黒田祥子・山本勲[2007],「人々は賃金の変化に応じて労働供給をどの程度変えるのか? : 労働供給弾性値の概念整理とわが国のデータを用いた推計」『金融研究』26(2), pp. 1-40.
- 黒田祥子・山本勲[2008],「異時点間の労働供給弾性値の計測: わが国有配偶女性のマイクロ・データを用いた検証」『三田商学研究』51(2), pp. 77-92.
- 玄田有史[2005],『働く過剰——大人のための若者読本』NTT出版.
- 齋藤隆志・橋木俊詔[2002],「日本におけるワークシェアリングの可能性についての実証分析」『日本経済研究』No. 44, pp. 46-62.
- 佐々木勝[2008],「割増率の上昇は残業時間を減らすか?」『日本労働研究雑誌』No. 573, pp. 12-15.
- 高橋陽子[2005],「ホワイトカラー「サービス残業」の経済学的背景」『日本労働研究雑誌』No. 536, pp. 56-68.
- 林正義[2006],「税制と労働供給——わが国における実証分析をめぐって」『わが国の税制と労働供給の関わりに関する調査研究報告書』財政経済協会, pp. 5-24.
- 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.
- Altonji, J. G. and Paxson, C. H., [1986], "Job characteristics and hours of work," *Research in Labor Economics*, 8, pp. 1-55.
- Andrews, M. J., Schank, T. and Simmons, R., [2005], "Does worksharing work? Some empirical evidence from the IAB-Establishment panel," *Scottish Journal of Political Economy*, 52(2), pp. 141-176.
- Barzel, Y., [1973], "The determination of daily hours and wages," *The Quarterly Journal of Economics*, 87(2), pp. 220-238.

- Bauer, T., and Zimmermann, K. F., [1999], "Overtime work and overtime compensation in Germany," *Scottish Journal of Political Economy*, 46(4), pp. 419–436.
- Blundell, R., and MaCurdy, T. [1999], "Labor Supply: A Review of Alternative Approaches," Ashufelter and Card (eds.), *Handbook of Labor Economics*, 3A, pp. 1559–1695.
- Brunello, G., [1989], "The employment effects of shorter working hours: an application to Japanese data." *Economica*, 56(November), pp. 473–486.
- Bryan, M., [2007], "Workers, workplaces and working hours," *British Journal of Industrial Relations*, 45(4), pp. 735–759.
- Calmfors, L. and Hoel, M., [1988], "Work sharing and overtime," *Scandinavian Journal of Economics*, 90(1), pp. 45–62.
- Camerer, C., Babcock, L., Loewenstein, G., and Thaler, R., [1997], "Labor supply of New York City cabdrivers: one day at a time," *The Quarterly Journal of Economics*, 112(2), pp. 407–441.
- Chang, J., Huang, C. and Lai, C., [2007], "Working hours reduction and wage contracting style in a dynamic model with labor adjustment costs," *Journal of Economic Dynamics and Control*, 31(3), pp. 971–993.
- Crepon, B. and Kramarz, F., [2002], "Employed 40 hours or not-employed 39: lessons from the 1982 mandatory reduction of the workweek," *Journal of Political Economy*, 110(6), pp. 1355–1389.
- Farber, H. S., [2005], "Is tomorrow another day? The labor supply of New York City cab driver," *Journal of Political Economy*, 113(1), pp. 46–82.
- Farber, H. S., [2008], "Reference-dependent preferences and labor supply: The case of New York City taxi drivers." *American Economic Review*, 98(3), pp. 1069–1082.
- Hamermesh, D. S. [1993], *Labor Demand*. Princeton, N. J.: Princeton U.P.
- Hayashi, F., and Prescott, E. [2002], "The 1990s in Japan; a lost decade," *Review of Economic Dynamics*, 5(1), pp. 206–235.
- Heckman, J. J., [1993], "What has been learned about labor supply in the past twenty years?," *American Economic Review*, 83(2), pp. 116–121.
- Hunt, J., [1998], "Hours reductions as working-sharing," *Brookings Papers on Economic Activity*, 29(1998–1), pp. 339–381.
- Hunt, J., [1999], "Has work-sharing worked in Germany?" *The Quarterly Journal of Economics*, 114(1), pp. 117–148.
- Jacobson, T. and Ohlsson, H., [2000], "Working time, employment and work sharing: evidence from Sweden," *Empirical Economics*, 25(1), pp. 169–187.
- Kahn, S. and Lang, K. [1992], "Constraints on the choice of work hours: agency vs. specific-capital," *Journal of Human Resources*, 27(4), pp. 661–678.
- Kawaguchi, D., Naito, H. and Yokoyama, I. [2008], "Labor Market Responses to Legal Work Hour Reduction: Evidence from Japan," ESRI Discussion Paper, No. 202.
- Prescott, E., [2004], "Why do Americans work so much more than Europeans?" *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review*, 2004(Jul), pp. 2–13.
- Rebitzer, J. B. and Taylor, L. J. [1995], "Do labor markets provide enough short-hour jobs?"

An analysis of work hours and work incentives," *Economic Inquiry*, 33(2), pp. 257-273.
Weiss, Y. [1996], "Synchronization of work schedules," *International Economic Review*, 37
(1), pp. 157-179.