



日本銀行ワーキングペーパーシリーズ

日本の労働生産性に関する リアルタイムデータ分析

一上 響*

hibiki.ichiue@boj.or.jp

原 尚子*

naoko.hara@boj.or.jp

No.10-J-7
2010年3月

日本銀行
〒103-8660 郵便事業（株）日本橋支店私書箱第30号

* 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。

日本の労働生産性に関するリアルタイムデータ分析*

一上響[†] 原尚子[‡]

本稿：2010年3月

初稿：2009年10月

[要旨]

本稿では、SNA 統計を用いて算出した日本の労働生産性に対する統計の遡及改定の影響を分析する。主な結論は以下のとおりである。第1に、SNA の改定は、確報化、確々報化、1回目の基準改定だけでなく、2回目の基準改定以降でも大きい。こうした改定を経て、労働生産性の前年比の改定幅は、1%ポイント以上に達することも多い。第2に、労働生産性は過去平均的に上方改定されており、前年比の改定幅は平均0.4%ポイント程度である。ただし、過去の上方改定には、国勢調査における無回答者の増加に伴う統計精度の劣化も一部影響している。第3に、労働生産性の改定は、国勢調査や就業構造基本調査などの基礎統計の動きをみれば、ある程度予測できる。また、回帰分析の結果は、リアルタイム値が低いときや業況がよいときに、上方改定されやすいことを示唆している。以上の結果に基づくと、2000年代の労働生産性は、SNA のほとんどのデータが基準改定を高々1回しか経ていないこともあって、今後大きく遡及改定されていく可能性が高い。また、下方改定よりは上方改定される可能性の方が高い。

キーワード：リアルタイム、生産性、SNA、金融政策、サーベイデータ

* 本稿の執筆にあたっては、稲葉圭一郎、神山一成、亀田制作、北村富行、須合智広、関根敏隆、中村慎也、福永一郎、門間一夫をはじめ日本銀行の各氏から有益なコメントをいただいた。東京大学金融教育研究センター・日本銀行調査統計局第3回共催コンファレンス「2000年代のわが国生産性動向 計測・背景・含意」での報告にあたっては、指定討論者の小巻泰之氏をはじめ多くの方々からコメントをいただいた。また、内閣府経済社会総合研究所国民経済計算部の方々には、SNA 統計の作成方法に関する筆者らからの質問に対し、回答をいただいた。加えて、荒井千恵、田中智章、新田貴紀、宮島大輔の各氏には、リアルタイムデータベースの作成において、多大なる協力をいただいた。記して感謝の意を表したい。ただし、本稿の内容と意見は筆者ら個人に属するものであり、日本銀行および調査統計局の公式見解を示すものではない。

[†] 日本銀行調査統計局、hibiki.ichiue@boj.or.jp

[‡] 日本銀行調査統計局、naoko.hara@boj.or.jp

1. はじめに

生産性は、経済を考察するうえで、極めて重要な概念である。一例を挙げると、財政の持続可能性などを考えていくうえで、中長期的な経済成長率をどうみるかは決定的に重要であるが、これは生産性がどの程度伸びていくと考えるかに大きく依存する。また、生産性は、短期的な視点からも重要である。例えば、経済が成長しているとき、それが生産性の上昇を伴うものかどうかで、政策対応はまったく異なるものとなりうる。金融政策を例にとると、経済成長が生産性の上昇を伴うものであり、労働市場の引き締まりなどが発生していないとすれば、利上げを急ぐ必要はない。一方、生産性の上昇を伴わない経済成長は、経済の過熱を通じて、バブルやインフレ圧力につながる可能性が高く、警戒を要するものとなる。

このように、生産性は、概念上の重要性が明らかではあるが、その計測には様々な困難が伴う。その困難の一つとして、リアルタイムに計測した生産性が、統計の遡及改定に伴い、事後的に改定される問題が挙げられる。金融政策に関する例を挙げると、米国の連邦準備制度理事会（FRB）が金融政策の運営方針を決定する会議である FOMC では、1990 年代の高成長が、生産性の上昇率の高まりを伴うものかどうか、継続的に議論されていた。Anderson and Kliesen (2005) は、FOMC の議事録をもとに、FOMC メンバーが、FRB のスタッフによる労働生産性の予測に基づいて議論していた様子を整理している。これによると、企業が IT 投資の拡大を通じて生産性の上昇を加速させているといわれていたにも関わらず、統計上はそうした加速が確認されず、利上げを急がずにいものか活発な議論が展開されていた。事後的には、統計が改定され、1990 年代の労働生産性の伸び率がリアルタイムで認識していたものよりも高かったことが判明した。その結果、このエピソードは、リアルタイムの統計を盲信して厳しい金融引締めへ転じなかったことが幸いした例として、挙げられることが多い¹。

こうした統計の事後改定に関する問題意識もあって、米国や欧州では、中央銀行や国際機関が中心となり、リアルタイムデータを集計したデータベースを構築している²。また、データ整備の進展に伴い、これを用いた膨大な研究も蓄

¹ 当時の FRB 議長も、自身の著書の Greenspan (2007)において、「利上げを急がなかったことで、好景気が戦後最長の期間にわたって続く道を開く一助になれたのだ」と評価している。当時の FOMC での議論については、Greenspan (2007)のほか、Woodward (2000)も参考になる。

² リアルタイムデータベースとして、米国では、フィラデルフィア連銀の Real-Time Dataset for Macroeconomists (RTDSM) が広く用いられている (Croushore and Stark (2001))。また、セントルイス連銀の Archival Federal Reserve Economic Data (ALFRED) は、2009 年 8 月末

積されている³。生産性に関する研究も、前述の Anderson and Kliesen (2005)のほかにいくつか存在する。例えば、Orphanides (2003) は、1970 年代の米国における生産性の上昇率の低下がリアルタイムには観測されなかったことから、過度な金融緩和が行われ、その後の深刻なインフレにつながったと指摘している。また、Edge, Laubach and Williams (2007) は、米国の労働生産性のリアルタイムデータと予測機関による予測値を用いて、長期的な労働生産性のトレンドに関する学習過程を考察している。

日本に関しては、1999 年 2 月以降の OECD Monthly Economic Indicator 各月号に掲載された 21 変数のリアルタイムデータが、OECD のウェブサイト上で提供されている程度である⁴。日本の実質 GDP の改定状況を分析した先行研究としては、小巻(2005)、河越 (2007)、関野 (2007)のほか、他国と比較分析した Faust, Rogers and Wright (2005) や Giannone, Henry, Lalik and Modugno (2010)がある。このほか、Kamada (2004)や小巻 (2002、2003)は、日本の GDP ギャップなどに関する分析を行っている。しかし、日本に関するリアルタイムデータ分析は、欧米と比較すると例が少なく、労働生産性に関する研究は、筆者達の知る限り存在しない。

本稿では、日本の労働生産性について、リアルタイムに算出された値の事後的な改定幅を、独自に収集したデータを用いて分析する。生産性に関する研究では、TFP (Total Factor Productivity、全要素生産性) に注目したものも多い。しかし、TFP には、様々な計測方法が存在し、いずれの方法を用いるかで結果が大きく異なりうるほか、推計精度の低い資本ストックのデータを必要とするといった問題がある。一方、労働生産性は、付加価値を労働投入で除するだけであり、計測方法における異論が相対的に少ないほか、資本ストックのデータを用いない利点がある。こうした理由から、本稿では、統計の改定の影響に焦点を絞り、TFP ではなく、労働生産性を分析対象とする。

本稿では、産業別ではなく、経済全体の労働生産性に焦点を絞る。これは、

時点で 2 万系列近くのデータを格納している (Anderson (2006))。欧州に目を転じると、ユーロエリアでは欧州中央銀行 (ECB) が、英国ではイングランド銀行 (BOE) が、リアルタイムデータベースを構築している (Giannone, Henry, Lalik and Modugno (2010)、Castle and Ellis(2002))。欧米以外では、ニュージーランド準銀が、同国のリアルタイムデータを提供している (Sleeman (2006))。中央銀行以外では、OECD が、OECD 加盟国を含む 26 か国に関するデータベースを提供している。

³ Croushore (2009) は、リアルタイムデータ分析に関する 300 以上の文献を列挙している。

⁴ このほか、小巻泰之氏が提供しているデータが、以下のホームページで入手可能である。
<http://www.eco.nihon-u.ac.jp/~komaki/RealTimeData-091121.html>

基本的に、実質 GDP を労働投入で除することで算出できる。また、実質 GDP は名目 GDP と GDP デフレーター、労働投入は就業者数と一人あたり労働時間の積のかたちに分解できる。本稿では、労働生産性の改定を、これらの各統計の改定に要因分解したうえで、それぞれの統計について改定の背景を分析する。

本稿の構成は、以下のとおりである。第2節では、労働生産性の改定に関する基本的な事実を押さえたうえで、労働生産性を算出する際に用いる各統計の改定が、労働生産性の改定にどのように影響していたかを確認する。第3、4節では、労働生産性の分母にあたる労働投入に注目する。すなわち、それぞれの節で、労働投入を算出するうえでの構成要素である就業者数と労働時間について、その改定の背景を統計の作成方法にまで踏み込んで分析する。第5節では、労働生産性の分子にあたる付加価値に注目する。ここでは、GDP の改定幅に関する回帰分析を用いて、改定と景気循環の関係などを実証分析する。最後に、第6節では、結論をまとめる。

2. 労働生産性の改定状況

労働生産性は、1時間あたりの実質付加価値として定義されるのが最も一般的であり、これは下式に基づいて算出される。

$$\text{労働生産性} = \frac{\text{実質付加価値}}{\text{労働投入}} = \frac{\text{実質付加価値}}{\text{就業者数} \times \text{労働時間}} \quad (1)$$

本稿でも、同様の定義に基づいて労働生産性を算出し、その改定の背景を分析する。

日本の労働生産性を算出するためのデータとしては、様々なものが存在する。日本の生産性を計測した主な研究をみると、表1でまとめたように、SNAのほか、JIP データベース (Japan Industrial Productivity Database)、KEO データベース (Keio Economic Observatory Database)、労働力調査、毎月勤労統計といった統計が用いられている⁵。

本稿では、これらの統計のうち、SNA を中心に分析する。これは、SNA の付加価値や就業者数のデータが古くから公表されており、多くの改定を経てきていることから、リアルタイムデータ分析を行ううえでの十分なサンプルを確保

⁵ JIP は経済産業研究所と一橋大学経済研究所が、KEO は慶應義塾大学産業研究所が、構築した。JIP については深尾・権 (2007) と徳井・牧野・高橋 (2007)、KEO については黒田・新保・野村・小林 (1997)、両者の比較は深尾・宮川 (2008) を参照のこと。

できるためである⁶。

ただし、SNA の労働時間については、全産業ベースの計数が公表されたのが 2006 年版年報からであり、サンプル数が十分ではない。したがって、Hayashi and Prescott (2002)と同様に、労働時間として、毎月勤労統計の常用雇用の一人あたり総実労働時間を用いることとする。なお、この総実労働時間には、常用雇員 30 人以上の事業所を対象としたものと、5 人以上の事業所を対象としたものの 2 種類がある。本稿では、カバレッジが広い 5 人以上の事業所の労働時間を用いることを基本とするが、このデータでは 1991 年度以降の前年比しか計算できないため、1990 年度以前については 30 人以上のデータを用いる。

労働力調査も古くから公表されているが、本稿では、この統計を主要な分析対象とはしない。実際、季節調整値を除き、この統計は遡及改定されないため、リアルタイム分析をする余地はない。労働力調査は、速報性が高いという利点があるものの、サンプル調査に過ぎず、全数調査である国勢調査やこれを基礎統計とする SNA と比較して、サンプルバイアスの影響を受けやすい。したがって、労働力調査を当初は用いたとしても、その後に精度の高い統計が公表された場合には、用いる統計を変更した方が、真実により近い姿を捉えることができると考えるのが自然である。本節では、こうした考えに基づき、就業者数の統計を、労働力調査から、より精度が高いとみられている SNA に変更した影響についても確認する。なお、第 3 節では、SNA 就業者数の統計精度が近年では低下している可能性も議論する。

本稿では、経済全体の労働生産性に焦点をあてており、付加価値のデータとして GDP を用いることを基本とする。ただし、1993 年 11 月以前に入手できるデータで労働生産性を算出する際には、今後断りなく、GDP の代わりに GNP を用いることとする。これは、GDP 中心の公表となったのが 1993 年 12 月 10 日の QE (Quarterly Estimate、GDP 速報値) の公表時であり、それまでは一国全体の付加価値を示す代表的な指標として GNP が採用されていたためである。この結果、本稿における改定は、GNP から GDP へ代表的指標が変化した影響も含むものとなる。こうした扱いは、リアルタイムでは GNP を労働生産性の算出の際に

⁶ SNA、JIP、KEO の主な違いは、資本ストックの推計方法や産業分類である。したがって、産業別の TFP を計測するうえでは、いずれのデータを用いるかによって、結果が大きく異なりうる。もっとも、JIP や KEO では、独自の方法で産業別の付加価値や就業者数を推計しても、これらを積み上げたものが SNA の全産業の計数に一致するように調整係数を乗じるといったことを行っている。したがって、本稿の分析対象である経済全体の労働生産性を算出するうえでは、資本ストックのデータを用いないこともあり、3 つの統計で異なる結果が出にくくなっていると考えられる。

用いていたが、事後的に振り返ってみるときは新たな慣習にしたがって GDP を使うといったことが実際に行われていることから、より現実に則していると考えられる。

経済全体の労働生産性の算出式を確認すると、下式のようなになる。

$$\text{労働生産性} = \frac{\text{実質GDP}}{\text{労働投入}} = \frac{\text{名目GDP/GDPデフレーター}}{\text{就業者数} \times \text{労働時間}} \quad (2)$$

この式で対数前年差をとると、下式が得られる。

$$\begin{aligned} & d \log(\text{労働生産性}) \\ &= d \log(\text{実質GDP}) - d \log(\text{労働投入}) \\ &= d \log(\text{名目GDP}) - d \log(\text{GDPデフレーター}) \\ &\quad - d \log(\text{就業者数}) - d \log(\text{労働時間}) \end{aligned} \quad (3)$$

ここで、 $d \log(\cdot)$ は、対数前年差を表す。本稿では、寄与度分解が容易であることから、前年比として、この対数前年差を用いることとする。

図 1 の (a) は、改定状況の一例として、1991 年度の労働生産性の前年比が、どのように改定されてきたかを示している。ここで、1992 年の値は、速報性の高いデータを用いることで、1991 年度末から約 3 か月後に算出できたものである。具体的には、1992 年 6 月ごろに公表された QE の実質 GDP、毎月勤労統計の 4 月調査確報の労働時間、労働力調査の就業者数を用いて算出している。1993 年以降は、毎年 3 月ごろに公表される SNA 年報から、1991 年度の SNA 就業者数のデータを入手することが可能である。したがって、ここでは、年報の実質 GDP と就業者数のほか、同じく 3 月ごろに公表される毎月勤労統計の 1 月調査確報の労働時間を用いている。一方、最新値は、2009 年 12 月時点で判明している最新の計数から算出している。

この図によると、1991 年度の労働生産性の前年比は、速報性が高いデータで算出した当初は 3.6% 程度であったが、最新値では 2.6% 程度と、約 1% ポイントも下方改定されている。特に改定幅が大きいのは、5 年ごとの基準改定のとときであり、1 回目の基準改定の 1996 年版年報のとときだけでなく、2 回目の 2001 年版年報のとときにも、大きく下方改定されている。図 1 の (b) で、2000 年度の労働生産性の前年比をみても、当初は 0.8% 程度とされていたが、最新値は 2.8% 程度と、約 2% ポイントも上方改定されたことがわかる。以下では、このような大きな改定が頻繁に起こっていたのかを確認するため、必要なデータが出揃うことで初めて算出可能となった値として定義されるリアルタイム値から最新

値までの改定幅に注目する。

図2の(a)は、労働生産性の前年比のリアルタイム値と最新値を示している。ここでは、リアルタイム値として、年度末から約3か月後にQEや労働力調査を用いて算出できたものと、約1年後にSNA確報を用いて算出できたものの2つを示している。一方、(b)は、こうした2つのリアルタイム値のそれぞれについて、最新値までの改定幅を示している。2つの改定幅を比較すると、QEや労働力調査を用いてリアルタイム値を算出した方が、改定幅が大きいことを確認できる。この点は、QEや労働力調査からSNA確報にデータが変更される際に、相応の幅で改定されることを示唆している。こうした差異はあるものの、1%ポイント以上改定された年度が多くあり、この程度の改定が頻繁に起こっていたことは、いずれのリアルタイム値を用いた場合でも変わらない。最近では改定幅が小さいように見えるが、これには、リアルタイム値の公表から時間が経っていないことが影響しており、今後改定されていく可能性が高いと考えられる⁷。

続いて、こうした労働生産性の改定が、いずれの統計の改定に起因するのかを調べる。ここでは、SNA確報を用いてリアルタイム値を算出した場合のみに注目する。これにより、労働力調査からSNAへといった統計の変更の影響を除外し、各統計の改定の影響に集中して分析することができる。(3)式によると、実質GDPや名目GDPの前年比の上方改定、労働投入、GDPデフレーター、就業者数、労働時間の前年比の下方改定は、その改定幅と同じだけ労働生産性の前年比を上方改定させることがわかる。以下では、これらの変数の前年比の改定幅をみていく。

図3の(a)は実質GDPと労働投入、(b)は名目GDPとGDPデフレーター、(c)は就業者数と労働時間、の前年比の改定幅を示している。(a)をみると、実質GDPの改定幅の大きさが目立つものの、労働投入でも、0.5%ポイント程度の改定が頻繁に起こっていたことがわかる。また、労働投入は、下方改定が多いように見える。

表2では、労働生産性とこれを算出するのに用いる各変数の改定幅の特徴を詳細にみていく。労働生産性の前年比では、平均的には約0.4%ポイントの上方改定がみられており、実質GDPの上方改定と労働投入の下方改定が、それぞれ

⁷ 例えば、実質GDPは、2005年度以降は1回の基準改定も経ておらず、2000～2004年度も1回しか基準改定されていない。したがって、1991年度の労働生産性の前年比が、2度目の基準改定でも大きく改定されたことを勘案すると、2000年度以降の計数は、今後大きく改定される可能性が十分にあることになる。

約 0.2%ポイントずつ寄与している。また、各変数について、MAR(Mean Absolute Revision)、RMSR (Root Mean Squared Revision)、最大値、最小値をみると、名目 GDP の改定幅が最も大きく、続いて GDP デフレーターと就業者数となっている⁸。

本節の結果をまとめると、次のとおりである。労働生産性の前年比は、頻繁に大きく改定されており、平均的に上方改定されている。これには、実質 GDP の改定が大きく影響しているが、労働投入の改定の影響もかなり大きい。

この結果を踏まえて、次節以降では、労働生産性を算出するのに用いる各変数の改定の背景を分析する。具体的には、第 3 節で就業者数、第 4 節で労働時間、第 5 節で GDP を分析する。

3 . 就業者数の改定の背景

前節では、就業者数の改定幅がかなり大きく、平均的には下方改定され、労働生産性の上方改定に寄与していたことがわかった。本節では、この SNA 就業者数の改定の背景を分析する。その際、まず、SNA 就業者数の統計の作成方法を詳細に調べたうえで、そのリアルタイム値と最新値を一部の基礎統計から近似的に再現する。その後、この近似値を用いて、基礎統計の改定や追加がどのように SNA 就業者数に影響を及ぼしているかを分析する。

経済企画庁 (2000)と内閣府 (2007)によれば、SNA 就業者数は、多くの基礎統計から算出される。もっとも、主な基礎統計は、国勢調査、労働力調査、就業構造基本調査の 3 つと考えられる。中でも、国勢調査の就業者数が、SNA 就業者数を算出するうえでの基準となる。ただし、SNA の就業者数では、国勢調査とは異なり、副業を持つ個人を 2 人と数えている。したがって、国勢調査の就業者数に、就業構造基本調査に基づいて算出した副業者比率を乗じることで、副業を持つ就業者数を推計し、これを加算している。また、国勢調査は、5

⁸ 労働時間の改定幅は、相対的に小さいとの結果となった。もっとも、これには、労働時間だけ、SNA の公表開始が遅かったことから、本稿の分析において、SNA ではなく毎月勤労統計を用いている影響があると考えられる。内閣府 (2007)によると、SNA の労働時間の推計では、毎月勤労統計のほかに、国勢調査なども用いられている。これらの統計がどのように用いられているかは、内閣府 (2007)からは判然としない。もっとも、第 3 節で詳しく紹介する就業者数の推計方法から類推すると、国勢調査が 5 年ごとにしか行われなため、新たな調査結果が得られるまでは毎月勤労統計で代用し、国勢調査の結果が得られたあとに遡及改定するといった方法を採用している可能性が考えられる。この場合、毎月勤労統計と国勢調査の結果が大きく異なれば、SNA の改定幅は大きくなる。

年ごとにしか行われず、調査後も基準改定までSNAに反映されない。SNAでは、国勢調査が反映されていない期間については、労働力調査の就業者数の伸び率を用いて延長をしている。就業構造基本調査も5年ごとにしか公表されないが、これが反映されていない期間におけるSNAでの扱いは、経済企画庁(2000)と内閣府(2007)だけからは判然としない。

以上の情報をもとに、ここでは、1980年度以降で国勢調査が行われた5年ごとにおけるSNA就業者数のリアルタイム値と最新値を、一定の仮定を置いて基礎統計から再現することを試みる。まず、最新値の方は、下式のように、国勢調査の就業者数のほか、就業構造基本調査に基づく副業者比率を用いて算出する⁹。就業構造基本調査の実施時期は、国勢調査とは一致しないため、ここでは、線形補間を用いて副業者比率を算出する。

$$\begin{aligned} & \text{最新のSNA就業者数の再現値} \\ & = \text{国勢調査の就業者数} \\ & \times (1 + \text{線形補間によって算出した副業者比率}) \end{aligned} \quad (4)$$

一方、リアルタイム値が算出されるときには、対象時点の国勢調査がまだSNAに反映されていないため、下式のように、5年前の国勢調査に、その後5年間における労働力調査の伸び率を乗じる¹⁰。また、リアルタイムでは将来の就業構造基本調査が判明していないことから、副業者比率の線形補間ができない。したがって、直近の過去に公表された副業者比率から横ばいであったことを前提とする。

$$\begin{aligned} & \text{リアルタイムのSNA就業者数の再現値} \\ & = \text{5年前の国勢調査の就業者数} \\ & \times (1 + \text{過去5年間における労働力調査の就業者数の伸び率}) \\ & \times (1 + \text{直近の過去に公表された副業者比率}) \end{aligned} \quad (5)$$

図4は、こうして再現を試みた就業者数のリアルタイム値と最新値を、実際のSNAの値と比較したものである。これによると、概ね再現できたものと考え

⁹ 正確には、内閣府(2007)にならい、国勢調査を9月の計数とみなし、月次の労働力調査を用いて前後を延長したうえで、年度平均をとっている。これは、リアルタイム値を再現するときも、同様である。

¹⁰ 国勢調査の就業者数がSNAに反映されるまでには、かなりの時間がかかる。例えば、2005年10月1日付けの国勢調査の就業者数は、2007年1月に公表された。これがSNAに反映されるのは、今後行われる2005年基準への改定時となると考えられる。

られるが、2005年度の最新値にだけは、100万人ほどの大きな乖離がみられる。これは、本稿で最新値として用いている2009年12月時点の計数では、2005年度のSNA就業者数が未だ基準改定を経ておらず、最新の国勢調査と就業構造基本調査を反映していないためである。この結果は、SNA就業者数の推計方法が変わらない限りは、次回の基準改定時に、2005年度就業者数が大きく下方改定される可能性が高いことを示唆している。

上記の(4)、(5)式から、就業者数の再現値の改定率は、下式のように表現できる。

$$\begin{aligned} & \log\left(\frac{\text{最新のSNA就業者数の再現値}}{\text{リアルタイムのSNA就業者数の再現値}}\right) \\ &= \log\left(\frac{\text{国勢調査の就業者数}}{\text{5年前の国勢調査の就業者数} \times (1 + \text{過去5年間における労働力調査の就業者数の伸び率})}\right) \\ &+ \log\left(\frac{1 + \text{線形補間によって算出した副業者比率}}{1 + \text{直近の過去に公表された副業者比率}}\right) \end{aligned} \tag{6}$$

ここで、右辺の第1項は国勢調査、第2項は就業構造基本調査を反映したことによる寄与とみることができる。

図5は、実際のSNA就業者数の改定率を、再現したリアルタイム値と最新値から得た改定率とともに示している。また、再現した改定率を、国勢調査を反映した影響と就業構造基本調査を反映した影響に寄与度分解した結果も示している。これをみると、図4で確認した就業者数の水準と同様に、その改定率も、2005年度を除き、概ね再現できていることが確認できる。また、国勢調査を反映した影響の方が大きく、2005年度就業者数に予想される下方改定でも、国勢調査の寄与が大きい。最後に、国勢調査と就業構造基本調査の双方とも、ほぼすべての時期において、就業者数の下方改定に寄与している。

就業構造基本調査の反映が、就業者数の下方改定に寄与してきたことについては、図6でみられるような副業者比率の低下トレンドが影響していたと考えられる。すなわち、リアルタイム値を算出する際に、副業者比率が過去から横ばいであったと仮定すると、事後的に副業者比率が下方改定され、就業者数も下方改定されることになる。ただし、最新の就業構造基本調査によると、2002年から2007年にかけて副業者比率はほぼ横ばいとなっており、今後行われる2005年基準改定では、同調査が反映されることによって就業者数が大きく改定されることはないと考えられる。

続いて、国勢調査の反映が、就業者数の下方改定に寄与してきた理由を考える。図7は、労働力調査と国勢調査の就業者数の5年前比を示している。これを見ると、国勢調査の方が伸び率が低い場合が多いことが確認できる。この背景としては、サンプル調査である労働力調査に上方のサンプルバイアスが存在していたが、全数調査である国勢調査に替わって、バイアスがなくなった可能性が考えられる。

もっとも、国勢調査の方が伸び率が低いことには、別の要因も存在していると考えられる。図8の(a)は、国勢調査の労働力状態に関する設問に回答しなかった「労働力状態不詳」人口の水準を示している。これを見ると、1995年までは概ね50万人程度までに収まっていたのが、2000年には170万人強、2005年には330万人強にまで急増している。一方、図8の(b)で15歳以上人口に占める就業者数と労働力状態不詳人口の比率を見ると、前者の低下のかなりの部分は、後者の上昇と連動していることがみてとれる¹¹。総務省統計局(2009)は、2005年の国勢調査で顕在化した調査上の問題点として、共働き世帯や単身世帯の増加などに伴い、調査員が世帯を日中に訪問しても接触できないケースが増加したことを指摘している。したがって、国勢調査における労働力状態不詳人口の多くは就業している可能性が高く、国勢調査の就業者数は過小評価されていることになる。この問題は、2000年の国勢調査でも、規模は相対的に小さいながら、起こっていたと考えられる。こうしたことから、2005年度基準への改定までにSNA就業者数の推計方法を変えない限りは、2000年度と同様に2005年度も、図5で示されたように、就業者数は下方改定されると考えられる。また、その改定は、無回答者の増大に伴う統計精度の劣化の影響を受けることになる。

本節の結果をまとめると、以下のとおりである。SNAの就業者数は、基準改定時に下方改定となる傾向がみられた。その原因としては、国勢調査において無回答者が急増していることや、副業者比率が下方トレンドを持っていたことがあると考えられる。無回答者は2005年の国勢調査でも急増しており、就業者数の過小評価につながっているが、この結果はまだSNAには反映されていない。したがって、現在のSNAの推計方法を変えない限りは、次回の基準改定において、SNA就業者数が下方改定されると考えられる。

¹¹ 就業者数の比率の低下は、完全失業者数や非労働力人口の比率の上昇も伴っている。この点は、統計精度の劣化とは関係ないと考えられるため、本稿では問題視しない。

4．労働時間の改定の背景

前節では、労働投入を算出するための一つの要素である就業者数の改定の背景を分析した。本節では、もう一つの要素である労働時間について、月次の改定データを用いて分析する。

図9は、毎月勤労統計の5人以上の事業所における一人あたり総実労働時間の前年比の改定幅を示している。ここで改定幅を算出するのに用いたリアルタイム値は、第2節で主に用いたSNA 確報が判明するころのものとは異なり、調査月のおおむね翌々月に公表される毎月勤労統計の確報のものである¹²。このデータを用いることにより、毎月勤労統計の確報からSNA 確報までの1～2年間に発生した改定も含めてサンプルを確保したうえで、ここでは分析する。

毎月勤労統計の労働時間の遡及改定は、主に、調査対象である事業所の抽出替えに伴って発生する。この抽出替えは、2～3年に1度、1月調査が公表される際に行われることになっており、2～5年さかのぼって改定されてきた。本節では、一般労働者とパートタイム労働者別の計数が公表開始となった1993年1月以降で、計6回の抽出替え直前の12月調査における改定に注目する。

図10の(a)は、1か月あたりの労働時間のリアルタイム値から最新値までの改定幅を、常用雇用者全体についてだけでなく、一般労働者とパートタイム労働者別についても示している。これによると、一般労働者、パートタイム労働者とも、6回中5回までが上方改定されているにもかかわらず、これらを合わせた常用雇用者の労働時間が上方改定されたのは1回のみとなっている。この結果の背景には、相対的に労働時間の短いパートタイム労働者の比率が、上方改定されやすいことがあると考えられる。以下では、この点を確認していく。

図10の(b)で、パートタイム労働者比率のリアルタイム値と最新値をみると、多くの時点において上方改定されていることがわかる。この背景としては、パートタイム労働者を積極的に活用した新たなビジネス形態が、新規の事業所において相対的に多くみられていたため、抽出替えによって新サンプルが入ってきた際にパートタイム比率が上方改定された可能性が考えられる。

こうしたパートタイム労働者比率の改定の影響を定量的に見積もるため、以下の分析を行う。まず、常用雇用者の労働時間は、下式のように表せる。

¹² 本稿では、SNAの四半期次ないし年次のデータを中心に分析しているため、毎月勤労統計については、速報よりもおおむね半月だけ遅く公表されるのが一般的な確報も、リアルタイム値とみなしている。

$$h = (1 - w)h^f + wh^p \quad (7)$$

この式は、常用雇用者の労働時間 h が、一般労働者の労働時間 h^f とパートタイム労働者の労働時間 h^p をパートタイム労働者比率 w で加重平均して算出できることを示している。上式から、次の近似式が得られる。

$$\Delta h \cong (1 - \bar{w})\Delta h^f + \bar{w}\Delta h^p - (\bar{h}^f - \bar{h}^p)\Delta w \quad (8)$$

ここで、 Δ はリアルタイム値から最新値までの変化を表す演算子、上線はリアルタイム値と最新値の平均値を表す。この近似式から、常用雇用者の労働時間の改訂幅 Δh は、右辺の 3 つの項に寄与度分解できる。ここで、第 1、2、3 項は、それぞれ一般労働者の労働時間、パートタイム労働者の労働時間、パートタイム労働者比率の変化の寄与度となる。

図 10 の (c) は、(8)式に基づく寄与度分解の結果を示している。これをみると、まず、(8)の近似式が、実際の改定幅をかなり再現できていることがわかる。また、寄与度分解をみると、パートタイム労働者比率の上方改定が、労働時間の下方改定にかなりの影響を与えてきたことが確認できる。

5 . GDP の改定の背景

本節では、実質 GDP の改定の背景を中心に分析する。実質 GDP は、SNA 就業者数と比べ、推計方法が極めて複雑である。また、表 3 にまとめたように、主な作成方法の変更を、2000 年における 93SNA 体系への移行後だけについて列挙しても、多岐にわたることが確認できる。このため、実質 GDP については、統計の作成方法やその変更状況を詳細に調べても、改定の傾向をみつけていくことは難しい。したがって、回帰分析によって、実質 GDP の改定に一定の傾向がないかを調べることにする。

本節では、回帰分析を行ううえでのサンプル数を確保するため、第 2 節で用いた年度データではなく、四半期データを用いることとする。また、第 2 節では、確報値からの改定に特に注目したが、ここでは速報値からの改定も分析する。速報値としては、3、6、9、12 月に公表された QE を用いており、QE の推計方法が大きく変更された 2002/2Q 以降は、2 次 QE となっている¹³。この新

¹³ QE のデータは、1990 年までは日本銀行の「経済統計月報」、それ以降は旧経済企画庁および内閣府の公表資料から得た。なお、こうした資料に掲載されている速報値の期間は、直近 1 ~ 2 年程度に限られることが多い。したがって、「国民経済計算年報」、「長期遡及主要系列国民経済計算報告」、「長期遡及推計国民経済計算報告」、および、各基準改定時に発行される「国民経済計算報告」の計数を用いて接続した。

たな QE の導入などに伴いデータに断層があるが、公表月をあわせるなどの工夫で、こうした問題を緩和できる可能性がある。また、新 QE の導入後では、主に供給側の統計を用いる 1 次 QE よりも、法人企業統計などの需要側統計への依存度が高い 2 次 QE の方が、旧 QE との類似性が高いと考えられる。それでもデータの断層の問題が深刻となっている可能性があるが、確報値を用いた分析もあわせて行うことによって、結果の頑健性を確認する。一方、最新値としては、2009 年 12 月に公表された 2 次 QE の時系列データを用いる。

表 4 の(a)は、実質 GDP の前年比の速報値から最新値、および、確報値から最新値の改定幅に関する改定段階別の統計量を報告している。ここで、MAR や RMSR をみると、確報化だけでなく、確々報化や基準改定でも、改定され続けていくことが確認できる。特に、2 回目の基準改定後の MAR や RMSR が大きく、実質 GDP の改定がかなりの長きにわたって続いていくことを示している。このことは、2000/3Q 以降の実質 GDP が基準改定を高々 1 回しか経ていないことを勘案すると、2000 年代の GDP が今後大きく改定されていく可能性が高いことを示唆している¹⁴。この間、GDP デフレーターについては、その算出方法が固定基準年方式から連鎖方式に変わり、2009 年 7 月になってようやく 1980 年のデータまで遡及改定された。この影響を除外するため、表 4 の(b)で名目 GDP に関する同じ統計量をみても、結果は同様となることが確認できる。

回帰分析では、具体的に以下の回帰式を用いる。

$$g_t^f - g_t^r = \alpha + \beta \cdot X_t + \varepsilon_t \quad (9)$$

ここで、 g_t^f は t 期までの実質 GDP の伸び率の最新値である。一方、 g_t^r はリアルタイム値であり、速報値または確報値を用いる。伸び率としては、より多くのデータ数を確保するため、季節調整済み前期比を年率化したものを用いる。また、 X_t は、 t 期のリアルタイム値が判明する時点においてすでに観測可能な説明変数ベクトルである。この式の左辺は事後的な改定幅であり、リアルタイム値が最新値の効率的な予測値であれば、改定幅は定数を含むいかなる変数をもってしても予測できないはずである。したがって、(9)式の α や β が有意にゼロから乖離しているか確認することで、改定幅の予測可能性（リアルタイム値の非効率性）を検定することができる。

本節における回帰分析では、定数項の解釈を容易とするため、すべての説明

¹⁴ 1995 年基準と 2000 年基準への改定は、それぞれ 2000/3Q と 2005/3Q の QE 公表時に行われた。このため、2009 年末の時点では、2000/3Q ~ 2005/2Q のデータは 1 回しか、2005/3Q 以降のデータは 1 回も基準改定を経していない。

変数を、事前に平均値を差し引いたうえで用いる。また、残差項の系列相関や不均一分散の影響を除去するため、Newey and West (1987)の標準誤差を用いることとする。

まずは、 X_t として、リアルタイム値の g_t^r を用いる。この回帰式は、米国の実質 GDP に対して Mankiw and Shapiro (1986)が用いたものである。日本でも、小巻 (2005)、河越 (2007)、関野 (2007)などが用いている¹⁵。

表5の(a)と(b)をみると、速報値と確報値のいずれを用いた場合でも、リアルタイム値の係数が1%有意水準で負になっており、先行研究と同様の結果が得られている。このことは、リアルタイム値が低い(高い)ほど最終的には上方(下方)改定される可能性が高く、リアルタイム値が最新値の効率的な予測値ではないことを意味している¹⁶。

続いて、 X_t として、リアルタイム値 g_t^r に加えて、短期経済観測調査の全産業全規模合計の業況判断 D.I.を用いる。業況判断 D.I.のようなサーベイデータは、事後改定が行われなかったこともあって、海外の先行研究では、GDPの改定の予測に利用できないか研究がなされている。例えば、英国では、Ashley, Driver, Hayes and Jeffery (2005)が、GDPの改定幅に対して、サーベイデータが有意な予測力をもつことを報告している。また、Cunningham, Eklund, Jeffery, Kapetanios and Labhard (2007)は、改定幅を予測するため、サーベイデータを用いた状態空間モデルを構築している^{17, 18}。

¹⁵ 河越 (2007)や関野 (2007)では、68SNA から 93SNA への移行や新 QE の導入に伴う断層を重要視して、その後のサンプルのみを用いた分析を行っている。もっとも、サンプル数が極めて少ない、最新値が基準改定を高々1回しか経ておらず今後大きく改定される可能性が十分にある、といった点は、逆に問題となりうる。

¹⁶ リアルタイム値の非効率性の一因として、季節調整の影響が考えられる。すなわち、構造的な要因などによって季節性が変化している場合、データが蓄積されるにつれてこうした変化が季節要素に反映され、最新値では伸び率の振れが均されていることを、回帰分析が捉えているのかもしれない。なお、季節調整以外の要因が影響しているか検証するため、季節調整の影響がない年度データを用いて同様の回帰分析を行ったところ、サンプル数の不足もあって統計的に有意な結果は得られなかったものの、同じ符号の推定値が得られることは確認された。

¹⁷ イングランド銀行は、インフレーションレポートと呼ばれる定期公表物において、インフレ率や GDP の予測を、ファンチャートと呼ばれる確率分布のかたちで示している。このファンチャートでは、先行きだけでなく過去についても、統計の事後改定の可能性を勘案した分布が示されている。Cunningham et al. (2007)のモデルは、この過去の確率分布を作成するうえで用いられている。なお、こうした統計の事後改定の予測は、バックキャストと呼ばれている。

表5の(c)と(d)で回帰分析の結果をみると、速報値と確報値のいずれを用いた場合でも、業況判断 D.I.の係数が5%有意水準で正となっている。この結果は、業況がよいときの実質 GDP が上方改定されやすい可能性を示唆している。この背景を推察すると、好況期に大きく拡大する新規出店や新業態が、遅れてサンプルに取り込まれやすいことが考えられる。

表5の(a)～(d)の定数項は、いずれも正ではあるが、統計的には有意ではない。このことは、表2や4に示されるような過去平均的な実質 GDP の上方改定は、統計的には支持されないことを示しているようにみえる。もっとも、この結果には、今後大きく改定されていく可能性が高い2000年代のデータが影響している可能性もある。この点を確認するため、実質 GDP が高々1回しか基準改定を経ていない2000/3Q以降は1をとるダミーを加えた回帰分析も行った。表5の(e)と(f)は、この結果を示している。これによると、定数項は、速報値を用いた場合のみではあるが、10%有意水準で正となった。この結果は、過去平均的な上方改定に対して、限定的ながら一定の支持を示している。一方、ダミーは、5%有意水準で負となった。こうした結果を素直にみると、2009年12月時点で入手可能な最新値における2000年代の実質 GDP は未だ十分に上方改定されておらず、今後の基準改定などによって上方改定される可能性が高いことになる。なお、表5の(g)と(h)は、(e)と(f)の回帰を、実質 GDP ではなく名目 GDP を用いて行った結果を示している。定数項は、速報値を用いた場合は1%、確報値を用いた場合は10%有意水準で正となっており、実質 GDP を用いた場合よりも、過去平均的な上方改定が統計的に支持される結果となった。

こうした上方改定の傾向の背景を考えるため、図11で名目 GDP の改定幅に対する産業別の寄与度をみても、産業ごとに区々の動きをしており、明確な方向性は確認されない。したがって、上記の結果は、産業ごとに区々の改定幅を合わせてみると、上方改定される傾向があることを示していると考えることができる。また、その背景には、新規出店や新業態のサンプルへの取り込みが遅れやすいことが可能性としてあると考えられる。一方、この結果は、93SNAへの移行などにより改定の傾向が変化したといったことを示唆している可能性もある。いずれが正しいかは、93SNAへの移行後に基準改定を高々1回しか経て

¹⁸ 一方、米国では、サーベイデータの有用性について、否定的な結果がみられる。Dyman and Elmendorf (2001)は、実質 GDP の各コンポーネントの改定幅を被説明変数、消費者コンフィデンス、株価、金利、失業率などを説明変数とする回帰分析を行い、ほとんどの場合で有意な説明力はなかったと報告している。また、Croushore (2004)は、消費者コンフィデンス指標を用いても、個人消費のリアルタイム予測の精度が改善しなかったと報告している。

いないため断定的なことはいえないが、93SNA への移行などによって下方改定されやすくなったとは先見的にいえないため、下方改定よりは上方改定の方が可能性は高そうであると結論付けられる。

以上をまとめると、まず、GDP の改定幅は、確報化、確々報化、1 回目の基準改定だけではなく、2 回目の基準改定以降でも大きいことが確認された。このことは、2000 年代といった最近の計数が、今後大きく改定されていくことが十分にありうることを示唆している。また、実質 GDP の改定幅は、リアルタイム値やサーベイデータによってある程度予測でき、2000 年代の計数は上方改定される可能性がどちらかといえば高いことがわかった。

6 . 結論

労働生産性を算出するには、付加価値、就業者数、労働時間の統計が必要である。こうした統計は事後的に改定されるため、労働生産性の算出結果も改定されることになる。本稿では、SNA を用いて算出した日本の労働生産性の事後改定について分析するため、統計の作成方法を踏まえたうえで基礎統計の動向を詳細に調査したほか、回帰分析も行った。主な結論は以下のとおりである。

第 1 に、SNA の改定は、確報化、確々報化、1 回目の基準改定だけでなく、2 回目の基準改定以降でも大きい。こうした改定を経て、労働生産性の前年比の最新値までの改定幅は、1 %ポイント以上に達することも多い。

第 2 に、労働生産性は、過去平均的に上方改定されており、前年比の改定幅は平均 0.4%ポイント程度である。ただし、過去の上方改定には、国勢調査における無回答者の増加に伴う統計精度の劣化も一部影響している。

第 3 に、労働生産性の改定は、国勢調査や就業構造基本調査などの基礎統計の動きをみれば、ある程度予測できる。また、GDP に関する回帰分析の結果は、リアルタイム値が低いときや業況がよいときに、上方改定されやすい可能性を示唆している。

以上の結果に基づくと、2000 年以降の労働生産性は、SNA のデータのほとんどが基準改定を高々 1 回しか経ていないことから、今後大きく改定されていく可能性が高いことになる。また、SNA 就業者数の推計方法が変わらない限りは、無回答者が急増している 2005 年の国勢調査が今後 SNA に反映されるため、上方改定される可能性が高い。国勢調査の影響は、統計精度の劣化の影響を大きく受けたものではあるが、GDP がそもそも過去平均的に上方改定されているこ

ともあり、国勢調査の影響を除いても、下方改定よりは上方改定の可能性の方がどちらかといえば高いといえる。

日本の生産性に関するサーベイ論文である亀田 (2009)によると、既存の実証研究の多くは、2000 年以降に生産性の上昇率が高まったことを指摘している。こうした計測結果について、亀田 (2009)は、既存研究の多くが、2008 年後半以降の景気が急激に落ち込んだ局面のデータを用いておらず、データの蓄積を待って再評価することが必要であると述べている。既存研究のいくつかは、景気循環要因を調整して生産性のトレンドを計測しており、データが蓄積されても結果が大きく変わらない可能性もある。もっとも、亀田 (2009)は、こうした調整が難しいことも指摘している。そうであれば、景気が急激に落ち込んだ分の一定程度が生産性のトレンドの低下として識別され、生産性のトレンドの計測結果が下方修正されることになる。

一方、本稿の分析は、統計の遡及改定の影響に限って考えれば、2000 年代の生産性の計測結果は、下方改定よりも上方改定される可能性が高いことを示唆している。本稿の分析は、労働生産性に関するものである一方、先行研究が主に TFP に注目しているといった違いがあることを割り引く必要はあるが、こうした議論にも一定の貢献ができたと考えられる。

いずれにせよ、統計の改定の影響が大きいことは間違いなく、生産性を計測し、これに基づいて議論する際には、改定の可能性を無視してはならないと結論づけられる。また、近年の生産性上昇率のトレンドに関しては、亀田 (2009)が指摘するデータ延長の影響と、本稿が指摘する統計の遡及改定の影響の双方を勘案したうえで最終的に評価していくことが適当であろう¹⁹。

¹⁹ Orphanides (2003)は、GDP ギャップの計測では、データ延長の影響の方が、統計の遡及改定の影響よりも大きいと結論付けている。もっとも、この結果には、GDP のトレンドを推計したうえで、このトレンドからの GDP の乖離率として算出する GDP ギャップ特有の推計方法が影響している。すなわち、統計が遡及改定された場合、GDP とそのトレンドが同じ方向に改定されるため、乖離率の改定は抑制されることになる。一方、本稿で議論したような、生産性上昇率のトレンドの計測結果は、統計の遡及改定に伴って、大きく改定されうる。

(参考文献)

亀田制作(2009)「わが国の生産性を巡る論点～2000年以降の生産性動向をどのように評価するか～」、東京大学金融教育センター・日本銀行調査統計局共催第3回コンファレンス「2000年代のわが国生産性動向 計測・背景・含意」導入セッション報告論文

河越正明(2007)「経済成長率の事後修正に関する一考察—実質GDPのリアル・タイム・データによる分析—」、内閣府経済社会総合研究所国民経済計算部編『季刊国民経済計算』No.134、14～19頁

黒田昌裕・新保一成・野村浩二・小林信行(1997)『KEOデータベース—産出及び資本・労働投入の測定—』、KEO Monograph Series No.8
(<http://www.sanken.keio.ac.jp/publication/KEO-mono/08/index.html>)

経済企画庁(2000)「93SNA推計手法解説書(暫定版)」
(<http://www.esri.cao.go.jp/jp/sna/001115/suikai.html>)

厚生労働省(2008)『平成20年労働経済の分析』、221頁

小巻泰之(2002)「Real-Time データによるGDPギャップの推定の不確実性」、日本大学ワーキングペーパーシリーズ 02-01

——(2003)「景気指標の不確実性—Real-Time データによるGDPギャップの推定—」、浅子和美・福田慎一編『景気循環と景気予測』、東京大学出版会、311～335頁

——(2005)「GDP速報値における予測誤差と計測誤差」、『国民経済雑誌』第191巻、神戸大学経済経営学会、1～15頁

関野秀峰(2007)「GDP成長率の改定の要因分析—Mankiw-Shapiroの方法による分析—」、『季刊国民経済計算』No.134、内閣府経済社会総合研究所国民経済計算部、20～26頁

総務省統計局(2009)「平成22年国勢調査の実施に向けて(検討状況報告)」
(<http://www.stat.go.jp/data/kokusei/2010/kentouhoukoku/index.htm>)

徳井丞次・牧野達治・高橋陽子(2007)「労働部門の推計方法」、『JIPデータベース2006・データ解説編』、経済産業研究所
(<http://www.rieti.go.jp/jp/database/d05.html>)

内閣府 (2007) 「SNA推計手法解説書(平成19年改訂版)」

(<http://www.esri.cao.go.jp/jp/sna/071011/suikai.html>)

深尾京司・権赫旭(2007)「JIPデータベース2006 産業連関表年次系列の作成について」、『JIPデータベース2006・データ解説編』、経済産業研究所

(<http://www.rieti.go.jp/jp/database/d05.html>)

——・宮川努(2008)『生産性と日本の経済成長：JIPデータベースによる産業・企業レベルの実証分析』、東京大学出版会

Anderson, Richard G. (2006), “Replicability, Real-Time Data, and the Science of Economic Research: FRED, ALFRED, and VDC,” *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, January/February, 88(1), pp. 81-93.

——, and Kevin L. Kliesen (2005), “Productivity Measurement and Monetary Policymaking During the 1990s,” Federal Reserve Bank of St. Louis Working Paper Series 2005-067A, Federal Reserve Bank of St. Louis.

Ashley, James, Ronnie Driver, Simon Hayes, and Christopher Jeffery (2005), “Dealing with Data Uncertainty,” *Bank of England Quarterly Bulletin*, Spring, pp. 23-29.

Braun, R. Anton, Julien Esteban-Pretel, Toshihiro Okada, and Nao Sudou (2006), “A Comparison of the Japanese and U.S. Business Cycles,” *Japan and the World Economy*, 18, pp. 441-463.

Castle, Jennifer, and Colin Ellis (2002), “Building a Real-time Database for GDP(E),” *Bank of England Quarterly Bulletin*, February, pp. 42-49.

Croushore, Dean (2004), “Do Consumer Confidence Indexes Help Forecast Consumer Spending in Real Time?” Deutsche Bundesbank Discussion Paper Series 1 No. 27/2004, Deutsche Bundesbank.

—— (2009), “Literature on Real-time Data Analysis,” mimeo.

——, and Tom Stark (2001), “A Real-time Data Set for Macroeconomists,” *Journal of Econometrics*, 105, pp. 111-30.

Cunningham, Alastair, Jana Eklund, Christopher Jeffery, George Kapetanios, and Vincent Labhard (2007), “A State Space Approach to Extracting the Signal from Uncertain Data,” Bank of England Working Paper No. 336.

Dynan, Karen E., and Douglas W. Elmendorf (2001), “Do Provisional Estimates of Output Miss Economic Turning Points?” Finance and Economics Discussion Series 2001-52, Board of Governors of the Federal Reserve System.

Edge, Rochelle M., Thomas Laubach, and John C. Williams (2007), “Learning and Shifts in Long-run Productivity Growth,” *Journal of Monetary Economics*, 54, pp. 2421-2438.

Faust, Jon, John H. Rogers, and Jonathan H. Wright (2005), “News and Noise in G7 GDP Announcements,” *Journal of Money, Credit and Banking*, 37, pp. 403–20.

Fueki, Takuji and Takuji Kawamoto (2008), “Does Information Technology Raise Japan’s Productivity?” Bank of Japan Working Paper Series 08-E-8, Bank of Japan.

Fukao, Kyoji, Sumio Hamagata, Tsutomu Miyagawa, and Konomi Tonogi (2007), “Intangible Investment in Japan: Measurement and Contribution to Economic Growth,” RIETI Discussion Paper Series 07-E-034, Research Institute of Economy Trade and Industry.

Giannone, Domenico, Jerome Henry, Magdalena Lalik and Michele Modugno (2010), “An Area-wide Real-time Database for the Euro Area,” Working Paper Series No. 1145, European Central Bank.

Greenspan, Alan (2007), *The Age of Turbulence: Adventures in New World*, The Penguin Press. (邦訳：「波乱の時代」 山岡洋一・高遠裕子訳、日本経済新聞出版社)

Hayashi, Fumio, and Koji Nomura (2005), “Can IT be Japan’s savior?” *Journal of the Japanese and International Economies*, 19, pp. 543-567.

——, and Edward C. Prescott (2002), “The 1990s in Japan: A Lost Decade,” *Review of Economic Dynamics*, 5, pp. 206-235.

Jorgenson, Dale W., and Koji Nomura (2005), “The Industry Origins of Japanese Economic Growth,” *Journal of the Japanese and International Economies*, 19, pp. 482-542.

Kamada, Koichiro (2004), “Real-time Estimation of the Output Gap in Japan and Its Usefulness of Inflation Forecasting and Policymaking,” Deutsche Bundesbank Discussion Paper Series 1 No. 14/2004, Deutsche Bundesbank.

Mankiw, N. Gregory, and Matthew D. Shapiro (1986), “News or Noise: An Analysis of GNP Revisions,” *Survey of Current Business*, 66 (5), United States Department of Commerce, pp. 20-25.

Newey, Whitney K., and Kenneth D. West (1987), “A Simple Positive Semi-definite Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix,” *Econometrica* 55 (3), pp. 703-778.

Orphanides, Athanasios (2003), “The Quest for Prosperity without Inflation,” *Journal of Monetary Economics*, 50, pp. 633-663.

Sleeman, Cath (2006), “Analysis of Revisions to Quarterly GDP – A Real-time Database,” *Reserve Bank of New Zealand Bulletin*, 69 (1), Reserve Bank of New Zealand, pp. 31-44.

Woodward, Bob (2000), *Maestro: Greenspan’s Fed and the American Boom*, Simon and Schuster.

表 1 : 生産性を計測した先行研究の利用統計

先行研究	就業者数	労働時間	実質付加価値
Braun, et al. (2006)	労働力調査	毎月勤労統計	SNA
厚生労働省 (2008)	労働力調査	毎月勤労統計	SNA
Hayashi and Prescott (2002)	SNA	毎月勤労統計	SNA
Fueki and Kawamoto (2008)	SNA	SNA、毎月勤労統計	SNA
Fukao, et al. (2007)	JIP	JIP	JIP
深尾・宮川 (2008)	JIP	JIP	JIP
Jorgenson and Nomura (2005)	KEO	KEO	KEO
Hayashi and Nomura (2005)	KEO	KEO	KEO

注 : 「JIP」は Japan Industrial Productivity Database、「KEO」は Keio Economic Observatory Database の略である。

表 2 : 労働生産性の前年比の改定要因

	労働生産性	実質GDP	労働投入	名目GDP	GDPデフ レーター	就業者数	労働時間
平均	0.37	0.17	-0.20	0.19	0.01	-0.19	-0.01
MAR	0.59	0.50	0.22	0.49	0.25	0.20	0.05
RMSR	0.81	0.65	0.32	0.62	0.32	0.28	0.08
最大値	1.97	1.89	0.11	1.25	0.79	0.04	0.13
最小値	-1.02	-1.00	-0.69	-0.69	-0.64	-0.54	-0.25

注：この表は、労働生産性、実質GDPといった各変数の改定幅に関する統計量を報告している。
改定幅は、前年比の「最新値 - リアルタイム値」として算出している。単位はすべて%である。
サンプル期間は1981～2007年度である。MARはMean Absolute Revision、RMSRはRoot Mean Squared Revisionである。

表 3 : 93SNA 導入後における実質 GDP の作成方法の主な変更点

公表日	事由	内容	反映時期	対象期間
2002/8/13	QE 推計方式の変更	需要側統計に加えて、供給側統計も利用した推計方法に変更。	2002/2Q の 1 次 QE 公表時	1994/1Q 以降
2002/10/18	移動体通信装置の配分率の改定	移動体通信装置の総固定資本形成への割当の一部を中間消費に割当。	2002/3Q の 1 次 QE 公表時	1996 年以降
2004/11/18	実質化手法の連鎖方式への移行	GDP デフレーター の算出方法を、固定基準年方式から連鎖方式に変更。	2004/3Q の 2 次 QE 公表時	1994 年以降
2004/12/2	家計最終消費支出の推計方法変更	需要側補助系列の推計で用いている家計調査の各品目の一部を「家計消費状況調査」の利用に切り替え。	2004/3Q の 2 次 QE 公表時	2002/1Q 以降
2005/12/2	家計最終消費支出の推計方法変更	基礎統計の改編に伴い推計が困難となった農家世帯の消費支出の推計を取り止め。	2004 年度確報公表時	記載なし
	ソフトウェア計上方法変更	「受注型」に加えて「パッケージ型」の取得も総固定資本形成に計上。		
	一般政府の固定資本減耗の推計方法改定	名目投資額の評価方法を取得価格ベース（簿価）に代えて、ストック勘定の推計から算出される再調達価格ベース（時価）を採用。		
2006/12/1	住宅賃貸料の推計の精緻化	国内家計最終消費支出の一部である住宅賃貸料の推計方法の見直し。	2005 年度確報公表時	2004 年以降
2007/7/31	1 次 QE における在庫投資の推計方法変更	原材料在庫投資及び仕掛品在庫投資の原系列の 1 次 QE 推計で、水準横這いとこの仮定に代えて、季節調整で利用している ARIMA モデルを用いる方法を採用。	2007/2Q の 1 次 QE 公表時	2007/8/13 以降の公表分の 1 次 QE
2008/9/5	リース会計導入への対応	法人季報におけるリース業の有形固定資産新設額及び有形固定資産残高から、会計基準改正の影響を除去する方法に変更。	2008/2Q の 2 次 QE 公表時	2008/2Q 以降
2009/7/8	遡及推計の実施	1980～1995 年の SNA 各系列について、基準改定と連鎖方式への移行を実施したほか、ここまでの一連の推計方法の見直しを反映。	2009/7/8	1980～1995 年

表4：GDP前年比の改定段階別の改定状況

(a) 実質GDP

		速報 最新					2回目の基準改定後
		速報	確報	確報	確々報	確々報 1回 目の基準改定	
平均	0.12	-0.07	0.25	-0.08	-0.21	0.15	
MAR	0.95	0.49	0.42	0.44	0.56	0.60	
RMSR	1.19	0.66	0.65	0.57	0.74	0.90	
最大値	2.77	2.04	2.50	1.16	1.56	3.00	
最小値	-2.70	-2.12	-1.10	-1.55	-2.76	-2.54	

(b) 名目GDP

		速報 最新					2回目の基準改定後
		速報	確報	確報	確々報	確々報 1回 目の基準改定	
平均	0.16	-0.04	0.17	0.11	-0.02	0.02	
MAR	0.84	0.37	0.30	0.32	0.46	0.53	
RMSR	1.10	0.50	0.50	0.43	0.66	0.78	
最大値	2.67	2.01	2.27	0.98	1.48	2.69	
最小値	-3.25	-1.47	-0.61	-1.68	-2.78	-2.81	

注：(a)と(b)は、それぞれ実質GDPと名目GDPについて、前年比の改定幅に関する統計量を報告している。単位はすべて%である。各統計量は、速報値から確報値（「速報 確報」）、確報値から確々報値（「確報 確々報」）といった改定段階別に報告している。確報化以前に1回目の基準改定が実施された場合は「速報 確報」、確々報化と1回目の基準改定が同時に実施された場合は「確報 確々報」に含めている。サンプル期間は1981/1Q～2009/3Qである。MARはMean Absolute Revision、RMSRはRoot Mean Squared Revisionである。

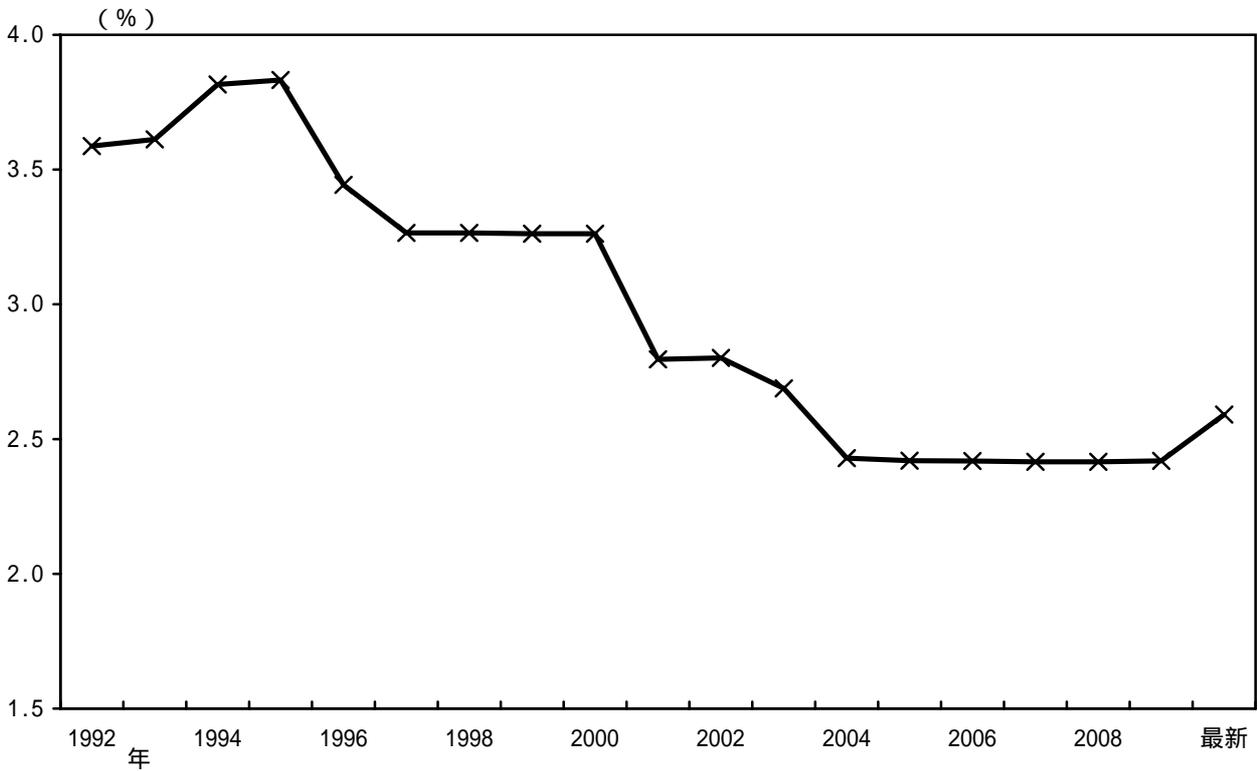
表5：GDPの改定幅に対するサーベイデータ等の予測力

		定数項	リアルタイム値	業況判断 D.I.	ダミー	修正R ²	DW
実 質	(a) 速報値	0.08 (0.27)	-0.41 (0.10) ***	-	-	0.23	2.36
	(b) 確報値	0.10 (0.23)	-0.31 (0.10) ***	-	-	0.14	2.39
	(c) 速報値	0.08 (0.26)	-0.46 (0.11) ***	0.032 (0.012) ***	-	0.25	2.37
	(d) 確報値	0.10 (0.22)	-0.36 (0.11) ***	0.026 (0.013) **	-	0.15	2.40
	(e) 速報値	0.49 (0.28) *	-0.48 (0.10) ***	0.029 (0.013) **	-1.30 (0.45) ***	0.27	2.43
	(f) 確報値	0.35 (0.27)	-0.38 (0.11) ***	0.026 (0.014) *	-0.84 (0.38) **	0.16	2.41
名 目	(g) 速報値	0.91 (0.31) ***	-0.57 (0.10) ***	0.064 (0.017) ***	-2.36 (0.57) ***	0.31	2.40
	(h) 確報値	0.58 (0.30) *	-0.41 (0.12) ***	0.047 (0.018) **	-1.46 (0.50) ***	0.16	2.39

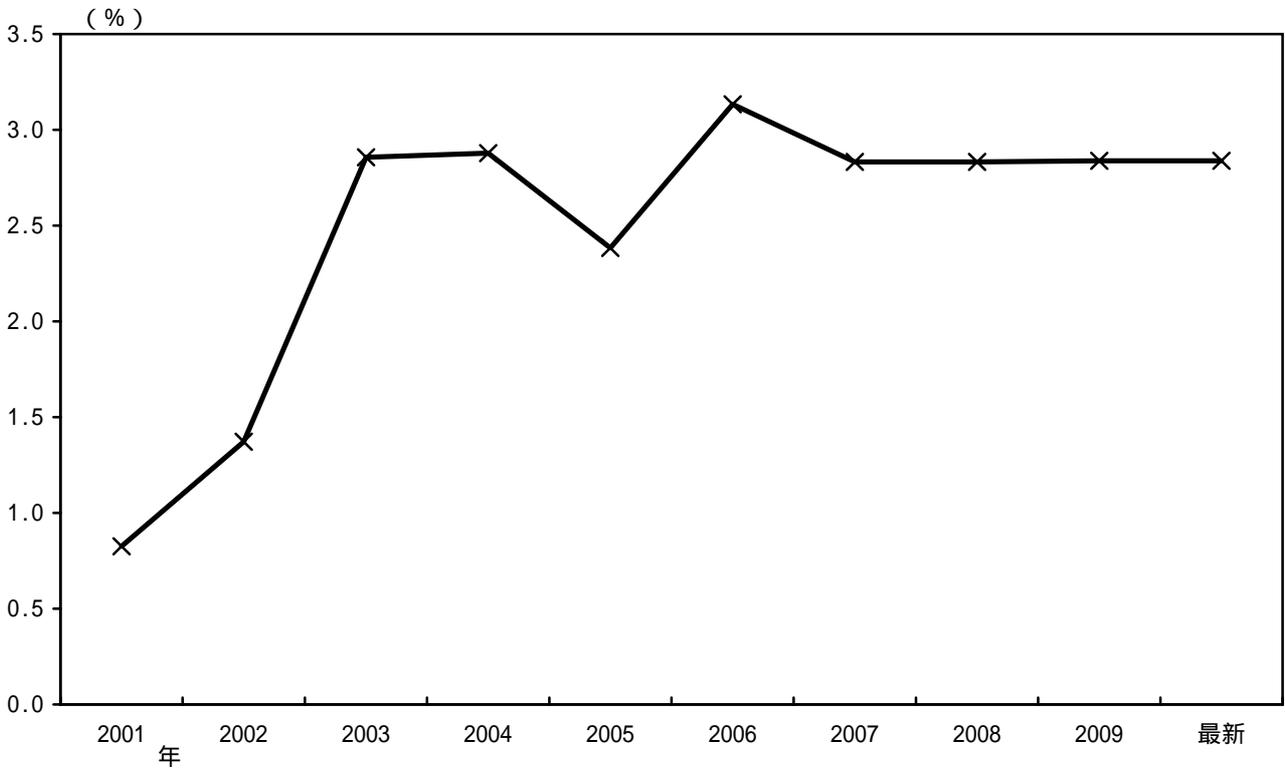
注：この表は、GDPの季節調整済み前期比年率値の改定幅を被説明変数とする回帰分析の結果を報告している。改定幅は、「最新値 - リアルタイム値」として算出している。(a) ~ (f) は実質GDP、(g) と (h) は名目GDPを用いている。リアルタイム値として、(a)、(c)、(e)、(g) は速報値、(b)、(d)、(f)、(h) は確報値を用いている。前者では1980/2Q ~ 2009/3Q、後者では1980/2Q ~ 2009/1Qを推計期間としている。説明変数として、(a) と (b) は定数項とリアルタイム値の推計期間中平均からの乖離幅、(c) ~ (h) はさらに業況判断D.I.の推計期間中平均からの乖離幅を用いており、(e) ~ (h) はさらに2000/2Q以前はゼロ、2000/3Q以降は1となるダミーを用いている。括弧内はNewey and West(1987)の標準誤差である。*は10%水準、**は5%水準、***は1%水準でそれぞれゼロから有意に乖離していることを示している。修正R²とダービン・ワトソン比(DW)も報告している。

図 1：労働生産性の前年比の改定の推移

(a) 1991年度



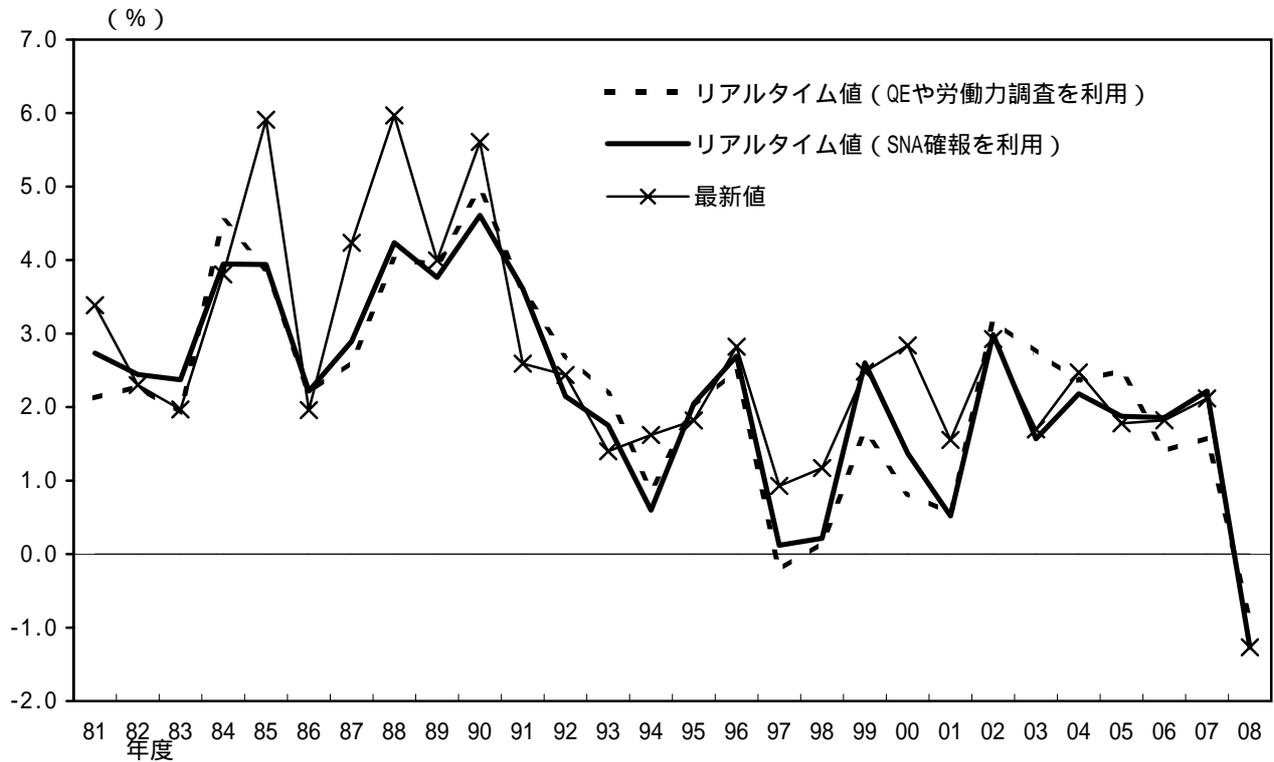
(b) 2000年度



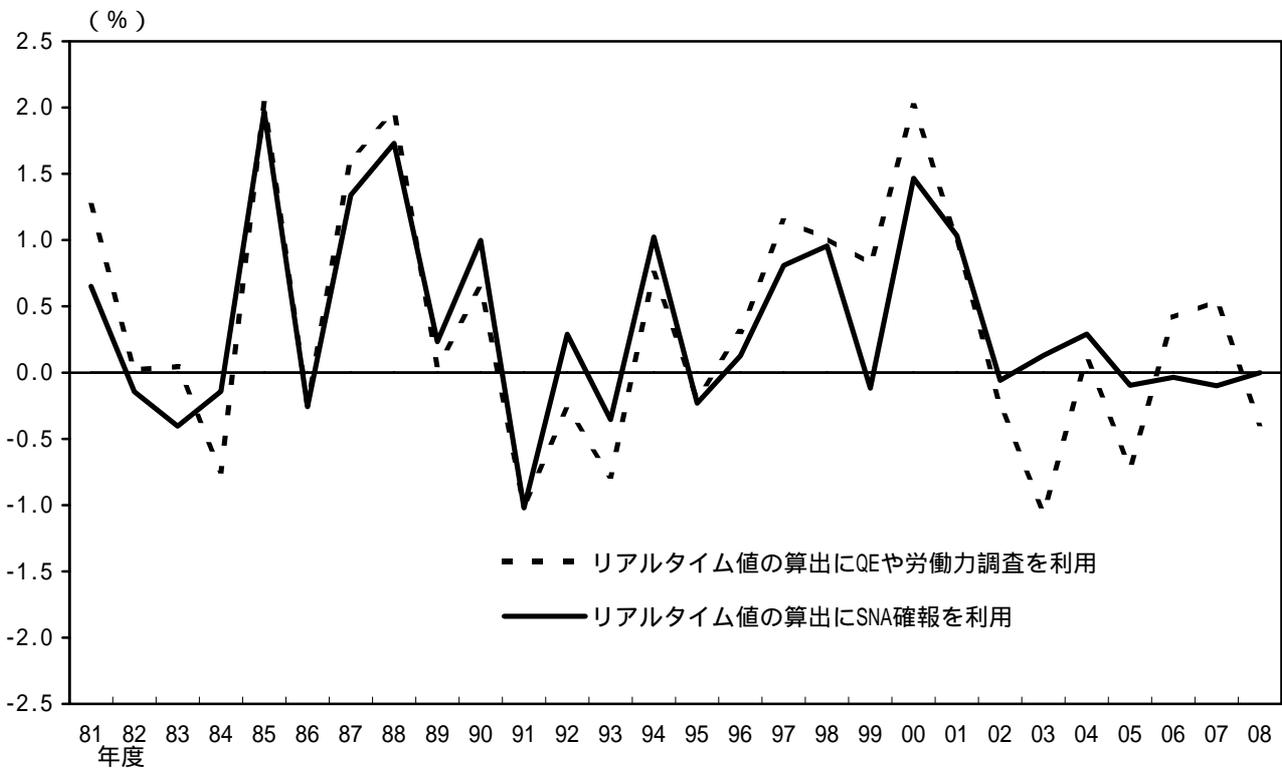
注：(a)と(b)は、それぞれ1991年度と2000年度における労働生産性の前年比について、リアルタイム値から最新値までの改定の推移を示している。単位はすべて%である。リアルタイム値は、横軸の各年ごとに、国民経済計算年報が発行されたころのデータから算出している。ただし、左端の値は、年度末の約3か月後に、QEや労働力調査を用いて算出したものである。また、右端の最新の値は、2009年12月時点のものである。

図2：労働生産性の前年比の改定幅

(a) リアルタイム値と最新値



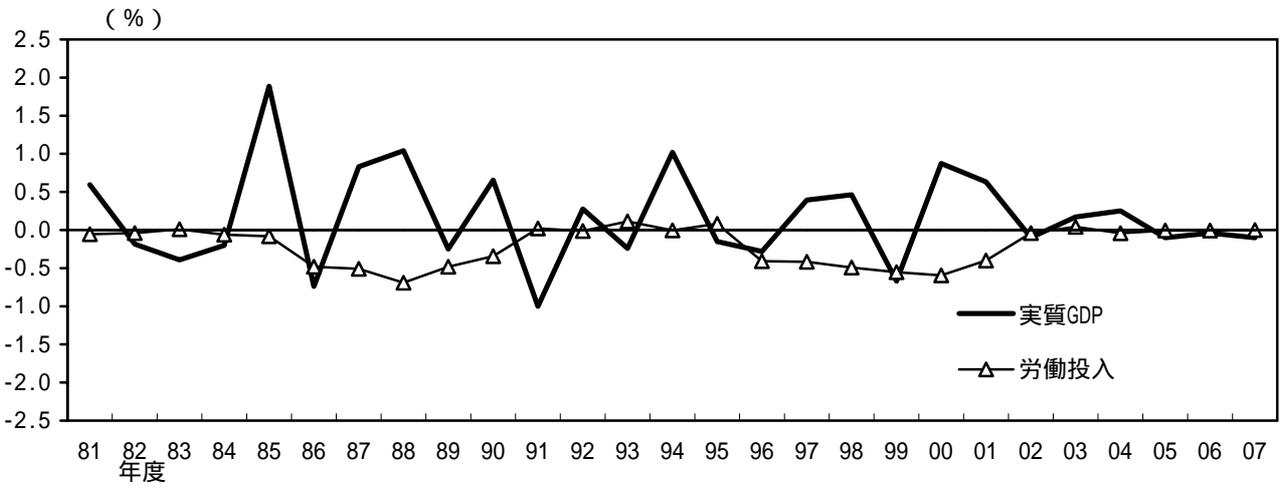
(b) 改定幅



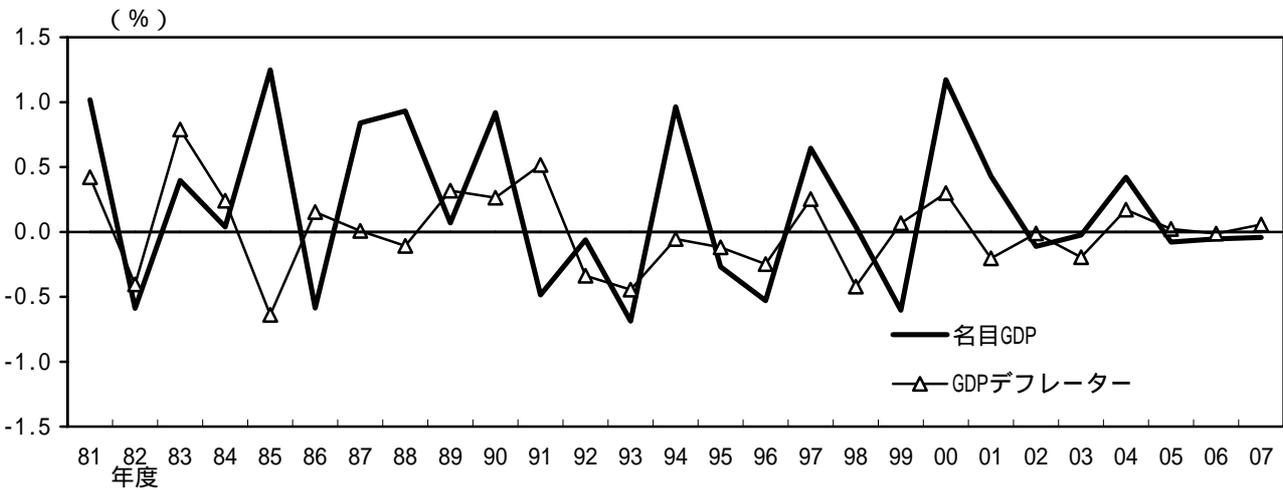
注：(a) の太実線および太破線は労働生産性の前年比のリアルタイム値、細線は最新値である。
 (b) は、「最新値 - リアルタイム値」で算出される改定幅を報告している。太実線はSNA
 確報のGDPや就業者数、太破線はQEのGDPや労働力調査の就業者数を用いて算出したもので
 ある。

図3：各変数の前年比の改定幅

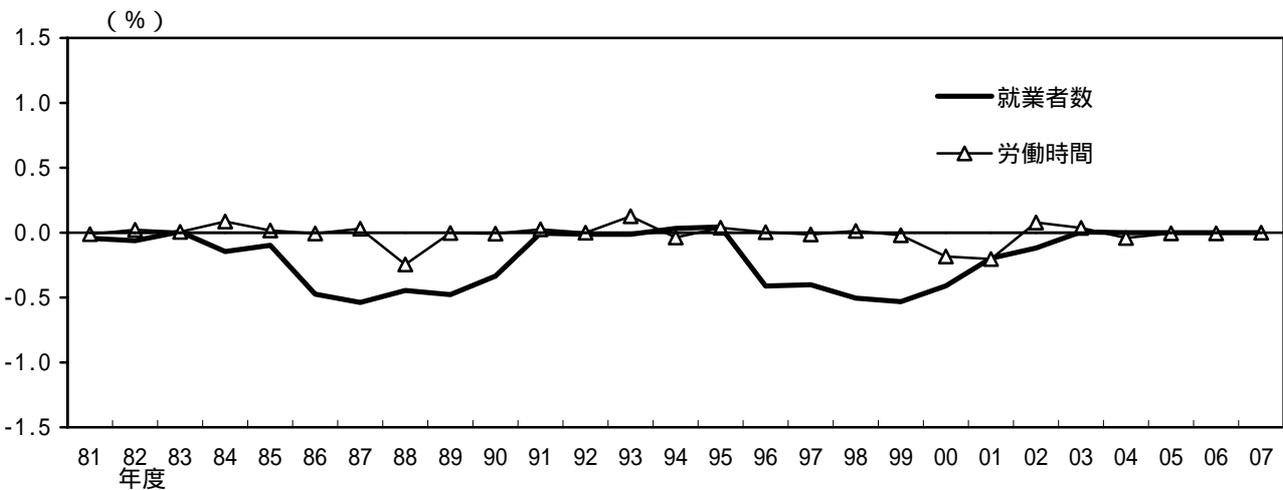
(a) 実質GDPと労働投入の改定幅



(b) 名目GDPとGDPデフレーター改定幅



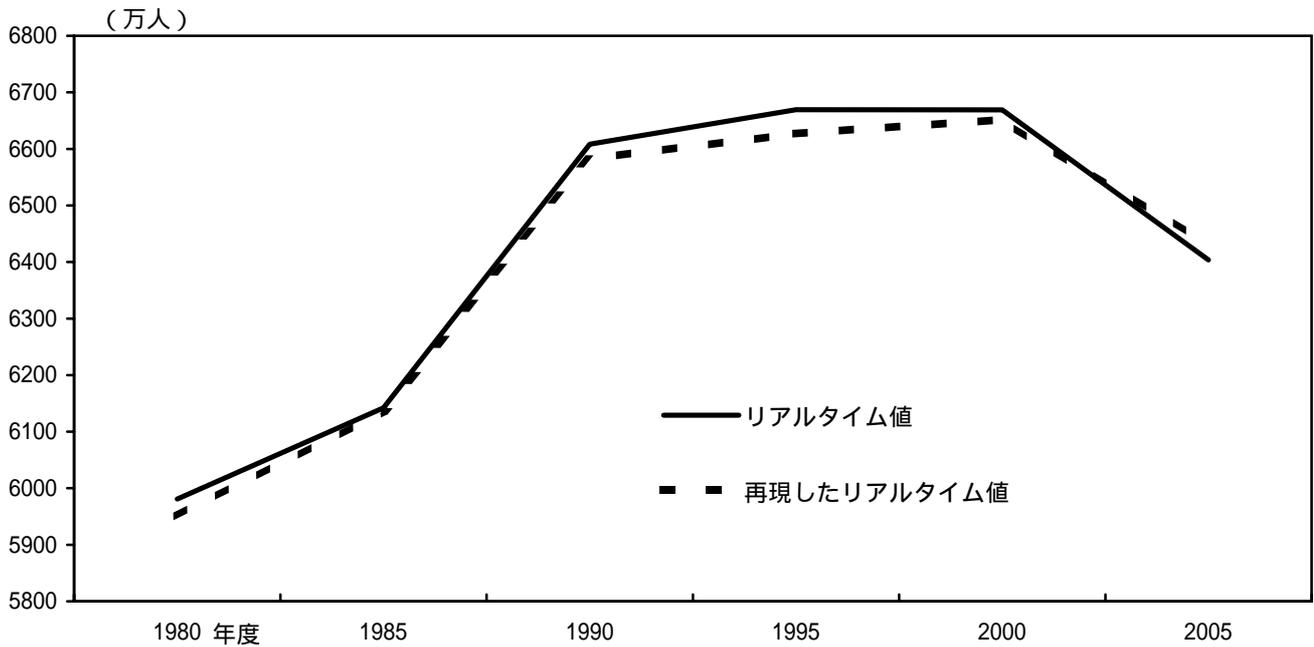
(c) 就業者数と労働時間の改定幅



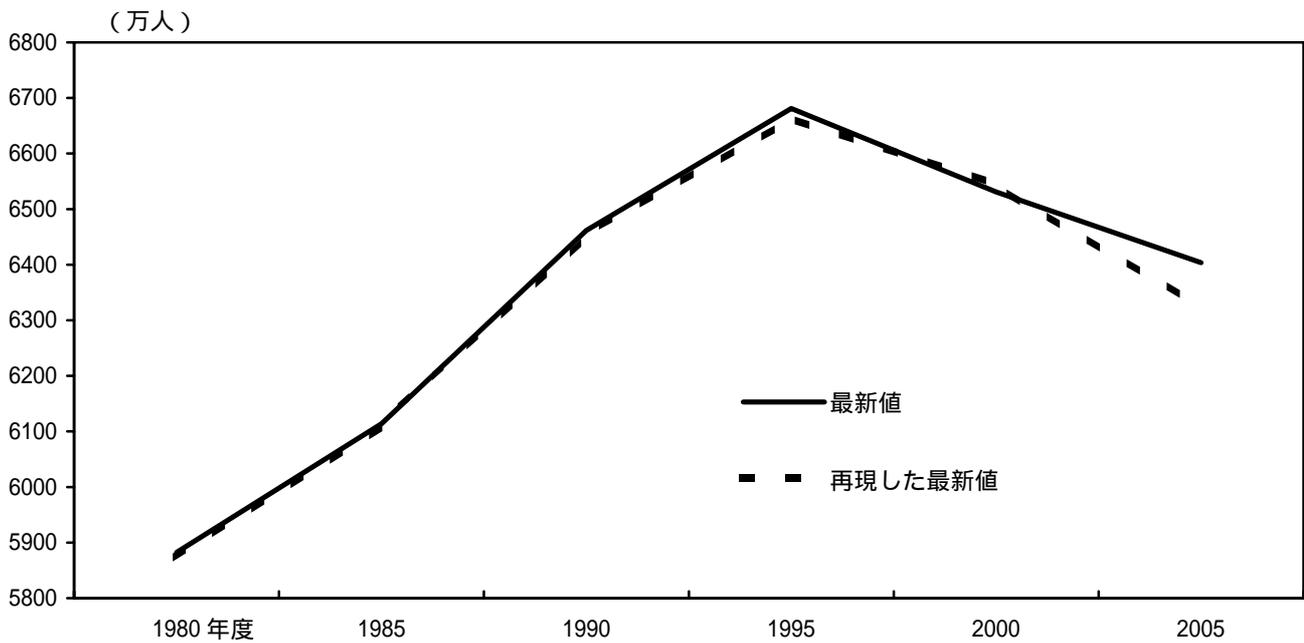
注：この図は、各変数の前年比のリアルタイム値から最新値までの改定幅を報告している。
 (a) の太線と細線はそれぞれ実質GDPと労働投入、(b) は名目GDPとGDPデフレーター、
 (c) は就業者数と労働時間についての改訂幅である。単位はすべて%である。

図4：SNA就業者数の再現

(a) リアルタイム値の再現

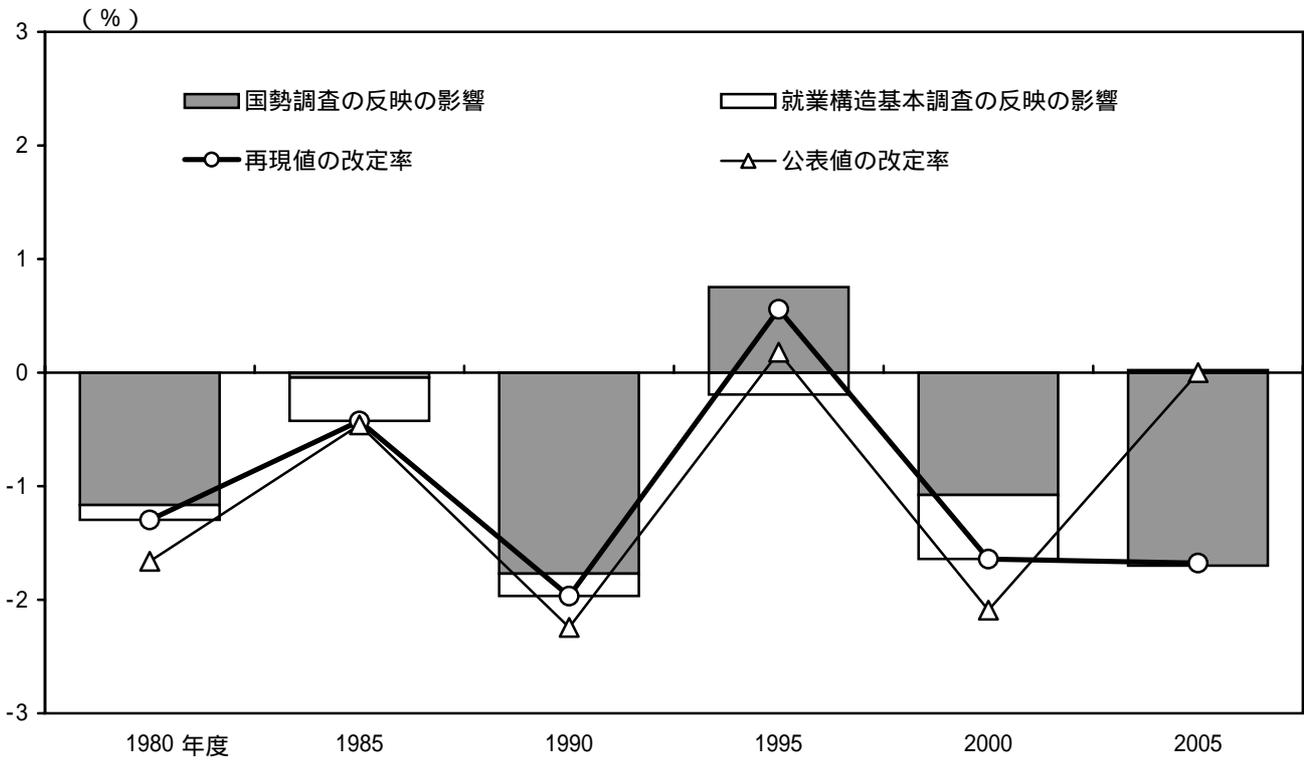


(b) 最新値の再現



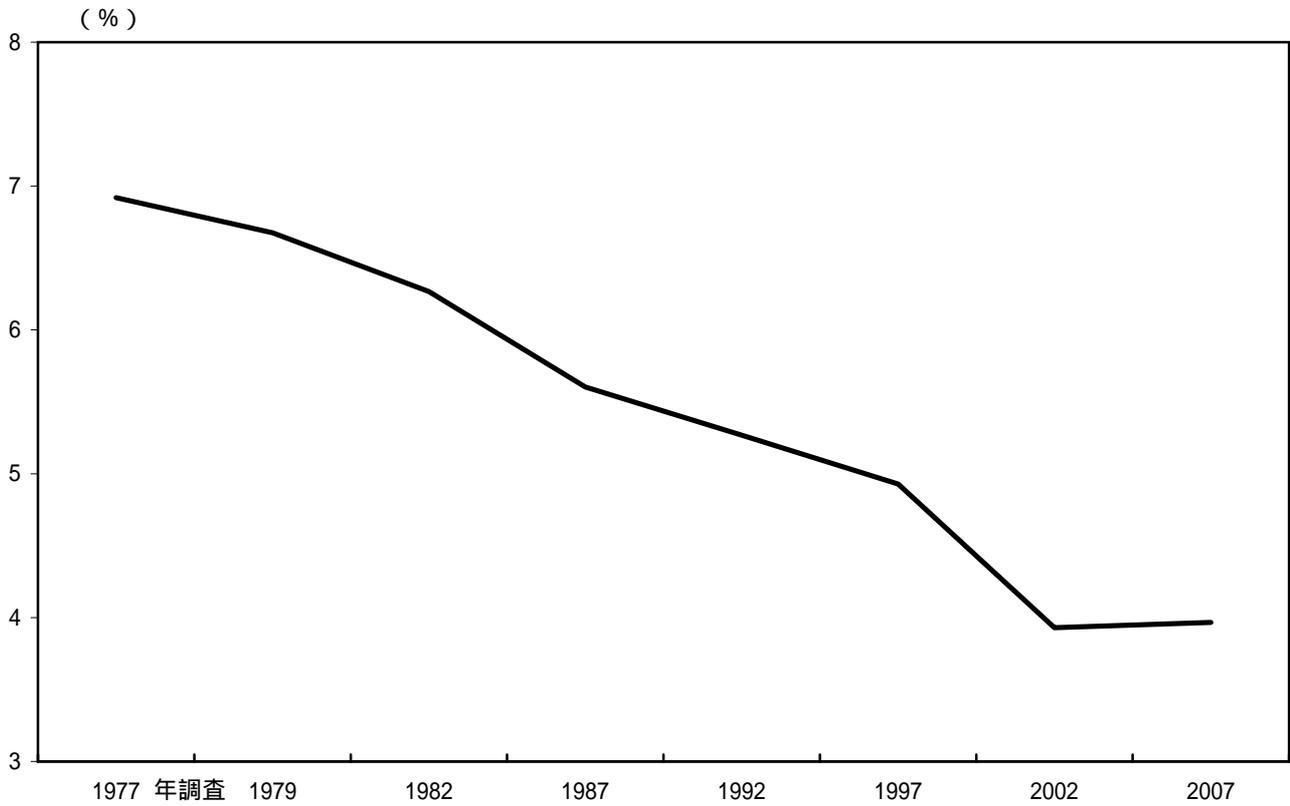
注：実線は、横軸の各年度におけるSNA就業者数の実績である。破線は、内閣府（2007）などの記述にしたがって、一部の基礎統計からSNA就業者数の再現を試みたものである。（a）と（b）は、それぞれリアルタイム値と最新値に関するものである。単位はすべて万人である。

図5：SNA就業者数の改定の要因分解



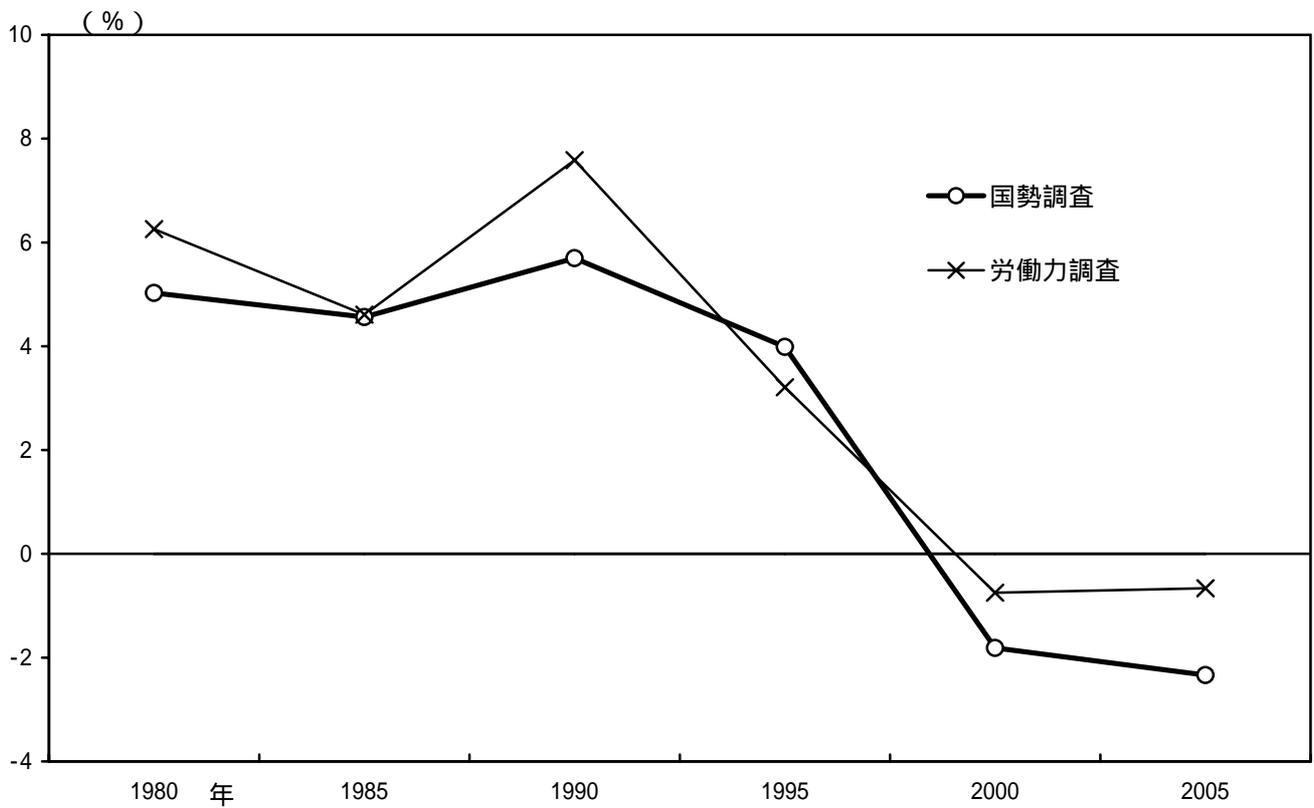
注：細線は、横軸の各年度における、SNA就業者数のリアルタイム値から最新値までの改定率である。太線は、図4で示したSNA就業者数の再現値の改定率である。棒グラフは、本文(4)式に基づいて算出した、再現値の改定率に対する寄与度である。シャドーと白抜きは、それぞれ国勢調査と就業構造基本調査が反映されることの寄与度である。単位はすべて%である。

図6：副業者比率



注：この図は、就業構造基本調査の「副業を有する有業者数 / 有業者数」で算出した副業者比率を報告している。単位は%である。横軸は、就業構造基本調査の調査年である。

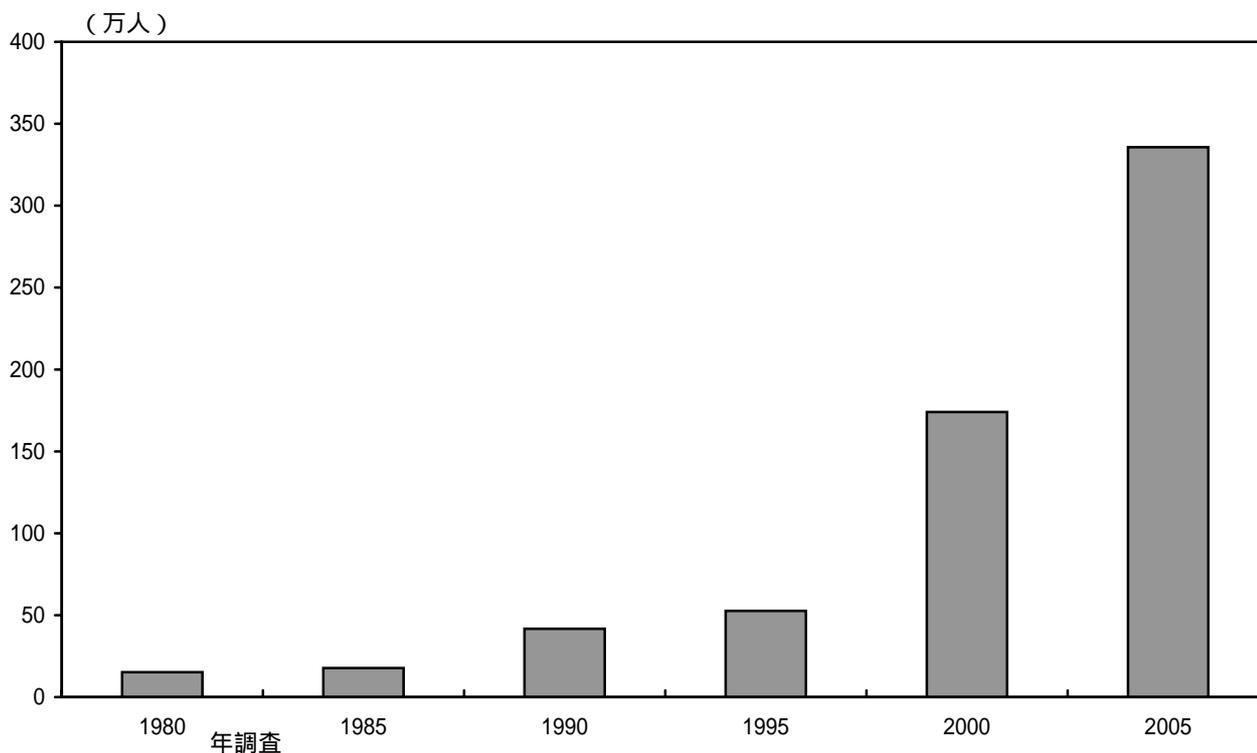
図7：国勢調査と労働力調査における就業者数の伸び率



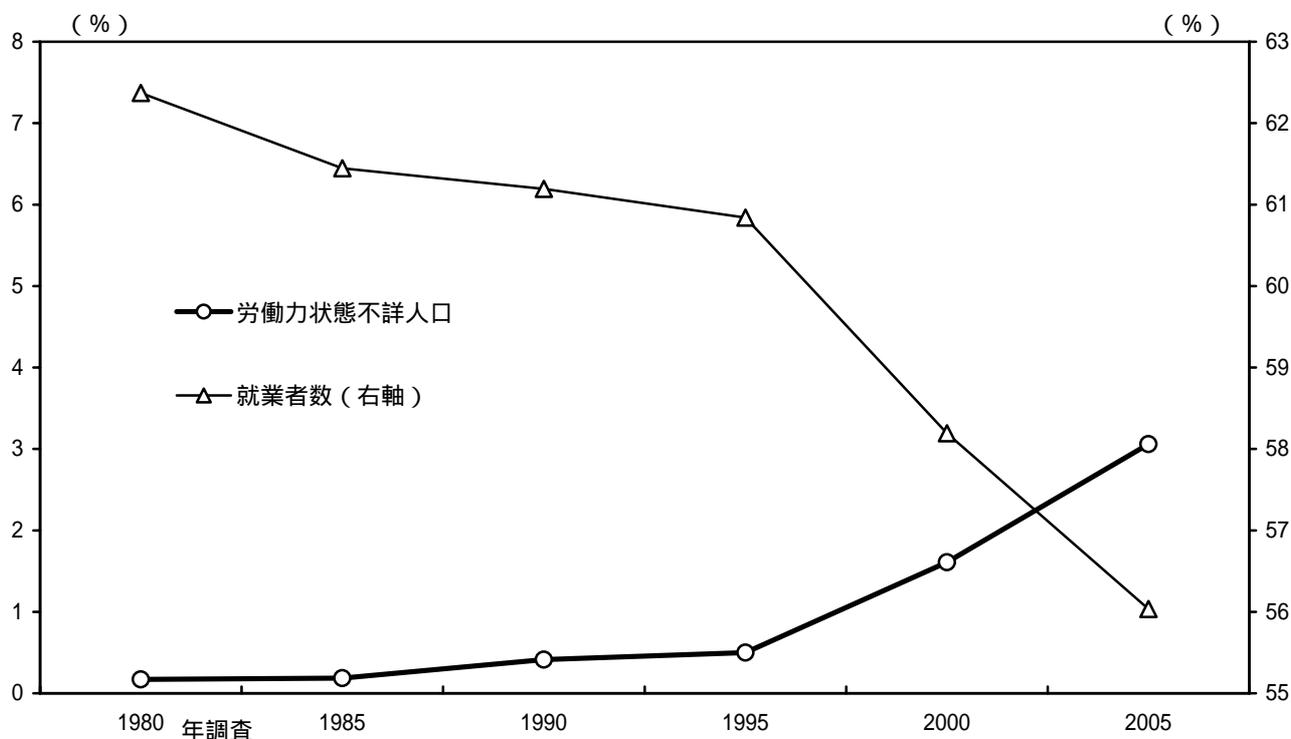
注：太線と細線は、それぞれ国勢調査と労働力調査の就業者数の5年前比である。単位は%である。労働力調査は、9月末調査のものを用いている。

図8：国勢調査における労働力状態不詳人口

(a) 労働力状態不詳人口

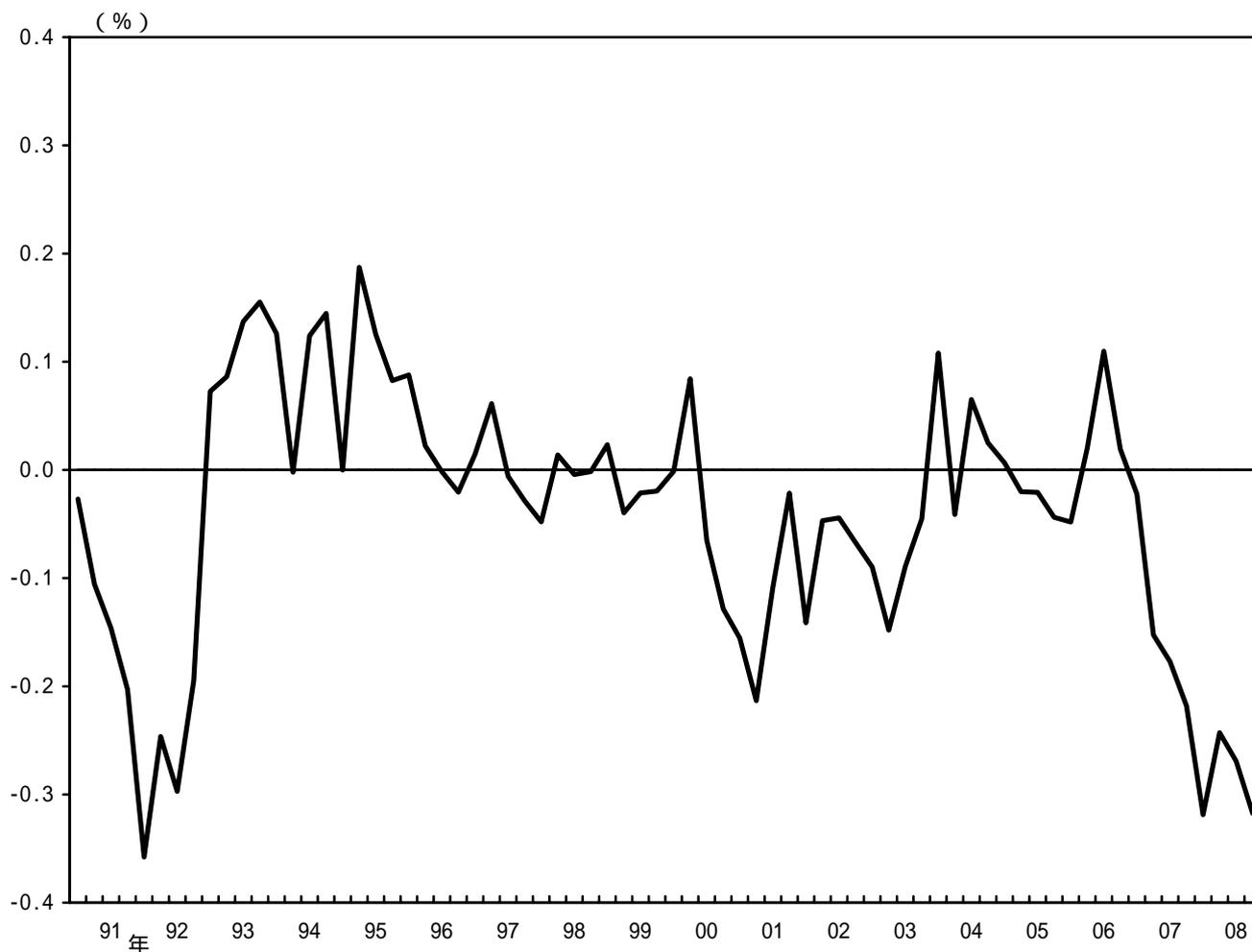


(b) 労働力状態不詳人口と就業者数の15歳以上人口に占める割合



注：(a)は、横軸の国勢調査の各調査年における、労働力状態不詳人口である。単位は万人である。労働力状態不詳人口は、国勢調査の「15歳以上人口 - 就業者数 - 完全失業者数 - 非労働力人口」で算出している。(b)の太線と細線は、それぞれ労働力状態不詳人口と就業者数の対15歳以上人口比率を示している。単位は%であり、太線と細線は、それぞれ左軸と右軸に対応する。

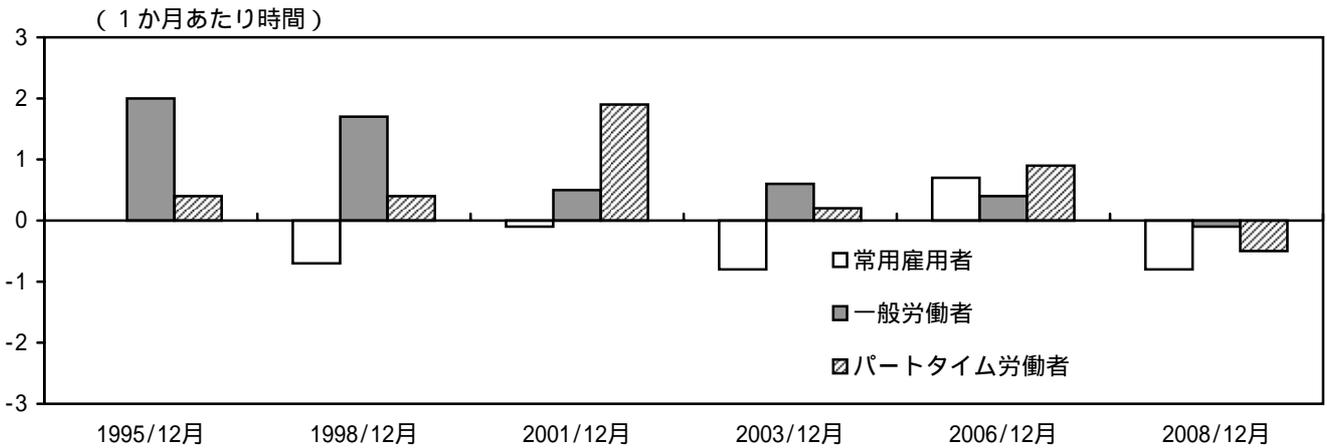
図9：毎月勤労統計の総実労働時間の前年比の改定幅



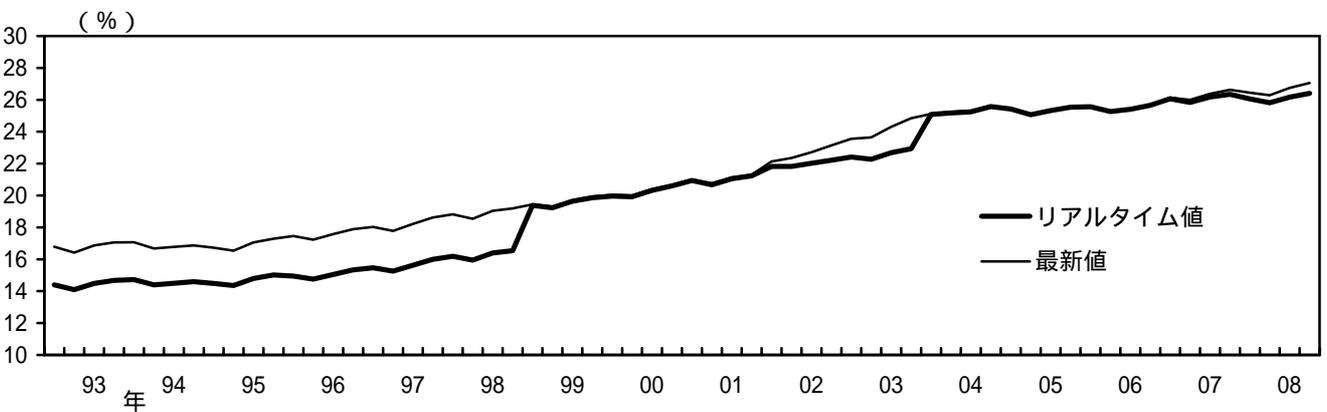
注：この図は、毎月勤労統計の総実労働時間（事業所規模5人以上）の前年比の改定幅を報告している。改定幅は、「最新値 - リアルタイム値」として算出している。単位は%である。

図10：労働時間の改定要因

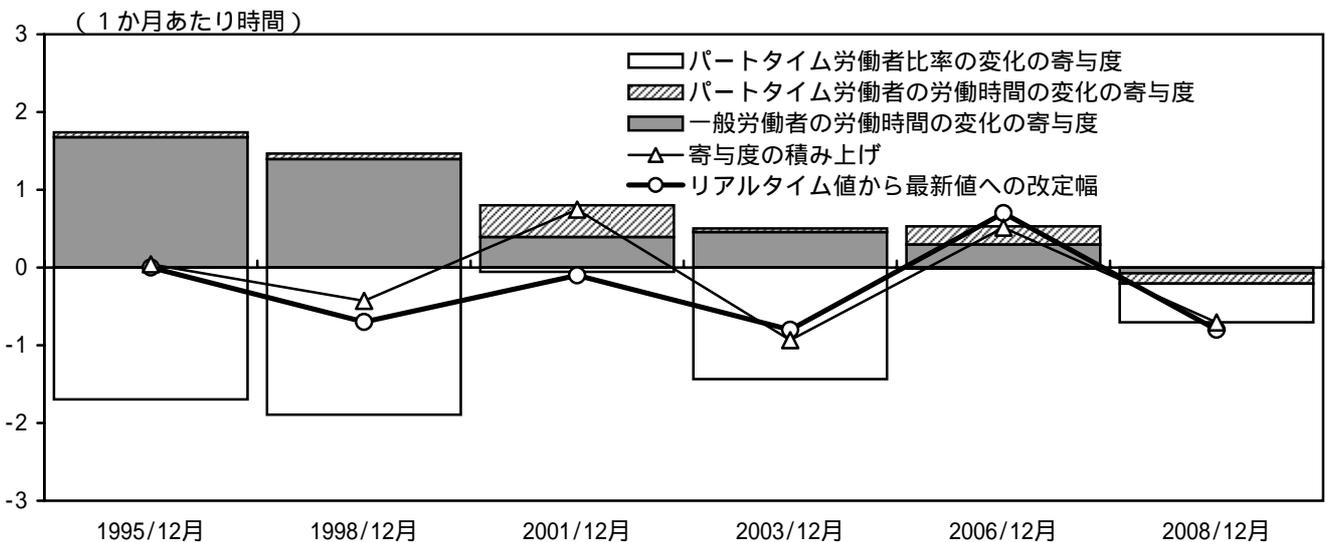
(a) 労働時間のリアルタイム値から最新値への改定幅



(b) パートタイム労働者比率のリアルタイム値と最新値



(c) 労働時間の改定幅の寄与度分解

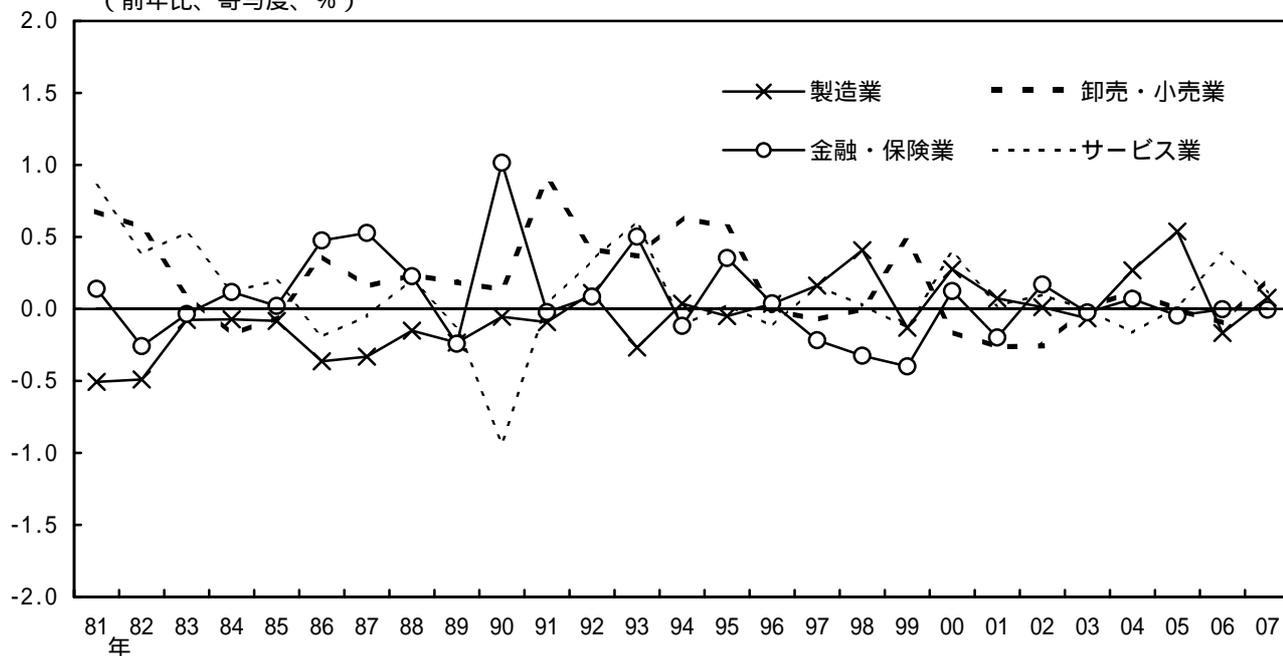


注：(a)は、横軸の各調査月における労働時間のリアルタイム値から最新値までの改訂幅を示している。白抜きは常用雇用者、シャドーは一般労働者、斜線はパートタイム労働者のものである。
 (b)の太線と細線は、それぞれパートタイム労働者比率のリアルタイム値と最新値を示している。
 (c)の太線は、常用雇用者数の労働時間の改訂幅の実績、細線は、本文(5)式で近似的に算出した寄与度の積み上げである。棒グラフは各寄与度を示しており、シャドーは一般労働者の労働時間、斜線はパートタイム労働者の労働時間、白抜きはパートタイム労働者比率の変化の寄与度である。
 (a)と(c)の単位は1か月あたりの時間、(b)の単位は%である。

図11：産業別名目GDPの改定状況

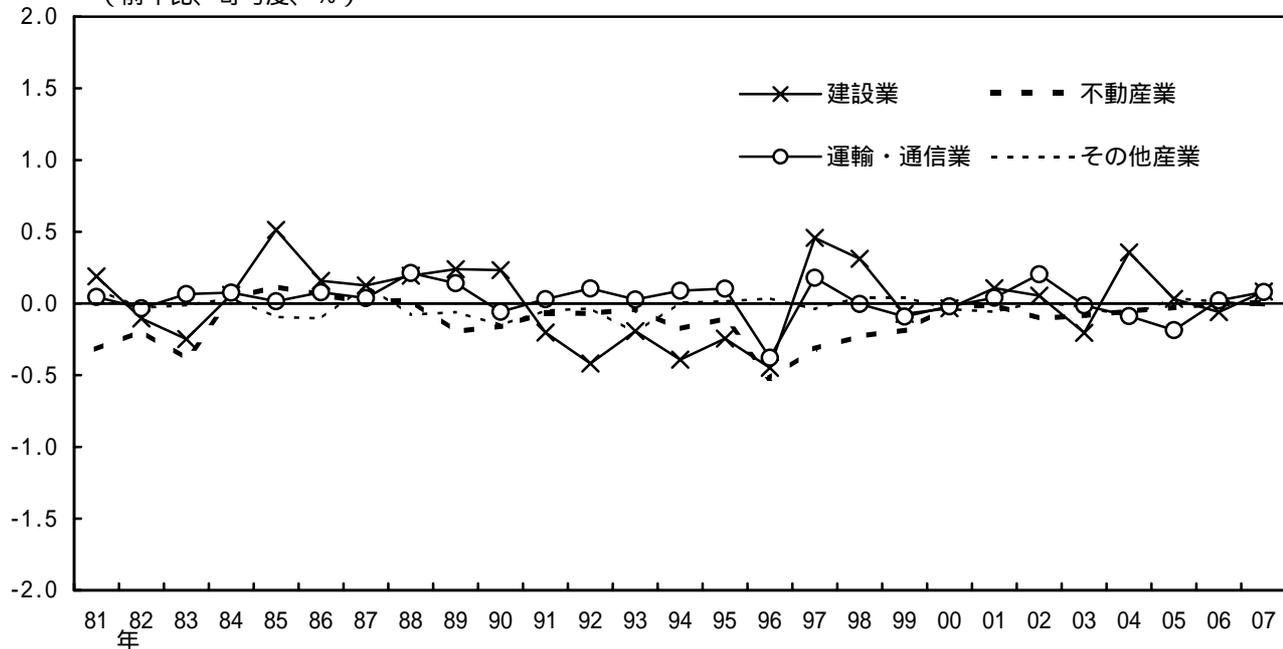
(a) 製造業、卸売・小売業、金融・保険業およびサービス業

(前年比、寄与度、%)



(b) 建設業、不動産業、運輸通信業およびその他の産業

(前年比、寄与度、%)



注：(a)と(b)は、名目GDPの前年比に対する各産業の寄与度の改定幅を報告している。改定幅は、「最新値 - リアルタイム値」で算出している。単位はすべて%である。(a)は製造業、卸売・小売業、金融・保険業、サービス業、(b)は建設業、不動産業、運輸・通信業、「その他産業」の寄与度を示している。(b)の「その他産業」は、農林水産業、鉱業、電気・ガス・水道業の和である。