



日本銀行ワーキングペーパーシリーズ

賃金はなぜ上がらなかったのか？ — 2002～07年の景気拡大期における大企業 人件費の抑制要因に関する一考察 —

川本卓司*
takuji.kawamoto@boj.or.jp
篠崎公昭**

No.09-J-5
2009年7月

日本銀行
〒103-8660 郵便事業（株）日本橋支店私書箱第30号

* 金融市場局<元調査統計局>

** 総務人事局<元調査統計局>

日本銀行ワーキングペーパーシリーズは、日本銀行員および外部研究者の研究成果をとりまとめたもので、内外の研究機関、研究者等の有識者から幅広くコメントを頂戴することを意図しています。ただし、論文の中で示された内容や意見は、日本銀行の公式見解を示すものではありません。

なお、ワーキングペーパーシリーズに対するご意見・ご質問や、掲載ファイルに関するお問い合わせは、執筆者までお寄せ下さい。

商用目的で転載・複製を行う場合は、予め日本銀行情報サービス局までご相談下さい。転載・複製を行う場合は、出所を明記して下さい。

賃金はなぜ上がらなかったのか？

2002～07年の景気拡大期における大企業人件費の抑制要因に関する一考察

川本卓司*・篠崎公昭**

2009年7月

【要 旨】

本稿では、前回の景気拡大期（2002～07年）において、大企業が業績好調にも拘らず、人件費抑制姿勢を維持してきた背景について、上場企業のミクロデータを用いて実証的に考察する。具体的には、上場企業の人件費を抑制した要因として、企業が直面する不確実性の増大、「世間相場」の低下、株主からのガバナンスの強まり、海外生産・オフショアリングの拡大、という4つの仮説を検証する。実証分析の結果、いずれの要因も、定量的なインパクトに差はあるものの、大企業の人件費を押し下げる方向に働いていた可能性が高い点が確認された。

本稿の作成にあたっては、日本銀行調査統計局スタッフから有益なコメントを頂いた。ここに記して感謝したい。無論、本稿のあり得べき誤りは全て筆者らに属する。本稿の内容・意見は筆者個人に属するものであり、日本銀行の公式見解を示すものではない。

* 日本銀行金融市場局〈元調査統計局〉（E-mail: takuji.kawamoto@boj.or.jp）

**日本銀行総務人事局〈元調査統計局〉

1. はじめに：問題意識と分析方法

2002年初から2007年末までの長期にわたる前回の景気拡大局面では、企業収益の増加にも拘らず、賃金や雇用者所得は伸び悩む傾向が続いていた。前回の回復局面において、牽引役であった製造大企業の収益と人件費の推移をみると(図表1(1))、経常利益は2001年度をボトムに5年連続の増益を続け、04年度以降はバブル期の既往ピークを更新し続けたものの、人件費は、この期間中、横這い圏内の動きとなっていた。その結果、付加価値に占める人件費の割合を示す労働分配率も、大きく低下した(図表1(2))。元来、「固定費」的な性格の強い人件費は、収益の変動に対し調整スピードが緩慢なため、労働分配率は反景気循環的(counter-cyclical)な変動を示す傾向にあるが、前回の回復局面における分配率の低下は、過去の回復局面と較べても、際立ったものとなっている¹。

前回の回復局面では、1人当たり賃金も、労働需給との対比でみて総じて弱めの動きを続けていた。すなわち、少子高齢化を背景に生産年齢人口の減少が続く下で、雇用者数は02年以降、増加傾向を辿ったため、労働需給も徐々にタイト化していた(図表2(1))。実際、短観の製造大企業の雇用人員判断DIをみると、02年以降、改善傾向を続け、05年以降は「不足超」に転じていたものの、同期間の製造業の賃金上昇テンポは、過去の景気パターンと較べても、緩慢なものとなっている(図表2(2))。

このように、企業収益が大きく増加し、労働需給のタイト化も進んだにも拘らず、なぜ賃金や人件費は上昇しなかったのか。前回の回復局面で、個人消費の力強さが欠けていた背景として、「企業部門から家計部門への所得波及の弱さ」が指摘されていたこともあって、この問題は、多くの政策担当者やエコノミストの関心を集めている²。本稿に与えられた課題は、2002年から2007年

¹ 日本銀行調査統計局(2004)の第2節は、前回の景気拡大局面における労働分配率の低下について、マクロ的な観点から包括的な分析を提示している。

² 例えば、経済財政諮問会議の「構造変化と日本経済」専門調査会・第4回「成果配分について」では、前回の景気回復局面における労働分配率の低下の背景とその影響について、活発な議論が展開されている(同調査会の議事録および配布資料を参照)。また、週刊東洋経済(2008年3月29日号)は、『給料、なぜ上がらない?』という特集の冒頭で以下のように述べている。

「現在の景気拡大期間は「いざなぎ景気」を抜いて戦後最長の6年に達し、企業収益も5年連続の増益を記録している。本来なら、これで給与が上がらないほうがおかしい。ところが、この間、企業は獲得した付加価値の配分の比率を大幅に変えてしまった。賃金として労働者に配分する比率(労働分配率)を大幅に減らし、代わりに株主への配当や内部留保への配分を拡大させたのだ。日本はいまだ「途上国型」の経済成長になっている。米国をはじめとする成熟した欧米先進国の実質GDP(国内総生産)の伸びは、その半分以上が個人消費の増加で支えられている。対して日本の個人消費は実質GDPの伸びの約4割を

までの景気回復局面において、賃金や人件費が総じて弱めに推移してきた背景について、上場企業のマイクロデータを用いて実証的に考察することにある。

本稿では、企業の人件費抑制圧力を考察するに当たり、特定の理論モデルに立脚する議論を避け、「企業に対するアンケート調査などを基点に、考えられる仮説を複数提示し、それらが実際に企業レベルのマイクロデータから支持されるかどうかを実証的に検証する」というアプローチを採用する。人件費抑制圧力として本稿で取り上げる仮説は、企業が直面する不確実性の増大、「世間相場」の低下、株主からのガバナンスの強まり、海外生産・オフショアリングの拡大、といった、近年のわが国企業を取り巻く環境の構造的な変化を示唆する要因である。実際に、これらの変化を企業レベルのデータから確認したうえで、それらがどのように企業人件費の押し下げ圧力として働いているかを、労働分配率関数の推計を通じて、実証的に検証するという手順を踏む。こうした作業を通じて、ともするとデータの裏付けなく、経験的、直感的に語られることの多かった賃金伸び悩みの背景について、個別企業レベルの「統計的事実」を提示することに、本稿の最大の目的がある³。

本稿で採用した分析手法は、やや primitive であり、マクロ理論家からは「ミクロ的基礎付け無き実証」との批判もあり得よう。マクロ経済理論に基づいた「正攻法」は、企業の費用最小化から労働需要の行動方程式、家計の効用最大化から労働供給の行動方程式をそれぞれ求め、どの構造パラメータが近年、変化しているかを特定することであろう。もし、それが可能であれば、各々の構造パラメータ (deep parameter) の変化が、賃金のショックに対する反応に、どのような影響を与えたかを定量的に明らかにすることが出来る。もっとも、

占めるに過ぎない。伸び率の半分以上を占めるのは輸出だ。賃金が増えないから個人消費は盛り上がらないという指摘は多い。」

³ 本稿と似た問題意識の下で、同じく個別企業データを用いて、近年の賃金決定行動の変化とその背景を分析したものとして、内閣府のエコノミストらによる茨木・井上・有馬・中野(2007)がある。茨木らは、日経 NEEDS から取得した東証1部上場企業1,125社に関する財務データ(1995~2004年)を用いて、様々な定式化の名目賃金関数を推計している。その結果、過剰債務を抱えた企業では、賃金交渉の過程において企業の存続が賃上げよりも優先されるため、債務比率の高い企業で賃金が抑制される傾向がみられる、経営に対する株主の影響が相対的に強い企業では、債務比率の高まりによって賃金が抑制される効果が大きい一方、株式持合い等によって株主の経営に対する影響力が相対的に弱い企業では、内部者である従業員の利害が優先され、債務比率が高まっても賃金がそれほど抑制されない、「成果主義」の導入は、賃金全体を抑制する効果を持った可能性がある、と結論付けている。しかしながら、成果主義の導入がどのようなメカニズムを通じて「平均」賃金の抑制に働いたか必ずしも明確でないうえ、2002~07年の景気回復局面では、大企業の債務削減はかなりの程度、進捗したため、(クロスセクションでみて債務比率の高い企業で、人件費が抑制された傾向が強いのは事実だとしても)時系列的にみて過剰債務問題が、上場企業の賃金押し下げ圧力として働き続けたとは考えにくい。

そうした本格的な労働市場の理論モデルを伴う分析は、わが国労働市場を説明する descriptive な均衡モデルにコンセンサスが存在しない現状では、かなり困難な作業であると思われる⁴。

本稿が、マクロ全体あるいは産業といった集計データでなく、個別企業レベルのミクロデータを用いたのは、以下の理由による。第 1 に、後で詳しくみるように、企業に対するアンケート調査結果をみると、企業は、賃金・人件費の決定に当たって、労働需給などのマクロ的な要因よりも、自らの企業業績といったミクロ的な要因を重視している。つまり、わが国の労働市場では、教科書的なモデルが仮定するように、同質的な労働力が企業間を自由に移動する下で、その価格である賃金もマクロ的な労働需給により全企業共通の水準で決まるといよりはむしろ、労働力の大部分は企業固有 (firm-specific) であり、賃金・分配率の決定にも企業固有の事情による profit sharing という側面が強いと考えられる。このため、本稿の目的に照らせば、出来る限り個別企業レベルのデータにまで降りて分析を進めていくことが望ましい。

第 2 の理由は、近年、労働生産性の企業間格差が拡大しているという事実である。本稿で作成した上場企業のパネルデータを用いて⁵、1 人当たり生産性 (1 人当たりの名目付加価値額) の企業間標準偏差の時系列的な推移をみると (図表 3)、1990 年代半ばまでは驚くほど安定的な推移を示していたが、90 年代後半以降は、レベルでみても伸び率でみても、企業間格差は拡大傾向にある⁶。ま

⁴ 近年の動学的一般均衡 (Dynamic General Equilibrium) モデルを用いた景気循環分析では、Erceg, Henderson, and Levin (2000) によって提案された、労働市場にカルボ型の名目賃金の粘着性 (nominal wage stickiness) を取り入れたモデルが用いられることが多い。そこでは、家計は、差別化された労働サービスの「独占的供給者」として自ら賃金を決定するが、賃金改定は稀にしか行うことが出来ず、かつその改定のタイミングも家計間で非同時的 (staggered) であると仮定されている。しかしながら、そもそも、わが国労働市場において、家計が労働サービスの「独占的供給者」として、「労働の不効用」にマークアップを乗せる形で賃金を設定しているのは現実的でない (もしそうであれば、最低賃金の水準などは社会的な問題とならないはずである!)。粘着賃金モデルの産みの親であるジョン・テイラー自身がかねて主張しているように (例えば Taylor 1999)、わが国の賃金改定は「春闘」の存在によって、毎年春に、かなり同時的に (synchronized) 行われている (実際、厚生労働省「賃金引上げ等の実態に関する調査」によれば、賃金改定を実施した企業の約 9 割が 3~6 月にかけて改定を決定している)。したがって、賃金の粘着性が重要であるのは事実だとしても、Erceg らの独占的競争市場における非同時的な賃金決定モデルが、わが国労働市場の「実態」に即した現実的なモデルかどうか、疑問の余地は大きいと言える。

⁵ パネルデータ・セットの作成方法については、3 節で詳述する。

⁶ 1990 年代後半以降、わが国で生産性の企業間格差が拡大したという事実は、数多くの先行研究によって確認されている (Ito and Lechevalier 2008; 森川 2007; Fukao and Kwon 2006)。例えば、Ito and Lechevalier (2008) は、経済産業省「企業活動基本調査」における約 23,000 社の個票データを用いて、1998 年以降、1 人当たり労働生産性、全要素生産性 (TFP) とともに企

た、その企業間格差拡大には、森川（2007）らが強調するように、「産業間」格差だけでなく、「産業内」格差も影響している（図表4）。言うまでもなく、労働生産性は賃金を決定する最も重要な要因の1つであり、かつ労働分配率は（1人当たり賃金/1人当たり生産性）であることも踏まえると、賃金・分配率の分析に際し、近年強まっている企業間の異質性（heterogeneity）を無視することは、重要な情報を見逃してしまう恐れがあると思われる。

本稿の構成は以下の通りである。次節では、まず、企業に対するアンケート調査結果を利用しつつ、賃金を抑制していると考えられる4つの仮説を提示する。続く3節と4節では、上場企業の個別企業データを用いて、2節で提示した4つの仮説の妥当性を順次、検討するとともに、それらがどの程度、企業の人件費を押し下げているか実証的に考察する。最後の5節では、結論を纏めるとともに、本稿で扱うことの出来なかった他の賃金抑制圧力について簡単に説明して結びに代える。

2. 人件費抑制要因：アンケート調査結果と仮説の提示

（1）企業に対するアンケート調査結果

ここでは、我々自身の仮説を提示する準備作業として、人件費を抑制する要因を企業自身はどのように考えているかについて、企業に対するアンケート調査結果を概観しておく。

まず、内閣府による「平成20年企業行動に関するアンケート調査報告」をみてもみよう（図表5(1)）。企業行動アンケートとは、東京・大阪・名古屋の証券取引所第1部および第2部に上場する企業（平成20年調査では2,513社）に対し、毎年1月に、今後の景気や業界需要の動向について尋ねる調査である⁷。このアンケートでは、わが国経済や業界の期待成長率、想定為替レートといった毎年継続している調査に加え、その時々を経済情勢に応じたトピック的な調査も行っており、平成20年版では「賃金改定の背景」について特別に調査している。これをみると、賃金の上昇を抑制する要因として最も重要なもの（1位回答）としては、「売上が伸びていないため」が最も多く、次いで「賃金改定における世間相場の重視」、「原材料費等の仕入れ価格の上昇」の順に多くなっている。他

業間格差がはっきり拡大したと報告している。さらに彼らは、この格差拡大には、 輸出入比率の上昇といったグローバル化の進展と、 寡占化傾向の強まり、が影響していると論じている。

⁷ 平成20年の調査対象企業2,513社のうち、実際に回答した企業数は1,035社（製造業545社、非製造業490社）、回答率は41.2%となっている。

方、「株主への配当の増加」、「現地法人の開設などにより海外の安価な労働力が利用可能なため」といった回答はさほど多くない。もっとも、上位 3 つを選ぶ複数回答ベースをみると、「売上不振」、「世間相場の重視」といった回答が多い点に変わりはないが、「配当増」、「設備投資の増加」といった回答も 1 割前後にまで上昇している。

次に、厚生労働省による「平成 19 年賃金引上げ等の実態に関する調査」をみてみよう（図表 5(2)）。この調査では、産業別・企業規模別に抽出した民間企業 3,000 社強に対し、賃金の改定額や改定方法を毎年、継続的に尋ねている⁸。先の「企業行動アンケート」が、賃金の上昇を抑制する要因を調査していたのに対し、「賃金引上げ等の実態調査」では、賃金の改定の決定に当たり重視した要素を尋ねているという違いがある。2000 年代半ばの状況を見ると、1 位回答、複数回答ともに、「企業業績」を重視する企業が圧倒的に多く、次いで労働市場の需給要因に相当するとみられる「労働力の確保・定着」、3 番目に「世間相場」の順となっている。また、「企業業績」を重視する企業割合は、長期的に上昇傾向にある一方で、「世間相場」を重視する割合は、（複数回答ベースでは依然として 40% 程度を占めるとはいえ）90 年代以降、低下傾向にある⁹。このように、近年の賃金改定に際しては、「世間相場」や「労働力の確保」といったマクロ的な労働市場の動向よりも、「企業固有の業績」といったミクロ的要因の重要性が増している。このことは、賃金が外部労働市場で得られる、同質的な労働サービスに対する対価としてよりは、むしろ各企業（内部労働市場）における労働・資本間の profit sharing の結果として決定される側面が強いことを示している。

（2）賃金抑制要因に関する 4 つの仮説

以上の企業に対するアンケート調査結果も踏まえ、本稿では、近年の賃金抑制要因として考えられる仮説として、以下の 4 つを取り上げることにしたい。

企業が直面する不確実性の増大

⁸ 平成 19 年調査では、製造業および卸売・小売業については常用労働者 30 人以上、その他の産業については常用労働者 100 人以上を雇用する民間企業のうち産業別および企業規模別に抽出した 3,183 社を対象として実施され、回答企業数は 1,818 社、有効回答率は 57.2%となっている。

⁹ なお、第 2 次オイルショックの影響が残る 80 年代初頭までは、賃金改定に当たり「物価の動向」が比較的重視されていたが、80 年代半ば以降は、物価動向を重視する企業は極めて少なくなっている。

「企業行動アンケート」、「賃金引上げ等の実態調査」ともに、賃金を決める最も重要な要因は、企業自身の売上ないし業績であった。しかしながら、前掲図表 1 でみたように、前回の景気拡張期には、マクロ的にみれば、大企業の経常利益は順調に伸びていたから、売上や収益それ自体の伸び悩みが、人件費の直接的な抑制要因となっていたとは考え難い（収益の伸びに較べて人件費の伸びが低いからこそ、労働分配率は低下している）。もっとも、マクロの集計データで見て企業収益が順調に伸びていたとしても、個々の企業の立場からみて、同様に収益が安定的に増加していたとは限らない。個々の企業でみれば収益が大きくアップダウンを繰り返している状況でも、それらの変動が企業間で打ち消し合っていれば、マクロで集計した収益は安定的に推移することもあり得よう¹⁰。

そこで、次のような仮説を考えることにしよう。近年の規制緩和の進展やグローバル競争の激化等を背景に、個々の企業の収益環境について不確実性（volatility）が増大しているとするれば、企業は自らの存続確率を高めるため、出来る限り「固定費」的な性格の強い人件費を圧縮し、内部留保等のバッファを厚めに確保しようとするのではないか。次節では、企業が直面する不確実性を表す指標として、労働生産性上昇率等の volatility を個別企業レベルで計算し、この仮説の妥当性を検証することにしたい。

世間相場の低下

先に見たとおり、賃金決定に関し、企業固有のミクロ的要因の重要性が高まるにつれて、「世間相場」の重要性は低下しつつある。しかしながら、「企業行動アンケート」では、賃金抑制要因の第 2 位として「世間相場」が挙げられているほか、「賃金引上げ等の実態調査」でも、複数回答ベースでみれば、依然として企業の約 4 割が世間相場を重視しているのも事実である。そこで以下では、2 番目の仮説として、企業の認知（perceive）する世間相場賃金が近年、低下しているのではないかという仮説を考える。問題は、個々の企業が依拠する「世間相場」がどのように決定されるかにある。本稿では、翁・竹内・吉川（1989）によって提示された「相場賃金は、企業間の平均ではなく最頻値に依存して決まる」との考え方に立ち、次節でこの仮説の妥当性を検証することにしたい。

株主からのガバナンスの強まり

¹⁰ これは、統計学的に言えば、個々の企業業績の分散が上昇している下でも、それら企業間の「共分散」が低下していれば、集計されたマクロの企業業績の分散は上昇しない（低下することすらあり得る）状況に対応している。

先に見た「企業行動アンケート」によれば、「株主への配当の増加」を賃金抑制要因として挙げる企業はさほど多くない。しかしながら、外国人ファンドなどアクティビスト（モノ言う株主）の増加を背景に、企業のガバナンス構造が「株主寄り」に変化したことが、人件費の抑制に繋がっているのではないかと、という指摘は多い¹¹。企業のガバナンス構造が、外部者である「株主寄り」か、内部者である「従業員寄り」かを、定量的、客観的に把握することは難しいが、次節では、外国人株主比率が上昇すると、株主の経営に対する影響力は強まると考えたうえで、外国人株主比率の上昇が企業レベルの労働分配率にどのような影響を与えたか実証的に検討する。

海外生産・オフショアリングの増加

最後に取り上げる仮説は、「現地法人の開設やオフショアリングの増加により、海外の安価な代替労働力が利用可能となったことが、国内の人件費抑制に繋がっているのではないかと」という、比較的ポピュラーではあるが、企業レベルのデータによって裏付けられたことは少ない仮説である。この仮説についても、先の「企業行動アンケート」では、賃金抑制要因に挙げる企業はさほど多くなかったが、IMF(2007)に代表されるように、近年の先進諸国に共通してみられる労働分配率低下の原因を、オフショアリングなど財市場におけるグローバル化の進展に求める向きは多い¹²。4節では、企業レベルのデータを用いて、わが国製造大企業における海外現地法人の増加が、本国親会社の労働分配率にどのような影響を与えたか実証的に考察する。

¹¹ こうした主張の代表例としては、例えば脚注2で紹介した「構造変化と日本経済」専門調査会・第4回「成果配分について」における高木剛・連合会長の配布資料を参照。また、脚注3で紹介した茨木他(2007)は、機関投資家持株比率が高い企業(=安定持株比率が低い企業)では、賃金抑制圧力が強い点を実証的に確認している。なお、一般に、ガバナンス構造の違いが企業行動に与える影響に関しては、例えばPhillipon(2006)が、米国の上場企業の財務データを用いて、株主による経営への監視が厳しい企業ほど、マクロショックに対する設備投資の反応が鈍い(=収益性の低い設備投資が行われにくい)ことを実証的に確認している。

¹² IMF(2007)は、わが国を含む先進諸国(18カ国)のマクロデータを用いて、労働分配率のパネル分析を行い、労働分配率低下の原因として、オフショアリングや移民の増加といったグローバル化の進展と、IT化による技術進歩の進展、を挙げている。しかし、IMFの推計結果を仔細にみると、わが国に関して言えば、グローバル化の進展は、むしろ労働分配率の押し上げに働いている。これには、IMFが、推計の説明変数に用いているオフショアリング比率(製造業の中間投入財に占める輸入比率)がわが国では諸外国に較べてかなり低いことに加え、移民の流入も、わが国では圧倒的に少ない、ことが影響しているとみられる。4節では、IMFの分析では考慮されていない海外現地法人の増加が、本国親会社の労働分配率に与える影響について、企業レベルのデータを用いて実証的に検証する。

3. 政策投資銀行「企業財務データバンク」を用いた賃金抑制要因の分析

本節では、政策投資銀行の「企業財務データバンク」から構築した上場企業のパネルデータを用いて、2節で提示した仮説のうち最初の3つ 企業が直面する不確実性の増大、世間相場の低下、株主によるガバナンスの強まりについて、その妥当性を検討する。残念ながら「企業財務データバンク」には、海外現地法人に関するデータは存在しないため、4番目の仮説である海外現地生産の拡大の影響については、節を改め新たなデータセットを構築したうえで検討する。

(1) パネルデータの概要

まず、「企業財務データバンク」から構築した上場企業のパネルデータ・セットについて説明することにしよう(図表6)。サンプル期間は、出来るだけ長い目でみた企業行動の変化を捉えるため、いざなぎ景気の始まった1965年から直近は2006年までとした。パネルデータ・セットとしては、1965~2006年まで42年間連続してデータが取得可能な企業のみから構成される“Balanced Panel”と、10年以上、連続してデータが取得可能な企業は原則として全て含む“Unbalanced Panel”、の2通りを構築した。なお、合併や持株会社化などの影響を取り除くため、有形固定資産が1年で前年比 $\pm 100\%$ 以上変化したサンプルについては、全て異常値として取り除くことにした。Balanced Panelの企業数は、製造業で621社、非製造業で222社、全産業合計で843社となっている。Balanced Panelでは、1965年から一貫して存続する企業に絞っているため、非製造業の企業数がかなり少なくなっている点に注意する必要がある。他方、Unbalanced Panelでは、上場企業数の増加を反映して、サンプル数は90年代後半まで増加を続けており、ピークの97年には、全産業ベースで2,500社程度となっている。もっとも、97年以降は、上場企業数の低下に伴い、サンプル数も低下し、直近の2006年では全産業で2,000社程度となっている。Unbalanced Panelでは、比較的新しい大企業も取り込むことが出来るため、非製造業でもピーク時で1,000社程度のサンプル数を確保している。以下では、Unbalanced Panelをベースラインの分析に使用し、Balanced Panelは、必要に応じて、頑健性チェックの目的で使用する。

「企業財務データバンク」の1人当たり人件費の動きが、景気判断等で通常用いられる毎月勤労統計の現金給与総額の動きとどのように異なるのか、確認しておこう(図表7)。製造業に関しては、「企業財務データバンク」の1人当たり人件費(前年比)は、毎勤30人以上事業所の現金給与総額(前年比)を、かなりの程度トレースしている。このことは、製造業に関しては、30人以上の「事

業所」に、かなりの割合で上場大企業の事業所が含まれていることを示唆している。これに対し、非製造業では、90年代半ば以降、「企業財務データバンク」と毎勤30人以上は、乖離した動きを示しており、上場企業の賃金が一貫して毎勤賃金を上回って推移している¹³。こうした非製造業における乖離を反映して、全産業ベースでも、90年代末以降、「企業財務データバンク」の賃金は、毎勤30人以上を上回って推移している。

(2) 企業が直面する不確実性の増大

ここでは、1番目の仮説である、「企業が直面する不確実性の増大」について検討する。個別企業レベルの不確実性について見る前に、前回の景気拡大期のマクロ経済環境を巡る不確実性についてチェックしておこう。図表8には、2007年度までの、名目GDP成長率、実質GDP成長率、鉱工業生産の成長率に関する volatility として、後方5年および10年ローリングで計算した標準偏差(年度ベース)を示している。これらを見ると、前回拡大期までは、GDP成長率は、名目、実質ともに長期的な安定化傾向を示していたことが確認できる。とりわけ、実質GDPについて後方5年ローリングで計算した volatility は、2002年から2007年までの回復局面において、2%程度の安定成長を5年間続けたことを反映して、既往最低水準まで低下している。主に製造業を対象とした鉱工業生産についても、実質GDPと同様の安定化傾向が観察される。すなわち、鉱工業生産の後方5年ローリングで計算した volatility をみると、前回拡大期の後半にあたる2006~07年には、既往最低水準まで低下している。このように、わが国でも、前回拡張期までは、米国を始めとする先進諸国と同様の「Great Moderation」は相応に観察され、この点は木村・塩谷(2007)や長田・川本(2007)らの日銀レビューでも確認されている通りである。

資本金10億円以上の大企業について、法人年報の集計値から計算した、1人当たり生産性(1人当たり名目付加価値額)の成長率(前年比)の volatility を示したのが図表9である。前掲図表8と同様、後方5年および10年ローリングで計算した標準偏差を、全産業・製造業・非製造業別に示している。これらのいずれを見ても、2000年代半ばまでは長期的な安定化傾向を示している点に変わりはなく、全産業、製造業の volatility は、足もとでは既往最低水準まで低下している。ここでは、1人当たり生産性の volatility を示したが、法人年報の売上高、付加価値額の volatility をみても、概ね同様の傾向を確認できる。

¹³ これには、非製造業の30人以上事業所には、非上場企業の事業所も数多く含まれている。近年、上場企業と非上場企業の間で、規模間格差が拡大している、ことに加え、毎勤には、病院など純粋に民間企業とは言えない公務員等も含まれていることも影響しているとみられる。

以上からは、マクロ経済環境を巡る不確実性は、前回拡張期までは、増大するどころか、むしろ低下していた姿が窺われるが、「個々の企業レベル」でみた不確実性はどうか。以下では、先に構築した上場企業のパネルデータを用いて、個別企業レベルの名目付加価値額と1人当たり生産性（従業員1人当たりの名目付加価値額）の volatility を調べてみることにしよう。図表 10 では、企業レベルの volatility の計算方法を説明している。まず、マクロ指標と全く同様の方法で、個々の企業の付加価値と労働生産性の成長率について、後方 5 年および 10 年ローリングで標準偏差を計算する¹⁴。次に、こうして計算された各企業の volatility を付加価値額（対数）でウエイト付けしたうえで、加重平均値と加重メディアンを計算する。併せて、異常値の影響を受けにくい 25%および 75%の 4 分位点も計算する。

以上の方法を用いて、付加価値額の成長率と、1人当たり生産性の成長率について、企業レベルの volatility を Unbalanced Panel から計算した結果を、図表 11 と図表 12 にそれぞれ示している。両図表ともに、左側に後方 10 年ローリングの標準偏差、右側に後方 5 年ローリングの標準偏差、上段が全産業、中段が製造業、下段が非製造業という配置になっている。いずれの図表をみても、volatility は高水準であった 70 年代から 90 年代半ばにかけてゆっくり低下した後、90 年代後半以降は、緩やかな上昇に転じている。また、こうした近年の volatility の上昇傾向は、非製造業よりも製造業において顕著となっている。ただし、「加重平均」に較べて「加重メディアン」の上昇幅は限られており、比較的ウエイトの大きい企業で volatility が高まっていることが窺われる。以上の傾向は、25%・75%四分位点でも確認できる。すなわち、下位 25%点の volatility は近年、さほど上昇していない一方で、上位 25%点の volatility は比較的是っきりと上昇しており、volatility の高まっている企業が近年増加し、かつそれらのウエイトが相応に高いことがわかる。

このように、2000 年代半ばにかけて、個別企業レベルでみた volatility は、同時期のマクロ指標と異なり、上昇していたとみられる。しかしながら、これらは全て Unbalanced Panel を用いて計算されているため、サンプルの入れ替わりが原因で、見せかけの volatility の上昇が観察されている可能性がある。例えば、新規上場により新たにサンプルに加わった企業の volatility が既存企業よりも平均して高い場合、あるいは 上場廃止によりサンプルから脱落した企

¹⁴ 企業が直面する不確実性の指標として、売上や付加価値に関する時系列データの標準偏差を用いるのは、先行研究では一般的に行われているアプローチである。例えば、Ogawa and Suzuki (2002)は、不確実性が設備投資に与える影響をマイクロレベルで実証的に考察するため、後方 5 年ローリングで計算した各企業の売上高成長率の標準偏差を、不確実性指標として用いている。

業の volatility が残存企業よりも平均して低い場合、Unbalanced Panel から計算される volatility は、サンプル構成の変化による上昇バイアスを持つ。実際、米国企業を対象とした実証分析からは、企業の誕生から消滅まで企業年齢が増加するにつれて、volatility は低下していく傾向があることがよく知られている。このため、図表 13 と図表 14 では、1965 年から 2006 年まで一貫して存続する企業を対象を絞った Balanced Panel を用いて、付加価値額と 1 人当たり生産性の成長率の volatility を示している。これらをも、個別企業レベルの volatility が、2000 年代半ばにかけて上昇している姿に変わりはなく、サンプル企業の入れ替わりが原因でないことがわかる。

これまでの分析結果を纏めると、マクロ経済指標の volatility は、2007 年までの景気拡大期に、緩やかな安定成長を続けていたこともあって、安定化傾向を強めていた。その一方で、個別企業レベルでみた volatility は総じて上昇傾向にあり、この点からは、個々の企業が直面する不確実性は増大していた可能性が高いと考えられる¹⁵。本節の最後では、こうした個別企業レベルの volatility 上昇が、各企業の労働分配率にどのような影響を与えたか、回帰分析を行う。

(3) 世間相場の低下

次に、2 番目の「世間相場の低下」仮説について検討する。世間相場の決定メカニズムについては様々な考え方があり得るが、ここでは、前述の通り、翁・竹内・吉川(1989)に倣って「最も多くの企業が支払っている賃金水準」、すなわち「賃金分布の最頻値(mode)」に依存して決まると仮定する。最頻値といっても、どのような産業や規模のグループの最頻値を、それぞれの企業が参照しているかによって世間相場は異なってくる。この点に関しては、前節でも利用した厚生労働省の「賃金引上げ等の実態に関する調査」が、「世間相場を重視する」と答えた企業に対し、「世間相場として最も参考にした他企業の種類」を尋ねているので参考になる(図表 15)。これをみると、企業は、世間相場を認知するに当たり、「同一産業・同格企業」の賃金を最も重視している。以下では、世間相場は、当該企業にとっての同一産業・同格企業の賃金分布の最頻値例えば、製造業の上場企業にとっては、同じ製造業に属する上場企業の賃金のうち、最も多くの企業が支払っている水準に依存して決まると仮定する。

¹⁵ 米国では、GDP 等のマクロ経済指標の volatility と、上場企業の売上高等の個別企業レベルの volatility の間では、より顕著なトレンドの乖離が観察されている。例えば Comin and Mulani (2006) や Comin and Philippon (2005) は、1970 年代以降、実質 GDP の volatility は長期的な低下トレンドを辿っているのと対照的に、米国の上場企業データから計算された個別企業レベルの実質売上高の volatility は、長期上昇トレンドを辿っていると報告している。

以上の前提を踏まえ、先に構築した上場企業のパネルデータ（Unbalanced Panel）から、1人当たり労働生産性と1人当たり賃金の企業間分布を見てみよう。図表16・17には、製造業の上場企業について、横軸に1人当たり生産性/賃金の対数レベル、縦軸に頻度（企業数の多さ）を取ったカーネル密度関数を、過去の代表的な景気拡大局面毎に示している¹⁶。それぞれの拡大局面について、拡大初年度の生産性/賃金分布と、拡大終了年度（前回局面については2006年度）の分布を描いている。これらをみると、以下の2つの特徴点が浮かび上がってくる。

過去の拡大局面では、景気拡大が進むにつれて、生産性/賃金の分布は右側にシフトしており、分布の頂点に対応する最頻値も右側にシフトしている。これに対し、2002年から始まる拡大局面では、生産性/賃金分布はさほどシフトしておらず、最頻値もほとんど動いていない。

生産性/賃金分布は単峰型（unimodal）だが、仔細にみると左右対称ではない。従来（例えばバブル景気時や90年代初頭の拡大時）は、最頻値は分布の中心（平均値）よりも、やや右側に位置していた。これに対し2002年から始まる拡大局面では、最頻値は、分布の中心よりもやや左側に位置しているように見える。

後者の点をより厳密に確かめるため、図表18では、翁・竹内・吉川(1989)に倣って、分布の歪み度合いを表す「歪度（skewness）」について説明している。ここでの目的に照らせば、理想的には最頻値を直接計算し、平均値と比較することが望ましいが、最頻値は横軸のバンド幅の取り方次第で変化するため、分布の歪み度合いを確かめるには、3次のモーメントとして簡単に計算できる歪度を見るのが便利である。図表18に示した通り、歪度が負の場合、分布は右側に歪み、最頻値は平均値を上回る。このため、最頻値である世間相場は平均よりも、各企業の賃金を押し上げる方向に働く。逆に、歪度が正の場合、分布は左側に歪み、最頻値は平均値を下回る。このため、世間相場は平均よりも、各企業の賃金を押し下げる方向に働く。

図表19では、Unbalanced Panelの賃金分布の歪度を、製造業と非製造業に分けて計算している。製造業の歪度をみると、90年代後半まではマイナス、すなわち賃金分布は右に歪み、最頻値は平均値を上回っていたが、90年代後半以降は、歪度はプラス転化し、最頻値は平均値を下回る形状に変化している。こ

¹⁶ 簡単に言うと、カーネル密度関数とは、一般によく使われる離散型の度数分布（ヒストグラム）のボックスの代わりに、連続的な曲線を当てはめたものである。

れは、世間相場が最頻値に依存して決まっているとすれば、世間相場は 90 年代後半まで各企業の賃金を押し上げる役割を果たしていたが、それ以降は、賃金分布が大きく変化し、世間相場は全体の足を引っ張る存在に変質したことを意味している。他方、非製造業の歪度をみると、従来から正の値を取っていたが、近年、そのプラス幅を拡大させている。このことは、近年、賃金分布の左側への歪みが強くなり、世間相場が全体の足を引っ張る度合いが強まっていると解釈できる¹⁷。本節の最後では、以上で見た賃金分布の歪みが、企業レベルの人件費にどのような影響を与えたか、定量的な分析を試みる。

(4) 株主によるガバナンスの強まり

次に、第 3 の仮説である「株主によるガバナンスの強まり」について検討しよう。証券取引所統計をみると(図表 20(1))、90 年代後半以降、2000 年代半ばにかけて、外国人持株比率は上昇傾向を辿っており、06 年度には全体の約 1/4 を占めるに至っている。こうした動きの裏側では、持合い解消等に伴い、事業法人の持株比率が低下しているほか、メインバンクを含む金融機関の株式保有の減少が生じている。

こうした株主構成の変化は、企業のガバナンス構造にも、少なからぬ影響を与えてきたと考えられる。すなわち、わが国企業では、経営陣が内部昇進によって選ばれることが多いため、持合い等を背景に株主の影響力が相対的に弱い企業では、従業員の利害が優先される傾向が比較的強かったと考えられる。しかし、近年のように、海外ファンドなど「モノ言う株主」が増加し、株主の経営に対する影響力が強まってくると、人件費は抑制される一方で、株主への配当が優先される傾向が強まることが予想される。実際に、法人年報における大企業の人件費と配当金の推移をみると(図表 20(2))、2000 年頃から 06 年度にかけて、配当金が急増する一方で、人件費は概ね横這い圏内で推移している。

図表 20(3)には、平成 19 年度版の経済財政白書に掲載された、内閣府による「成長戦略に関するアンケート結果」を示している。これをみると、現在は、5 年前に比べ、「人件費をできるだけ抑え、株主への配当を優先する」株主寄りの企業割合が増加している。近年のこうしたガバナンス構造の変化は、人件費の

¹⁷ 上述の通り、企業は、世間相場を認知するに当たり、「同一産業」の賃金を重視しているが、非製造業は製造業に比べ異質性が高いため、非製造業全体を一括りで同一産業と見なすのは、やや無理があるかもしれない。もっとも、非製造業をさらに細分化すると、同一グループに属する企業数が大きく減少してしまうため、ここでは非製造業全体を同一グループとした。

抑制圧力として働いてきた可能性は高いと考えられる¹⁸。

(5) パネルデータを用いた労働分配率関数の推計

ここでは、これまで検討してきた3つの人件費抑制要因に関する仮説企業の直面する不確実性の増大、世間相場の低下、株主によるガバナンスの強まりの妥当性を検証するため、上場企業のパネルデータを用いて、労働分配率関数の推計を行う。推計式の詳細は、図表21(1)で説明している。被説明変数は、各企業の労働分配率(対数)、すなわち各企業の1人当たり賃金(対数)の1人当たり生産性(対数)からの乖離である(賃金の伸びが生産性対比で抑制されれば、分配率は低下する)。説明変数には、定数項に加え、以下の4変数を用いる。

各企業の1人当たり生産性のvolatility

個別企業レベルの不確実性の増大が、賃金を生産性対比で抑制するかどうかを検証するため、後方10年ローリングで計算した1人当たり労働生産性の標準偏差(1期ラグ)を説明変数に用いる。企業は、不確実性(volatility)が増大すれば、固定費である人件費を圧縮しようと考えられるため、係数はマイナスとなることが期待される。

賃金分布の歪度(製造業・非製造業別)

世間相場が各企業レベルの賃金に与える影響を検証するため、製造業・非製造業別に計測された賃金分布の歪度を、説明変数に加える。前述の仮説に従えば(前掲図表18)、歪度が負の場合、各企業の賃金は世間相場によって押し上げられる一方、歪度が正の場合、各企業の賃金は世間相場によって押し下げられる。したがって、歪度にかかる係数は、マイナスとなることが期待される。なお、賃金分布の歪度は、個別企業にとっては「外生変数」であるが、サンプル企業全体で見れば同時決定される変数であるため、同時決定バイアスを避ける目的から歪度の1期ラグを説明変数に用いる。

各企業の外国人持株比率(前期差)

株主からのガバナンスの強さを測る指標として、外国人持株比率の前期差を説明変数に用いる。株主からのガバナンスが強まると、労働分配率は低下すると予想されるため、係数はマイナスとなることが期待される。

¹⁸ Blanchard (1998)は、1980年代以降のヨーロッパ諸国における労働分配率低下の背景について、労働者と資本家間のバーゲニングパワー・バランスが変化した結果、(財市場が不完全競争の場合に発生する)超過利潤(レント)の資本家への配分比率が上昇したため、との解釈を提示している。

各企業の属する産業の業況判断 DI

労働分配率の循環的な変動をコントロールするため、短観の産業別の大企業・業況判断 DI を説明変数に加える。労働分配率は通常、反循環的（countercyclical）な変動を示すため、係数はマイナスになることが予想される¹⁹。

ベースラインの推計には、より企業数の多い Unbalanced Panel を使用する。推計期間は、volatility が後方 10 年ローリングで計算されているため、1975～2006 年までとした。併せて、サンプル期間を前半（1975～1990 年）と後半（1991～2006 年）に分けた推計も行う。

推計結果は、図表 21(2)に纏めた通りである。全産業、製造業に分けて、推計結果を示している。全体として推計結果は良好で、各係数も期待された通りの符合となっており、かつその殆どが 1%水準で統計的に有意となっている。ハウスマン検定の結果、ほとんどのケースで固定効果推定が選択されたため、ここでは全てのケースで固定効果モデルの推計結果を示しているが、ランダム効果推定を行った場合でも、パラメータやその有意性にほとんど変化は無かった。また、定数項に産業別のダミー変数を加えた定式化も試みたが、結果に大差は無かった。

推計された各パラメータを仔細に見ると、volatility の係数は、サンプル期間、業種を問わず、全てで有意に負となっており、近年の個別企業レベルの volatility 上昇は、分配率を押し下げる方向に働いていた可能性が示唆される。なお、後方 10 年ローリングで計算した標準偏差の代わりに、5 年ローリングで計算した標準偏差を用いた推計も試みたが、推計されたパラメータに殆ど変化はなかった。また、volatility の係数は、前半期（1975～90 年）よりも後半期（1991～2006 年）において大きくなっており、不確実性の増大が労働分配率を押し下げる効果は、近年、大きくなっている可能性がある。次に、賃金分布の歪度の係数をみると、これも全てのケースで有意に負となっており、我々の仮説を支持する結果となっている。すなわち、近年は、製造業において歪度は大きくプラス転化し、非製造業では歪度のプラス幅が拡大しているため（前掲図表 19）世間相場の低下により、各企業の賃金が押し下げられている可能性が示唆される。ただし、歪度の係数は、サンプル後半（1991～2006 年）で小さくなっているため、世間相場の影響は近年、小さくなっている可能性がある。外国人持株比率

¹⁹ なお、産業別の業況判断 DI の代わりに、産業別の雇員判断 DI を説明変数とした定式化も試みたが、推計結果に大差は無かった。

の係数をみると、期間、業種を問わず、有意に負と推定されており、外国人持株比率の上昇に伴う株主の影響力の増大が、各企業の労働分配率を押し下げている可能性が示唆される。最後に、業況判断 DI の係数は有意に負となっており、企業レベルでも、労働分配率は産業景気に対し反循環的に変動していることが確認できる。

図表 22 には、頑健性チェックとして、Balanced Panel を用いた推計結果を示している²⁰。これをみると、Unbalanced Panel のケースと大差ないが、volatility の係数が、全期間において、全産業・製造業ともに有意でなくなっている。しかし、本稿で関心のある後半期（1991～2006 年）については、依然として、全産業・製造業ともに有意にマイナスと推定されている。

各パラメータの時系列的な変化を詳しく調べるため、図表 23 では、Unbalanced Panel を用いて、推計期間（15 年で固定）を 1 年ずつローリングさせながら推計した場合の各パラメータの推計値を、 ± 2 標準誤差と併せて示している。これをみると、volatility の係数は、バブル期から 90 年代前半にかけていったんゼロ近傍に上昇した後、2000 年以降、マイナス幅を拡大させており、不確実性の増大に対して、固定費的な性格の強い人件費を抑制する姿勢が強まっている可能性が窺われる。他方、賃金分布の歪度の係数は、長期的にマイナス幅を縮小させており、世間相場の果たす役割が長期的に低下傾向にあるとのアンケート調査結果と概ね整合的な姿となっている（前掲図表 5(2)）。

4．海外生産・オフショアリングの拡大が賃金に与える影響

本節では、東洋経済の「海外進出企業データベース」を用いて、「海外生産やオフショアリングの拡大により、海外の安価な代替労働力が利用可能となったことが、国内の人件費抑制に繋がっている」という 4 番目の仮説について、詳しく検討することにしよう。

(1)「海外進出企業データベース」からみた海外生産の動向

前述の通り、これまで用いてきた政策投資銀行の「企業財務データバンク」には、海外現地法人等に関するデータは存在しない。このため、海外生産の拡大が親会社の賃金に与える影響について、個別企業レベルのデータから検証するためには、何らかの補完的なデータベースが必要となる。そこで、ここでは、東洋経済新報社の「海外進出企業データベース」を、「企業財務データバンク」

²⁰ Balanced Panel を用いた推計でも、ハウスマン検定により固定効果モデルが選択された。

に紐付けたパネルデータ・セットを構築することとした。この「海外進出企業データベース」は、現地法人約 21,000 社と、日本側の出資企業(親会社)約 4,200 社に対するアンケート調査に基づくデータベースであり、現地法人の従業員数、現地法人の売上高に加え、現地法人への投資目的がデータとして格納されている。以下では、「海外進出企業データベース」と「企業財務データバンク」の間で、マッチングが可能であった製造業(親会社)1,149 社、現地法人14,728 社のパネルデータを用いて分析を進める(図表 24(1))²¹。

まず、構築したパネル・セットの基礎的なデータから確認しておく(図表 24(2))。現地法人の従業員比率は、海外進出の進展に伴って、1997 年度の 4 割弱から徐々に上昇し、2006 年度時点では 5 割程度となっている。この間、現地法人の売上高比率は、1997 年度には 1 割強であったが、2006 年度には 1/4 程度にまで上昇している。従業員比率に較べると売上高比率は低めとなっているが、これには、現地法人の生産する財が、本国で生産する財よりも労働集約的であることが影響しているとみられる。次に、海外への進出目的をみると(図表 24(3))、最も多いのが「海外生産網の構築」となっており、次いで多いのが「労働力の確保」となっている。

残念ながら、「海外進出企業データベース」には、海外現地法人の人件費のデータは格納されていないため、現地法人の従業員に対して支払われている賃金水準を知ることはできない。「海外進出企業データベース」に限らず、海外現地法人の賃金水準を調査したものは意外と少ないが、中小企業金融公庫が自らの取引先であるアセアン進出企業の現地法人に対して、定期的に行っている調査が参考になる(図表 25(1))。この調査については、対象は中小企業の現地法人であり、本稿で関心のある大企業の現地法人ではない、サンプル数も多くないため、数字はある程度の幅を持って見る必要がある、といった注意点はあがあるが、海外現地法人の賃金のたまかな水準をみるには十分である。これをみると、2007 年の月給ベースで、最も高いマレーシアで 3 万円台半ば、最も低いベトナムやインドネシアでは 2 万円を切っており、わが国の 1 人当たり賃金の 10 分の 1 ないしそれ以下の水準となっている。同じく中小公庫公表の「中国進出企業の実態調査」をみると(図表 25(2))、中国の現地法人の平均月給は同様に低いことが確認できる。海外進出目的のうち、「労働力の確保」は「海外生産網の構築」に次ぐ重要な目的であったが(前掲図表 24(3))、わが国企業による海

²¹ ただし、本稿では、予算上の都合により、「海外進出企業データベース」について、1997・2000・2003・2006 年度の 3 年おきのデータのみ利用可能であったため、この 4 年分について企業財務データバンクとのマッチングを行っている。

外直接投資の増加傾向の背景の1つには、以上のような海外の安価な労働力を、とりわけ労働集約的な生産過程に組み入れることにあったと考えられる。

(2) 労働分配率関数のクロスセクション推計

次に、海外現地法人の安価な労働力の存在が、親会社の従業員の賃金にどのような影響を与えてきたか、労働分配率関数の推計により定量的に評価してみよう。ただし、脚注21でも述べた通り、都合により、「海外進出企業データベース」は3年おきにしか利用できなかったため、前節のようなパネル推計を行うことが出来ない。そこで以下では、1997、2000、2003、2006年の各年度について、労働分配率関数の「クロスセクション」推計を行う。

定式化の詳細は、図表26(1)に示した通りである。被説明変数は、前節と同じく、国内親会社の労働分配率(対数)である。説明変数には、前節で使用した各企業の1人当たり生産性のvolatility(1期ラグ)と、外国人持株比率(レベル)に加え、海外進出度合いを表す変数として、海外現地法人の従業員比率を用いる²²。もし、海外現地法人の低賃金労働力の存在が、親会社の賃金を生産性対比で抑制しているとすれば、現地法人従業員比率の係数は負と推定されるはずである。最後に、これら3変数に加え、産業別の分配率の違いをコントロールするため産業別の定数項ダミーも説明変数に加えている。

推計結果をみると(図表26(2))、volatilityと外国人持株比率の係数は、全ての年で、1%水準で有意に負と推定されており、前節のパネル推計結果と整合的である²³。現地法人従業員比率の係数も、全ての年で負となっており、仮説と一応整合的である。もっとも、現地法人従業員比率の係数の絶対値は近年、小さくなってきているほか、有意水準も1997・2000年の1%水準から、2003・2006年の10%水準まで低下している。このように、海外生産の拡大は、たしかに本国親会社の従業員の賃金を生産性対比で抑制してきたとみられるが、2000年以降、(背景は必ずしも明らかでないものの)その押し下げ圧力が強まっているとは言えない²⁴。

²² なお、以下ではクロスセクション推計を行うため、賃金分布の歪度は説明変数から除かれている点に注意されたい。

²³ クロスセクションでみて、労働分配率の低い企業ほど、外国人株主が選好するとの逆の因果関係の存在も考えられるため、外国人持株比率(レベル)の1年ラグを説明変数とした定式化も推計したが、結果に大差は無かった。

²⁴ 海外生産の拡大が、本国親会社の賃金に与える負の影響が近年、弱まっている背景としては、わが国と海外現地法人の賃金格差が縮小トレンドにあることや、比較的単純な最終製品の組

5 . 結びに代えて：結論と残された課題

以上の分析から導かれる主要な結論は、次のように要約されるであろう。

2002～07年の景気拡大期には、2%前後の安定成長が続いていた事実を反映して、GDP等のマクロ経済指標のvolatilityは低下傾向にあった一方、規制緩和の進展やグローバル競争の激化等を背景に、個別企業レベルでみた付加価値や生産性のvolatilityは、緩やかな上昇傾向にあった。こうしたミクロレベルでみた不確実性の増大は、固定費的な性格の強い人件費の圧縮に繋がっていた可能性が高い。

1990年代後半以降、1人当たり賃金の企業間分布は大きく変化しており、最も多くの企業が支払っている賃金水準、すなわち最頻値は、平均値を下回って推移する状態が続いていた。企業が賃金設定に際して参照する「世間相場」が最頻値に依存して決まっていたとすれば、近年の賃金分布の左側への歪みの拡大は、賃金抑制圧力として働いてきた可能性がある。

外国人持株比率の上昇に代表される、近年の株主構成の変化は、株主の経営に対する監視を強め、従業員の取り分である労働分配率の低下をもたらした可能性が高い。

1990年代後半以降、わが国の製造大企業は、海外の安価な労働力を労働集約的な生産過程で利用することを目的の1つとして、海外直接投資を増加させてきた。こうした動きは、本国親会社の賃金に対し、押し下げ圧力として働いてきたとみられるが、その効果は近年、強まっているとは言えない。

筆を措くにあたって、本稿で扱うことの出来なかった、2つの賃金抑制圧力について簡単に説明しておきたい。第1は、労働組合の賃上げ要求の沈静化にみられるような、労働供給サイドからの賃金抑制圧力である。例えば、厚生労働省の「賃金引上げ等の実態に関する調査」から、企業規模5,000人以上の企業について、組合の平均要求額、平均妥結額、妥結率（妥結額/要求額）をみると（図表27(1)）、90年代後半以降は、景気が回復局面に入っても、組合の要求額はほとんど増加せず、その結果、妥結率は高水準で推移していることがわかる。こうした組合による賃上げ要求の沈静化は、賃上げを求める労働争議件数の減少からも裏付けられる（図表27(2)）。すなわち、賃上げを求める労働

み立てなど、熟練労働力を要しない生産工程への海外労働力の取り込みが、2000年頃に一巡した可能性、などを指摘できる。

争議件数は近年、激減しており、足もとでは 1985 年の 1/10 程度、バブル景気絶頂期の 1990 年に較べても 1/6 程度となっている。これには、主として正社員から構成される組合員の間で、低賃金の非正規社員の存在が意識されるようになったことが影響している可能性がある。よく知られているように、わが国のパート労働者比率は 1990 年代以降、上昇トレンドにあり、近年では、主要先進国の中でも最も高い水準となっている（図表 28(1)）。この間、「正社員並み」の職務に従事する非正規社員の割合は増加している一方で（図表 28(2)）、パート労働者の賃金は、フルタイム賃金の 5 割程度に抑えられ、パート賃金のフルタイム賃金に対する比率も主要先進国中、最低水準となっている（図表 28(3)）。このように、正社員並みの仕事をする非正規社員の増加にも拘らず、パート賃金は正社員の賃金に較べて低めに抑えられてきたため、言わば「既得権益層」である正社員間で留保賃金（reservation wage）が低下し、組合の賃上げ要求の沈静化に繋がっている可能性がある。もっとも、本稿で用いたデータベースには、個別企業レベルのパート労働者比率等のデータが存在しないため、本稿ではこの可能性を検証することが出来なかった。この点の更なる分析については、他日を期したい。

第 2 は、前回拡大期の後半にかけて見られた、原材料等の仕入れ価格上昇が、賃金を抑制する方向に働いていた可能性であり、この点は、前掲図表 5(1)の企業行動アンケート結果からも裏付けられる。原油価格の上昇が賃金に与える影響については、第 2 次石油危機直後の 1980 年代初頭に、多くの実証研究が行われていたが²⁵、近年のデータを用いて分析した例はさほど蓄積されていない²⁶。本稿では、原材料の仕入れ価格を「企業別」に計測することができない、前回景気拡大時の原材料価格上昇の大部分は、外生的な供給ショックというよりは、むしろ新興国需要の拡大を反映しており、賃金等への影響を考えるうえでは、原材料価格上昇の「内生性」に十分な注意を払う必要がある、との理由から分析を見送ったが、分析の急がれる重要な課題の 1 つであろう。

以 上

²⁵ 例えば、新開(1981)は、交易条件を説明変数に持つ 4 種類の春闘賃金方程式を推計し、賃金の交易条件に対する弾性値は概ね 0.2—すなわち、交易条件の 5%の悪化は、賃金を 1%引き下げ—との結果を報告している。これについて新開は、石油危機時の経験を元に、雇用維持を求める労働組合にとって、交易条件悪化時に賃上げ要求を抑制することが「合理的」な対応であったとの解釈を提示している。

²⁶ 例えば、Blanchard and Gali (2007)は、1970 年代から 2000 年代半ばまでの、わが国を含む主要先進 7 ヶ国のマクロデータを用いて VAR モデルを推計し、近年は、原油価格の上昇が賃金インフレに繋がる程度が弱まっていると報告している。

参考文献

- 茨木秀行・井上裕介・有馬基之・中野貴比呂 (2007)、「企業の賃金決定行動の変化とその背景」、『日本労働研究雑誌』560号。
- 翁邦雄・竹内恵行・吉川洋 (1989)、「わが国における実質賃金の決定について」、『経済学論集』55-2。
- 長田充弘・川本卓司 (2007)、「生産変動の安定化と産業間の連動性低下」、『日銀レビュー』2007-J-11。
- 木村武・塩谷匡介 (2007)、「日本の生産変動 3つの事実とその背景」、『日銀レビュー』2007-J-03。
- 新開陽一(1981)、「交易条件と賃金・為替レート」, 同著(1995)『日本経済のマクロ分析』第6章所収。
- 日本銀行調査統計局 (2004)、「雇用・所得情勢にみる日本経済の現状」、『日本銀行調査季報』2005年冬(1月)号。
- 森川正之 (2007)「サービス産業の生産性は低いのか? 企業データによる生産性の分布・動態の分析」, RIETI Discussion Paper Series 07-J-048。
- Blanchard, Olivier (1998), “Revisiting European Unemployment: Unemployment, Capital Accumulation and Factor Prices.” NBER Working Paper No. 6566.
- Blanchard, Olivier and Jordi Gali (2007), “The Macroeconomic Effects of Oil Price Shocks: Why are the 2000s so different from the 1970s?” NBER Working Paper No. 13368.
- Comin, Diego and Sunil Mulani (2006), “Diverging Trends in Aggregate and Firm Volatility.” *Review of Economics and Statistics* 88(2): 374-383.
- Comin, Diego and Thomas Philippon (2005), “The Rise in Firm-Level Volatility: Causes and Consequences.” In *NBER Macroeconomics Annual 2005*, M. Gertler and K. Rogoff, eds. MIT Press.
- Erceg, Christopher, Dale Henderson and Andrew Levin (2000), “Optimal Monetary Policy with Staggered Wage and Price Contracts.” *Journal of Monetary Economics* 46(2): 281-313.
- Fukao, Kyoji and Hyeog Ug Kwon (2006), “Why Did Japan’s TFP Growth Slow Down

in the Lost Decade? An Empirical Analysis Based on Firm-level Data of Manufacturing Firms.” *Japanese Economic Review* 57(2): 195-228.

International Monetary Fund (2007), “The Globalization of Labor.” In *World Economic Outlook: Spillovers and Cycles in the Global Economy*, Chapter 5.

Ito, Keiko and Sebastien Lechevalier (2008), “The Evolution of the Productivity Dispersion of Firms -- A Re-evaluation of Its Determinants in the Case of Japan.” RIETI Discussion Paper Series 08-E-014.

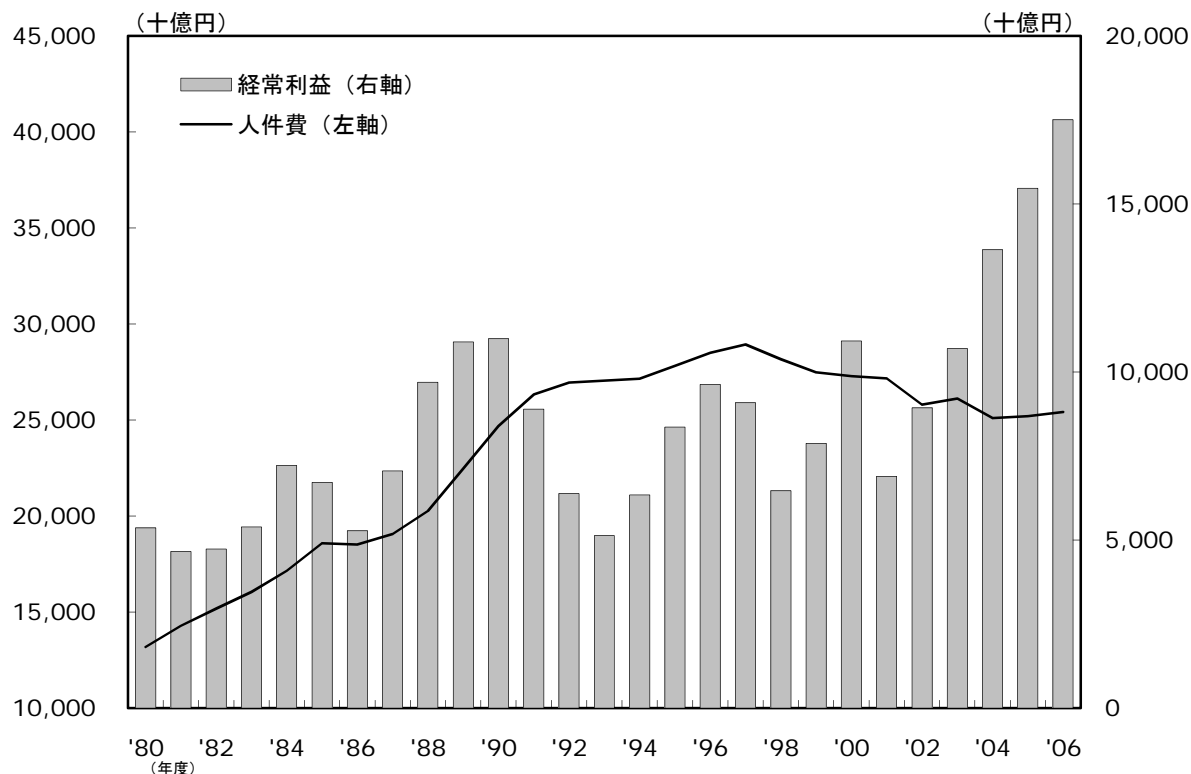
Ogawa, Kazuo and Kazuyuki Suzuki (2002), “Uncertainty and Investment: Some Evidence from the Panel Data of Japanese Manufacturing Firms.” *Japanese Economic Review* 51(2): 170-192.

Philippon, Thomas (2006), “Corporate Governance over the Business Cycle.” *Journal of Economic Dynamics and Control* 30(11): 2117-2141.

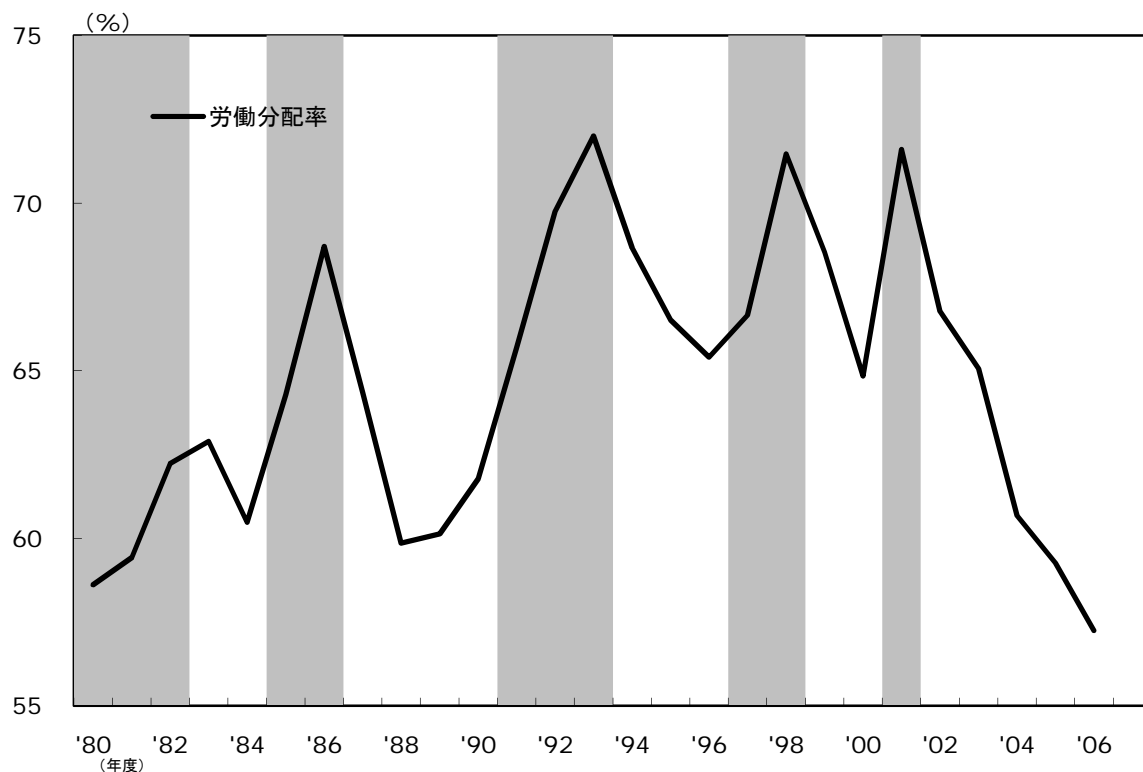
Taylor, John. (1999), “Staggered Price and Wage Setting in Macroeconomics.” In *Handbook of Macroeconomics* Volume 1B, J. Taylor and M. Woodford, eds. Elsevier.

製造大企業の人件費を巡る環境

(1) 収益と人件費の推移 < 製造業・大企業 >



(2) 労働分配率の推移 < 製造業・大企業 >

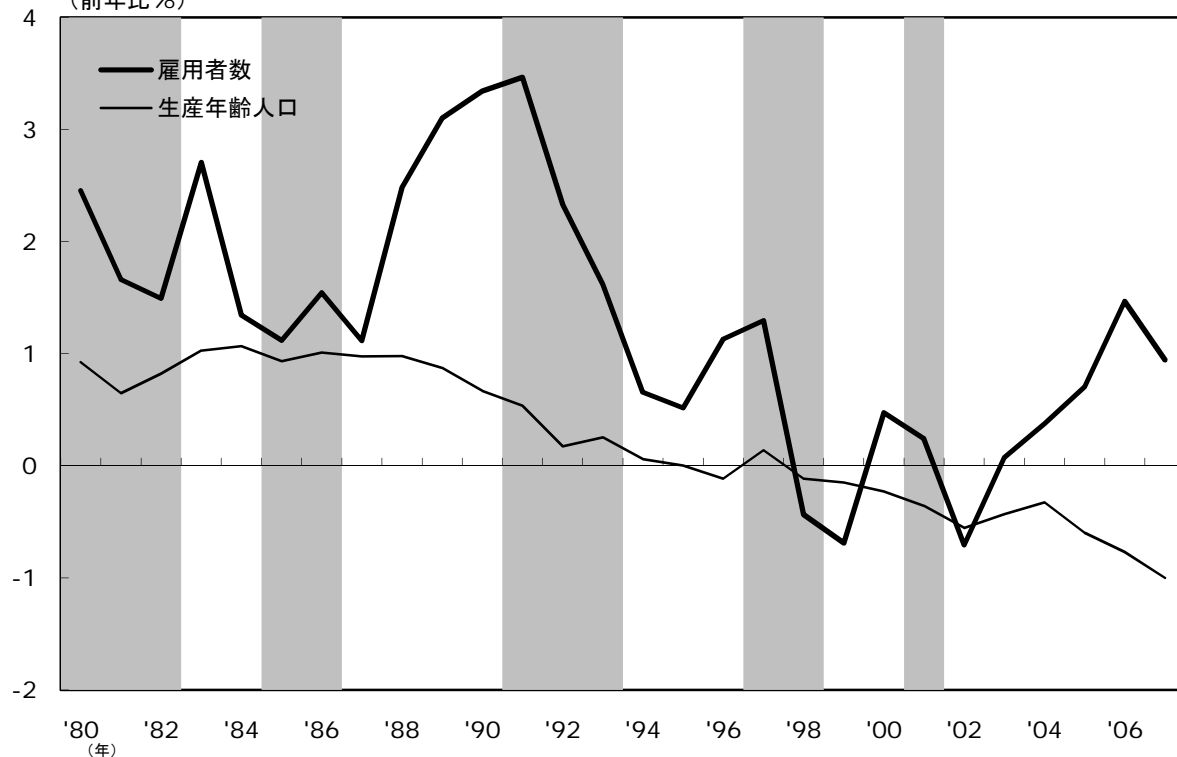


(注) 法人企業統計調査における大企業は資本金10億円以上の企業を指す。
グラフのシャドーは景気後退期を表す (以下同様)。

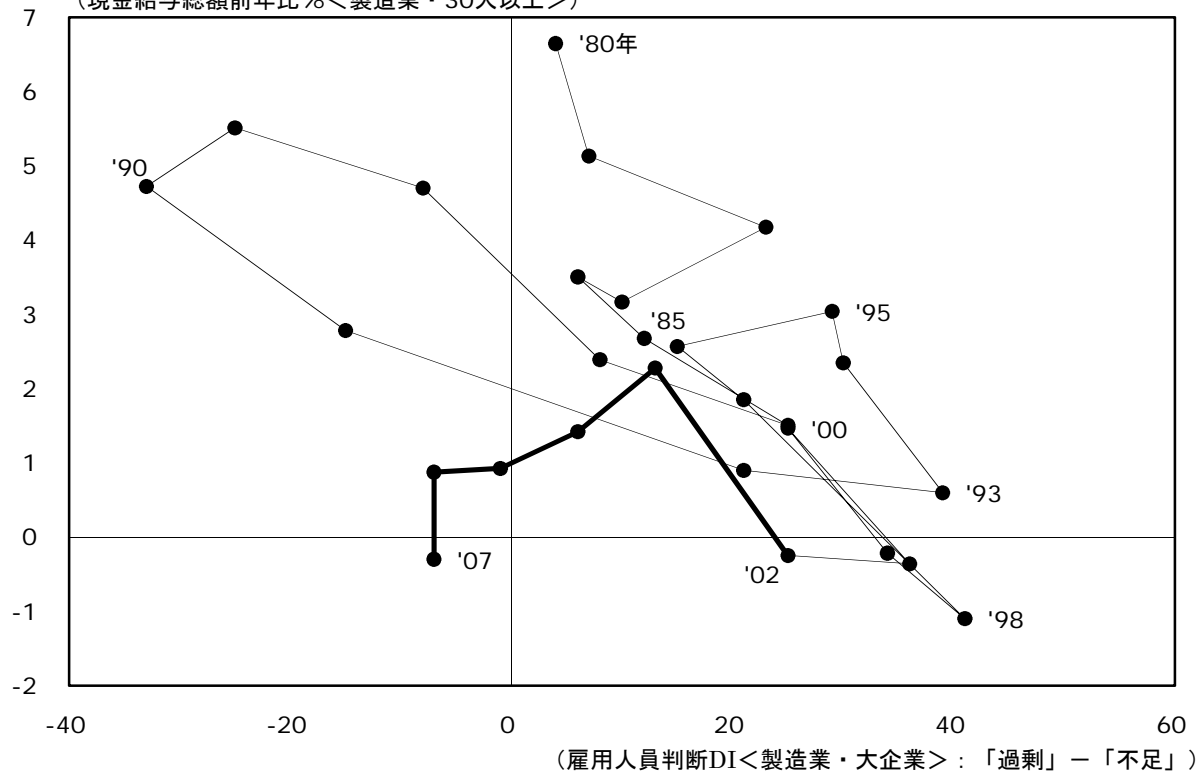
(資料) 財務省「法人企業統計調査」

労働需給と賃金

(1) 雇用者数と生産年齢人口
(前年比%)



(2) 現金給与総額前年比と雇用人員判断DIの関係
(現金給与総額前年比% < 製造業・30人以上 >)

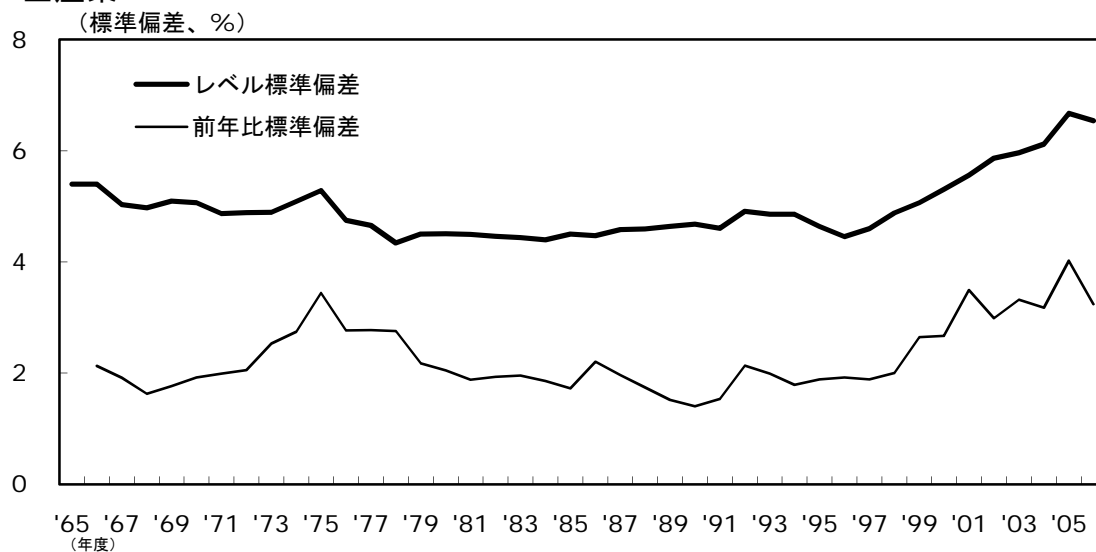


(注) 生産年齢人口は、15歳以上人口から65歳以上人口を除いた値。

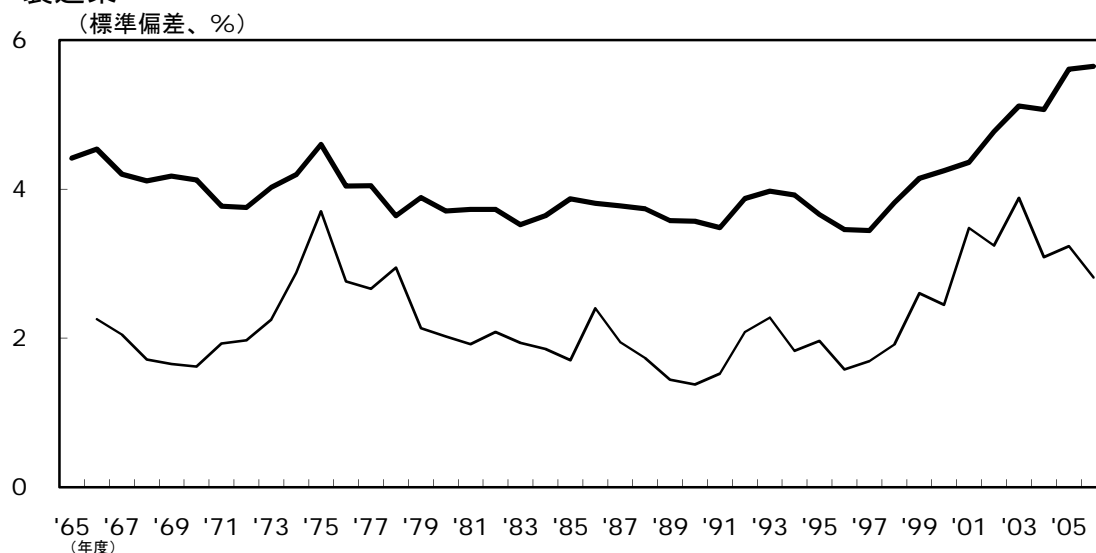
(資料) 厚生労働省「労働力調査」、同「毎月勤労統計調査」、日本銀行「企業短期経済観測調査」

企業間格差：1人当たり名目付加価値の標準偏差

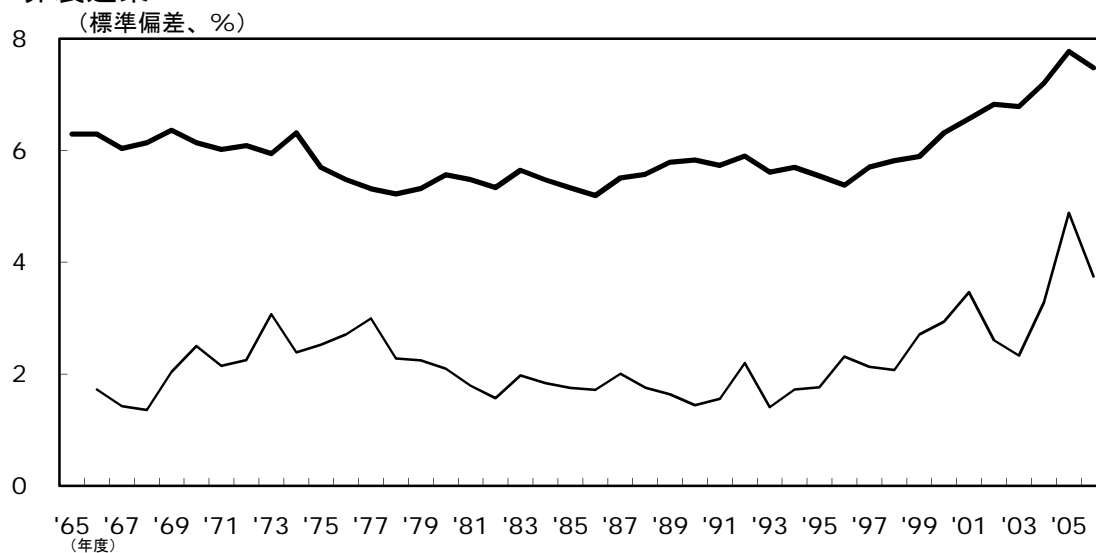
(1-1) 全産業



(1-2) 製造業



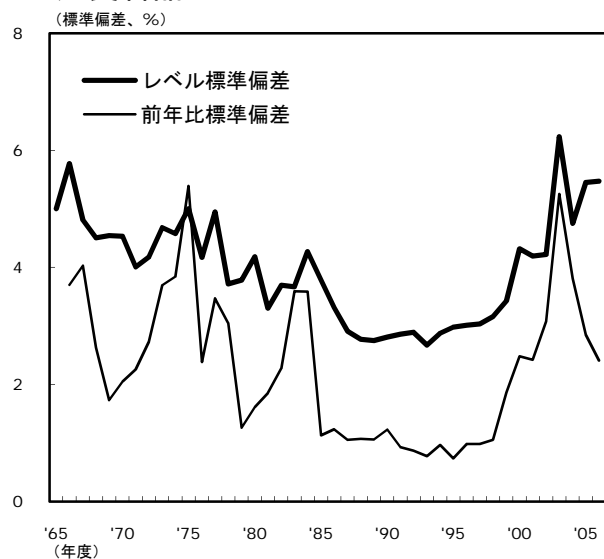
(1-3) 非製造業



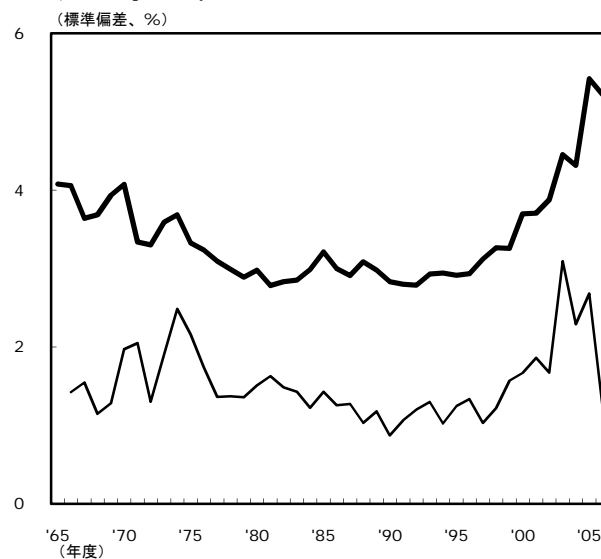
(資料) 日本政策投資銀行「企業財務データバンク」(以下同様)

企業間格差：1人当たり名目付加価値の標準偏差

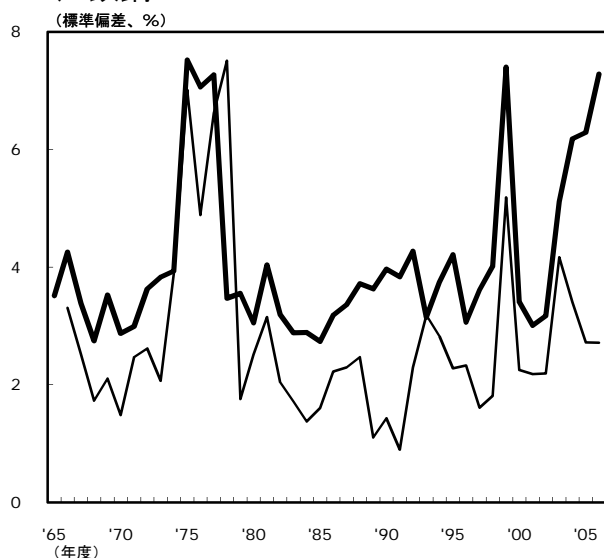
(2-1) 食料品



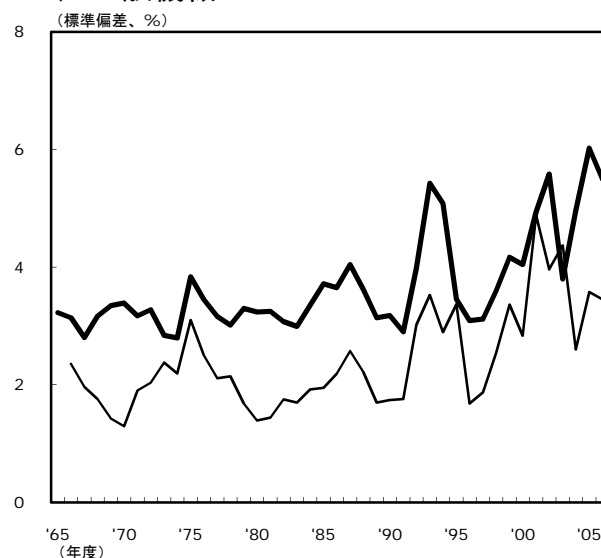
(2-2) 化学工業



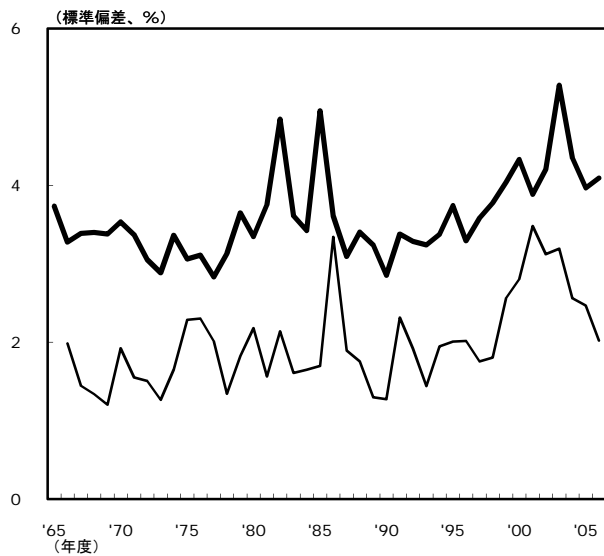
(2-3) 鉄鋼



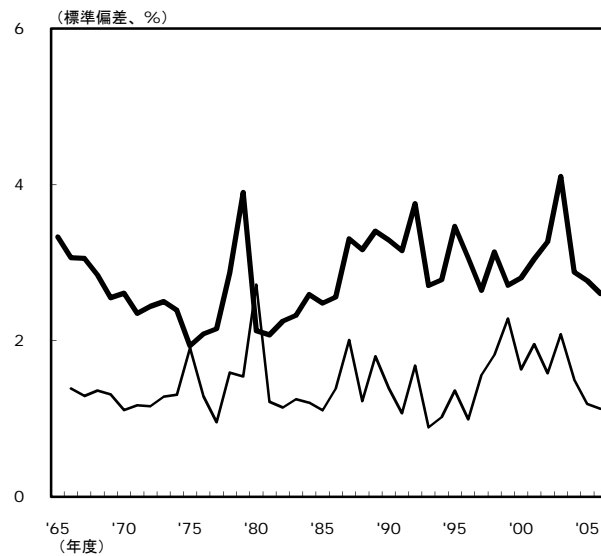
(2-4) 一般機械



(2-5) 電気機械

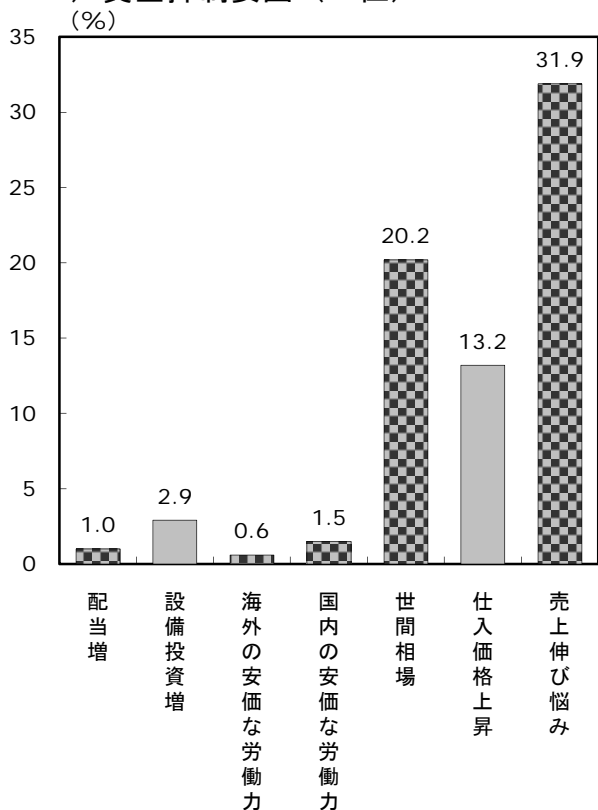


(2-6) 輸送用機械

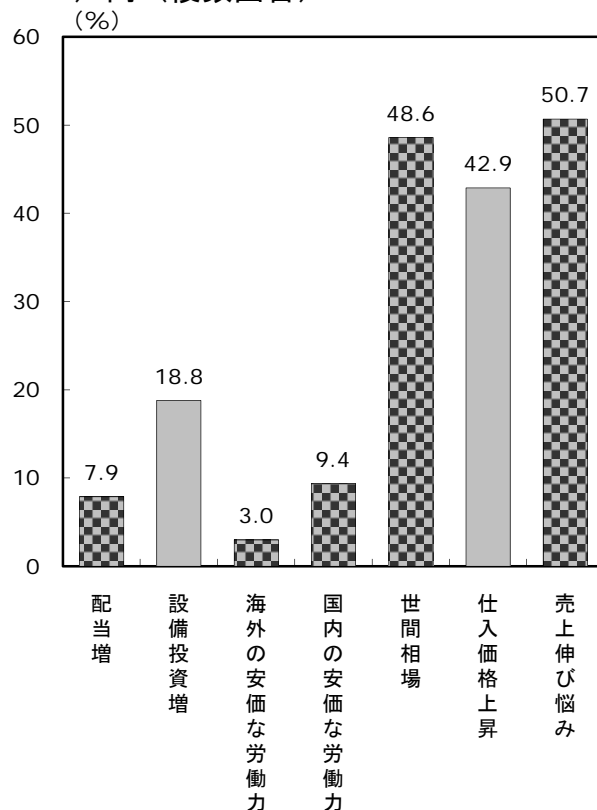


賃金の上昇を抑制する要因

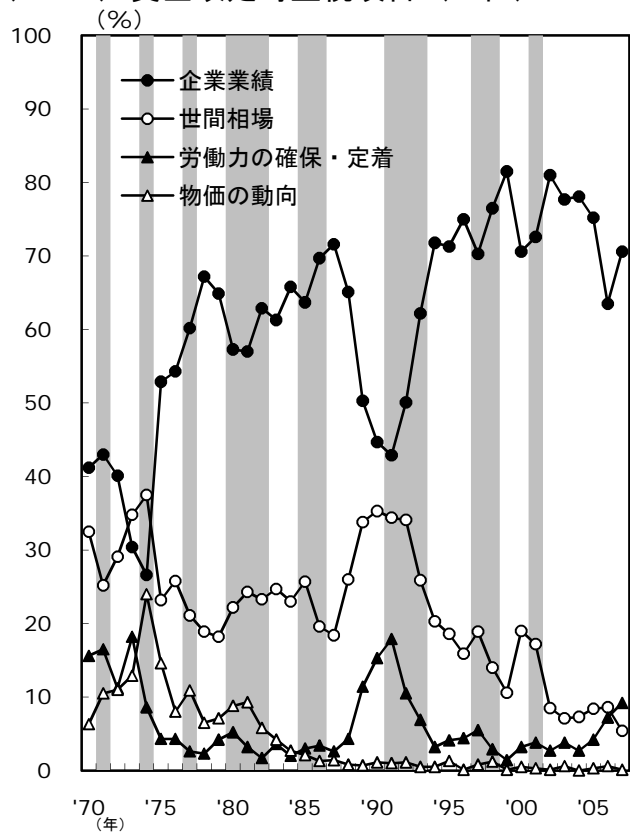
(1-1) 賃金抑制要因 (1位)



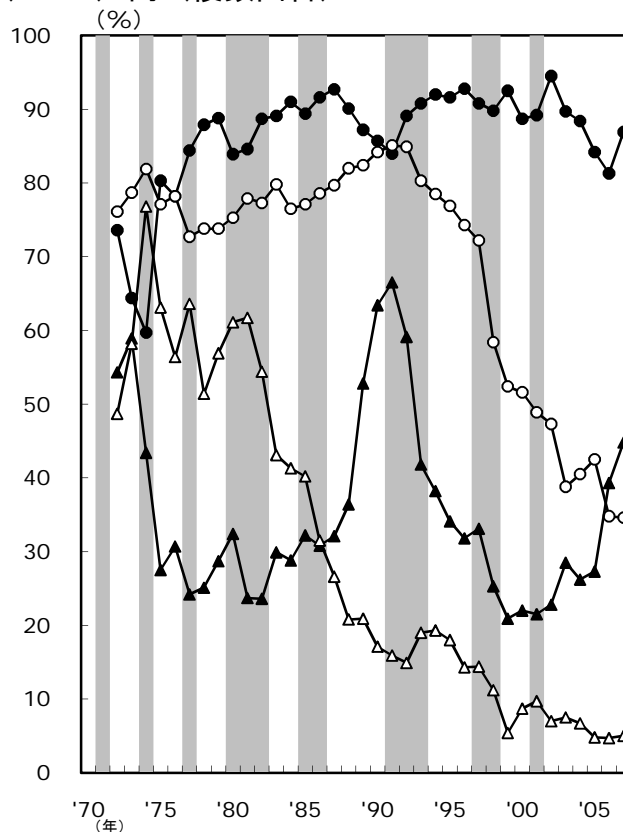
(1-2) 同 (複数回答)



(2-1) 賃金改定時重視項目 (1位)



(2-2) 同 (複数回答)



(資料) 内閣府「平成20年企業行動に関するアンケート調査」、厚生労働省「賃金引上げ等の実態に関する調査」

パネルデータセット

(1) 日本政策投資銀行「企業財務データバンク」

東京・大阪・名古屋の3証券取引所の第一部・第二部上場企業の有価証券報告書に基づく企業財務データベース。

(2) パネルデータセット

サンプル期間：1965～2006年度（42年間）

Balanced Panel：42年間の全期間に亘ってデータが格納されている企業から構成

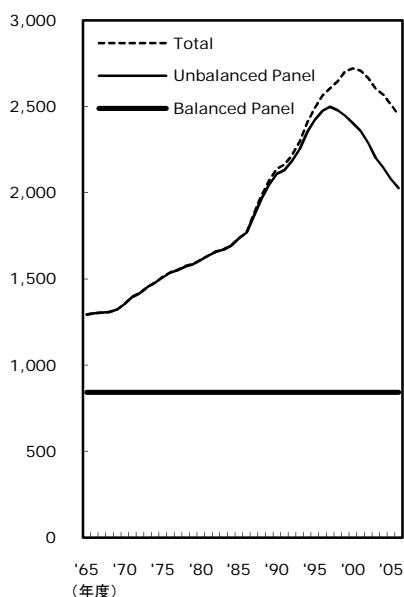
Unbalanced Panel：10年連続でデータが格納されている企業から構成

こうして得られた計79,576サンプル<企業数×期間数>のうち、合併や持株会社化などの影響を取り除くため、有形固定資産額に大きな変化（対数前年差±1）が生じるなどした計603サンプル（全体の0.76%相当）を異常値とみなして除去した。

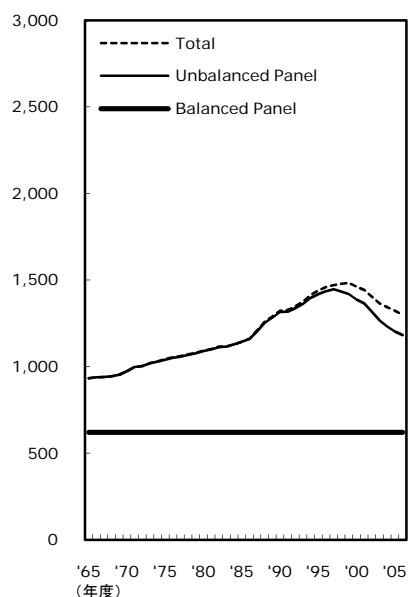
(3) パネルデータのサイズ

	Unbalanced Panel		分析対象外	合計 (延べ収録企業数)
		うち Balanced Panel		
全産業	2,593 社 (80.7%)	843 社 (26.2%)	620 社 (19.3%)	3,213 社 (100.0%)
製造業	1,503 社 (90.2%)	621 社 (37.3%)	164 社 (9.8%)	1,667 社 (100.0%)
非製造業	1,090 社 (70.5%)	222 社 (14.4%)	456 社 (29.5%)	1,546 社 (100.0%)

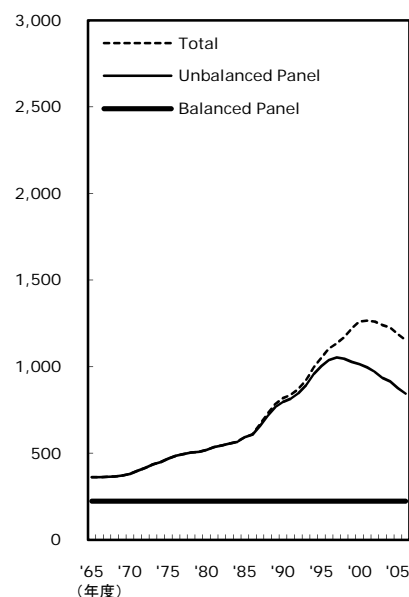
①全産業



②製造業

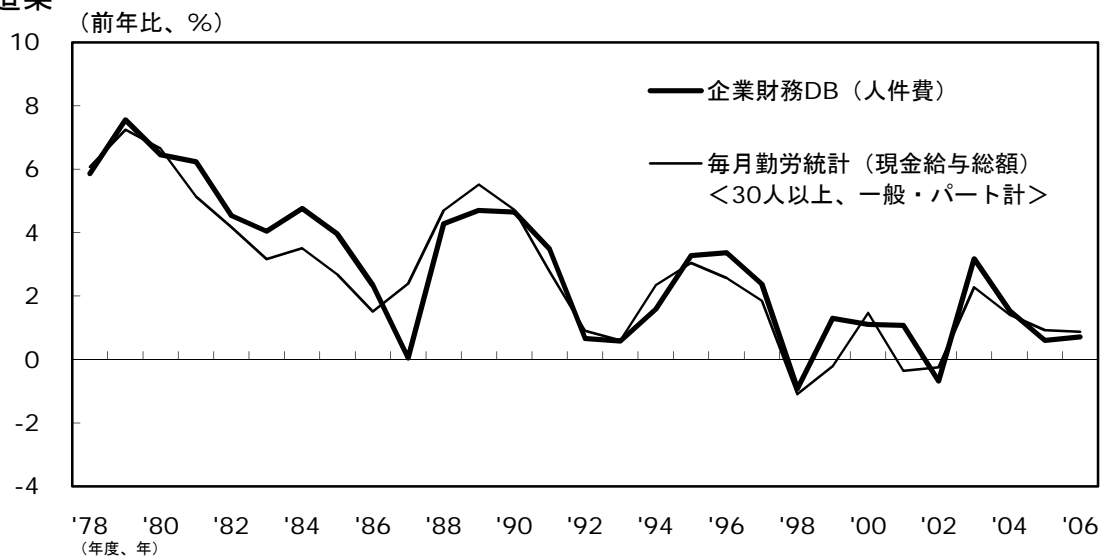


③非製造業

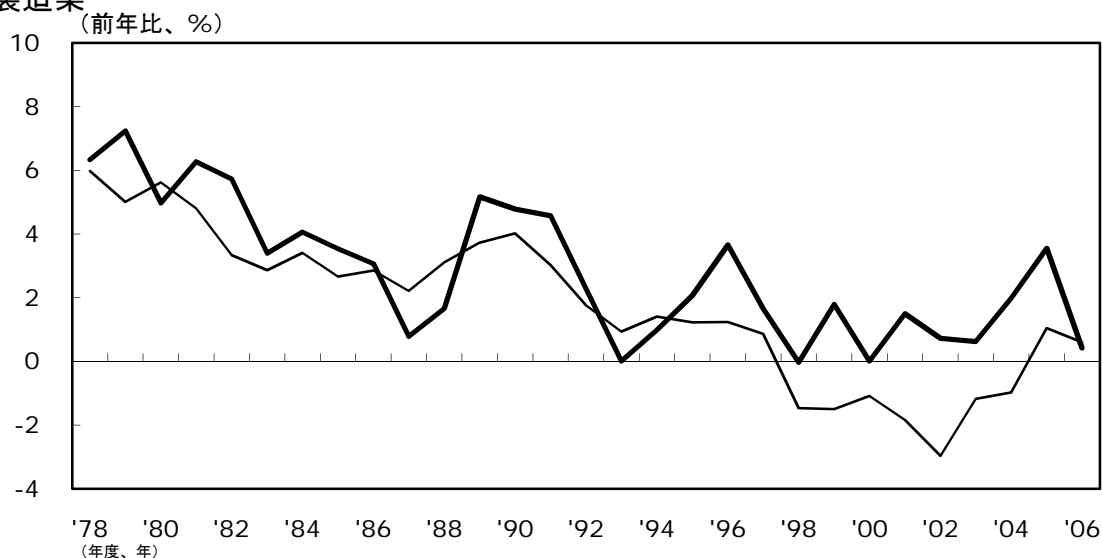


企業財務データバンクと毎月勤労統計の比較

(1) 製造業



(2) 非製造業



(3) 全産業

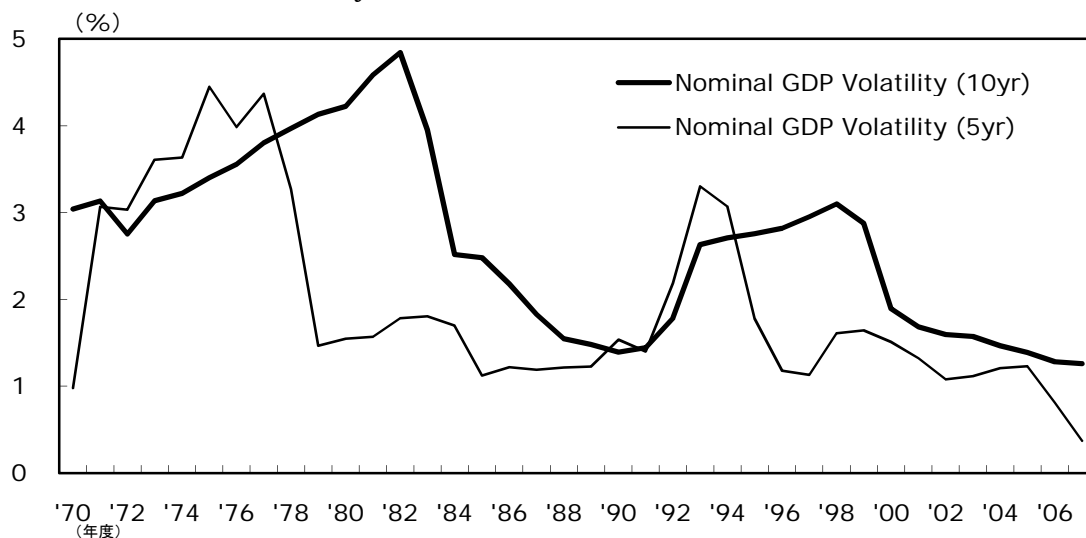


(注) 企業財務データバンクの1人当たり人件費は、売上原価中の労務費および販管費中の役員報酬・従業員給与手当・賞与引当金繰入・福利厚生費・退職給与引当金繰入・退職金の合計額を期末従業員数で除したものの。

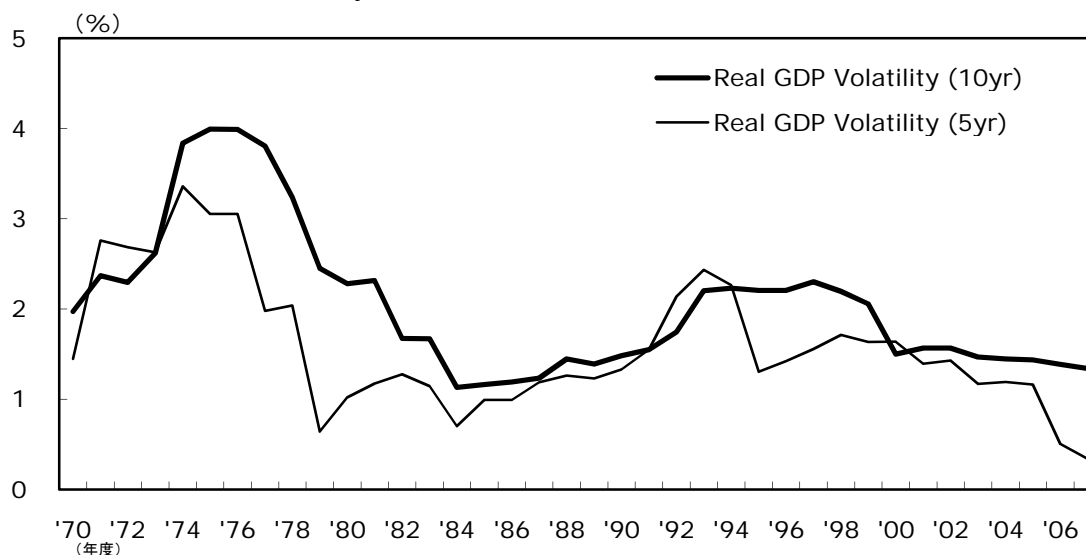
(資料) 日本政策投資銀行「企業財務データバンク」、厚生労働省「毎月勤労統計調査」

Aggregate Volatility : GDPおよびIIPの成長率

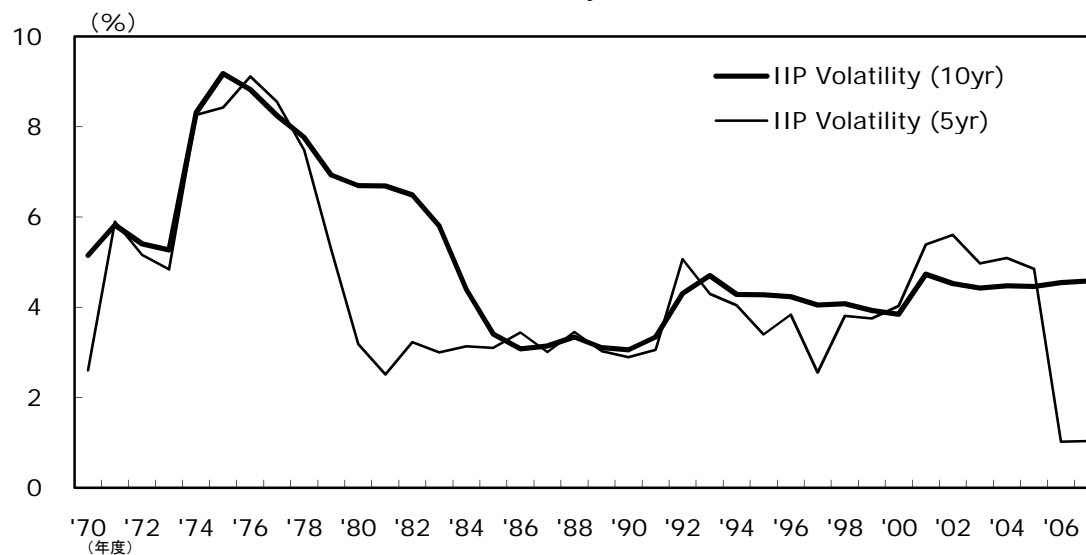
(1) 名目GDP成長率のVolatility



(2) 実質GDP成長率のVolatility



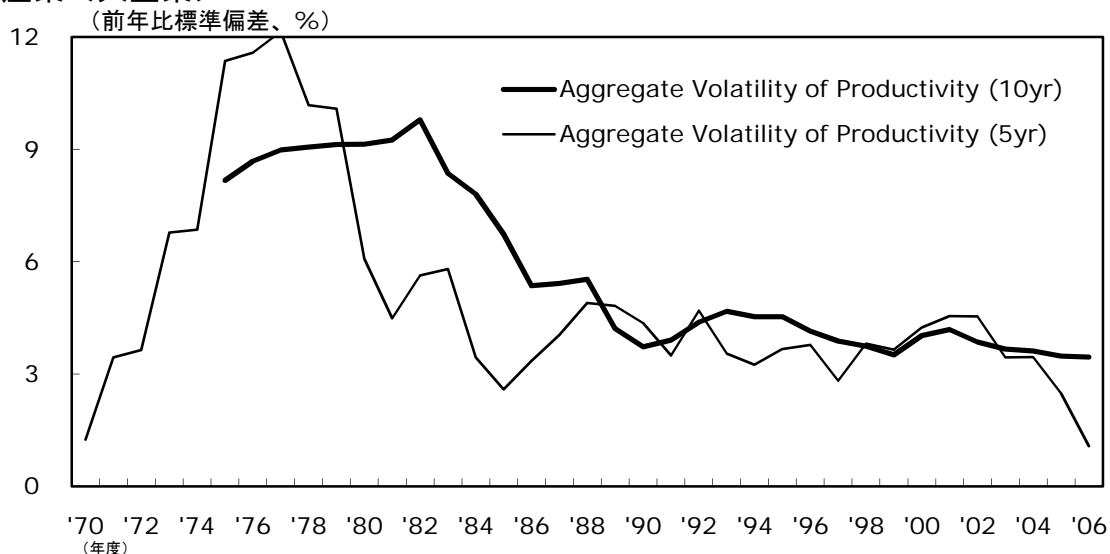
(3) IIP (付加価値ウェイト) 成長率のVolatility



(資料) 内閣府「国民経済計算」、経済産業省「鉱工業指数」

Aggregate Volatility : 法人企業統計年報・大企業1人当たり生産性

(1) 全産業<大企業>



(2) 製造業<大企業>



(3) 非製造業<大企業>



(注) 資本金10億円以上。1人当たり生産性は付加価値額(営業損益+人件費+減価償却費)を従業員数で除したもの。
(資料) 財務省「法人企業統計調査」

Firm-level Volatility : 計算方法

(1) Firm-level Volatility

$$FV_{i,t} \equiv \sqrt{\frac{1}{n} \sum_{s=0}^{n-1} (x_{i,t-s} - \bar{x}_{i,t})^2} \quad \text{where} \quad \bar{x}_{i,t} = \frac{1}{n} \sum_{s=0}^{n-1} x_{i,t-s}$$

$x_{i,t}$ は*i*企業の付加価値額（前年比）ないし労働生産性（同）、
 n は移動平均算出期間（ $n = 5$ or 10 ）

(2) 集計方法

① 加重平均 (Weighted Average)

$$\mu_t = \frac{1}{K} \sum_{i=1}^K \varpi_{i,t} FV_{i,t} \quad \text{where} \quad \varpi_{i,t} = \frac{\log X_{i,t}}{\sum_i \log X_{i,t}}$$

K は企業数、 $X_{i,t}$ は*i*企業の付加価値額の水準

② 加重メディアン (Weighted Median)

$$m_t : P(\varpi_{i,t} FV_{i,t} < m) = 0.5 \text{を満たす } m$$

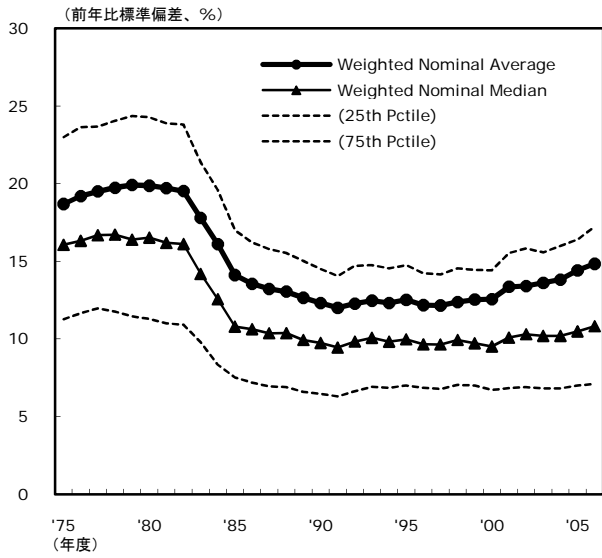
③ 同25%、75%四分位点

$$m_{25Pctile,t} : P(\varpi_{i,t} FV_{i,t} < m) = 0.25 \text{を満たす } m$$

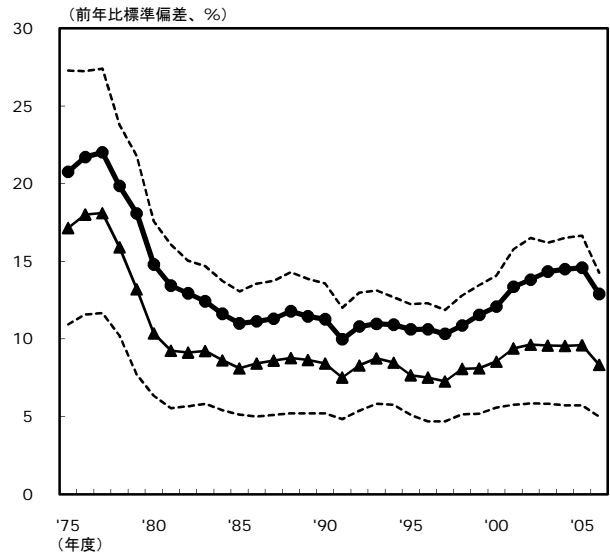
$$m_{75Pctile,t} : P(\varpi_{i,t} FV_{i,t} < m) = 0.75 \text{を満たす } m$$

Firm-level Volatility : 付加価値額 (Unbalanced Panel)

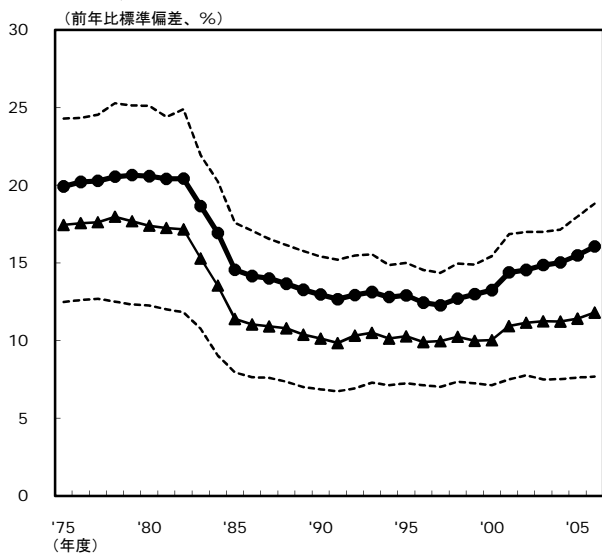
(1-1) 全産業 (10年移動平均)



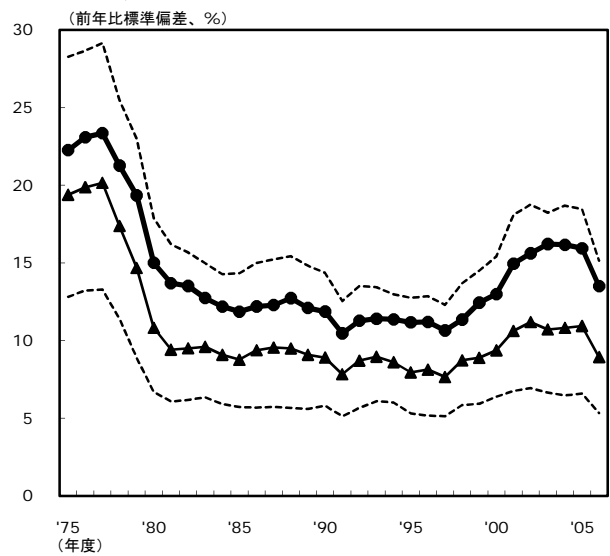
(1-2) 全産業 (5年移動平均)



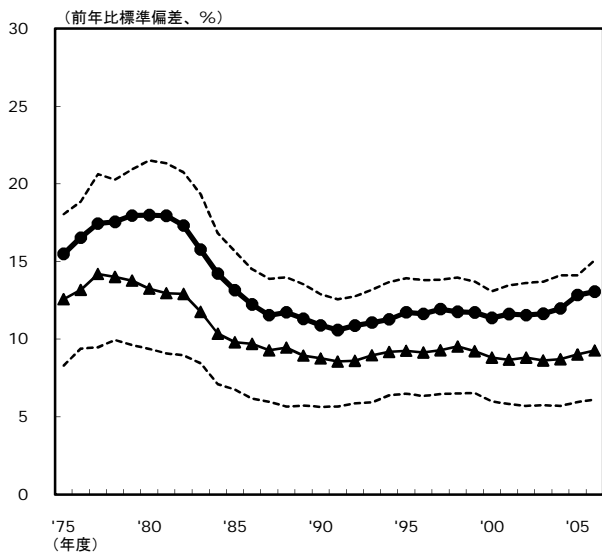
(2-1) 製造業 (同上)



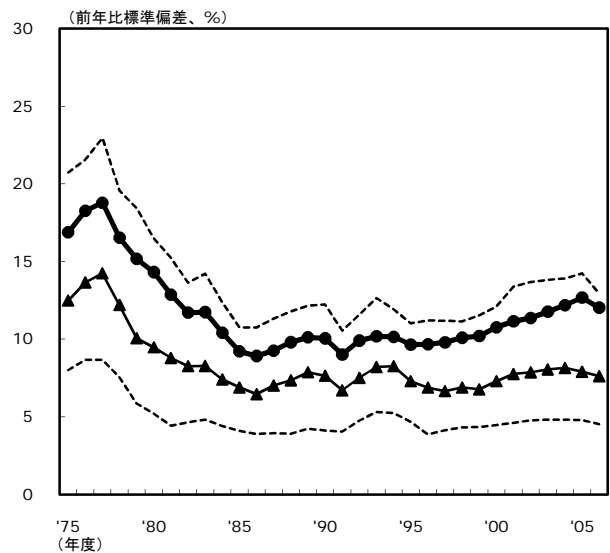
(2-2) 製造業 (同上)



(3-1) 非製造業 (同上)



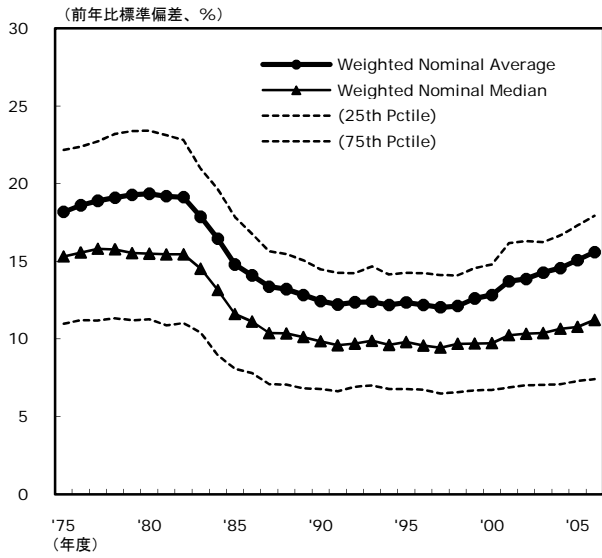
(3-2) 非製造業 (同上)



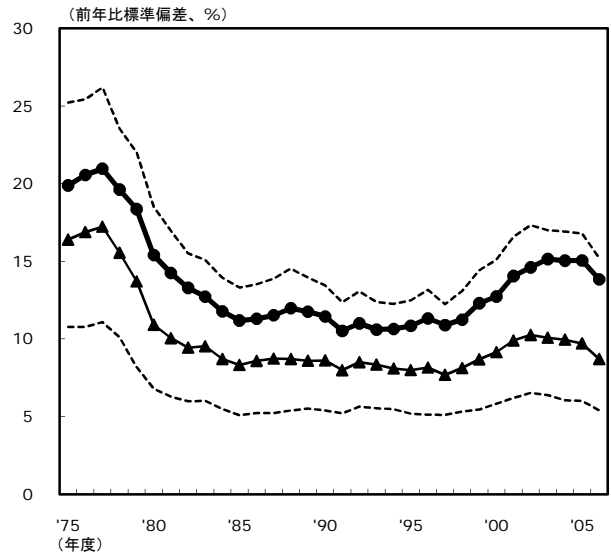
(資料) 日本政策投資銀行「企業財務データバンク」(以下同様)

Firm-level Volatility : 1 人当たり生産性 (Unbalanced Panel)

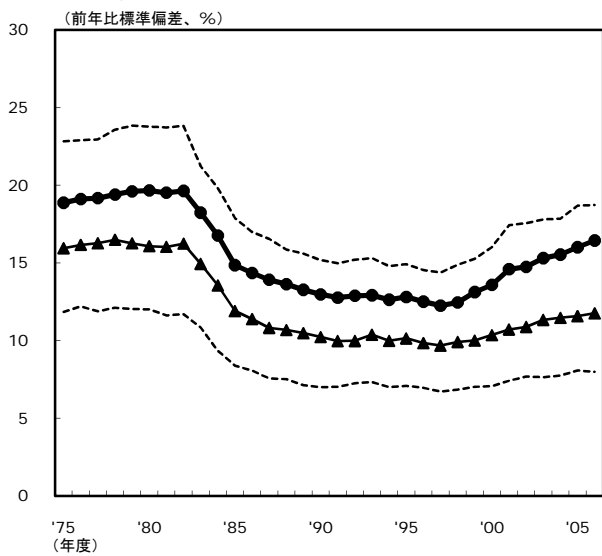
(1-1) 全産業 (10年移動平均)



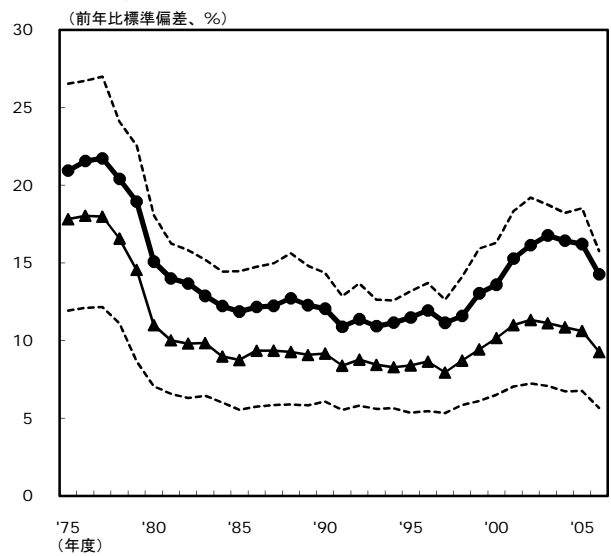
(1-2) 全産業 (5年移動平均)



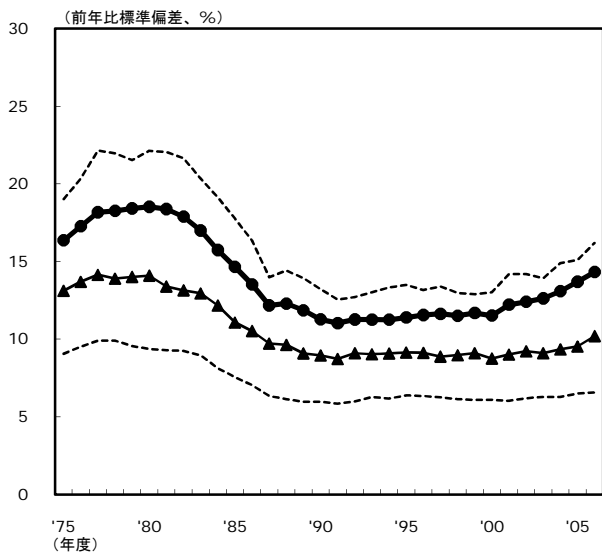
(2-1) 製造業 (同上)



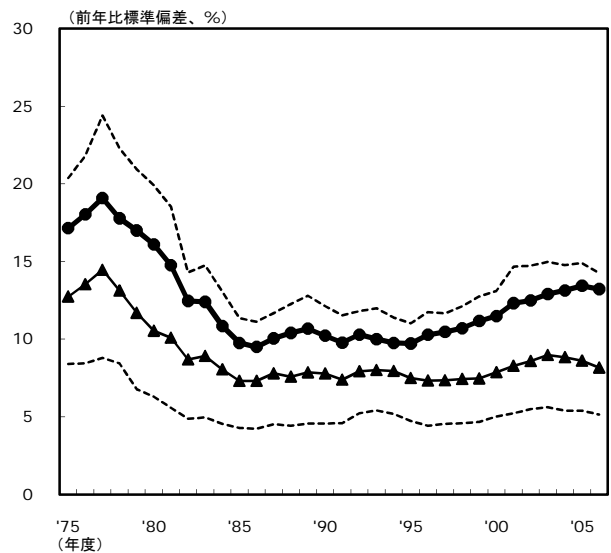
(2-2) 製造業 (同上)



(3-1) 非製造業 (同上)

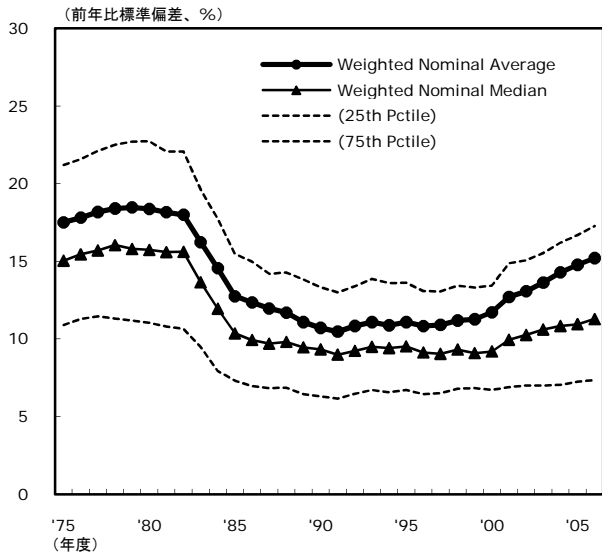


(3-2) 非製造業 (同上)

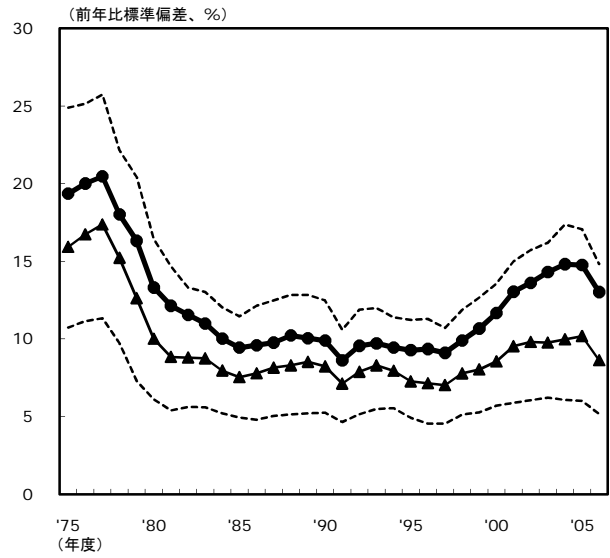


Firm-level Volatility : 付加価値額 (Balanced Panel)

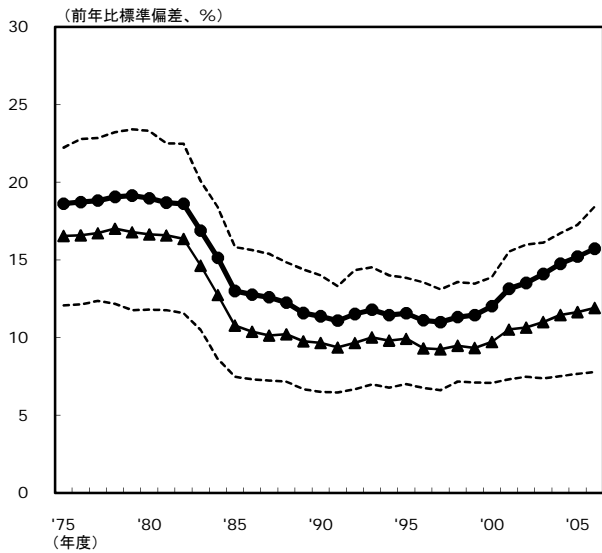
(1-1) 全産業 (10年移動平均)



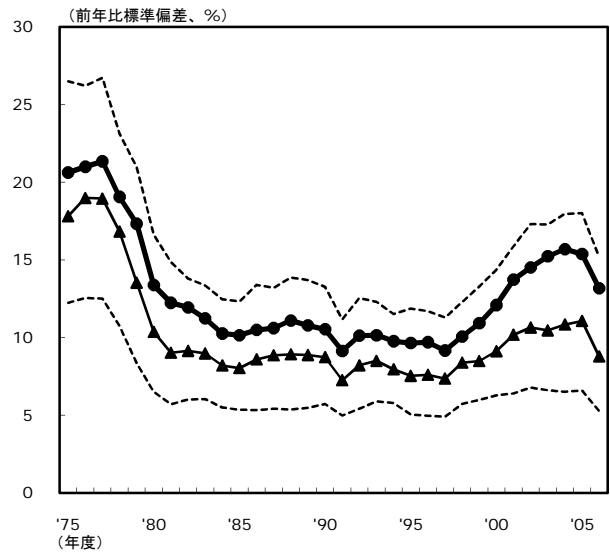
(1-2) 全産業 (5年移動平均)



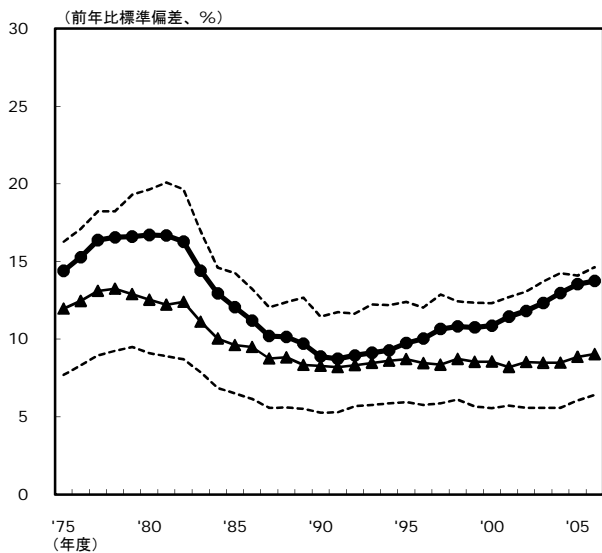
(2-1) 製造業 (同上)



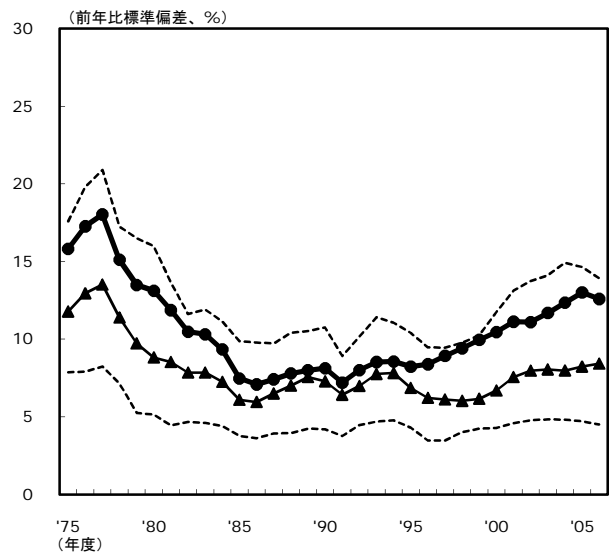
(2-2) 製造業 (同上)



(3-1) 非製造業 (同上)

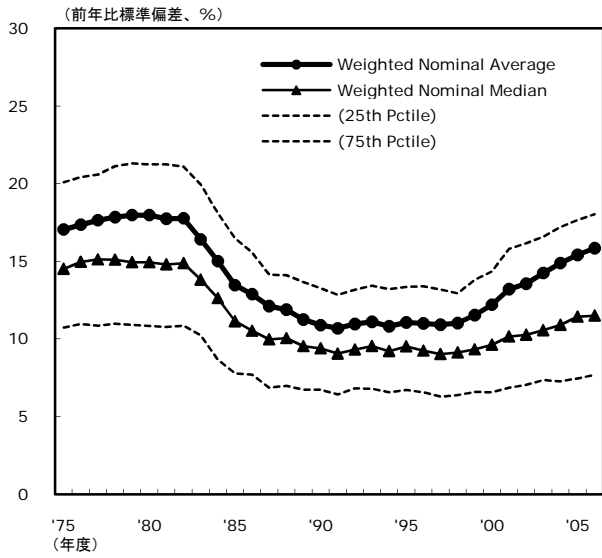


(3-2) 非製造業 (同上)

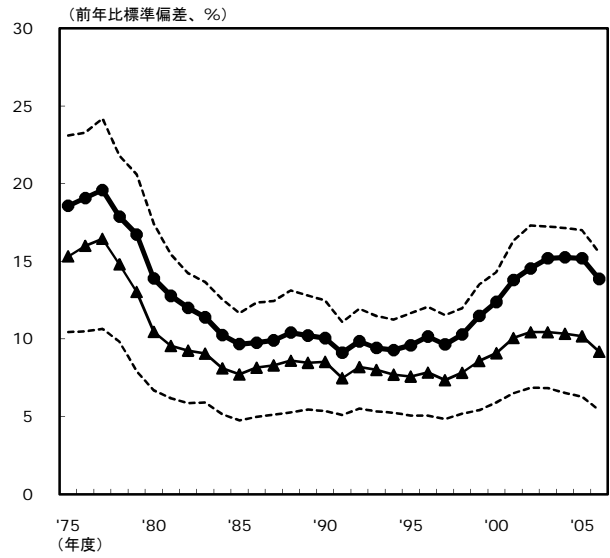


Firm-level Volatility : 1人当たり生産性 (Balanced Panel)

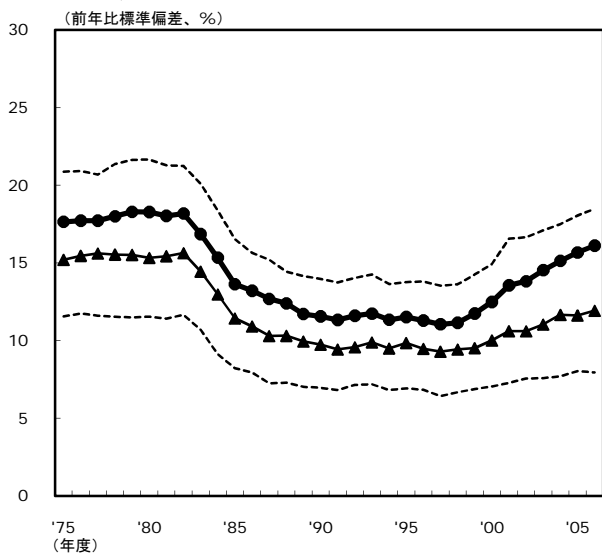
(1-1) 全産業 (10年移動平均)



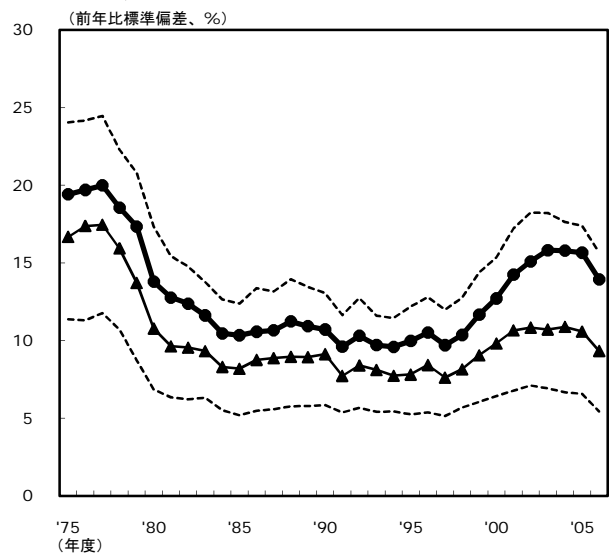
(1-2) 全産業 (5年移動平均)



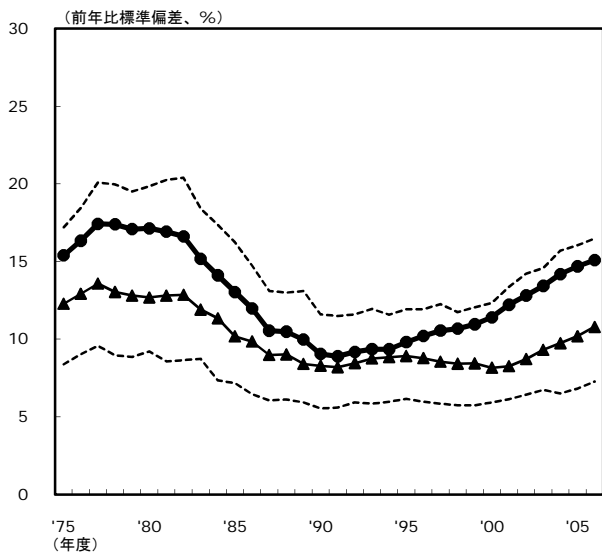
(2-1) 製造業 (同上)



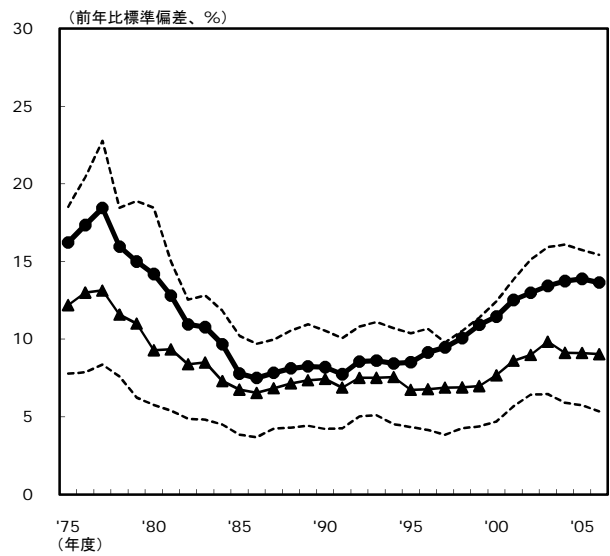
(2-2) 製造業 (同上)



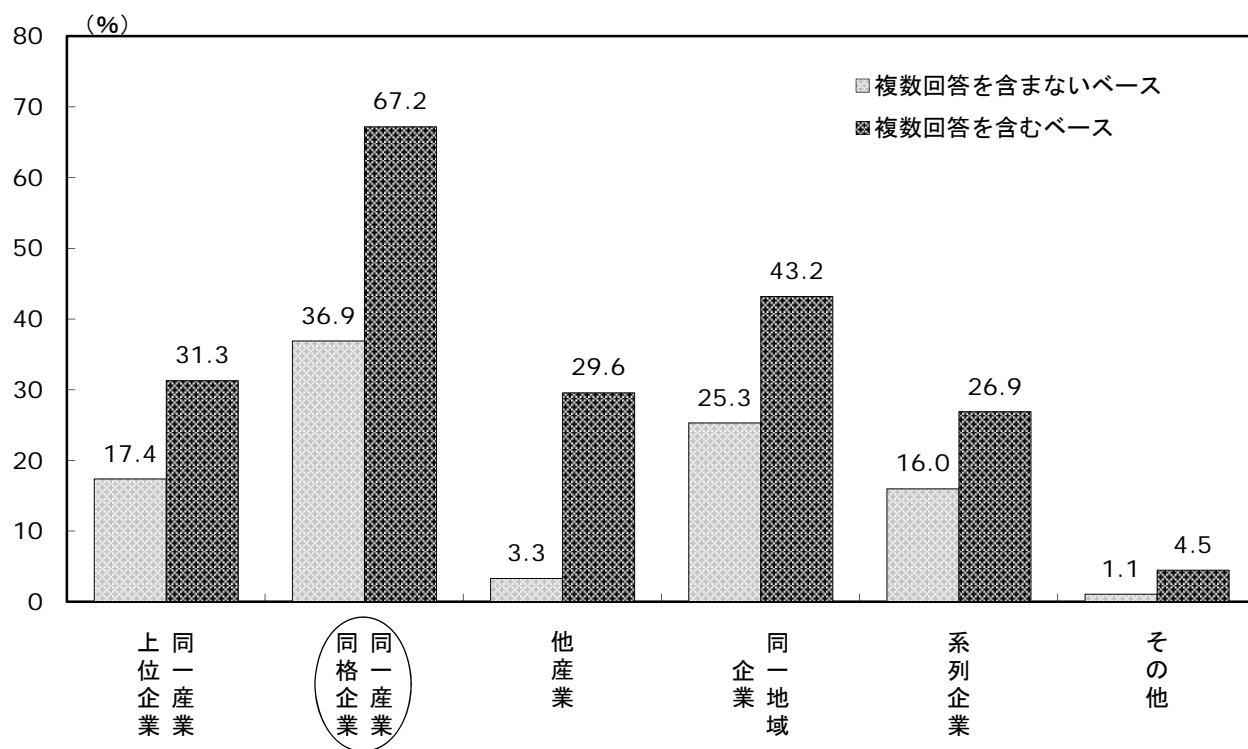
(3-1) 非製造業 (同上)



(3-2) 非製造業 (同上)



「世間相場」を重視した企業が参考にした賃金

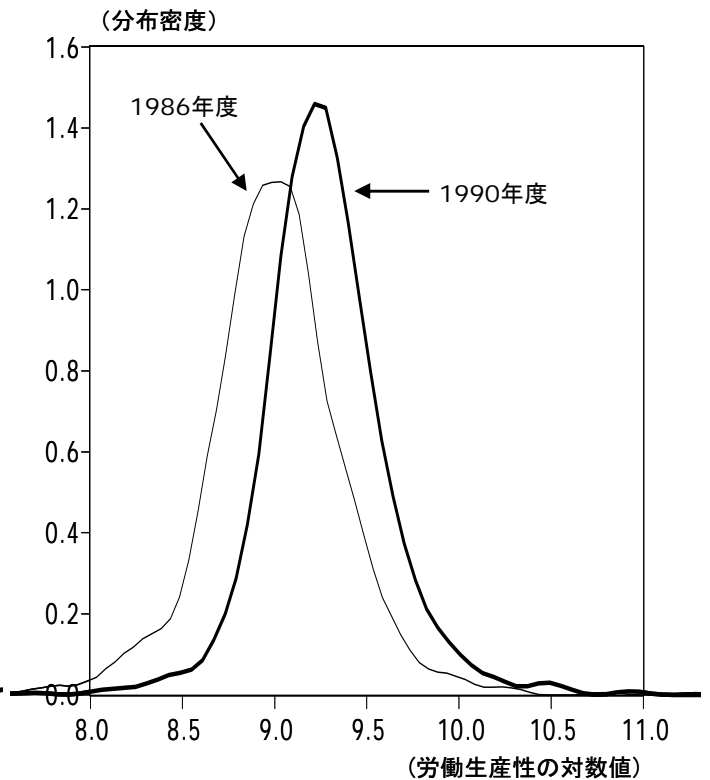
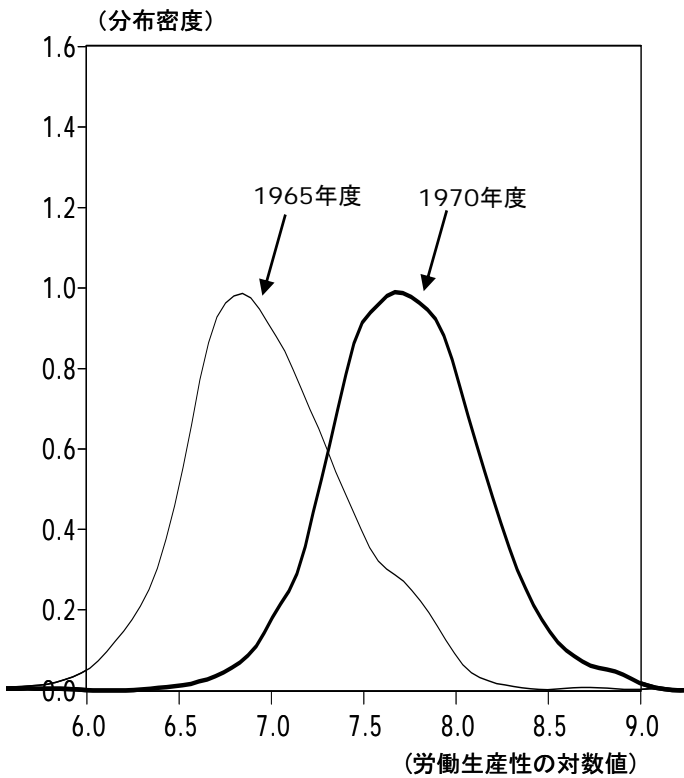


(出所) 厚生労働省「平成19年賃金引上げ等の実態に関する調査」

製造業・労働生産性のカーネル密度関数

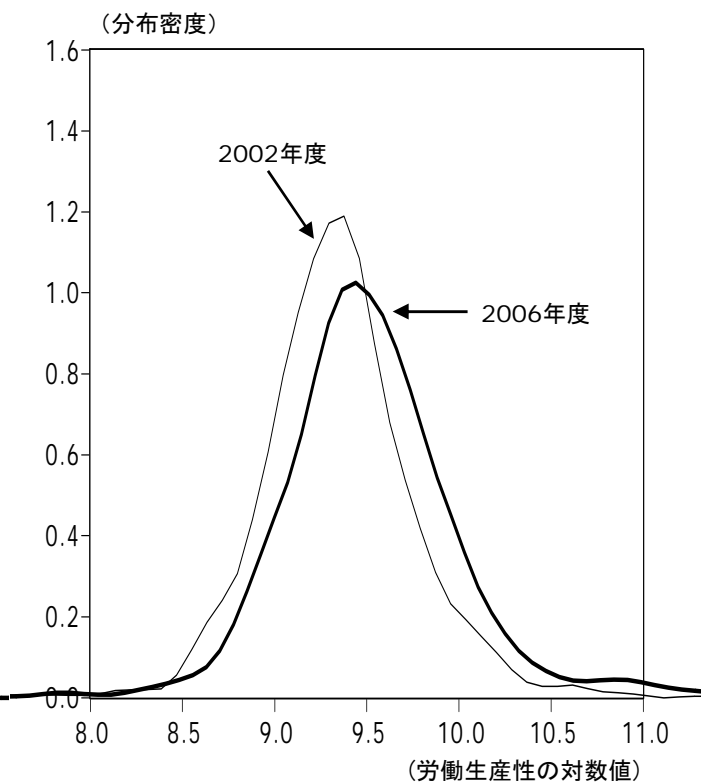
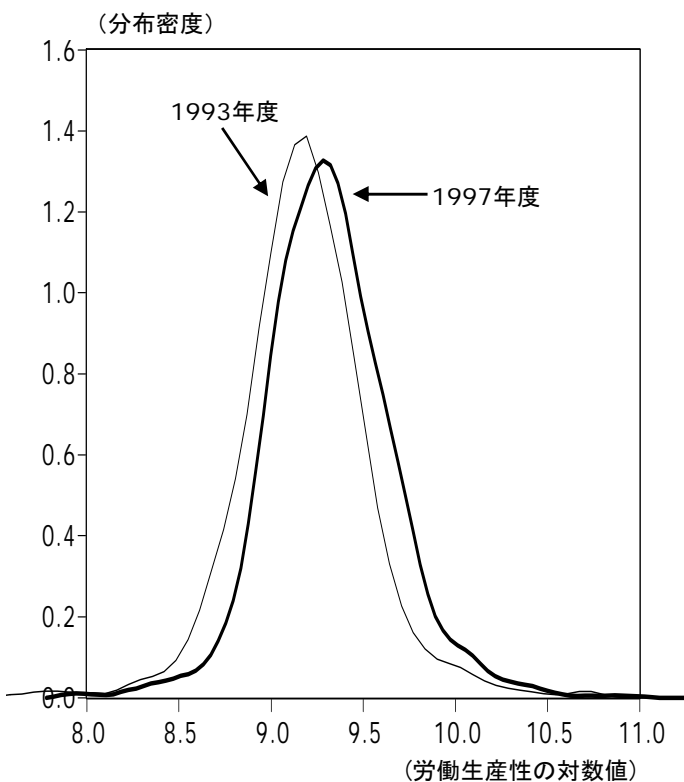
(1) いざなぎ景気 (1965年度→1970年度)

(2) バブル景気 (1986年度→1990年度)



(3) 第12循環 (1993年度→1997年度)

(4) 今次局面 (2002年度→2006年度)

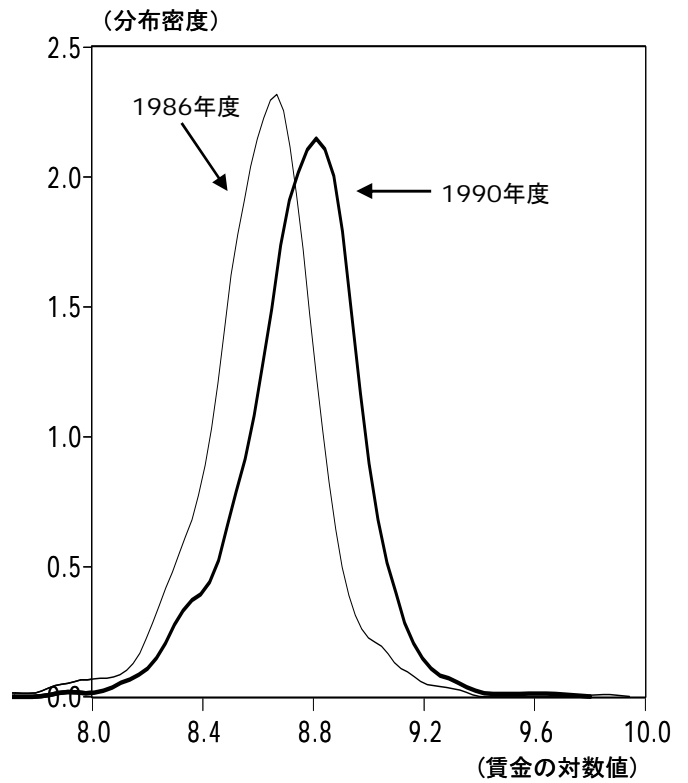
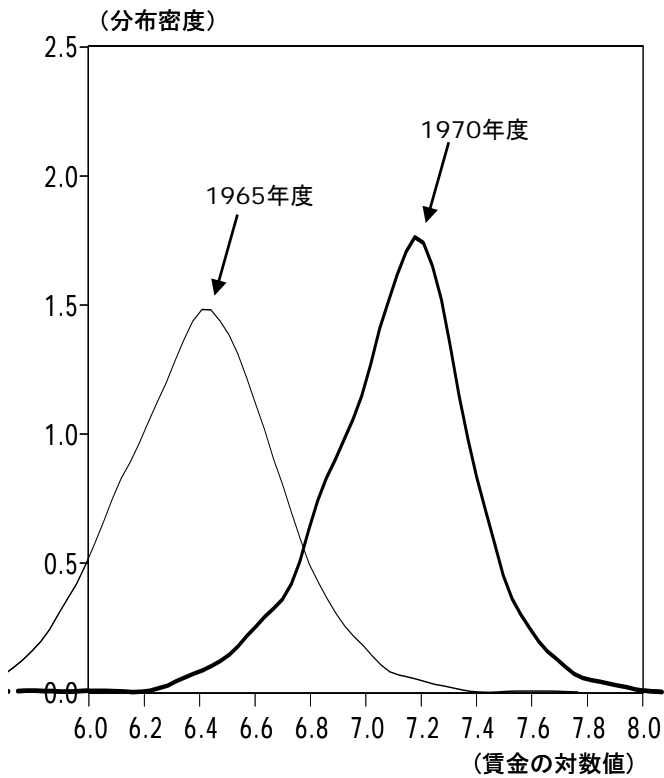


(注) カーネル密度関数とは、度数分布を連続関数で近似したもの。本分析ではEviewsの初期設定に基づき、バンド幅の決定はSilvermanルール、カーネル関数の形状は2次関数型のEpanechnikov型カーネル関数に従うものとした。
(資料) 日本政策投資銀行「企業財務データバンク」(以下同様)

製造業・賃金のカーネル密度関数

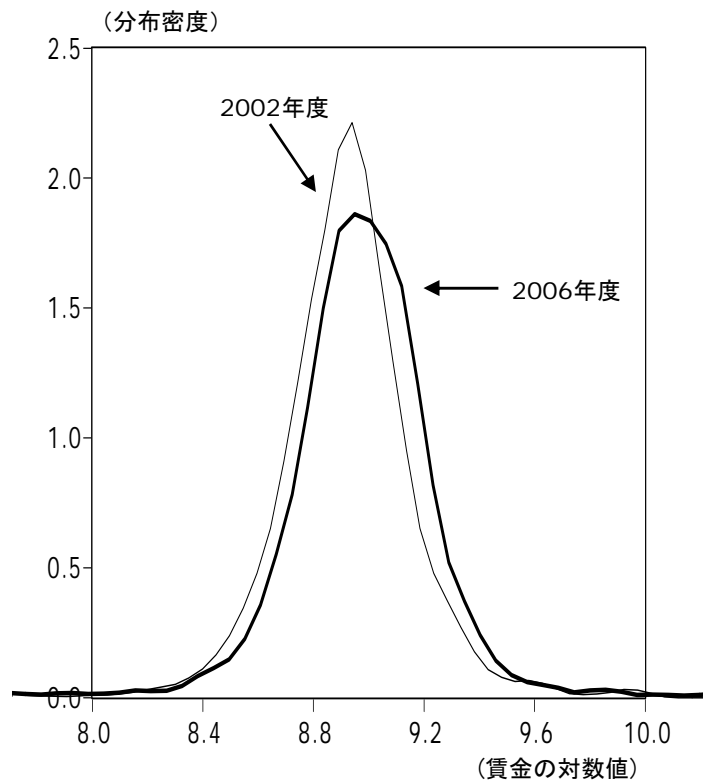
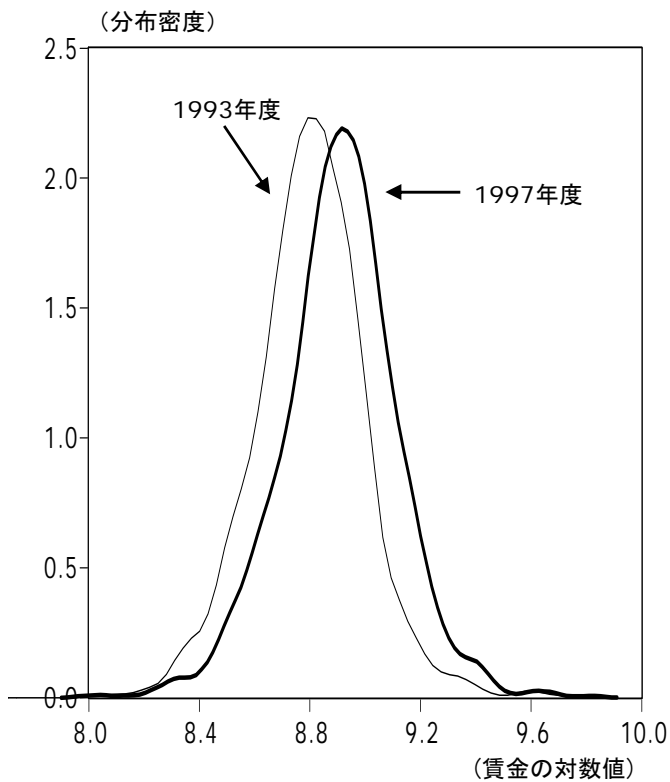
(1) いざなぎ景気 (1965年度→1970年度)

(2) バブル景気 (1986年度→1990年度)



(3) 第12循環 (1993年度→1997年度)

(4) 今次局面 (2002年度→2006年度)



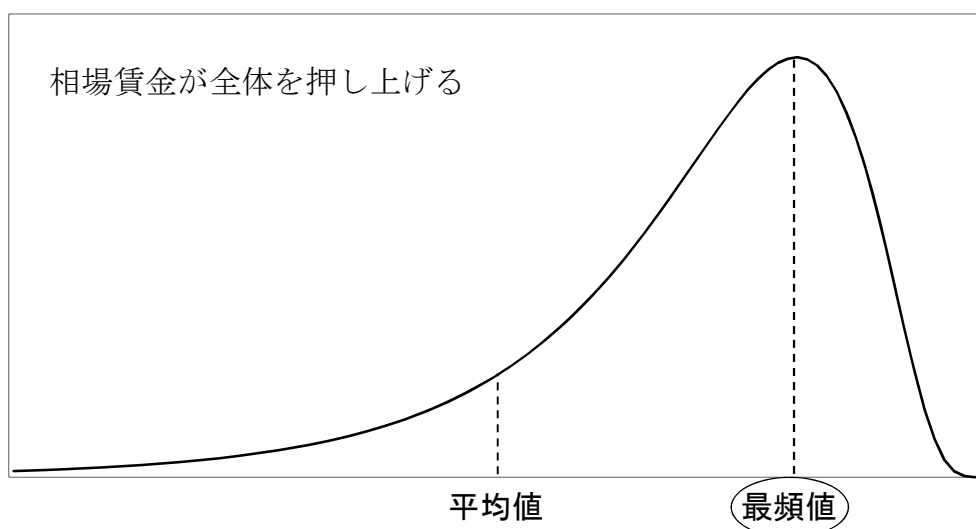
歪度 (3次のモーメント) と分布形

(1) 歪度の定義式

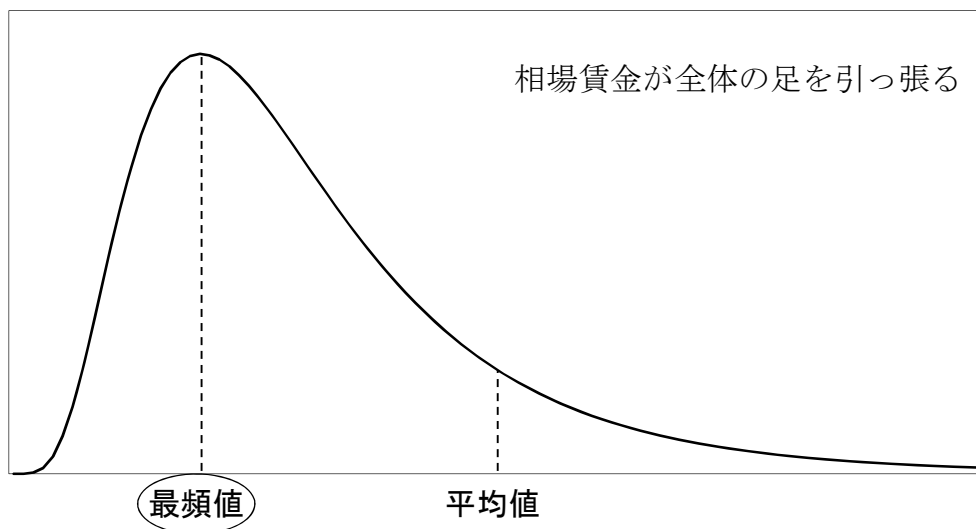
$$s^3 = \frac{\mu_3}{\sigma^3} \quad \text{where } \mu_3 = E(X - \mu)^3$$

μ は平均値、 σ は標準偏差

(2) 歪度が負 ($s^3 < 0$) の場合の分布形

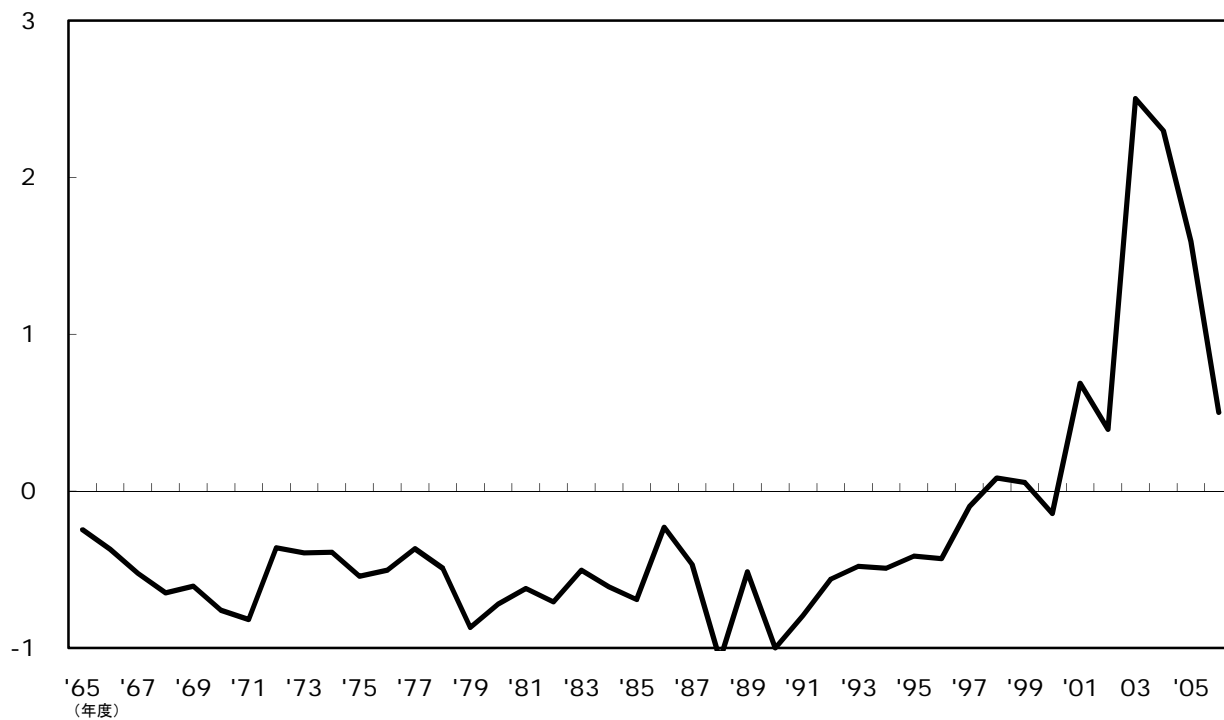


(3) 歪度が正 ($s^3 > 0$) の場合の分布形

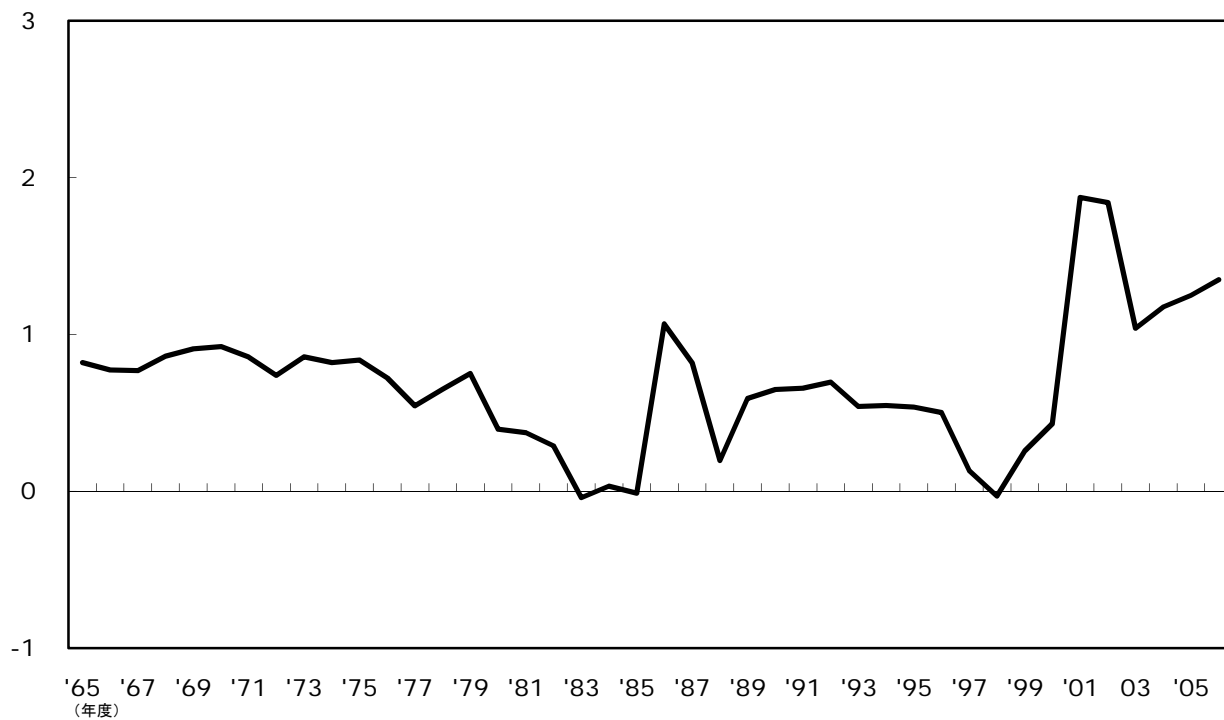


1人当たり賃金の歪度

(1) 製造業



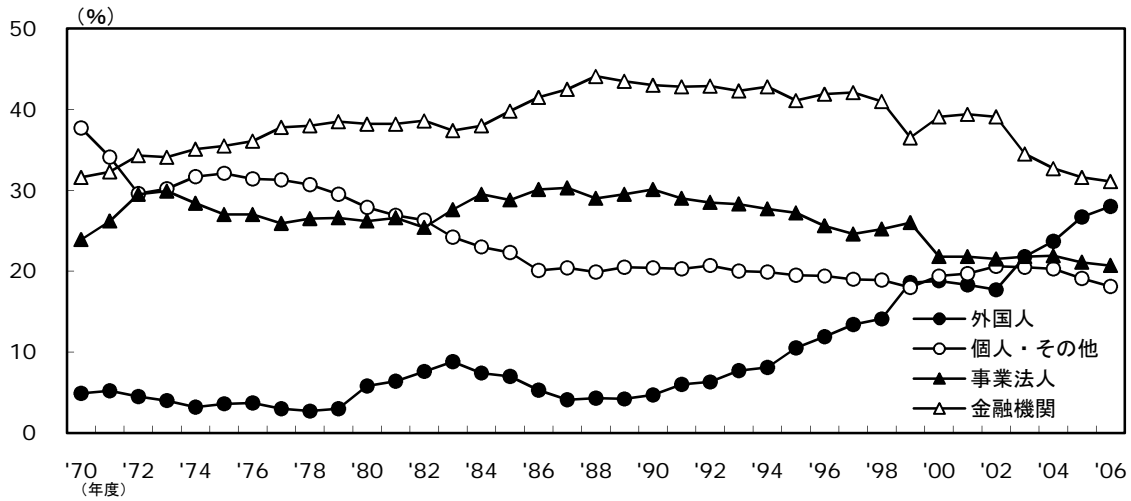
(2) 非製造業



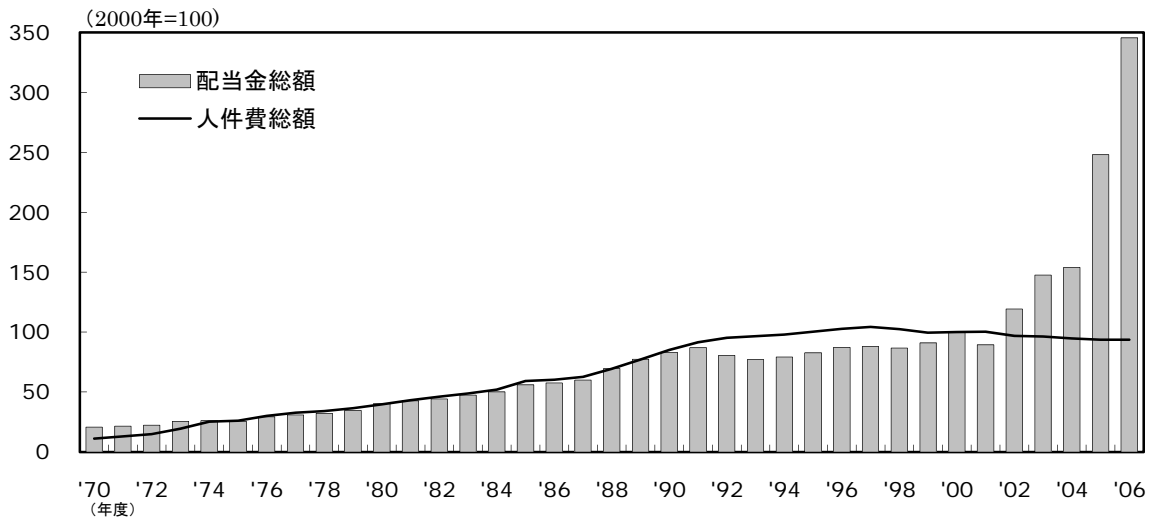
(資料) 日本政策投資銀行「企業財務データバンク」

株主からのガバナンスの強まり

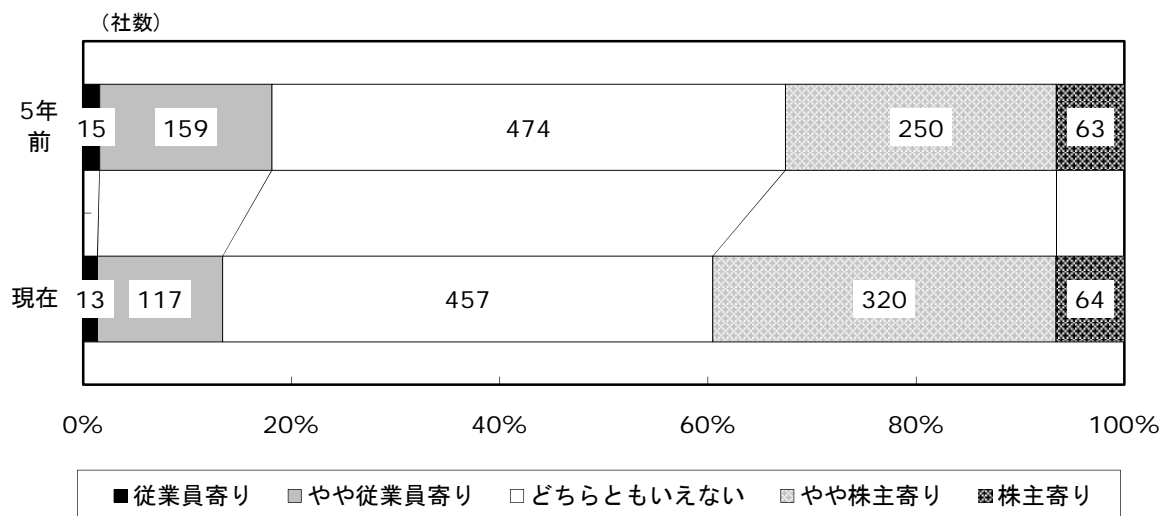
(1) 外国人持株比率 (5証券取引所計)



(2) 配当金総額および人件費総額の推移 (法人企業統計年報・大企業)



(3) 日本企業の「利益に対する考え方」



(注) 従業員寄りは、最大の利益を計上するよりも従業員の給与・賃金を確保することを優先。
株主寄りは、人件費も他の経費と同様にできるだけ抑え、なるべく利益を計上し、株主への配当を優先。

(出所) 東京証券取引所「株主分布状況調査」、財務省「法人企業統計調査」、
内閣府「平成19年度 年次経済財政報告」、同「企業の新しい成長戦略に関するアンケート」

労働分配率の回帰分析：固定効果推計 (Unbalanced Panel)

(1) 回帰式

$$\log W_{i,j,t} - \log A_{i,j,t} = C + \alpha \cdot \text{volatility}_{i,j,t-1} + \beta \cdot \text{skew}_{t-1} \\ + \gamma \cdot d \text{ foreign}_{i,j,t} + \delta \cdot D_{j,t-1} + f_{i,j} + e_{i,j,t}$$

i : 企業インデックス

j : 産業インデックス

W : 1人当たり賃金

A : 1人当たり名目生産性

volatility : 1人当たり名目生産性・前年比の10年ローリング標準偏差 (1期ラグ)

skew : 1人当たり賃金の分布の歪度<製造業・非製造業別> (1期ラグ)

$d \text{ foreign}$: 外国人持株比率 (前期差)

D : 産業別・業況判断DI (1期ラグ)

f : 企業固有の固定効果

(2) 回帰分析結果

	全産業			製造業		
	全期間 (’75-’06)	期間前半 (’75-’90)	期間後半 (’91-’06)	全期間 (’75-’06)	期間前半 (’75-’90)	期間後半 (’91-’06)
定数項	-0.4283 *** (-249.82)	-0.4236 *** (-127.97)	-0.3953 *** (-172.78)	-0.4252 *** (-180.54)	-0.4223 *** (-66.26)	-0.3884 *** (-122.97)
Firm-level Volatility (1期ラグ)	-0.0807 *** (-16.32)	-0.0914 *** (-10.53)	-0.2250 *** (-31.31)	-0.0634 *** (-9.63)	-0.0876 *** (-7.45)	-0.2066 *** (-20.71)
賃金分布の歪度 (1期ラグ)	-0.0177 *** (-13.14)	-0.0322 *** (-6.39)	-0.0140 *** (-9.19)	-0.0187 *** (-12.43)	-0.0304 *** (-3.64)	-0.0170 *** (-9.93)
外国人持株比率 (前期差)	-0.2763 *** (-9.10)	-0.2374 *** (-5.55)	-0.2742 *** (-7.39)	-0.3007 *** (-7.81)	-0.2591 *** (-4.98)	-0.2815 *** (-5.74)
業況判断DI (1期ラグ)	-0.1482 *** (-45.43)	-0.1393 *** (-31.20)	-0.1415 *** (-30.85)	-0.1530 *** (-38.57)	-0.1429 *** (-26.50)	-0.1495 *** (-25.83)
Adjusted R ²	0.6539	0.7083	0.7120	0.5213	0.5757	0.6078
S.E.	0.2321	0.1915	0.2254	0.2355	0.1975	0.2298
Observations	60,143	24,630	35,513	37,531	16,511	21,020

(注) 括弧内はt値、***は1%水準で有意を表す。

労働分配率の回帰分析：固定効果推計 (Balanced Panel)

(1) 回帰式

$$\log W_{i,j,t} - \log A_{i,j,t} = C + \alpha \cdot \text{volatility}_{i,j,t-1} + \beta \cdot \text{skew}_{t-1} \\ + \gamma \cdot d \text{ foreign}_{i,j,t} + \delta \cdot D_{j,t-1} + f_{i,j} + e_{i,j,t}$$

i : 企業インデックス

j : 産業インデックス

W : 1人当たり賃金

A : 1人当たり名目生産性

volatility : 1人当たり名目生産性・前年比の10年ローリング標準偏差 (1期ラグ)

skew : 1人当たり賃金の分布の歪度<製造業・非製造業別> (1期ラグ)

$d \text{ foreign}$: 外国人持株比率 (前期差)

D : 産業別・業況判断DI (1期ラグ)

f : 企業固有の固定効果

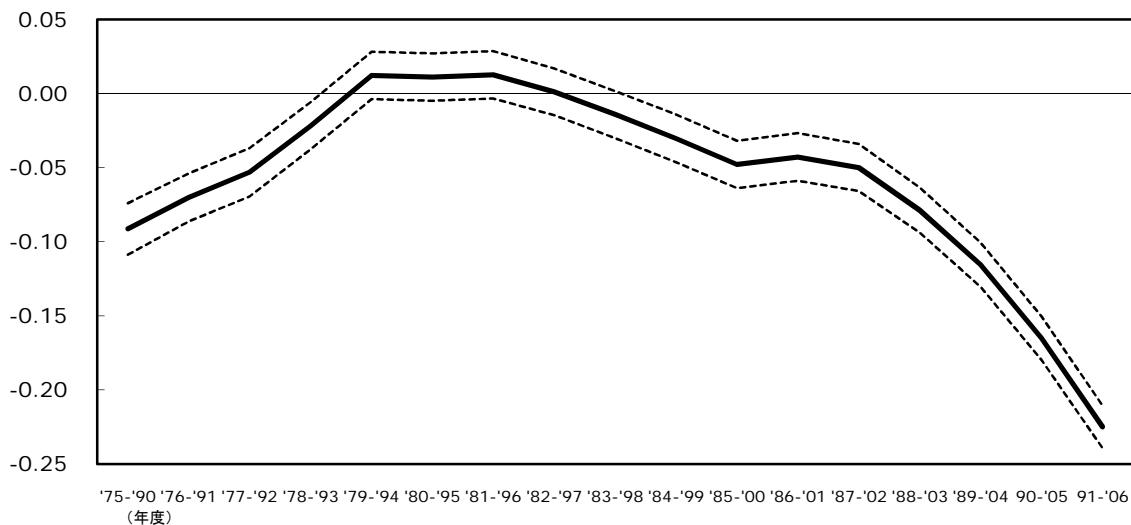
(2) 回帰分析結果

	全産業			製造業		
	全期間 (’75-’06)	期間前半 (’75-’90)	期間後半 (’91-’06)	全期間 (’75-’06)	期間前半 (’75-’90)	期間後半 (’91-’06)
定数項	-0.4636 *** (-206.28)	-0.4562 *** (-121.23)	-0.4235 *** (-122.22)	-0.4507 *** (-166.71)	-0.4415 *** (-66.60)	-0.4171 *** (-102.72)
Firm-level Volatility (1期ラグ)	-0.0060 (-0.84)	-0.0309 *** (-2.93)	-0.1816 *** (-13.98)	0.0116 (1.35)	-0.0526 *** (-3.67)	-0.0947 *** (-6.25)
賃金分布の歪度 (1期ラグ)	-0.0289 *** (-18.37)	-0.0251 *** (-4.51)	-0.0287 *** (-15.21)	-0.0247 *** (-15.21)	-0.0267 *** (-3.08)	-0.0284 *** (-14.71)
外国人持株比率 (前期差)	-0.2872 *** (-6.82)	-0.2930 *** (-6.33)	-0.1954 *** (-3.36)	-0.2829 *** (-6.29)	-0.2858 *** (-5.45)	-0.2044 *** (-3.29)
業況判断DI (1期ラグ)	-0.1224 *** (-30.16)	-0.1167 *** (-25.01)	-0.1301 *** (-21.25)	-0.1254 *** (-28.17)	-0.1175 *** (-21.24)	-0.1249 *** (-18.47)
Adjusted R ²	0.6780	0.7698	0.7394	0.5672	0.6492	0.6547
S.E.	0.1935	0.1440	0.1916	0.1901	0.1510	0.1865
Observations	26,102	12,632	13,470	19,227	9,302	9,925

(注) 括弧内はt値、***は1%水準で有意を表す。

15年ローリング推計でみた係数の推移 (Unbalanced Panel)

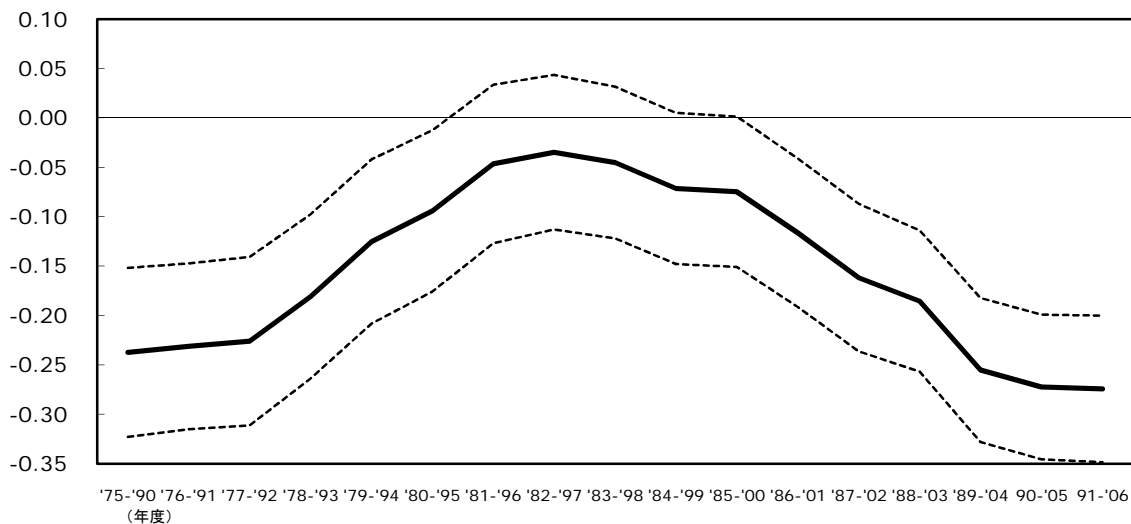
(1) Firm-level Volatility



(2) 賃金分布の歪度



(3) 外国人持株比率

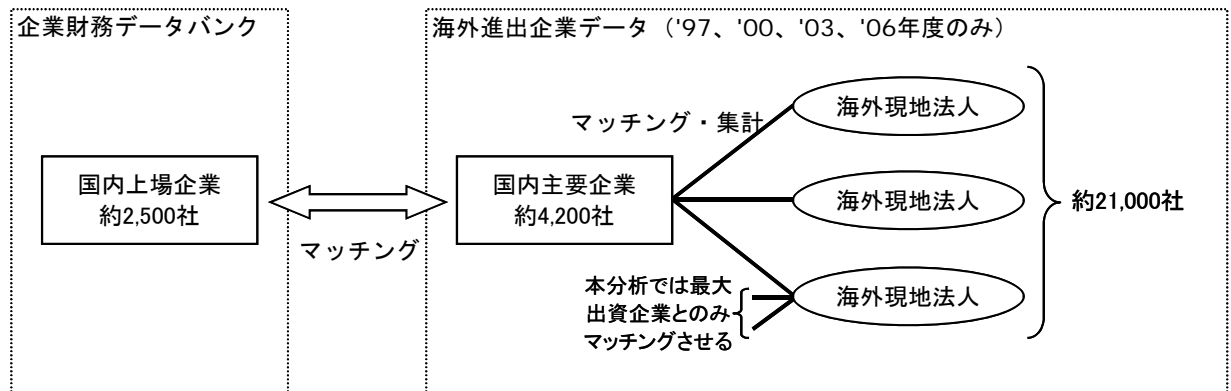


(注) 点線は±2標準偏差

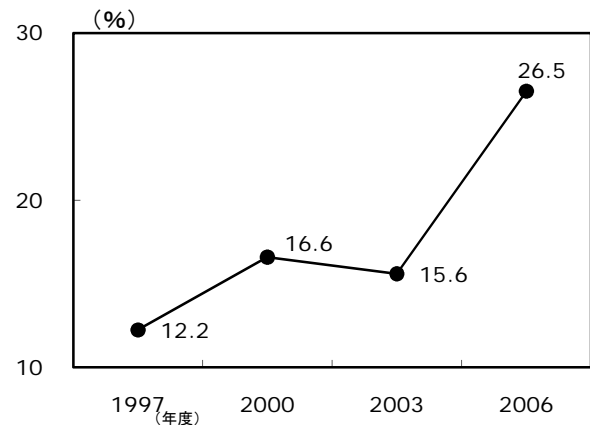
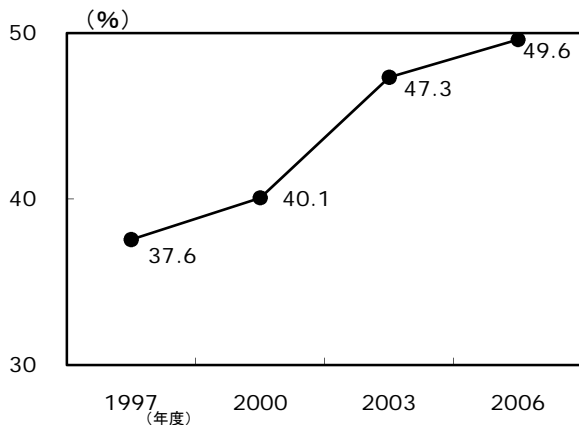
海外パネルデータセット

(1) 「海外進出企業データ」の解説

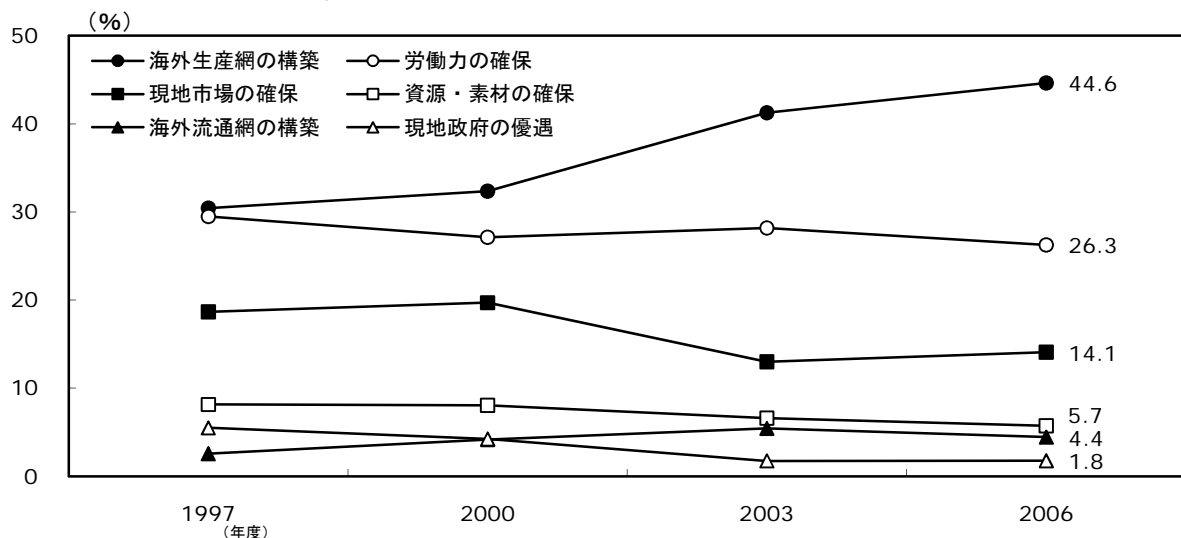
東洋経済新報社「海外進出企業データ」は、現地法人約21,000社と日本側出資企業約4,200社の回答に基づくアンケート結果。本分析では、企業財務データバンクの収録企業とマッチングできた製造業1,149社および現地法人14,728社のデータを用いる。



(2-1) 現地法人従業員数／(親会社従業員数＋現地法人従業員数) (2-2) 現地法人売上高／(親会社売上高＋現地法人売上高)



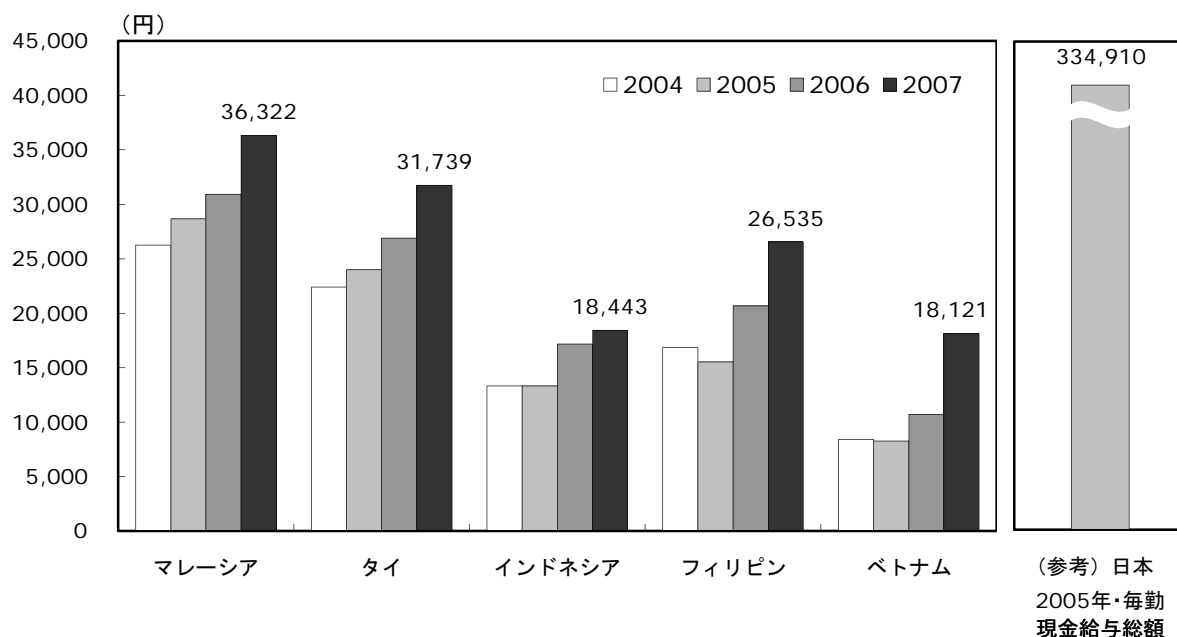
(3) 現地法人への投資目的構成比 (上位6項目)



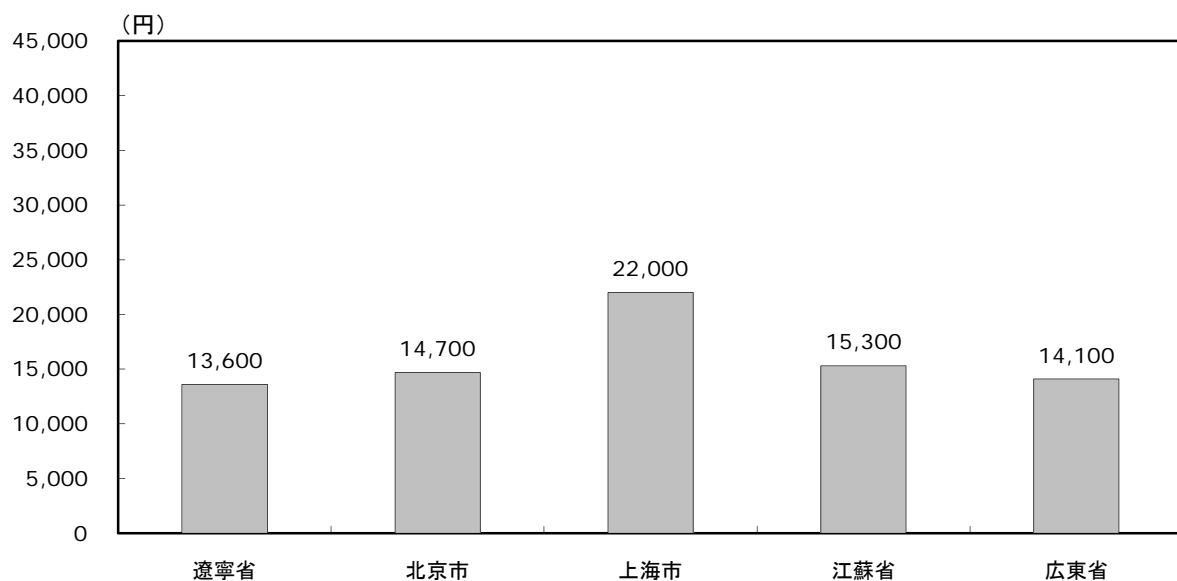
(資料) 東洋経済新報社「海外進出企業データ」、日本政策投資銀行「企業財務データバンク」

労働者の平均月給

(1) ASEAN諸国における現地法人労働者の平均月給<2004~2007年>



(2) 中国における現地法人労働者の平均月給<2003年>



(注) 日本の平均月給は、毎月勤労統計調査の基準年である2005年の現金給与総額(5人以上、一般パート計)
(資料) 中小企業金融公庫「アセアン進出企業の現地法人実態調査」、同「中国進出企業の実態調査」、厚生労働省「毎月勤労統計調査」

海外現地法人が親会社の労働分配率に与える影響：OLS推計

(1) 回帰式

$$\log W_{i,j,t} - \log A_{i,j,t} = C + \alpha \cdot \text{volatility}_{i,j,t-1} + \beta \cdot \text{foreign}_{i,j,t} + \gamma \cdot \text{employment ratio}_{i,j,t} + e_{i,j,t}$$

i : 企業インデックス

j : 産業インデックス

W : 1人当たり賃金

A : 1人当たり名目生産性

volatility : 1人当たり名目生産性・前年比の10年ローリング標準偏差 (1期ラグ)

foreign : 外国人持株比率

employment ratio : 現地従業員比率 < 現地法人従業員数 ÷ (親会社従業員数 + 現地法人従業員数) >

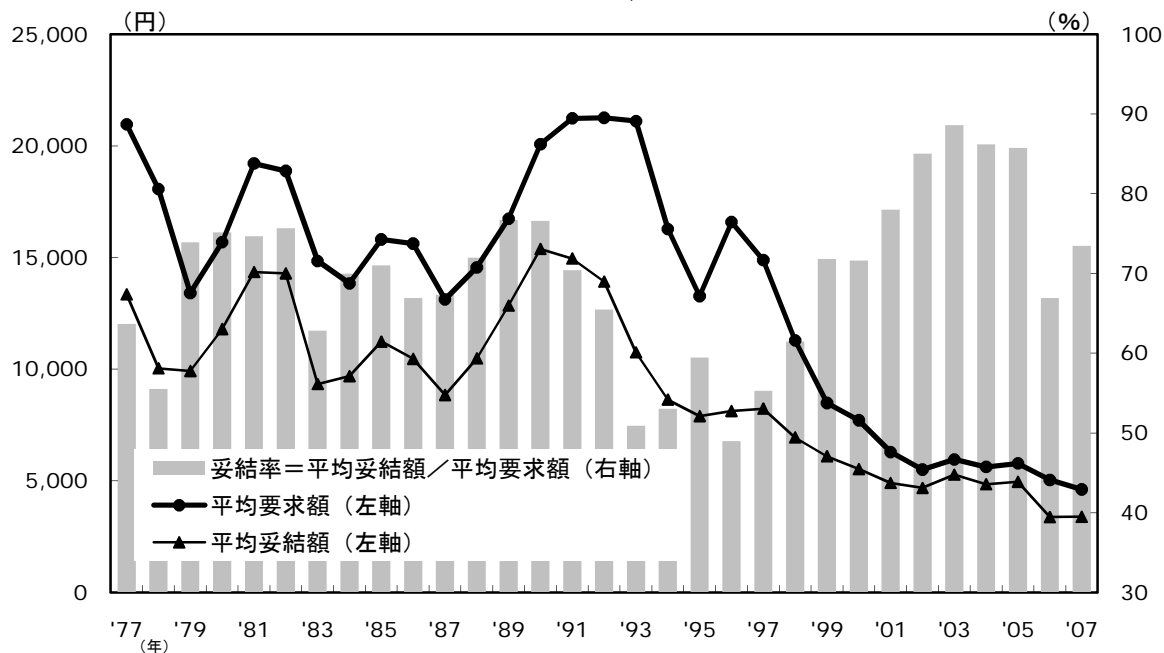
(2) 回帰分析結果

	1997年	2000年	2003年	2006年
説明変数				
Firm-level Volatility	-0.0867 (-2.61) ***	-0.1356 (-3.26) ***	-0.1308 (-4.07) ***	-0.2718 (-8.76) ***
外国人持株比率	-0.9003 (-10.49) ***	-1.0109 (-10.86) ***	-0.9352 (-10.52) ***	-1.5016 (-14.22) ***
現地従業員比率	-0.1303 (-3.77) ***	-0.1046 (-2.67) ***	-0.0687 (-1.80) *	-0.0860 (-1.89) *
産業ダミー				
食料品	-0.3924 (-14.90) ***	-0.4407 (-13.69) ***	-0.4570 (-13.64) ***	-0.3571 (-8.46) ***
繊維品	-0.2321 (-6.32) ***	-0.1982 (-4.40) ***	-0.3829 (-7.93) ***	-0.2902 (-4.81) ***
木材・木製品	-0.1935 (-2.06) **	-0.2806 (-2.47) **	-0.2194 (-1.80) *	-0.0927 (-0.63)
紙・パルプ	-0.4589 (-9.28) ***	-0.5049 (-8.06) ***	-0.4393 (-6.25) ***	-0.3725 (-4.29) ***
化学工業	-0.4725 (-21.15) ***	-0.5159 (-18.93) ***	-0.4863 (-17.43) ***	-0.4397 (-12.31) ***
石油精製	-0.4358 (-4.22) ***	-0.7555 (-5.82) ***	-0.5578 (-3.95) ***	-0.6801 (-3.99) ***
窯業・土石製品	-0.3316 (-9.48) ***	-0.3502 (-8.14) ***	-0.3281 (-7.29) ***	-0.2890 (-5.16) ***
鉄鋼	-0.3064 (-7.98) ***	-0.4637 (-9.85) ***	-0.4950 (-10.05) ***	-0.6221 (-10.12) ***
非鉄金属	-0.3228 (-7.35) ***	-0.4053 (-7.28) ***	-0.3828 (-6.48) ***	-0.3732 (-5.08) ***
金属製品	-0.2560 (-8.14) ***	-0.2837 (-7.21) ***	-0.2771 (-6.81) ***	-0.0831 (-1.59)
一般機械	-0.2625 (-11.29) ***	-0.2288 (-7.86) ***	-0.2215 (-7.41) ***	-0.1866 (-5.08) ***
電気機械器具	-0.2893 (-12.30) ***	-0.3071 (-10.60) ***	-0.2350 (-7.59) ***	-0.1221 (-3.26) ***
輸送用機械器具	-0.2193 (-8.26) ***	-0.2124 (-6.49) ***	-0.2313 (-6.69) ***	-0.1366 (-3.07) ***
精密機械器具	-0.2963 (-6.87) ***	-0.2459 (-4.62) ***	-0.3003 (-5.42) ***	-0.1865 (-2.65) ***
その他製造業	-0.3182 (-12.04) ***	-0.3636 (-11.51) ***	-0.3689 (-11.16) ***	-0.2677 (-6.40) ***
Adjusted R ²	0.1530	0.1638	0.1517	0.2829
S.E.	0.2804	0.3388	0.3421	0.4131
Observations	1,404	1,382	1,262	1,173

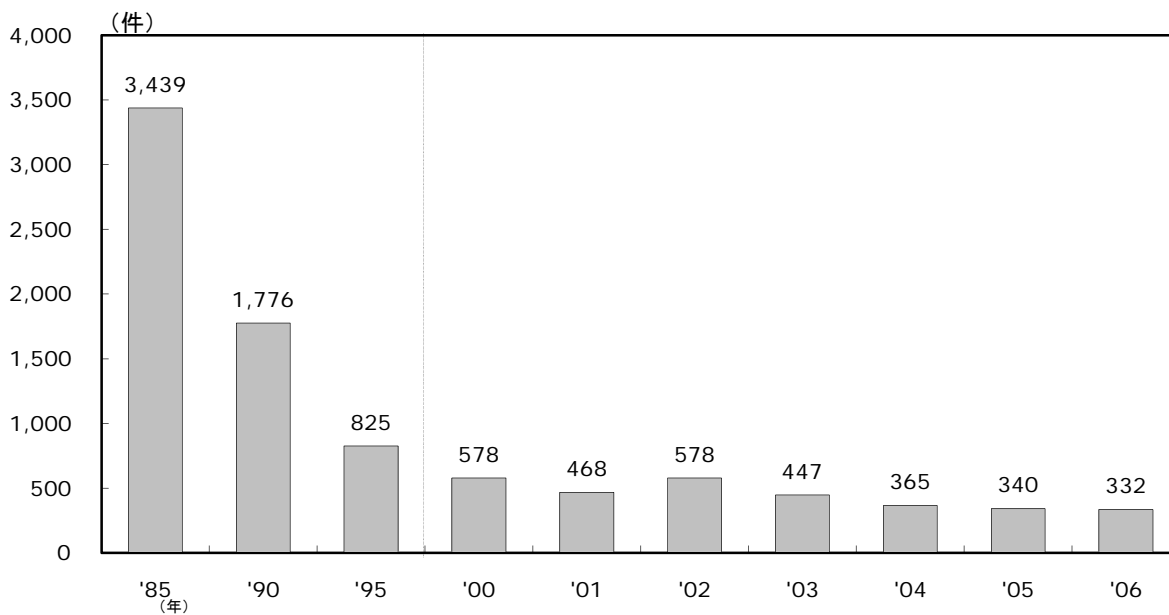
(注) 括弧内はt値、***は1%水準で有意、**は5%水準で有意、*は10%水準で有意を表す。

労働供給面からの賃金抑制圧力

(1) 労働組合からの賃上げ要求状況 (企業規模5,000人以上)



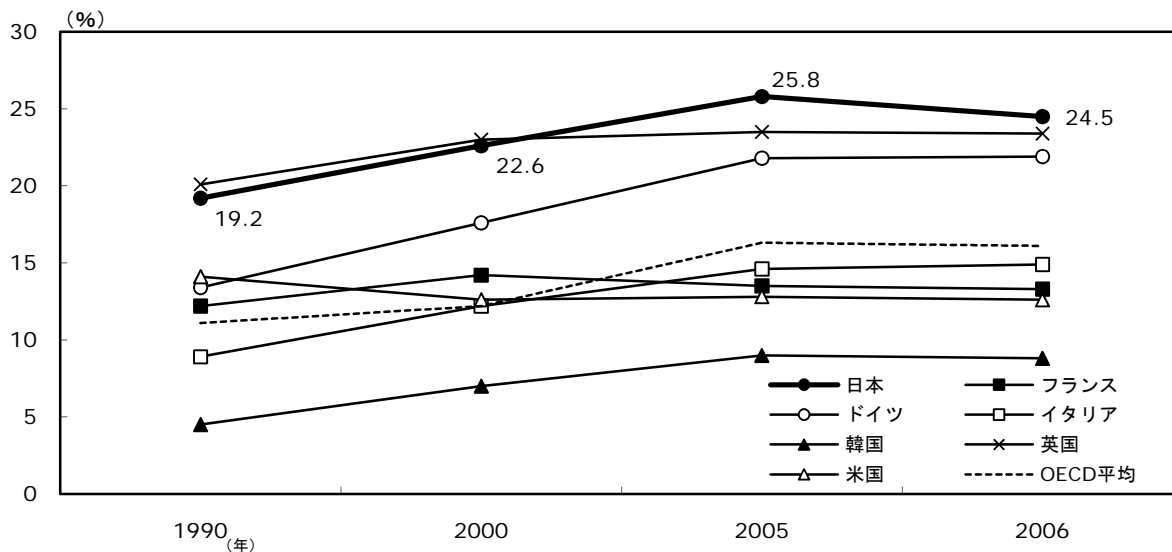
(2) 賃上げを求める労働争議件数



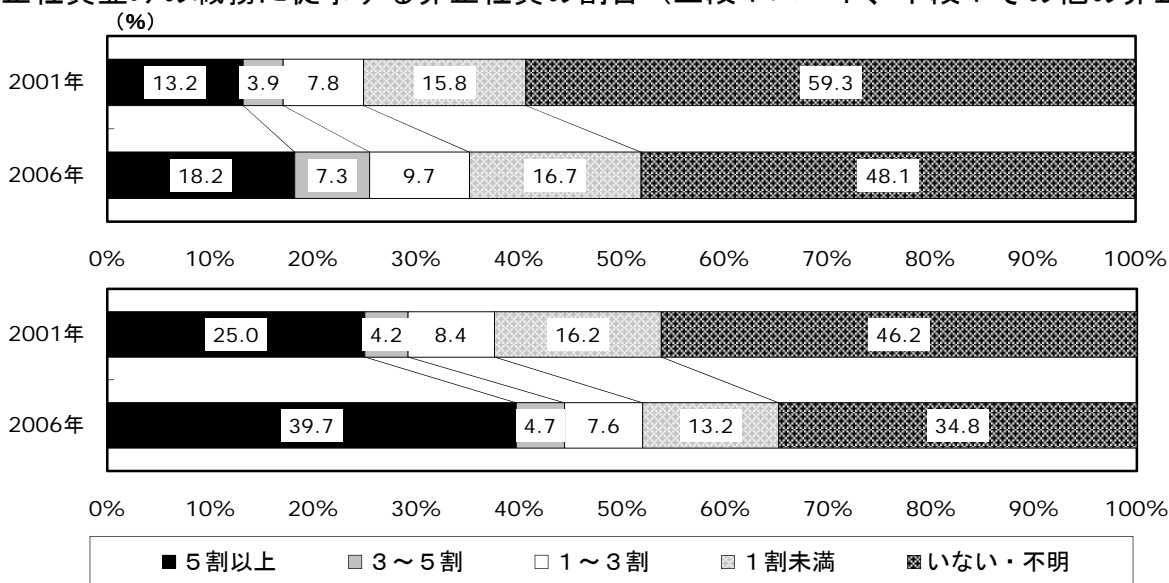
(資料) 厚生労働省「賃金引上げ等の実態に関する調査」、同「労働争議統計調査」

労働供給面からの賃金抑制圧力

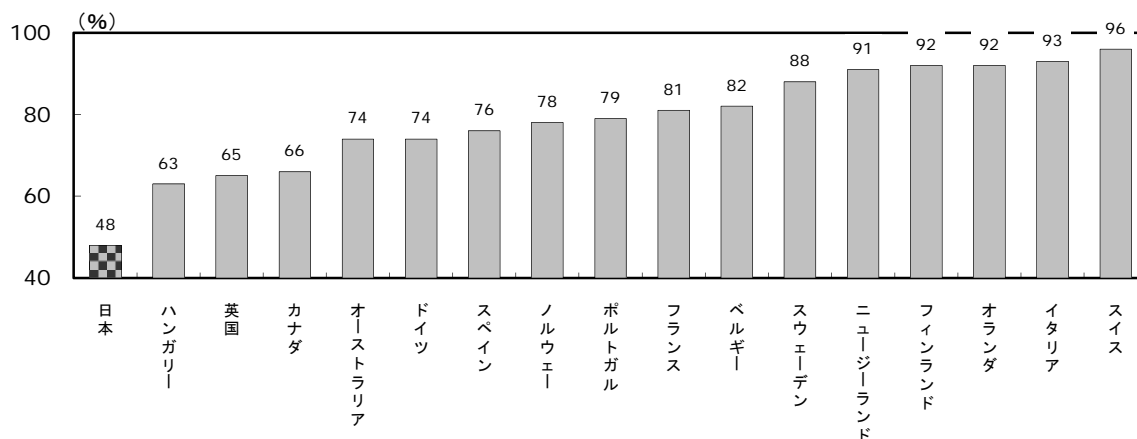
(1) パートタイム労働者比率の推移 (男女計)



(2) 正社員並みの職務に従事する非正社員の割合 (上段：パート、下段：その他の非正社員)



(3) パートタイム賃金のフルタイム賃金に対する比率の国際比較 (時給ベース)



(注) パートタイム労働者とフルタイム労働者は、週当たり労働時間が30時間未満か否かを基準に区別している。
 (資料) OECD “Employment Outlook”、同 “Taxing Wages”、厚生労働省「パートタイム労働者総合実態調査」