



BOJ *Reports & Research Papers*

2017年4月

需給ギャップと潜在成長率の見直しについて

日本銀行調査統計局

川本 卓司

尾崎 達哉

加藤 直也

前橋 昂平

本稿の内容について、商用目的で転載・複製を行う場合は、予め日本銀行調査統計局までご相談ください。

転載・複製を行う場合は、出所を明記してください。

2017年4月

日本銀行調査統計局

川本 卓司[†]

尾崎 達哉[‡]

加藤 直也[§]

前橋 昂平^{**}

需給ギャップと潜在成長率の見直しについて*

■要 旨■

本稿では、日本銀行調査統計局が定期的に公表している需給ギャップと潜在成長率について、今般行った見直しの詳細を説明する。今般の見直しは、①GDP統計が基準改定されたこと、②新基準のGDP統計と整合的で、かつ経済的価値の減耗を考慮した資本ストック統計が、新たに利用可能となったこと、③労働や資本といった生産要素のトレンドについて、近年の構造変化を考慮して推計方法を修正したこと、を踏まえたものである。

具体的に推計方法を見直すに当たっては、第1に、労働力率ギャップについて、2012年頃から観察される労働力率の持続的な上昇を、より構造的な変化として把握できるよう、トレンドの推計方法を修正した。第2に、労働時間ギャップについても、近年の人々の働き方の変化などによる労働時間短縮の動きを、より構造的な傾向として捉えられるよう、トレンドの推計方法を見直した。第3に、製造業稼働率ギャップについて、設備の経済的価値の減耗をよりの確に反映するよう、推計方法を修正した。

見直し後の需給ギャップをみると、足もとの水準は従来の推計値から大きく変化していない。また、物価の予測力という観点からみたフィリップス曲線のパフォーマンスも、需給ギャップの見直し前後で大きく変化していない。他方、見直し後の潜在成長率をみると、GDP統計の改定によるTFPの上振れを主因に相応に上方修正されており、足もとの推計値は「0%台後半」と、2000年代前半と比べても遜色ない伸び率となっている。

[†] 日本銀行調査統計局<E-mail: takuji.kawamoto@boj.or.jp>

[‡] 日本銀行調査統計局<E-mail: tatsuya.ozaki@boj.or.jp>

[§] 日本銀行調査統計局<E-mail: naoya.katou@boj.or.jp>

^{**} 日本銀行調査統計局<E-mail: kouhei.maehashi@boj.or.jp>

* 本稿の執筆に当たっては、関根敏隆、中村康治、峯岸誠、一上響の各氏および日本銀行スタッフから有益な助言やコメントを頂いた。新旧ギャップを用いたフィリップス曲線の比較分析は、河田皓史が行ったほか、図表作成および計数作成では、小山優子、原口史子、望月めぐみの各氏にご協力を頂いた。ここに記して感謝の意を表したい。ただし、残された誤りは全て筆者らに帰する。なお、本稿の内容と意見は筆者ら個人に属するものであり、日本銀行の公式見解を示すものではない。

1. はじめに

需給ギャップとは、一国全体の財・サービス市場において、「総需要（実際のGDP）」が、景気循環の影響を均してみた「平均的な供給力（潜在GDP）」からどの程度乖離しているかを示す指標である。潜在成長率とは、潜在GDPの成長率である。これらの概念を生産要素市場からみると、需給ギャップは、労働と資本の稼働率の平均水準からの乖離に等しくなり、潜在成長率は、労働と資本の投入量の平均的な伸びと、それらの利用効率である全要素生産性（TFP）の伸びの和として計算される。需給ギャップや潜在成長率は、中央銀行や国際機関における経済・物価情勢の分析で頻繁に使用されており、日本銀行も、四半期毎に「分析データ」としてこれらの推計値を対外公表¹したうえで、「展望レポート」において、現状の評価と先行きの見通しを記述している。

本稿では、日本銀行調査統計局が定期的に公表している需給ギャップと潜在成長率について、今般行った見直しの詳細を説明する。今般の見直しは、①GDP統計が昨年末の基準改定（08SNAへの対応や確報化も含む）によって遡及改定されたこと²や、②新基準のGDP統計と整合的で、かつ経済的価値の減耗を考慮した資本ストック統計（「固定資本ストック速報」）が、新たに利用可能となったこと、③労働や資本といった生産要素のトレンドについて、近年の構造変化を考慮して推計方法を修正したこと、を踏まえたものである。具体的に推計方法を見直すに当たっては、第1に、労働力率ギャップについて、2012年頃から観察される労働力率の持続的な上昇を、より構造的な変化として把握できるよう、トレンドの推計方法を修正した。第2に、労働時間ギャップについても、近年の人々の働き方の変化などによる労働時間短縮の動きを、より構造的な傾向として捉えられるよう、トレンドの推計方法を見直した。第3に、製造業稼働率ギャップについて、設備の経済的価値の減耗（陳腐化）をよりの確に反映するよう、推計方法を修正した。

以下、第2節では、日本銀行調査統計局における需給ギャップと潜在成長率の推計方法の基本的な考え方について、他機関との相違点に着目しつつ説明する。第3節では、今回の見直しの具体的な内容を説明する。第4節は、見直し

¹ 分析データ「需給ギャップと潜在成長率」は、原則として1、4、7、10月の第3営業日に、本行ホームページ上の以下のURLで公表している。

http://www.boj.or.jp/research/research_data/gap/index.htm/

² GDP統計は、2016年7～9月の2次QEから、従来の2005年基準（1993SNAベース）から、2011年基準（2008SNAベース）へと基準改定が行われた。改定内容の詳細については、内閣府（2017b）を参照。

後の需給ギャップと潜在成長率の推計値を、見直し前と比較する。第 5 節は、まとめである。

2. 概念整理と基本的な考え方

日本銀行調査統計局における需給ギャップと潜在成長率の基本的な考え方については、既に、伊藤他（2006）において詳述されているが、ここでは、他機関の推計方法との違いに焦点を当てつつ、改めて、推計方法の背後にある考え方を説明することにしたい。そうした中で、日本銀行調査統計局の需給ギャップの推計手法の特徴点である、GDP を使用せず³、生産要素である労働と資本の稼働率から直接推計するという枠組みを明らかにする。

（1）需給ギャップと潜在成長率の基本的な考え方

需給ギャップ (gap_t) は、以下のとおり、実際の GDP (Y_t) が潜在 GDP (Y_t^*) からどの程度乖離しているかを示す指標として定義される。

$$gap_t = \frac{Y_t - Y_t^*}{Y_t^*}$$

これを $1 + gap_t = Y_t/Y_t^*$ と書き換えただうえで、両辺の対数をとると、

$$gap_t = y_t - y_t^* \quad (1)$$

と表すことができる⁴。ただし、 $x = \ln X$ （以降も同様）である。

「GDP は、①労働の投入量 (L_t)、②資本の投入量 (K_t)、③それらの利用効率を表す TFP (A_t) の 3 変数で決定される」というマクロ生産関数の考え方にに基づき、便宜的に、以下の関係が成立すると考える。

$$Y_t = A_t L_t^\alpha K_t^{1-\alpha} \quad (2)$$

これは「コブ・ダグラス型生産関数」と呼ばれ、マクロ経済学において最も一般的な生産関数である。(2)式の両辺を対数変換すると、

$$y_t = a_t + \alpha l_t + (1 - \alpha)k_t \quad (3)$$

³ 後で詳述するとおり、日本銀行調査統計局の需給ギャップは、「実際の GDP と潜在 GDP の乖離」として推計していないという意味で、GDP 統計を利用していない。ただし、厳密に言えば、各生産要素の稼働率ギャップを加重平均する際に用いる労働分配率 (α) は、GDP 統計に基づく値となっている。

⁴ ここでは、(1)式の左辺について、 z が十分に 0 に近いとき、 $\ln(1+z) \approx z$ という関係を用いている。

コブ・ダグラス型生産関数では、GDPの労働投入に対する弾性値 α は、均衡状態において労働分配率に等しくなることが知られている。このため、(3)式を用いれば、観察される y_t 、 l_t 、 k_t の変化(= Y_t 、 L_t 、 K_t の成長率)から、TFPである a_t の変化(= A_t の成長率)も容易に計算することができる。

景気循環の影響を均した「経済全体の平均的な供給力」を示す潜在GDPについても、同様の生産関数が成立すると考える。

$$Y_t^* = A_t^* L_t^{*\alpha} K_t^{*1-\alpha} \quad (4)$$

これを対数変換すると、

$$y_t^* = a_t^* + \alpha l_t^* + (1 - \alpha)k_t^* \quad (5)$$

このとき、(5)式の変化を計算したものが、潜在成長率となる。次に、(3)式から(5)式を差し引くと、

$$y_t - y_t^* = (a_t - a_t^*) + \alpha(l_t - l_t^*) + (1 - \alpha)(k_t - k_t^*) \quad (6)$$

(1)式と(6)式を組み合わせると、需給ギャップは、結局、

$$gap_t = \alpha(l_t - l_t^*) + (1 - \alpha)(k_t - k_t^*) + \varepsilon_t \quad (7)$$

と書ける。ここで、 $\varepsilon_t \equiv a_t - a_t^*$ は、TFP計測にかかるノイズと定義される。TFPのノイズ(ε_t)を無視すれば、需給ギャップは、労働投入ギャップと資本投入ギャップの加重和にほかならない。

さて、需給ギャップと潜在GDPを推計する方法は、大別すると2種類ある。第1の方法では、潜在GDPをまず計算したうえで、これと実際のGDPの乖離を需給ギャップとして計算する。具体的には、①まず、観察されるデータから、労働と資本の平均投入量である l_t^* と k_t^* 、およびTFPのトレンドである a_t^* を推計し、②(5)式に従って潜在GDP(y_t^*)を算出したうえで、③最後に、実際のGDP(y_t)から潜在GDP(y_t^*)を差し引く、という手順を踏む。これは、海外中銀や国際機関で幅広く採用されている一般的な方法であり、わが国についても、例えば内閣府やIMF、OECDが、基本的にはこの方法に準拠した推計値を公表している(図表1、後掲図表11)。

第2の方法では、労働投入ギャップと資本投入ギャップから、先に需給ギャップを計算する。具体的には、①観察される生産要素の関連データから、労働投入ギャップ($l_t - l_t^*$)および資本投入ギャップ($k_t - k_t^*$)を推計したあと、②これら2つのギャップを分配率(α)で加重平均することにより、需給ギャップを計算する。③最後に、労働と資本の平均投入量の成長率(l_t^* 、 k_t^* の前年差)、

および別途推計により求めたTFPのトレンド成長率 (a_t^* の前年差)⁵を(5)式に従って加重平均し、潜在成長率 (y_t^* の前年差)を算出する。この需給ギャップから先に計算する手法は、日本銀行調査統計局によって採用されている。

第1と第2の方法の違いとして、とりわけ重要な点は、第2の方法では、需給ギャップの推計に際し、生産要素の稼働状況に関するデータだけを使用しており、GDPのデータを使用していない点である（潜在GDPを推計する段階になってはじめてGDPのデータを用いる）。一般に、GDPについては、①労働や資本の稼働状況を示す関連統計よりも公表が遅れる⁶、②GDP特有の様々な計測誤差の影響を受ける（その結果、QEから年次推計値への確報化、基準改定などによって、頻繁かつ大幅に遡及改定される⁷）、といった留意点がある。こうした点を踏まえ、日本銀行調査統計局では、物価変動圧力を出来るだけリアルタイムかつ正確に把握する観点から、生産要素の稼働状況に関連するデータを用いて、直接的に需給ギャップを推計するアプローチを採用している。この方法では、需給ギャップ推計に際し、GDP統計の公表まで待つ必要がないうえ⁸、需給ギャップの推計値はGDP統計の遡及改定の影響も受けない（GDP統計が遡及改定された場合、その影響は専らTFPの変化として現れ、潜在成長率だけが改定される⁹）。今回の見直しでも、こうした基本的な考え方は変更していない。

（2）労働投入ギャップと資本投入ギャップの考え方

以下では、日本銀行調査統計局における労働投入ギャップと資本投入ギャップの計測の考え方を説明する。

⁵ 日本銀行調査統計局では、①まず(3)式から実績TFPの前年比成長率 (a_t の前年差)の四半期系列を計算し、②同系列をHPフィルター ($\lambda = 1600$)でスムージングしたものをTFPのトレンド成長率 (a_t^* の前年差)としている。

⁶ GDP統計は、1次速報値（1次QE）が当該四半期終了から約1か月半後、2次速報値（2次QE）が当該四半期終了から約2か月半後に公表される。一方、失業率など労働や資本の稼働状況に関連するデータは、当該四半期終了から1か月後までに概ね出揃う。

⁷ GDP統計の改定状況を巡る国際比較については、Zwijnenburg（2015）を参照。

⁸ さらに、四半期の途中であっても、生産要素の稼働状況に関する月次指標を用いれば、当該四半期の需給ギャップがどの程度の着地となりそうか、ナウキャストを行うことも可能である。

⁹ ただし、前述のとおり、潜在成長率の計算には、実績のTFP成長率ではなく、これをスムージングしたトレンド値を用いているため、GDP成長率の改定幅が、そのまま潜在成長率の改定幅となる訳ではない。

(労働投入ギャップ)

「就業者数」と「1人当たり総労働時間」の積である労働投入量（マンアワー）は、以下のように分解することができる¹⁰。

$$\begin{aligned} \text{労働投入量} &= \text{就業者数} \times 1 \text{人当たり総労働時間} \\ &= 15 \text{歳以上人口} \times \frac{\text{労働力人口}}{15 \text{歳以上人口}} \times \frac{\text{就業者数}}{\text{労働力人口}} \times 1 \text{人当たり総労働時間} \\ &= 15 \text{歳以上人口} \times \text{労働力率} \times \text{就業率} \times 1 \text{人当たり総労働時間} \end{aligned}$$

すなわち、労働投入量 (L_t) は、①15歳以上人口 (F_t)、②労働力率 (P_t)、③就業率 (E_t)、④1人当たり総労働時間 (H_t) の積と表される。

$$L_t = F_t P_t E_t H_t \quad (8)$$

同様の関係は、景気循環の影響を均した潜在労働投入量 (L_t^*) についても成立する（15歳以上人口は景気循環に応じて変化しない点に注意）。

$$L_t^* = F_t P_t^* E_t^* H_t^* \quad (9)$$

(8)式、(9)式の両辺を対数変換して、その差をとると、

$$l_t - l_t^* = (p_t - p_t^*) + (e_t - e_t^*) + (h_t - h_t^*) \quad (10)$$

すなわち、労働投入ギャップ ($l_t - l_t^*$) は、労働力率ギャップ ($p_t - p_t^*$)、就業率ギャップ ($e_t - e_t^*$)、労働時間ギャップ ($h_t - h_t^*$) の和として計算される。

(資本投入ギャップ)

資本投入量 (K_t) は、現存する資本ストックの量 (\bar{K}_t) に稼働率 (U_t) を掛けたものとして表される。

$$K_t = U_t \bar{K}_t \quad (11)$$

同様に、潜在資本投入量 (K_t^*) は、現存する資本ストックの量 (\bar{K}_t) に、平均稼働率 (U_t^*) を掛けたものに等しい。

$$K_t^* = U_t^* \bar{K}_t \quad (12)$$

(11)式、(12)式の両辺を対数変換して、その差をとると、

¹⁰ ここでは、就業率を、就業者数を労働力人口で除したもの (=1-失業率) として定義している。なお、総務省「労働力調査」における就業率は、就業者数を15歳以上人口で除したものとして定義されている。

$$k_t - k_t^* = u_t - u_t^* \quad (13)$$

すなわち、資本投入ギャップ ($k_t - k_t^*$) は、稼働率ギャップ ($u_t - u_t^*$) ——稼働率の平均水準からの乖離——にほかならない。

ここで、製造業の稼働率ギャップを $u_t^M - u_t^{M*}$ 、非製造業の稼働率ギャップを $u_t^N - u_t^{N*}$ とし、資本ストックに占める製造業と非製造業の有形固定資産のウエイトをそれぞれ β_M 、 β_N と表すと、経済全体の資本投入ギャップは、

$$u_t - u_t^* = \beta_M(u_t^M - u_t^{M*}) + \beta_N(u_t^N - u_t^{N*}) \quad (14)$$

と書くことができる。なお、R&D投資やソフトウェア投資の蓄積である無形固定資産の稼働率は、計測の難しさもあって、ここでは、景気循環によって変化せず、常に一定である（＝無形固定資産の稼働率ギャップは常にゼロ）と想定している。

3. 見直しのポイント

日本銀行調査統計局は、前述のとおり、需給ギャップを、生産要素である労働と資本の稼働状況に関連するデータから、直接推計している。今回見直しを行ったのは、労働投入ギャップのうち労働力率ギャップと労働時間ギャップ、資本投入ギャップのうち製造業稼働率ギャップの部分である（就業率ギャップと非製造業稼働率ギャップは不変¹¹）。本節では、今回の見直しの具体的な内容について説明する（図表 2）。

（1）労働力率ギャップの見直し

やや長い目で労働力率の動きをみると、高齢化といった人口動態の影響や、人々のライフスタイル・働き方の変化などを背景に、時折、屈折的なトレンドの変化が観察され、かつそうしたトレンドの変化は、景気の局面変化と同時に生じている。例えば、近年の労働力率をみると、2012 年末頃から始まった景気回復を契機に、共働き女性の大幅な増加や、高齢者の雇用延長の拡がりなどを反映して、はっきりとした上昇トレンドに転じている。

労働力率については、これまで、男女別かつ年齢階層別に、HP フィルターによって可変トレンドを抽出したうえで、これを各グループの人口ウエイトで加重平均することにより、潜在労働力率を求めていた（図表 3）。もっとも、こうしたHP フィルターによるトレンド抽出方法では、例えば、上述の 2012 年頃

¹¹ 就業率ギャップと非製造業稼働率ギャップの具体的な推計方法は、補論 1 を参照。

から観察されたような労働力率の屈折的な上昇を、トレンドとして認識するためには、かなりのデータの蓄積を待つ必要がある。そうした上昇がトレンドとして認識されない場合、2012年以降の労働力率の上昇は、循環的な労働力率の上昇として捉えられるため、労働力率ギャップは大幅なプラスとして計測されるという問題が生じることになる。

そこで、今回の見直しでは、労働力率のトレンド抽出法として、米国の議会予算局の方法に倣って（CBO、2001）、景気の「山」から次の「山」までのサイクル毎に、トレンドの鋭角的な屈折を許容する「区分線形回帰法（piecewise linear regression）」を採用することにした¹²。具体的には、男女別・年齢階層別（15歳刻み）の労働力率（ P_t^i 、 i はグループを表す）について、以下のような、景気基準日付の「山」を境にトレンドの屈折を許容する線形トレンドで回帰することにした¹³（図表4）。

$$P_t^i = \alpha_0^i + \alpha_1^i T_{1980.1Q} + \alpha_2^i T_{1985.2Q} + \alpha_3^i T_{1991.1Q} + \alpha_4^i T_{1997.2Q} + \alpha_5^i T_{2000.4Q} + \alpha_6^i T_{2008.1Q} + \alpha_7^i T_{2012.1Q} + \varepsilon_t^i$$

ここで、 T_c は、景気の山である c 時点までは0、それ以降は線形の時間トレンドを表す変数である。この回帰式から得られた男女別・年齢階層別の労働力率のトレンドを、各グループの人口ウエイトで加重平均することにより、潜在労働力率を算出する。

今回の「区分線形回帰法」によるトレンド抽出法では、直近時点で生じた構造変化についても、従来の方法よりも迅速に、トレンドの転換として把握することが可能となる¹⁴。例えば、近年の労働力率の上昇局面についても、2012年1～3月の景気の「山」を境に、トレンドの屈折を許容しているため、従来の方法ほどデータの蓄積を待たずとも、近年の労働力率の上昇を、「構造的な上昇」として認識することが可能となっている（図表5）。

¹² この方法では、景気の「谷」には転換点を設定しておらず、景気の「山」から次の「山」までの1サイクルの間にはトレンドの屈折が発生しない（つまり、ある1つのサイクルでは、景気拡張期と景気後退期で同一のトレンドを持つ）と想定している。なお、この方法では、景気の「山」において、トレンドの鋭角的な屈折を「許容」してはいるものの、実際のデータでトレンドの変化が有意に推計されなければ、その景気の「山」でトレンドは屈折しない。例えば図表4（1）における1991年1～3月の景気の「山」では、推計されたトレンドはそれ以前のものからほとんど変化していない。

¹³ 実際の運用では、データが1期伸びる毎に、推計式を再推計している。

¹⁴ トレンドの抽出方法として、HPフィルターと区分線形回帰法の理論的な違いについては、補論2を参照。

ただし、こうした「区分線形回帰法」によるトレンド抽出法については、①景気基準日付の1つのサイクル（景気拡張＋景気後退）を経ないとトレンドの屈折が認識されず、景気のサイクル内で構造変化が生じた場合には把握が遅れる可能性があること、②また、景気が「山」をつけたかどうかを認識し、これを労働力率のトレンドに反映するには、ある程度の時間的ラグを伴うこと、に留意する必要がある。後者の問題について、実務的には、内閣府による景気基準日付の正式な確定を待たずとも、景気動向指数が「局面変化」を示した時点で、（暫定的に）トレンドの屈折を認めることにより、ある程度ラグの短縮を図ることは可能である¹⁵。

（2）労働時間ギャップの見直し

1人当たり総労働時間のトレンドを計測するに当たり、従来の方法では、①80年代末から90年代初の労働基準法改正（完全週休2日制の導入等）の影響や、②高齢化の進行をトレンド低下要因として考慮してきたが¹⁶、これらだけでは近年の労働時間減少を十分に追い切れず、労働時間ギャップは、このところ大きめのマイナスが続いていた（図表6）。近年の1人当たり総労働時間の減少は、短時間だけ働く共働き女性・高齢者の増加や、一連の「働き方改革」による長時間労働の是正などを背景として、景気回復にもかかわらず、緩やかに進行している。今回の見直しでは、こうした近年の労働時間の減少を、「循環」的な減少ではなく、より「構造」的な減少として捉えられるよう、トレンドの引き方を修正することにした。具体的には、一般労働者、パート労働者それぞれの総労働時間について、HPフィルターによって可変トレンドを抽出し、これをパート比率で加重平均することにより、潜在労働時間を算出することにした¹⁷（図

¹⁵ 例えば、「景気基準日付」における直近の景気の山（2012年1～3月）は、①2013年8月に2012年4～6月として暫定的に判定されたのち、②2015年7月に2012年1～3月として確定された。もっとも、「景気動向指数」では、2012年11月時点（9月速報）で、足もとの景気は、それ以前の数か月に景気の山があった可能性が高いことを示す「下方への局面変化」と判断された。こうしたケースでは、「景気基準日付」において景気の山が正式に確定されるのを待たず、「景気動向指数」の局面変化の判断を参考に、暫定的に2012年4～6月をトレンドの転換点として扱う運用が考えられる。

¹⁶ 具体的には、一般労働者の所定内労働時間について、労働基準法改正による労働時間の減少基調が続いた1990年代末まで、線形の減少トレンドを設定していたほか（それ以降はトレンドを横ばいで一定）、パートの所定内労働時間について、線形トレンドと55歳以上比率で回帰して、トレンドを抽出していた（所定外労働時間のトレンドは、一般、パートともに長期平均で一定）。こうして得られた一般とパートそれぞれの潜在労働時間を、パート比率で加重平均することにより、全体の潜在労働時間を求めていた。

¹⁷ 総労働時間は、一般・パート別の所定内・所定外労働時間それぞれに季節調整を行ったうえで合算している。その際、所定内労働時間については、不規則変動を除いた値（X-12-ARIMAの傾向循環変動＜TC＞成分）を用いている。なお、一般・パート別の労働

表 7)。なお、労働力率と異なり、労働時間には、トレンドの屈折的な変化は観察されないため、HP フィルターにより、トレンドの連続的で緩やかな変化を許容した方が、より適切と考えられる。

今回の見直しにより、労働時間ギャップは、足もとでなお小幅のマイナスが残っているものの、リーマン・ショック以降のマイナス幅は、見直し前と比べ、全体として縮小している。先行きも、「働き方改革」の進展に伴い、1人当たり総労働時間の構造的な減少は、暫く続くと考えられるため、新たなデータが追加されても、潜在労働時間の減少トレンドは続く予想される。

(3) 製造業稼働率ギャップの見直し

日本銀行調査統計局では、製造業稼働率ギャップの推計に当たり、鉱工業生産指数を生産能力指数で除した稼働率指数を用いてきた。この生産能力指数を巡っては、物理的な設備の廃棄分は控除されているものの、技術の陳腐化や摩耗などによる経済的価値の減耗は、ほとんど考慮されていない¹⁸。この結果、経済的減耗も考慮に入れると、生産能力指数は現行対比で小さな値となり、稼働率は高くなるのではないかと、という点が指摘されてきた（図表 8）。

この点、日本銀行調査統計局では、これまで、短観の生産・営業用設備判断 D I を用いて、稼働率の下方トレンドを一部修正してきた¹⁹が、今般、経済的価値の減耗を考慮した「固定資本ストック速報」が新たに利用可能となったことに伴い²⁰、製造業稼働率の補正方法を見直すことにした。具体的には、米国 F R B による稼働率の推計方法を参考に（Gilbert, Morin, and Raddock, 2000）、生産能力指数（ Cap_t ）を、①固定資本ストック速報を基に作成した前期末の製造業有形固定資産ストック（ \bar{K}_{t-1}^M ）²¹、および②時間トレンドで回帰して、得られた

時間が公表されていない 1992 年以前は、所定内・所定外労働時間別に前年比で外挿している。

¹⁸ ただし、定期修理や故障で機械の稼働が停止している場合は、生産能力の減少として報告することが求められている。

¹⁹ 短観の設備判断 D I は、設備の過不足に関する企業の主観的な認識であるため、資本の陳腐化は考慮されていると考えられる。これまでは、こうした短観 D I の情報を用いれば、稼働率の下方トレンドをある程度は修正できると考えてきた。

²⁰ 内閣府は、2000 年代半ばから、「民間企業投資・除却調査」により、企業の新規・中古設備の取得や売却・廃棄の状況、設備の使用年数などを調査してきた。今般、内閣府は、この調査結果における設備の平均使用年数や中古品の平均転売価格などに基づき、機種毎に経済的な減耗率を推計したうえで、「固定資本ストック速報」として、1994 年以降直近までの経済的価値の変動を考慮した実質資本ストックの四半期系列の公表を開始した。

²¹ 固定資本ストック速報では、業種・形態別のストック系列は公表されていないため、そ

推計値から時間トレンド項を除いたものを、トレンド修正済みの生産能力指数と見做すことにした²²。

$$\ln(Cap_t) = \beta_0 + \beta_1 \ln(\bar{K}_{t-1}^M) + \beta_2 Trend + \varepsilon_t$$

そのうえで、実際の生産指数を、トレンド修正済みの生産能力指数で除したものを、「下方トレンド修正済みの製造業稼働率」と考え、その長期平均値（一定）からの乖離率を製造業稼働率ギャップとすることにした。

見直し後の製造業稼働率ギャップをみると、リーマン・ショック後を中心に、水準が上方修正されている（図表 9）。これは、近年、IT化の進展や新興国のキャッチアップ等に伴う資本の陳腐化スピードの高まりから、固定資本ストックの製造業有形固定資産が、生産能力指数対比、水準を切り下げているためと考えられる。

4. 需給ギャップと潜在成長率の見直し前後の比較

本節では、需給ギャップと潜在成長率の推計値を、見直し前後で比較する。

（1）需給ギャップの見直し前後の比較

見直し後の需給ギャップをみると（図表 10）、見直し前と比べ、アップダウンの形状に大きな変化はなく、ピークやボトムの時期も概ね不変である。仔細にみると、2000 年代前半からリーマン・ショック前までの時期は、下方修正される一方、リーマン・ショック以降の時期は、逆に上方修正されている。もつとも、ここ数年の修正幅をみると、資本投入ギャップおよび労働時間ギャップの上振れと、労働力率ギャップの下振れが相殺し合い、上方修正幅はごく小幅なものにとどまっている。

次に、見直し後の需給ギャップを他機関の推計値と比較すると（図表 11）、長い目でみれば概ね似通った動きとなっているが、局面によっては相応の乖離が

の時々GDP年次推計における固定資本ストックマトリックスの製造業有形固定資産の比率を用いて固定資本ストック速報（民間企業設備）を案分している。なお、固定資本ストック速報は、1994 年以降しか利用可能でないため、それ以前の時期については、従来から用いてきた J I P データベースで外挿している。

²² IT化の進展等に伴い、経済的価値を考慮した資本の減耗率は年々上昇しており、その結果、生産能力指数は資本ストック対比でトレンドを持って上方に乖離している。時間トレンド項は、そうした生産能力指数に含まれる上方トレンド部分を捉えたものである。従って、トレンド修正済みの生産能力指数は、 $\beta_0 + \beta_1 \ln(\bar{K}_{t-1}^M)$ となる。実際の回帰式では、経済産業省が公表している生産能力指数そのものではなく、生産指数（公表値）を稼働率指数（公表値）で除した値を被説明変数として使用している。

みられる。このことは、使用するデータや推計方法の違いによって、需給ギャップの推計値も相応に変わり得ることを示しており、その意味で、推計値間の乖離は、需給ギャップの計測にまつわる不確実性を表していると言える。

最後に、需給ギャップと消費者物価（総合除く生鮮食品・エネルギー）の関係を、見直し前後で比較すると（図表 12）、両変数を単回帰したフィリップス曲線は、時期によって傾きに多少の違いがみられるものの、全体としてみれば大きく変化していない。フィリップス曲線のパフォーマンスが、需給ギャップの見直しによって、どのように変化したかをよりフォーマルに検証するため、見直し前後の需給ギャップに加え、フォワード・ルッキング、適合的双方のインフレ予想も説明変数とした「ハイブリッド型フィリップス曲線」を推計してみた（図表 13）。推計結果をみると、①標準誤差は、前年比で 0.3%程度と、見直し前後で大きな変わりはなく、②インサンプルで 1 年先までダイナミック予測を行った際の誤差も、ほとんど変化していないことがわかる。

（２）潜在成長率の見直し前後の比較

見直し後の潜在成長率をみると（図表 14）、リーマン・ショック直後は、資本投入の落ち込みを主因に一時的にゼロ%程度まで落ち込んだが、その後は、景気回復に伴う R&D を含む資本ストックの増加や²³、女性・高齢者を中心とする潜在就業者の増加を主因に、改善基調をたどっている。この結果、ここ数年の潜在成長率は、「0%台後半」と推計され、リーマン・ショック前の 2000 年代前半と比べても、さほど遜色ない伸び率となっている²⁴。

見直し前後で推計された潜在成長率を比較すると、リーマン・ショック前後の時期は、資本投入や労働投入の下振れを主因に下方修正されている。もっとも、ここ数年は、GDP 統計の基準改定に伴う TFP 成長率の上振れ²⁵（図表 15）と、資本ストック成長率の高まりに加えて、近年の労働力率の上昇をより構造的なものとして捉え直したことから、潜在成長率は上方修正されている。

²³ GDP 統計の基準改定に伴い、ここ数年の実質 GDP 成長率は、設備投資を中心にやや大きめの上振れとなった。こうした設備投資の上方修正は、資本ストックの増加として現れている。

²⁴ リーマン・ショック後に多くの先進国で観察される中長期的な成長率の低下は、「長期停滞 (secular stagnation)」と言われているが、今回の推計結果によれば、日本では、リーマン・ショック前後でそうした現象は観察されないことになる。もっとも、他の先進国に先んじてゼロ金利制約と生産年齢人口の減少に直面し、低成長・低インフレに陥っていたという意味では、わが国は既に 1990 年代後半から secular stagnation が継続している、とも言える。

²⁵ 2017 年 4 月の展望レポートの BOX 2 では、ここ数年の TFP 成長率の高まりの背景について業種別に分析している。

5. まとめ

本稿では、日本銀行調査統計局が定期的に公表している需給ギャップと潜在成長率について、今般行った見直しの詳細を説明した。今般の見直しは、①GDP統計が基準改定されたこと、②新基準のGDP統計と整合的で、かつ経済的価値の減耗を考慮した資本ストック統計が、新たに利用可能となったこと、③労働や資本といった生産要素のトレンドについて、近年の構造変化を考慮して推計方法を修正したこと、を踏まえて行ったものである。

具体的に推計方法を見直すに当たっては、第1に、労働力率ギャップについて、2012年頃から観察される労働力率の持続的な上昇を、より構造的な変化として把握できるよう、トレンドの推計方法を修正した。第2に、労働時間ギャップについても、近年の人々の働き方の変化などによる労働時間短縮の動きを、より構造的な傾向として捉えられるよう、トレンドの推計方法を見直した。第3に、製造業稼働率ギャップについて、設備の経済的価値の減耗をよりの確に反映するよう、推計方法を修正した。

以上のように、需給ギャップの内訳項目である労働投入ギャップ、資本投入ギャップそれぞれについて、過去数年間に明確となった労働市場の構造変化や、資本ストックの陳腐化の進行などを織り込んだものの、見直し後の需給ギャップを全体としてみれば、足もとの水準は従来の推計値から大きく変化していない。また、物価の予測力という観点からみたフィリップス曲線のパフォーマンスも、需給ギャップの見直し前後で大きく変化していない。

他方、見直し後の潜在成長率をみると、リーマン・ショック時をボトムに、ここ数年は、景気回復に伴うR&Dを含む資本ストックの増加や、女性・高齢者を中心とする潜在就業者の増加を主因に、改善基調をたどっている。従来の推計では、足もとの潜在成長率は、「0%台前半」と推計されてきたが、今回の推計では、GDP統計の改定によるTFP成長率の高まりを反映して、やや大きめに上方修正されており、足もとは「0%台後半」と、2000年代前半と比べても、さほど遜色ない伸び率となっている。

以 上

(補論 1) 就業率ギャップと非製造業稼働率ギャップ

今回の見直しでは、就業率ギャップと非製造業稼働率ギャップについて、その作成方法を抜本的には変更していない。もっとも、伊藤他(2006)の時点と比較すると、使用している基礎統計の変更など違いが若干存在するため、ここでは就業率ギャップと非製造業稼働率ギャップについて改めて詳細な作成方法を紹介する。

(1) 就業率ギャップ(補論図表1)

就業率については、「就業率 = 1 - 失業率」という関係があることから、潜在就業率は、構造失業率を推計したうえで、「1 - 構造失業率」としている²⁶。

構造失業率の推計は、UV分析——失業(Unemployment)と欠員(Vacancy)の関係から、失業率の構造的な部分と循環的な部分を識別する方法——に基づいて行っている。UV分析では、失業率と欠員率が等しいときに、労働需給は全体として均衡していると考えて、そのときの失業率を構造失業率と見做す。具体的には、まず年齢階層別に行ったUV分析を基に、年齢階層別の構造失業率を推計し²⁷、それらを労働力人口のウェイトで加重平均することで全体の構造失業率を算出している²⁸。

(2) 非製造業稼働率ギャップ(補論図表2)

非製造業については、設備の稼働率データが存在しないため、短観の生産・営業用設備判断DI²⁹を用いて稼働率を推計している。具体的には、下方トレンド修正済みの製造業稼働率($u_t^{M,adj}$)を被説明変数、非製造業・全規模の短観設備判断DI(DI_t)を説明変数とする回帰式を推計することにより、短観の設備判断DIで説明できる非製造業稼働率の変動を、製造業と同じスケールに変換

²⁶ 失業が発生する理由は、不況による労働需要減少といった循環的な要因だけではない。例えば、求人条件と求職希望内容の違いが顕著な場合、ミスマッチによる失業が発生する。また、実際の求人・求職活動にはある程度の時間がかかるため、その間は失業状態にとどまらざるを得ない人々も常に存在する(摩擦的失業)。こうしたミスマッチによる失業や摩擦的失業は、景気が良くてもなお残るという意味で、構造的な失業と考えられる。

²⁷ ここでは、失業率と欠員率の逆相関が比較的明確であった時期(90年1Q~93年4Q)のデータから、両者のトレードオフを表す傾きを求め、それと同じ傾きで散布図の各点を通る直線が45度線と交わる点での失業率を、当該時点の構造失業率としている。

²⁸ したがって、ここでの構造失業率は、NAIRU(Non-Accelerating Inflation Rate of Unemployment)の概念とは異なり、物価や賃金との直接的な関係を表す訳ではない。

²⁹ 短観の設備判断DIが利用可能でない1990年3Q以前は、雇用判断DIで外挿している。なお、伊藤他(2006)では、非製造業稼働率ギャップを推計する際の基礎統計として、法人企業景気予測調査を用いていたが、現在は短観を用いている。

している³⁰。

$$u_t^{M,adj} = \gamma_0 + \gamma_1 DI_t + \varepsilon_t$$

非製造業稼働率ギャップは、上記推計式の予測値 ($\gamma_0 + \gamma_1 DI_t$) の長期平均値 (一定) からの乖離率として算出している。

以 上

³⁰ 推計式における誤差項 (ε_t) は、製造業稼働率と非製造業稼働率の景気局面毎の動きの違いを表していると考えられる。例えば、輸出・生産が弱く、内需主導の景気拡大が続くような局面では、製造業稼働率に比して、非製造業稼働率の改善傾向が明確になると考えられる。こうした景気展開のもとでは、誤差項 (ε_t) は系列相関を持ちながら、継続的に負の値となる。

(補論2) HPフィルターと $\ell 1$ フィルター

ここでは、労働時間ギャップで用いている Hodrick・Prescott (HP) フィルターと、労働力率ギャップのトレンド成分抽出法である区分線形回帰法に考え方が近い $\ell 1$ フィルターについて、それらの方法を簡単に解説する。

(1) HP フィルターの考え方

Hodrick・Prescott (HP) フィルターとは、Hodrick and Prescott (1997) によって提唱された統計的手法によってトレンドを抽出する方法である。以下で、概念を説明する。

時点 t におけるある時系列データ y_t が、トレンド成分 τ_t とサイクル成分 c_t に分解可能であるとする。

$$y_t = \tau_t + c_t \quad t = 1, \dots, T$$

このとき、HP フィルターは、下記の損失関数 (loss function) が最小となるように、トレンド系列 τ_t を決定する操作である。

$$\min_{\{\tau_t\}} \left[\sum_{t=1}^T (y_t - \tau_t)^2 + \lambda \sum_{t=2}^{T-1} ((\tau_{t+1} - \tau_t) - (\tau_t - \tau_{t-1}))^2 \right]$$

ここで、第1項は、サイクル成分そのものであり、「トレンド成分と実際のデータの乖離が出来るだけ小さくなるように τ_t を決める」ことを意味する。第2項は、トレンドの2階差分である。そのため、「トレンド成分の変化は出来るだけ滑らかなになるように τ_t を決める」ことを意味する。損失関数は、この2つの項を λ というウェイトで加重したものである。ここで λ は、「第1項と第2項のどちらの要素をより重視するか」を表すパラメーターである。 λ が大きい、すなわちトレンド系列の変化の変動に対するペナルティのほうが多いほど、トレンド成分は滑らかな動きとなる。一方、 λ が0に近いほど、トレンド成分は実際のデータと同一となる。

上記最小化問題は、解析的に解を得ることができる。まず、2階差分オペレーター D ($T-2 \times T$ 行列) を下記のとおり定める。

$$D = \begin{bmatrix} 1 & -2 & 1 & & & \\ & 1 & -2 & 1 & & \\ & & \ddots & \ddots & \ddots & \\ & & & 1 & -2 & 1 \end{bmatrix}$$

このとき、HP トレンド系列 τ_t^{HP} は、 I を単位行列として、下記のようにデー

タの線形関数として計算される。

$$\tau_t^{HP} = (I + \lambda D^T D)^{-1} y_t$$

(2) $\ell 1$ フィルターの考え方

$\ell 1$ フィルターとは、HP フィルターと同様に統計的手法によってトレンドを抽出する方法の一つで、Kim, Koh, Boyd, and Gorinevsky (2009) によって提唱された比較的新しい手法である。

$\ell 1$ とは、以下で表す L^p ノルム norm^p の $p = 1$ である場合の式を用いていることに基づく³¹。

$$\text{norm}^p = \sqrt[p]{|x_1|^p + \dots + |x_n|^p}$$

フィルタリング方法は、HP フィルターとの類似点が多く、(1) で述べた HP フィルターにおける方法と対比させるとわかりやすい。

まず、HP フィルター同様に、時点 t におけるある時系列データ y_t が、トレンド成分 τ_t とサイクル成分 c_t に分解可能であるとする。

$$y_t = \tau_t + c_t \quad t = 1, \dots, T$$

このとき、 $\ell 1$ フィルターは、下記の損失関数が最小となるように、トレンド系列 τ_t を決定する操作である。

$$\min_{\{\tau_t\}} \left[\sum_{t=1}^T (y_t - \tau_t)^2 + \lambda \sum_{t=2}^{T-1} |(\tau_{t+1} - \tau_t) - (\tau_t - \tau_{t-1})| \right]$$

ここで、第 1 項は、HP フィルターと同様にサイクル成分そのものである。HP フィルターとの違いは第 2 項に表れている。すなわち、トレンドを 2 階微分した値に対する損失関数が、HP フィルターは二乗関数 ($\ell 2$ ノルム) であったのに対して、 $\ell 1$ フィルターでは絶対値関数 ($\ell 1$ ノルム) となっている。この第 2 項はトレンドの 2 階差分項であることに注意すると、トレンド成分が線形トレンドとなる場合は値が 0 となる。以上から、上記損失関数を定性的に解釈すると、トレンド成分は線形を基本としたうえで、元々のデータからの乖離 (第 1 項の値) が大きくなった場合は、トレンドが屈折する (第 2 項が 0 以外

³¹ 「ノルム」とは、平面におけるベクトルの長さを一般化した概念。実際、 L^2 ノルムは $\sqrt{x_1^2 + \dots + x_n^2}$ と表され、一般的に「長さ」として用いられるユークリッド距離と呼ばれるものとなる。 L^1 ノルムは、 $|x_1| + \dots + |x_n|$ と定義され、各成分の絶対値の総和で表される「長さ」(マンハッタン距離) となる。

の値となる) ことで、関数全体を最小化するような最適な区分線形回帰トレンドを見つける手法であるといえる。

なお、上記最小化問題は、解析的な解を得ることができない。このため、 l_1 トレンドは、数値計算によって近似的に求めることになる。

労働力率ギャップで採用した区分線形回帰法は、トレンド変化点を先験的に決定しているか否かという違いはあるものの、考え方自体は、上述の l_1 フィルターに近いといえる。 l_1 フィルターの場合、データが追加されて再推計すると、トレンド屈折点が変わり得るが、労働力率ギャップで採用したようなトレンド屈折点をあらかじめ定めた区分線形回帰法であれば、トレンド屈折点は一定であり、事後的に過去の景気局面の評価が変わらないという利点がある。

以 上

【参考文献】

- 内閣府 (2011)、「日本経済 2011－2012 －震災からの復興と対外面のリスク－」
- 内閣府 (2017a)、「基準改定等を反映した 2016 年 7－9 月期四半期別 GDP 速報（2 次速報）を踏まえた GDP ギャップ及び潜在成長率について」、今週の指標、1159.
- 内閣府 (2017b)、「国民経済計算の平成 23 年基準改定の概要について ～2008SNA への対応を中心に～」、季刊国民経済計算、161、31～48 頁.
- 伊藤智・猪又祐輔・川本卓司・黒住卓司・高川泉・原尚子・平形尚久・峯岸誠 (2006)、「GDP ギャップと潜在成長率の新推計」、日銀レビュー、2006-J-8.
- Beffy, P., P. Ollivaud, P. Richardson, and F. Sédillot (2006), "New OECD Methods for Supply-side and Medium-term Assessments: A Capital Services Approach," OECD Economics Department Working Papers, 482, Organisation for Economic Co-operation and Development.
- Brayton, F., T. Laubach, and D. Reifschneider (2014), "The FRB/US Model: A Tool for Macroeconomic Policy Analysis," FEDS Notes, April 2014.
- Congressional Budget Office (CBO) (2001), "CBO's Method for Estimating Potential Output: An Update," Congressional Budget Office.
- Cotis, J-P., J. Elmeskov, and A. Mourougane (2005), "Estimates of Potential Output: Benefits and Pitfalls from a Policy Perspective," in Reichlin, L. (ed), *The Euro Area Business Cycle: Stylized Facts and Measurement Issues*, CEPR, London.
- De Masi, P. (1997), "IMF Estimates of Potential Output: Theory and Practice," IMF Working Paper, WP/97/177, International Monetary Fund.
- Gilbert, C., N. Morin, and R. Raddock (2000), "Industrial Production and Capacity Utilization: Recent Developments and the 1999 Revision," *Federal Reserve Bulletin*, 86, pp. 188-205.
- Giorno, C., P. Richardson, D. Roseveare, and P. van den Noord (1995), "Estimating Potential Output, Output Gaps and Structural Budget Balances," OECD Economics Department Working Papers, 152, Organisation for Economic Co-operation and Development.

- Havik, K., K. Mc Morrow, F. Orlandi, C. Planas, R. Raciborski, W. Röger, A. Rossi, A. Thum-Thysen, and V. Vandermeulen (2014), "The Production Function Methodology for Calculating Potential Growth Rates & Output Gaps," *Economic Papers* 535, European Commission.
- Hodrick, R. and E. Prescott (1997), "Postwar U.S. Business Cycles: An Empirical Investigation," *Journal of Money, Credit and Banking*, 29(1), pp. 1-16.
- International Monetary Fund (IMF) (2015), "World Economic Outlook," International Monetary Fund, April 2015.
- International Monetary Fund (IMF) (2017), "World Economic Outlook," International Monetary Fund, April 2017.
- Kim, S., K. Koh, S. Boyd, and D. Gorinevsky (2009), " ℓ_1 Trend Filtering," *SIAM Review*, 51(2), pp. 339-360.
- Office for Budget Responsibility (OBR) (2017), "Economic and Fiscal Outlook," Office for Budget Responsibility, March 2017.
- Organisation for Economic Co-operation and Development (OECD) (2016), "Economic Outlook," Organisation for Economic Co-operation and Development, 100, November 2016.
- Roberts, J. (2014), "Estimation of Latent Variables for the FRB/US Model," Federal Reserve Board, November 2014.
- Zwijnenburg, J. (2015), "Revisions of Quarterly GDP in Selected OECD Countries," OECD Statistics Brief, 22, Organisation for Economic Co-operation and Development.

各機関における需給ギャップ・潜在GDPの推計方法

(1) わが国の需給ギャップ・潜在GDPに関する諸機関の推計方法

	推計順序	推計の枠組み	推計手法の詳細	公表頻度
内閣府	潜在GDPを先に計算	生産関数アプローチ	<ul style="list-style-type: none"> 労働力率トレンド、労働時間トレンドはHPフィルターに基づく 失業率トレンドはUV分析に基づく構造失業率 資本は、固定資本ストック速報を用いて計算 詳細は内閣府(2011、2017a)参照	内閣府HPで公表(年8回)
IMF			景気状況等を勘案して、使用するデータや推計方法は柔軟に見直しが行われている。 IMF(2015)では、 <ul style="list-style-type: none"> 労働力率トレンドは男女別・年齢階層別のコーホートモデル 失業率トレンドはNAIRU(インフレ率を加速させない失業率) を使用した推計方法が紹介されている。 詳細はDe Masi(1997)、IMF(2015、2017)参照	World Economic Outlookで公表(年2回)
OECD			<ul style="list-style-type: none"> 労働力率トレンド、労働時間トレンドはHPフィルターに基づく 失業率トレンドはNAIRU 資本は、レンタル価格の違いに基づき異質性を勘案して、資本サービスを推計 詳細はGiorno et al.(1995)、Cotis et al.(2005)、Beffy et al.(2006)、OECD(2016)参照	Economic Outlookで公表(年2回)
日本銀行			需給ギャップを先に計算	本稿参照

(2) 海外における需給ギャップ・潜在GDPの推計方法

	推計順序	推計の枠組み	推計手法の詳細等
FRB(米国)	—	モデルアプローチ	<ul style="list-style-type: none"> 潜在投入要素に関する同時決定モデル(多変量状態空間モデル)の推計結果を、大規模モデルFRB/USで使用 潜在GDPは、生産関数により定義 詳細はRoberts(2014)、Brayton et al.(2014)参照
CBO(米国)	潜在GDPを先に計算	生産関数アプローチ	<ul style="list-style-type: none"> 労働力率トレンド、労働時間トレンドは区分線形回帰法 失業率トレンドはNAIRU 資本は、レンタル価格の違いに基づき異質性を勘案して、資本サービスを推計 詳細はCBO(2001)参照
欧州委員会(欧州)			<ul style="list-style-type: none"> 労働力率トレンド、労働時間トレンドはHPフィルターに基づく 失業率トレンドはNAWRU(賃金上昇率を加速させない失業率) 詳細はHavik et al.(2014)参照
OBR(英国)	<ul style="list-style-type: none"> 潜在GDPを先に計算する方法(生産関数アプローチ、HPフィルター)のほか、需給ギャップを先に計算する方法(主成分分析)など、複数の方法で潜在成長率及び需給ギャップを計算し、情勢判断ではそれらを総合的に勘案 詳細はOBR(2017)参照		

需給ギャップ見直しのポイント

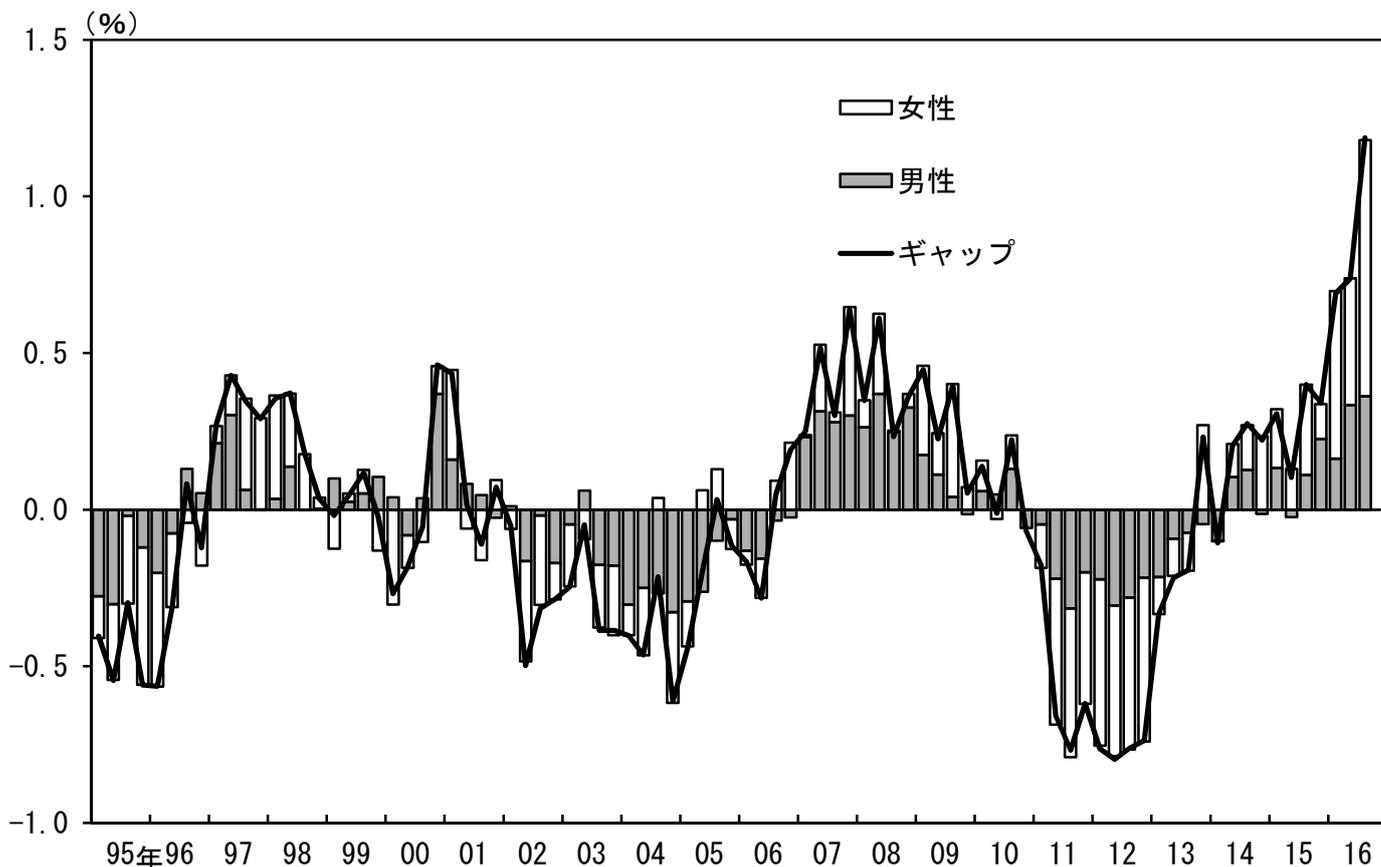
	見直し前	見直し後
労働投入ギャップ		
労働力率ギャップ	男女別・年齢階層別のHPフィルター トレンドに基づくギャップ	男女別・年齢階層別に、景気のサイクル 毎に傾きの屈折を認める線形トレンドを 用いて、ギャップを算出(区分線形回帰法)
労働時間ギャップ	パート比率・総労働時間規制を 考慮したトレンドを基にギャップを算出	一般／パート別の総労働時間について HPフィルタートレンドを計算し、 パート比率で加重してギャップを算出
就業率ギャップ	UV分析に基づく構造失業率を基に計算(不変)	
資本投入ギャップ		
製造業稼働率ギャップ	IIP稼働率を、短観設備判断DIを用いて 下方トレンドを補正し、過去平均からの 乖離をギャップとして定義	IIP稼働率を、実質資本ストック(固定資本 ストック速報より算出)を用いて 下方トレンドを補正し、過去平均からの 乖離をギャップとして定義
非製造業稼働率 ギャップ	短観設備判断DIを、製造業稼働率ギャップと比較可能となるよう補正し、 過去平均からの乖離をギャップとして定義(不変)	

見直し前の労働力率ギャップ

(1) 労働力率の実績とトレンド



(2) 労働力率ギャップ

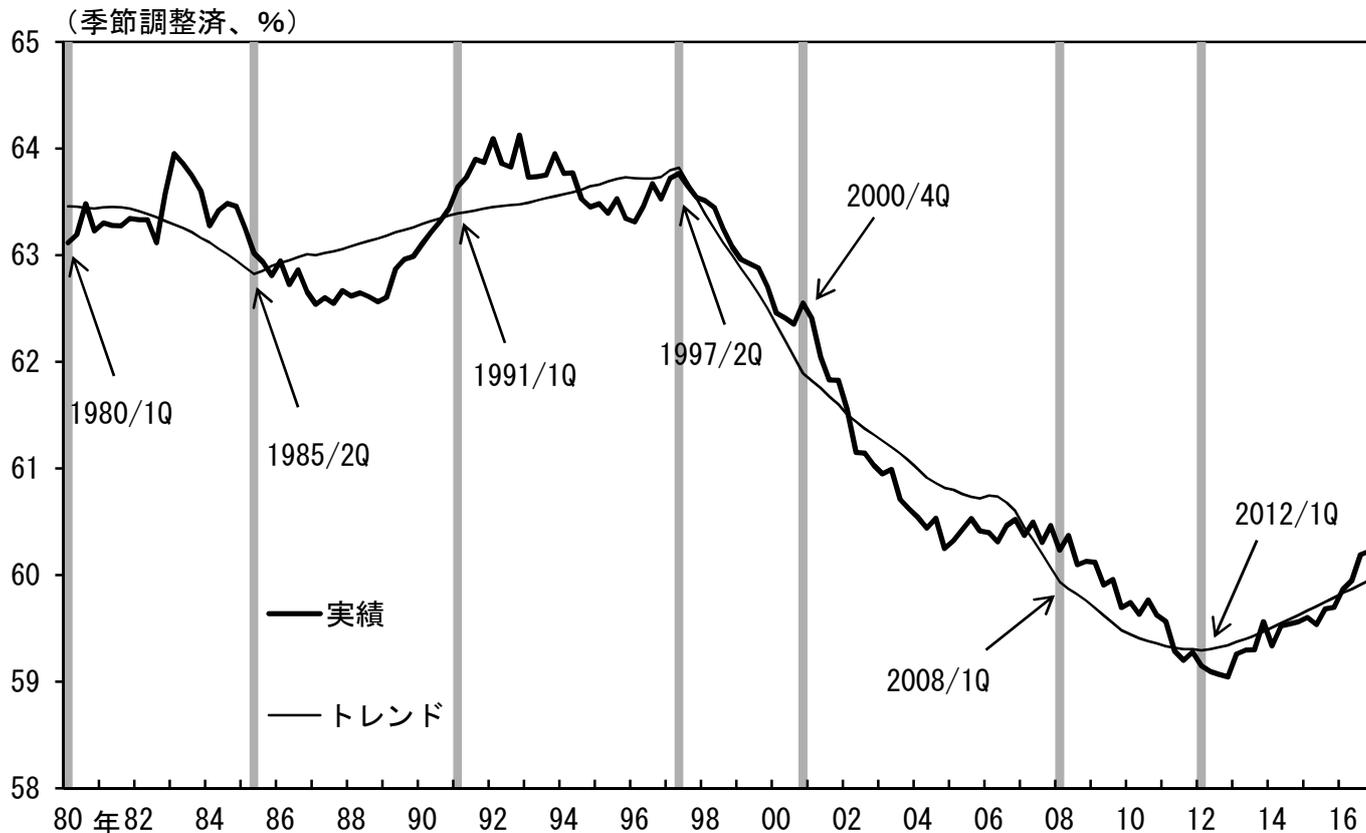


(注) 2017/1月展望レポート時点の値。

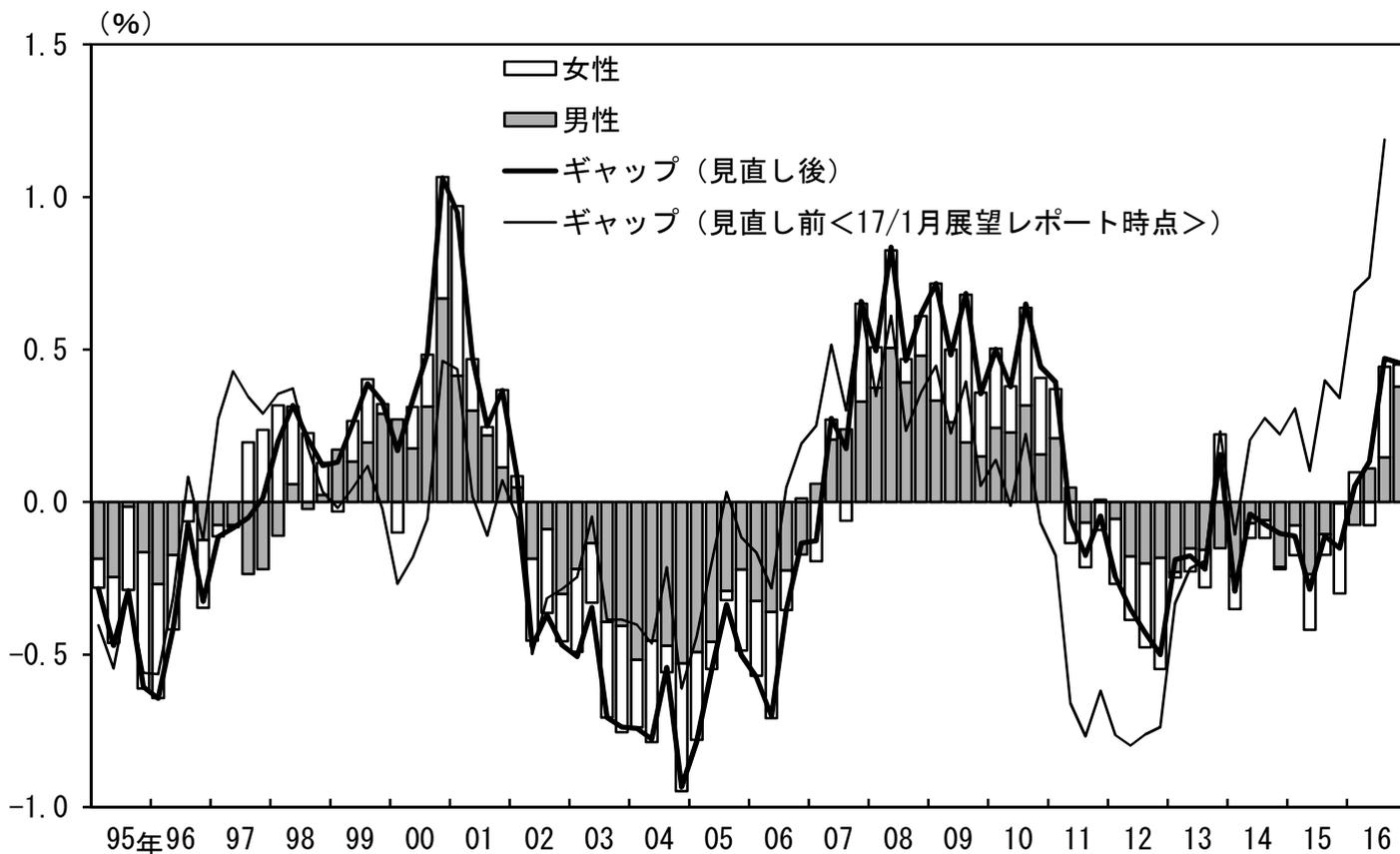
(出所) 総務省

見直し後の労働力率ギャップ

(1) 労働力率の実績とトレンド



(2) 労働力率ギャップ



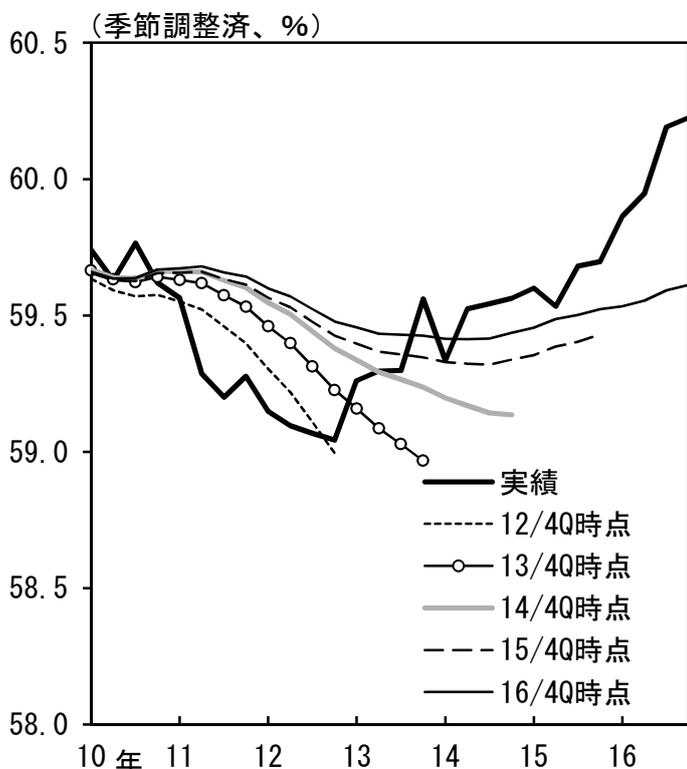
(注) (1) の縦線は、内閣府による景気基準日付の山。

(出所) 総務省、内閣府

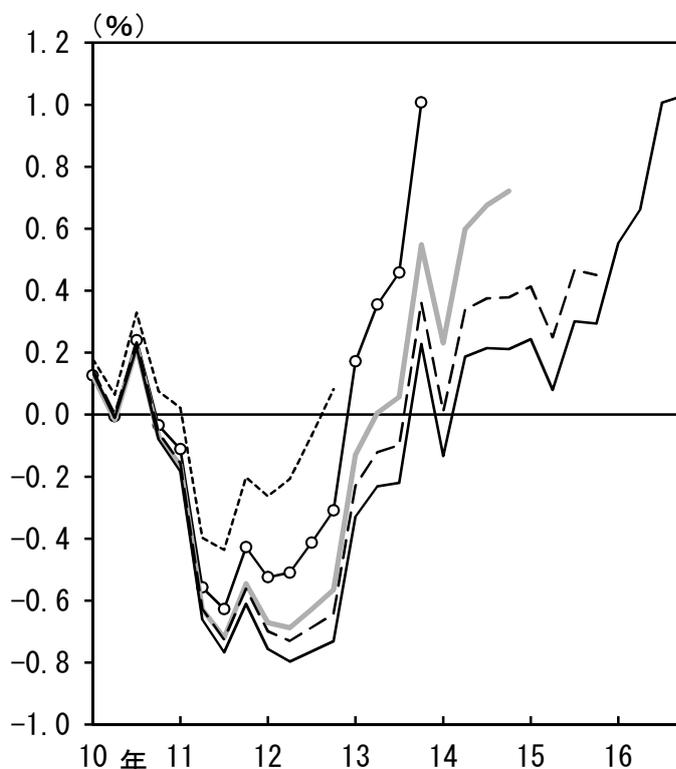
労働力率ギャップの改定状況

(1) 見直し前

①実績とトレンド

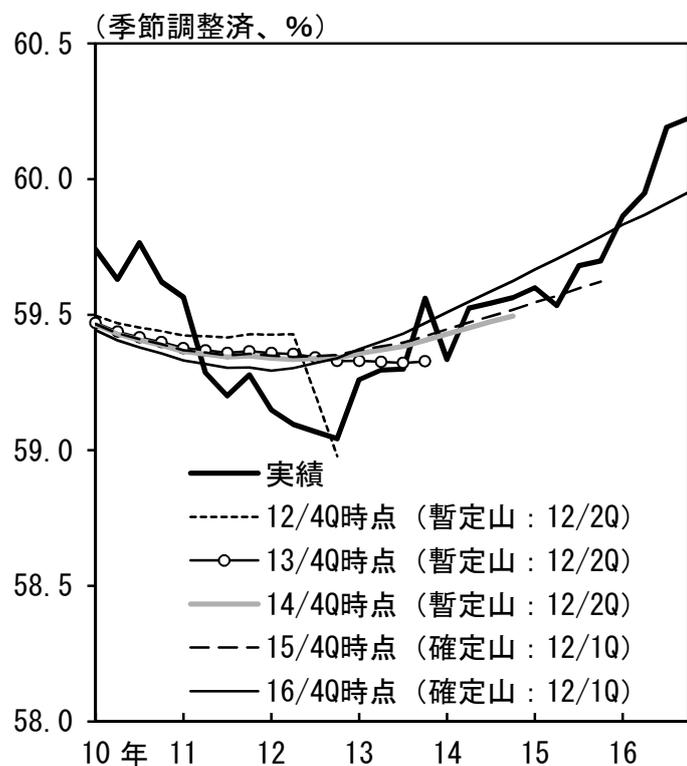


②ギャップ

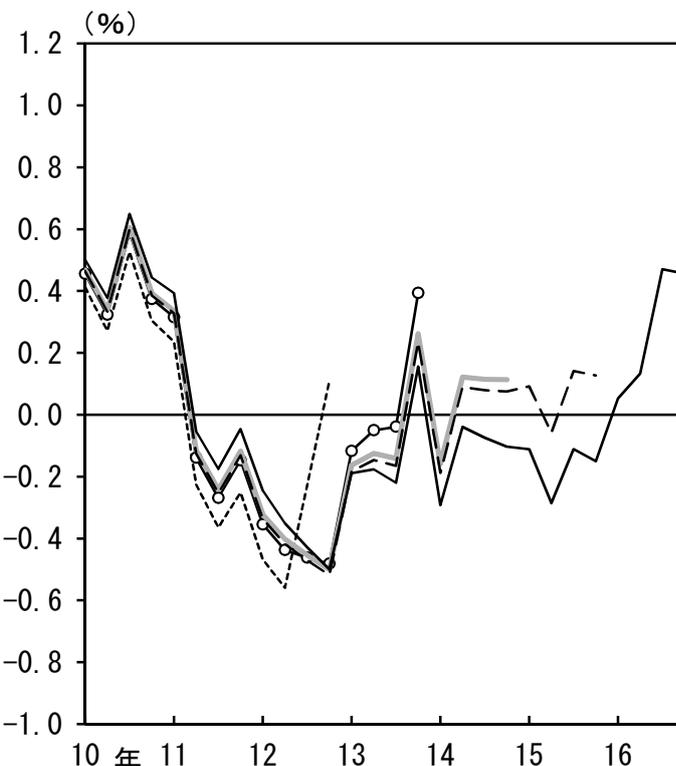


(2) 見直し後

①実績とトレンド



②ギャップ



(注) データは直近時点の値を使用し、景気転換点は、各時点において利用可能な情報から判断。具体的には、2012/1Qが景気の山と確定した2015/7月までは、2012/11月の景気動向指数の判断や2013/8月の景気基準日付の暫定的な設定を基に、2012/2Qを暫定的に屈折点として設定し、2015/7月の景気基準日付の確定後は、2012/1Qを屈折点として設定している。

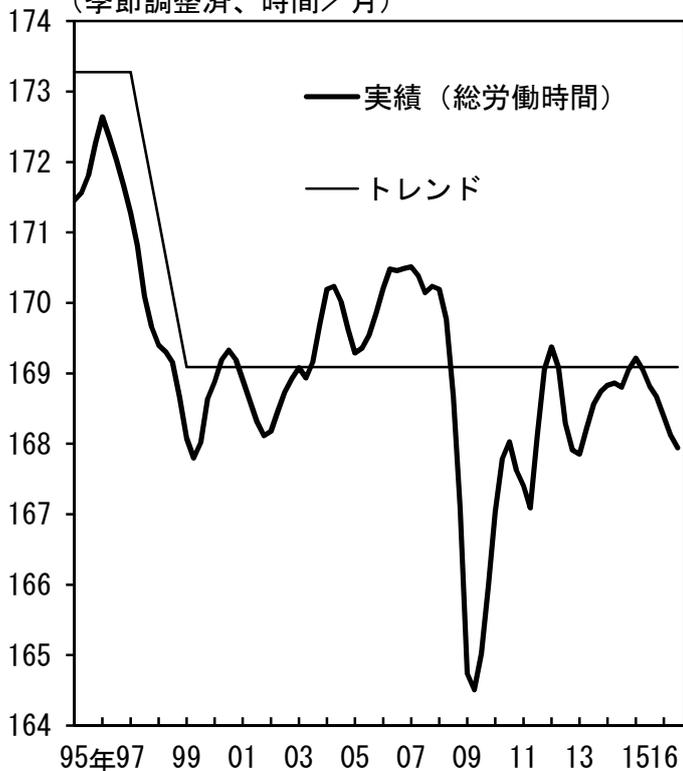
(出所) 総務省、内閣府

見直し前の労働時間ギャップ

(1) 労働時間：実績とトレンド

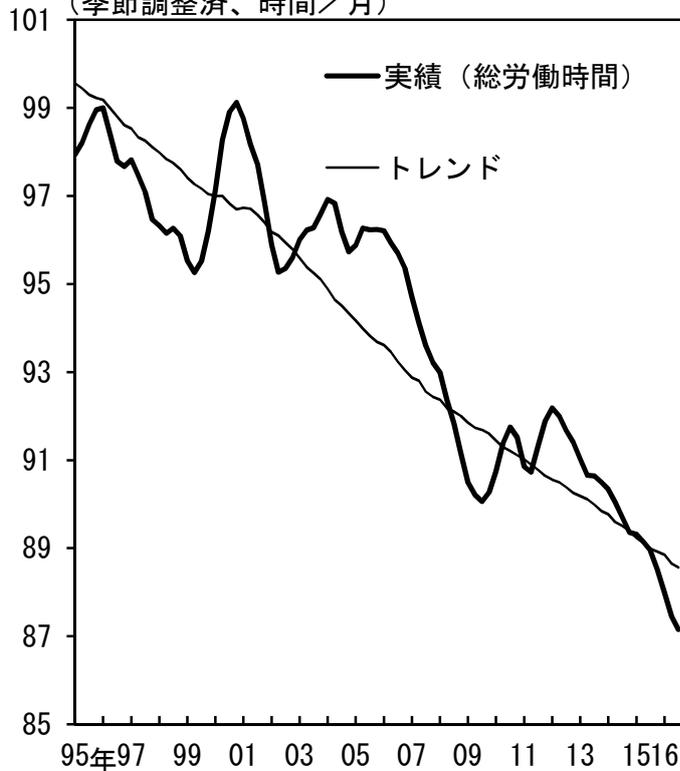
①一般

(季節調整済、時間/月)



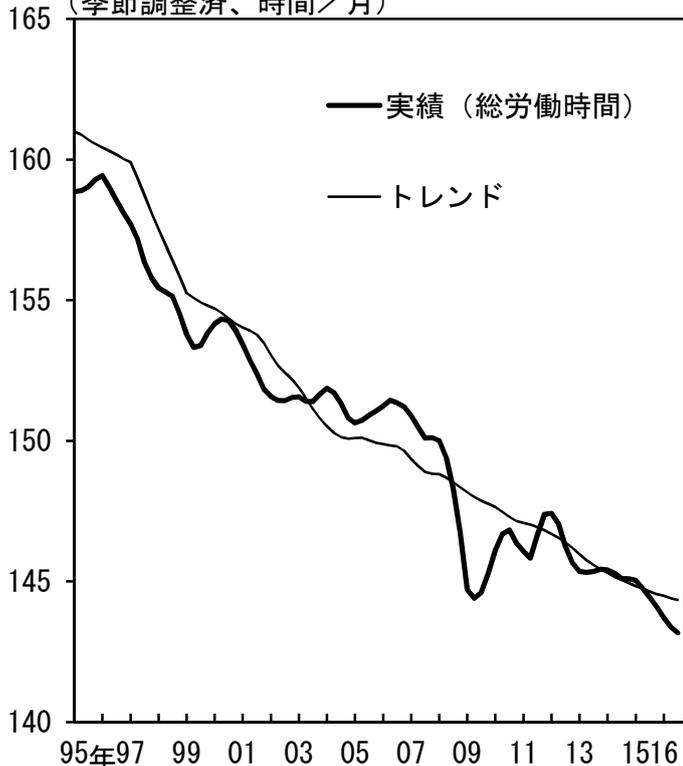
②パート

(季節調整済、時間/月)



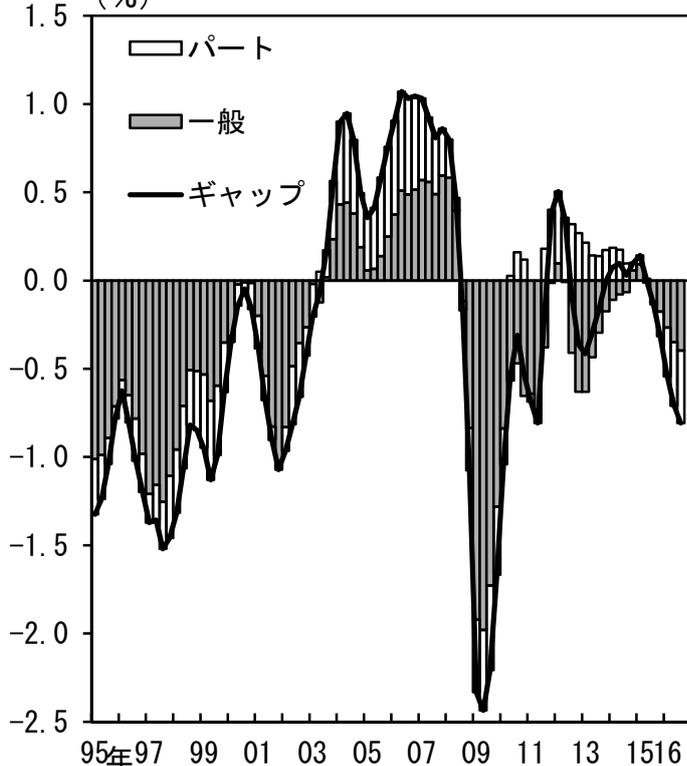
③一般+パート合計

(季節調整済、時間/月)



(2) 労働時間ギャップ

(%)



(注) 1. 2017/1月展望レポート時点の値。

2. 労働時間の実績は、季節調整を施すとともに、不規則変動を除いた値。

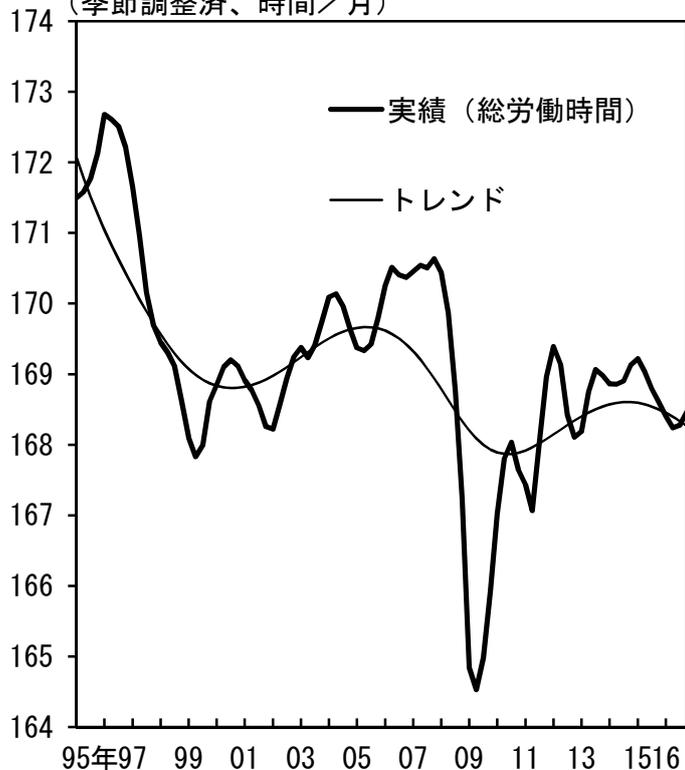
(出所) 厚生労働省

見直し後の労働時間ギャップ

(1) 労働時間：実績とトレンド

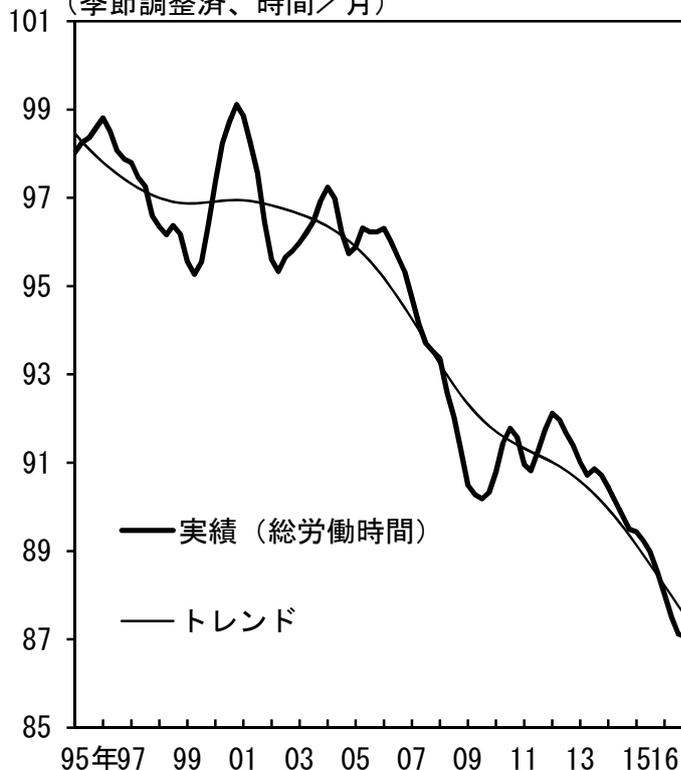
①一般

(季節調整済、時間/月)



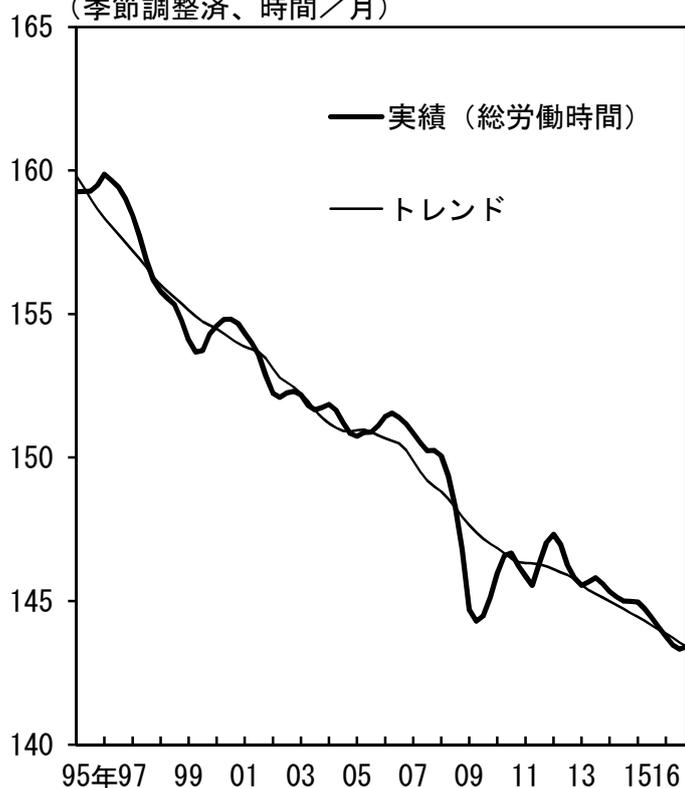
②パート

(季節調整済、時間/月)



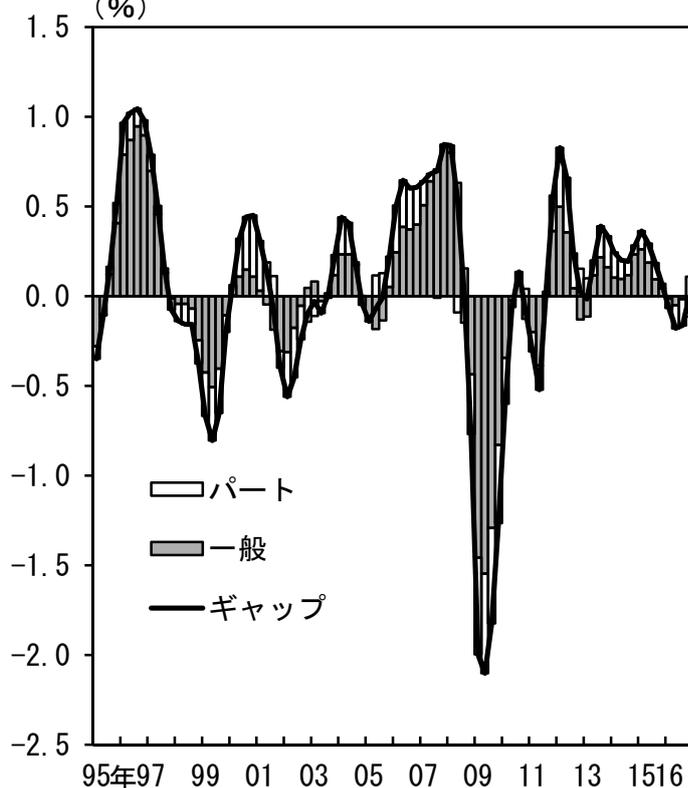
③一般+パート合計

(季節調整済、時間/月)



(2) 労働時間ギャップ

(%)

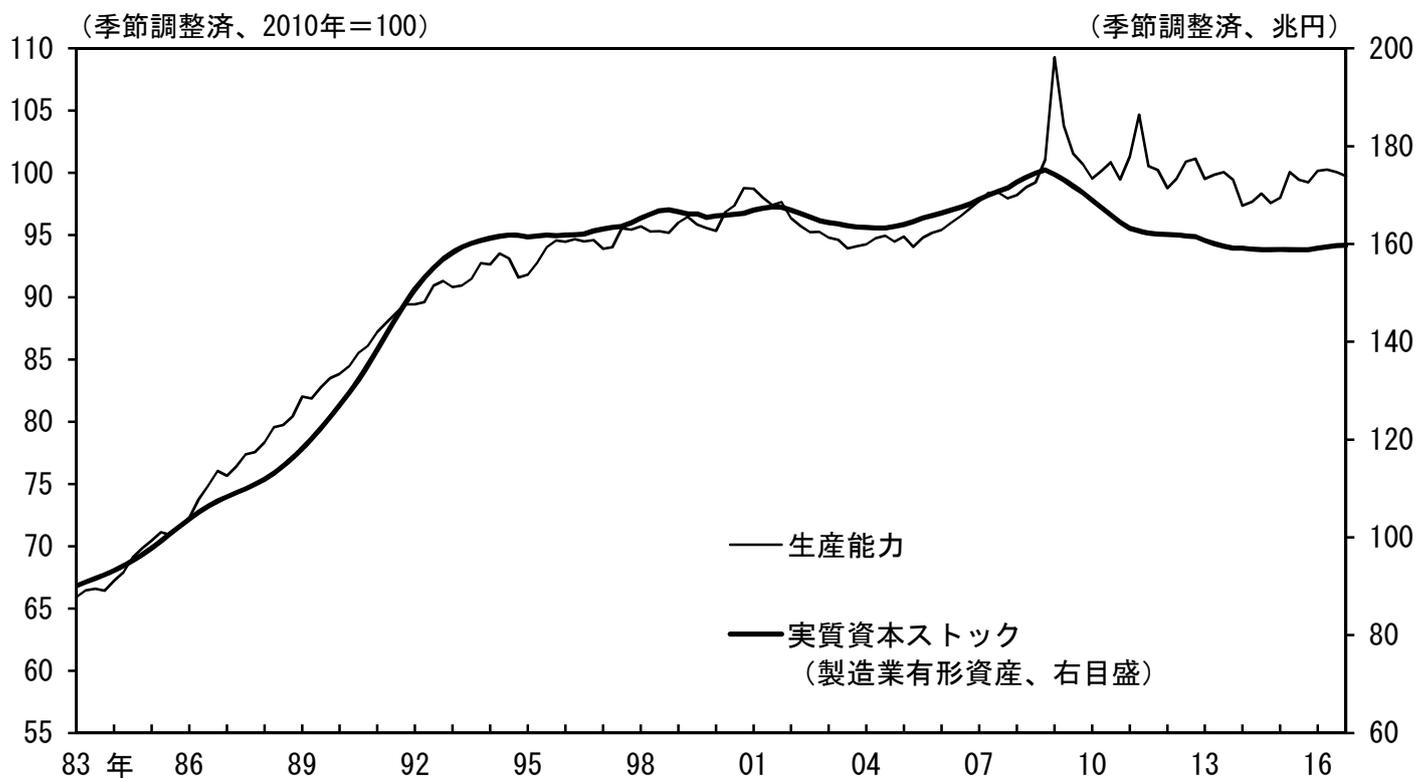


(注) 労働時間の実績は、季節調整を施すとともに、不規則変動を除いた値。

(出所) 厚生労働省

生産能力と稼働率のバイアス

(1) 生産能力と実質資本ストック



(2) 鉱工業稼働率指数



(注) 1. (1) の生産能力は、鉱工業生産指数／鉱工業稼働率指数で計算。
2. (1) の実質資本ストックは、固定資本ストック速報を、固定資本ストックマトリックス等を用いて分割した日本銀行調査統計局の試算値。

(出所) 内閣府、経済産業省、経済産業研究所

製造業稼働率ギャップの補正

(1) 推計式と推計結果

推計式

$$\ln(Cap_t) = \beta_0 + \beta_1 \ln(\bar{K}_{t-1}^M) + \beta_2 Trend + \varepsilon_t$$

推計結果

被説明変数: 生産能力 ($\ln(Cap_t)$)

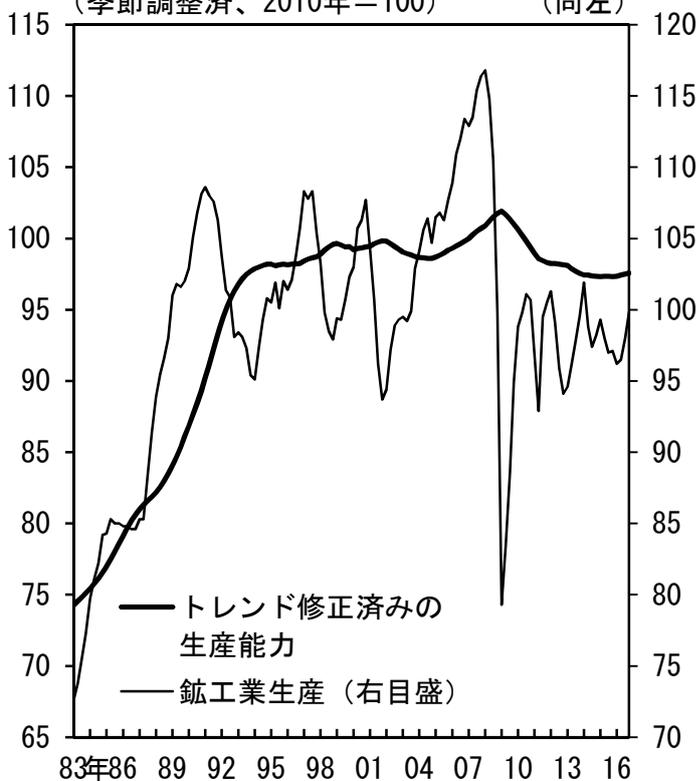
説明変数:	係数	t値
β_0 定数項	-1.114	-1.215
β_1 資本ストック ($\ln(\bar{K}_{t-1}^M)$)	0.470 ***	6.166
β_2 時間トレンド ($Trend$)	0.001 ***	12.845

推計期間	1994/1Q ~ 2016/4Q
Adj-R2	0.67
S.E. of regression	1.02

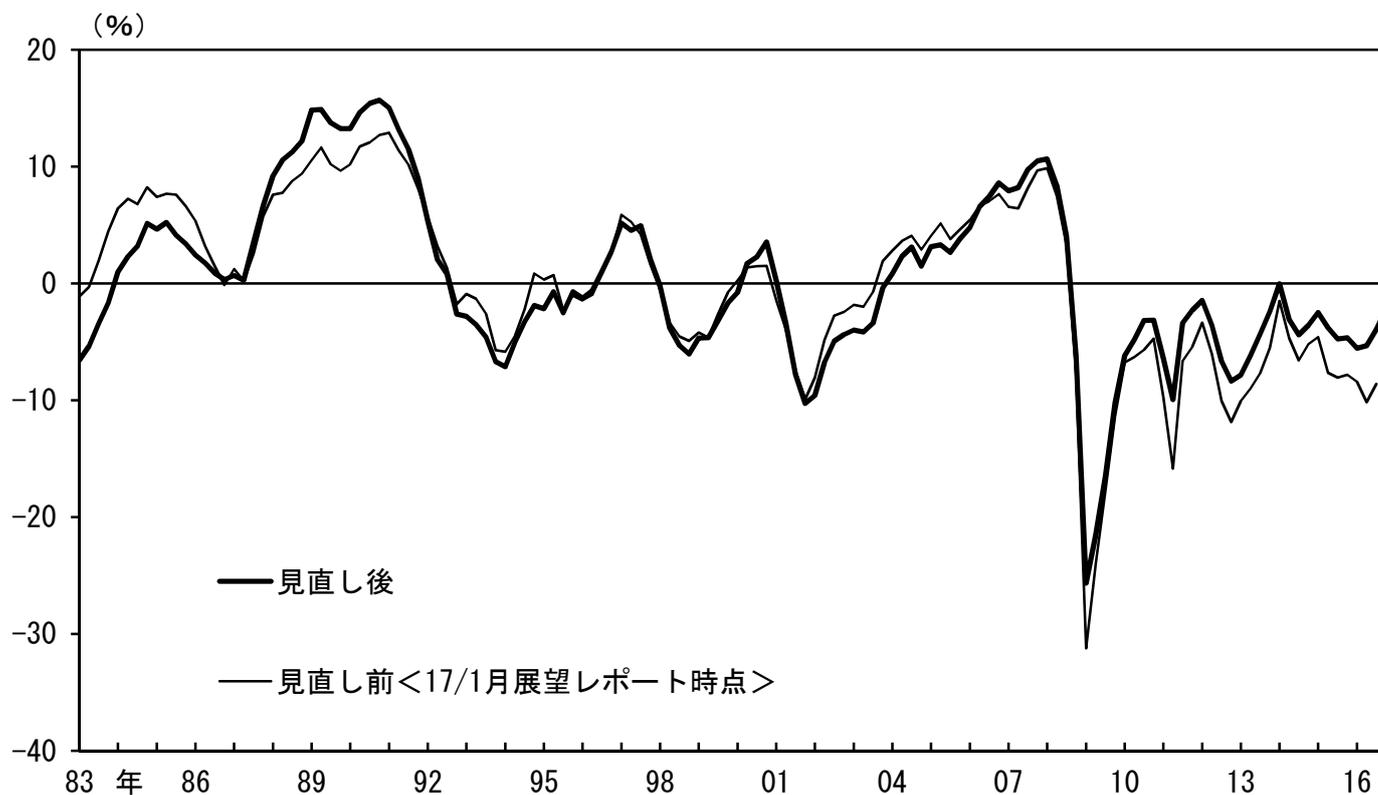
(2) 補正後の生産能力

(季節調整済、2010年=100)

(同左)



(3) 製造業稼働率ギャップの見直し前後の比較



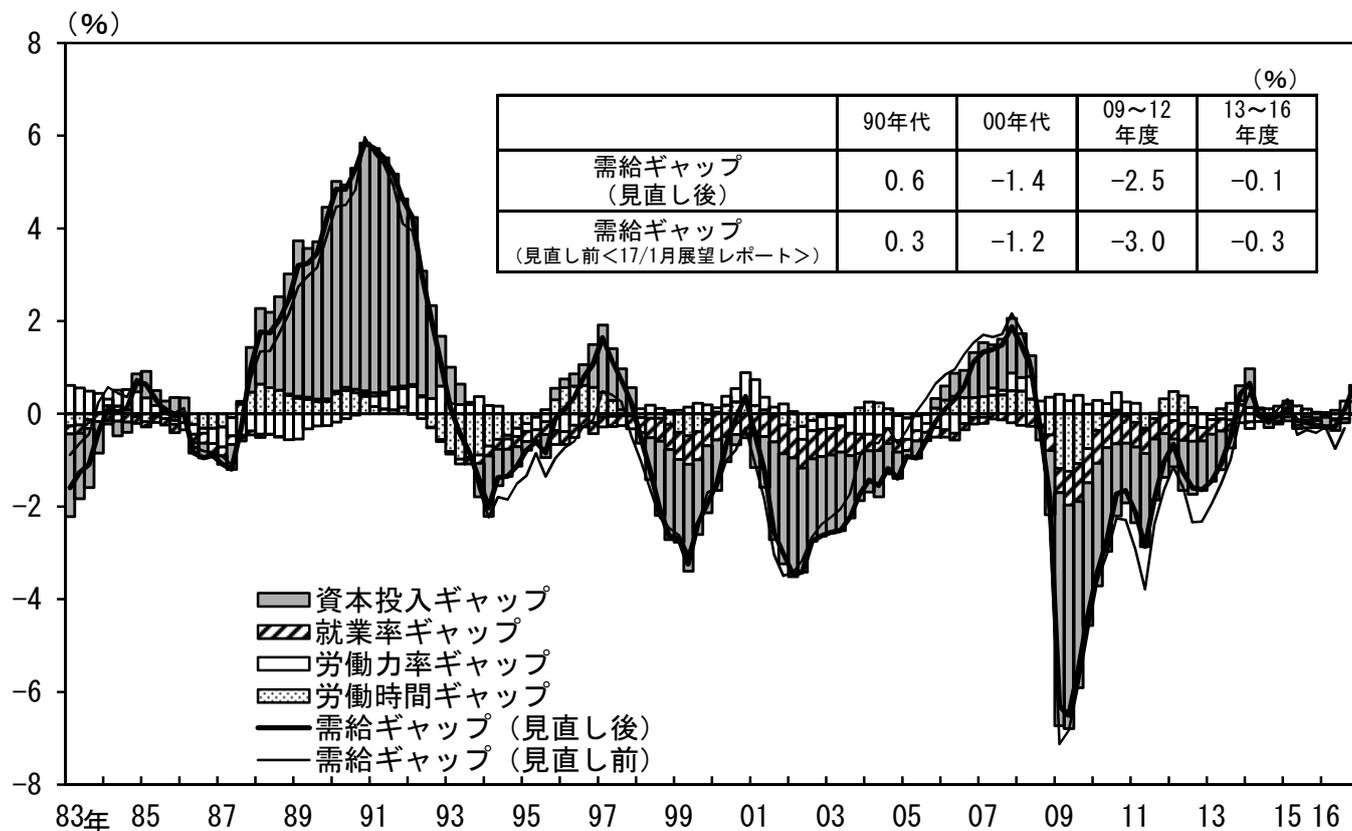
(注) 1. (1) の***は1%有意を表す。S.E. of regressionは生産能力(Cap_t)に対する値。

2. (3) の見直し前<2017/1月展望レポート時点>は、2016/3Qまでの値。

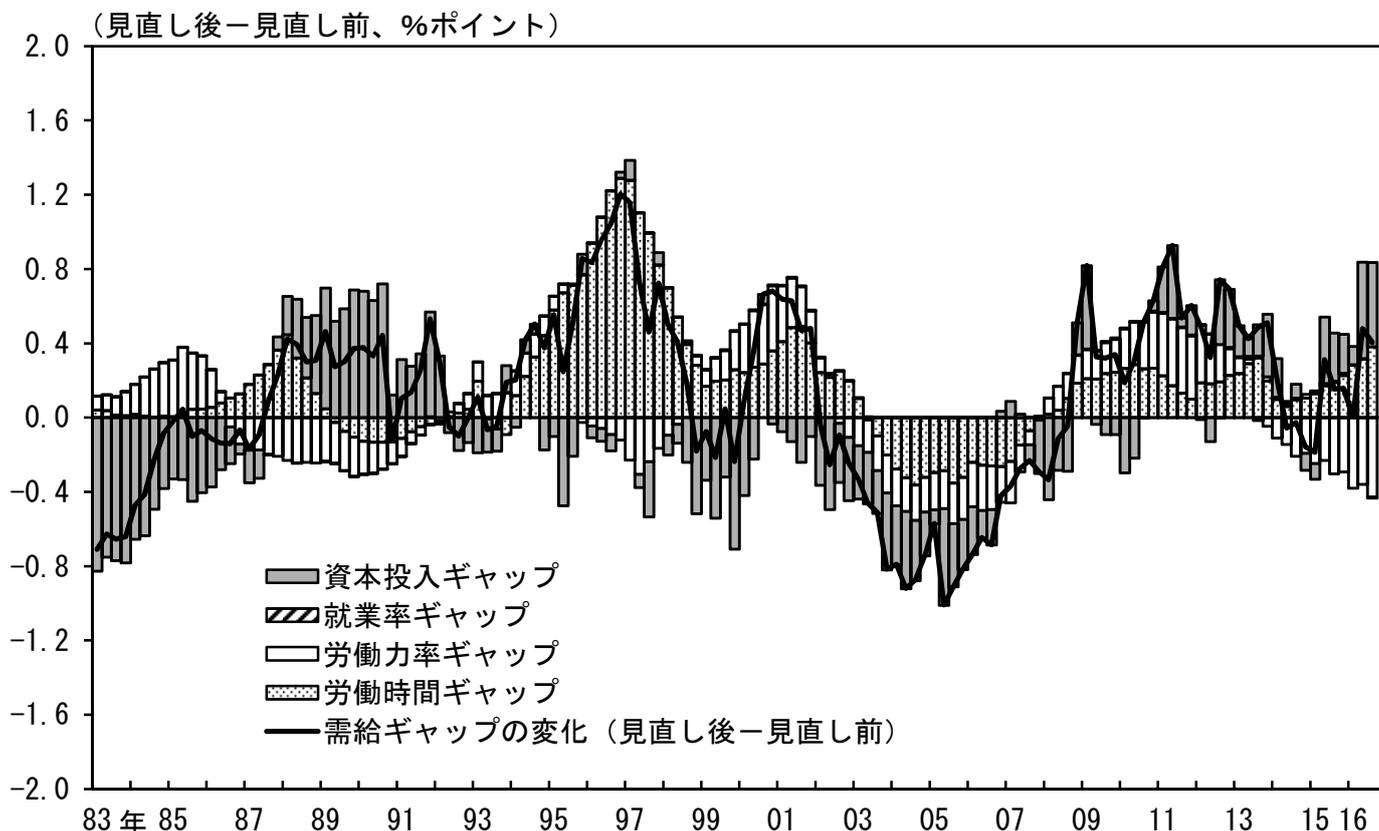
(出所) 内閣府、日本銀行、経済産業省、経済産業研究所

需給ギャップの見直し

(1) 需給ギャップ



(2) 見直し前後の変化



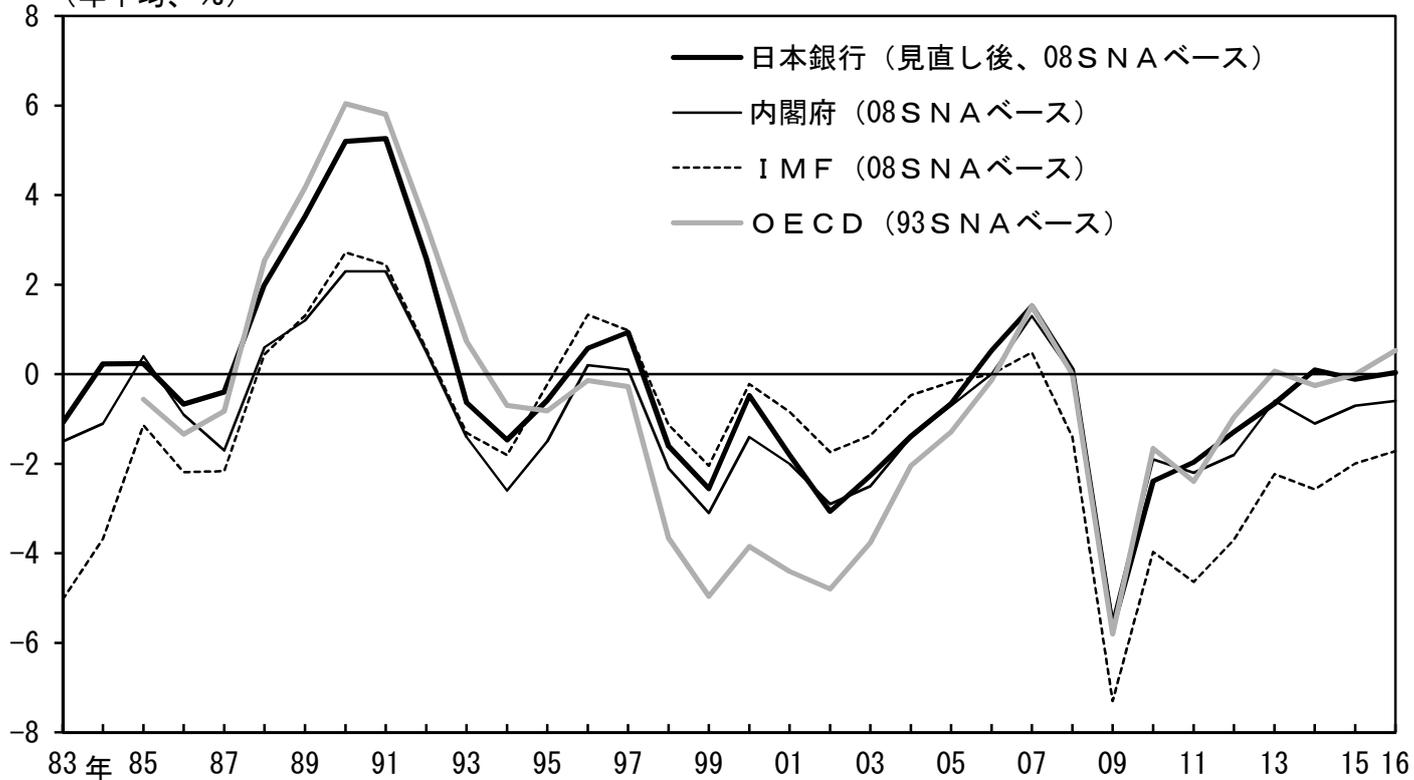
(注) 見直し前<2017/1月展望レポート>は、2016/3Qまでの値。

(出所) 内閣府、日本銀行、総務省、厚生労働省、経済産業省、経済産業研究所

各機関による需給ギャップと潜在成長率（日本）

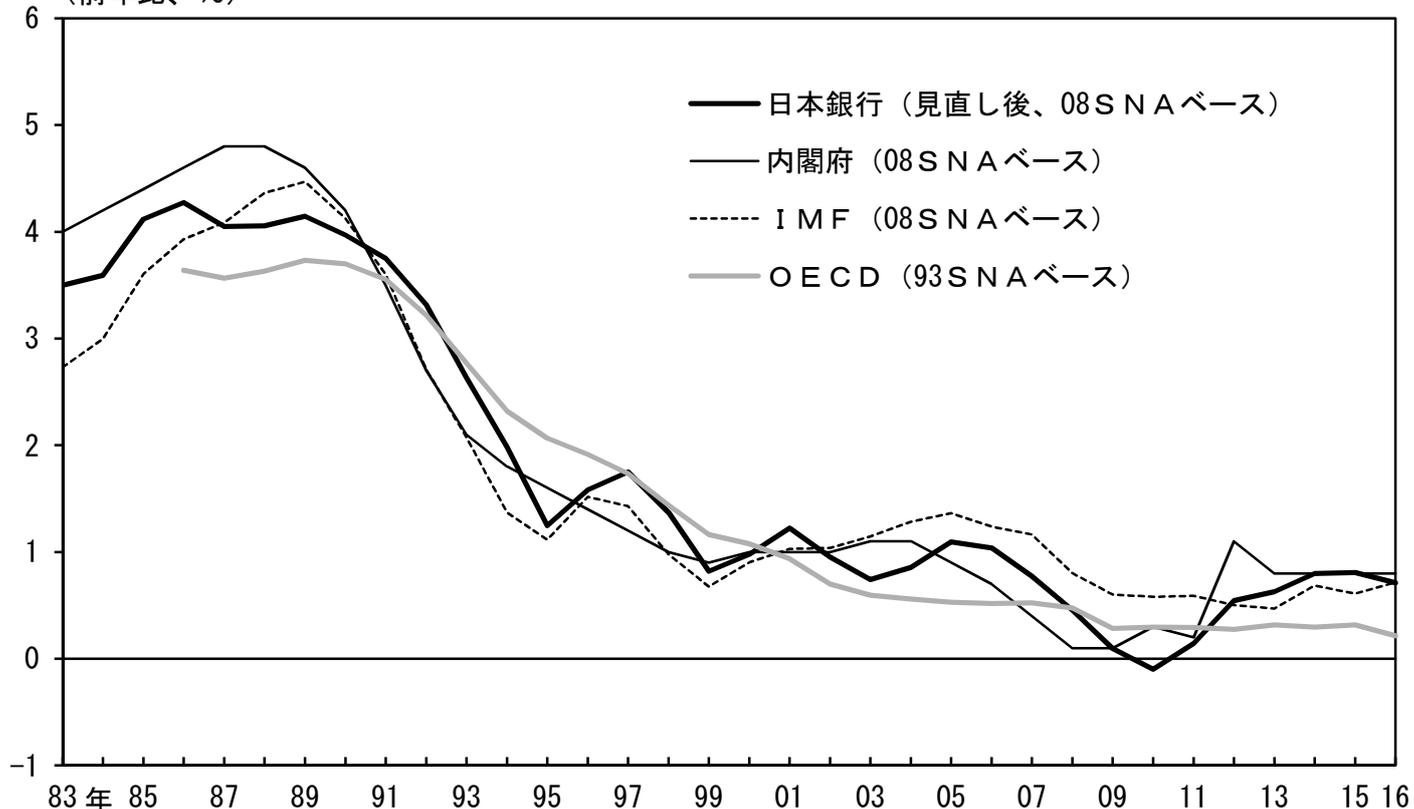
(1) 需給ギャップ

(年平均、%)



(2) 潜在成長率

(前年比、%)

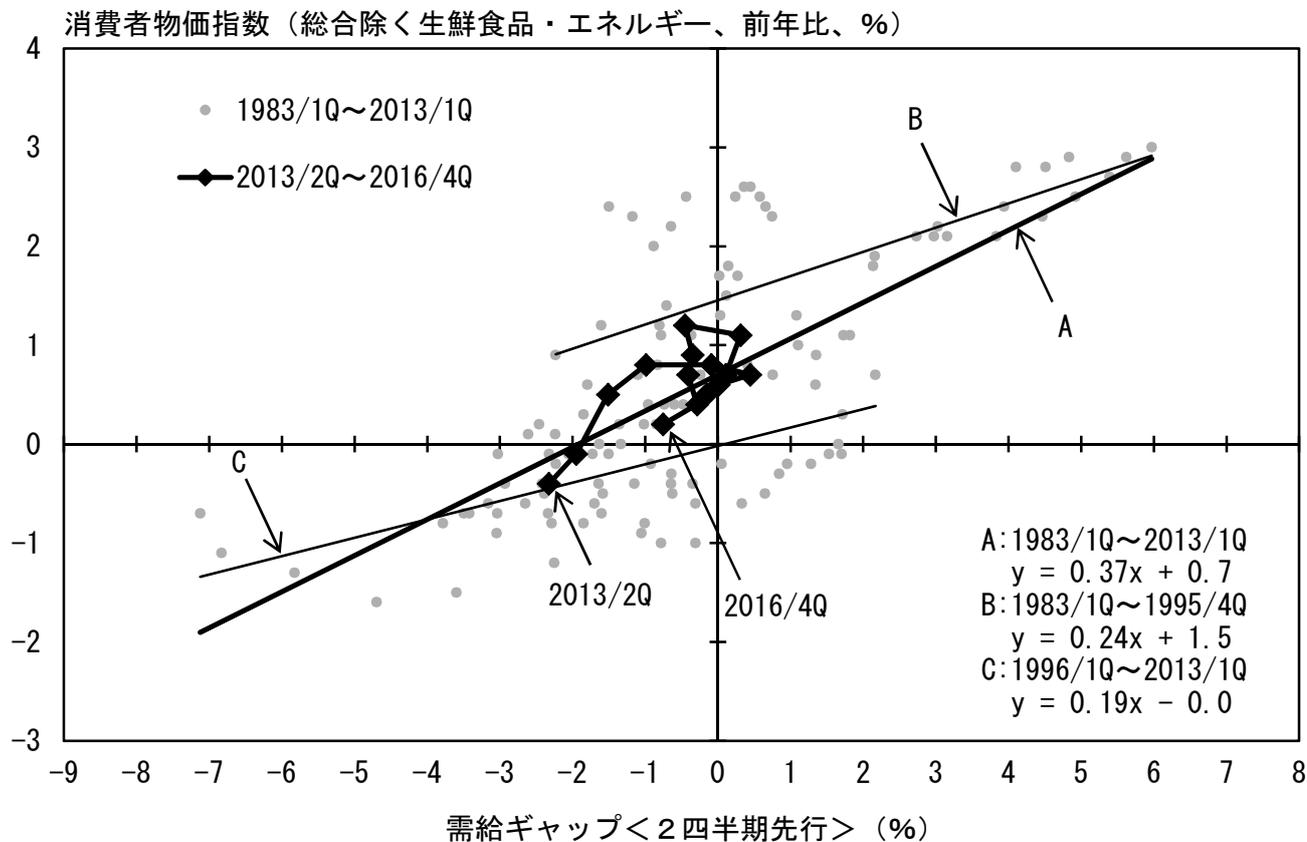


(注) IMFは2017/4月のWorld Economic Outlook、OECDは2016/11月のEconomic Outlookに基づく計数。OECDはGDP統計の基準改定前の値で、2016年は見通し。推計手法等は、図表1参照。

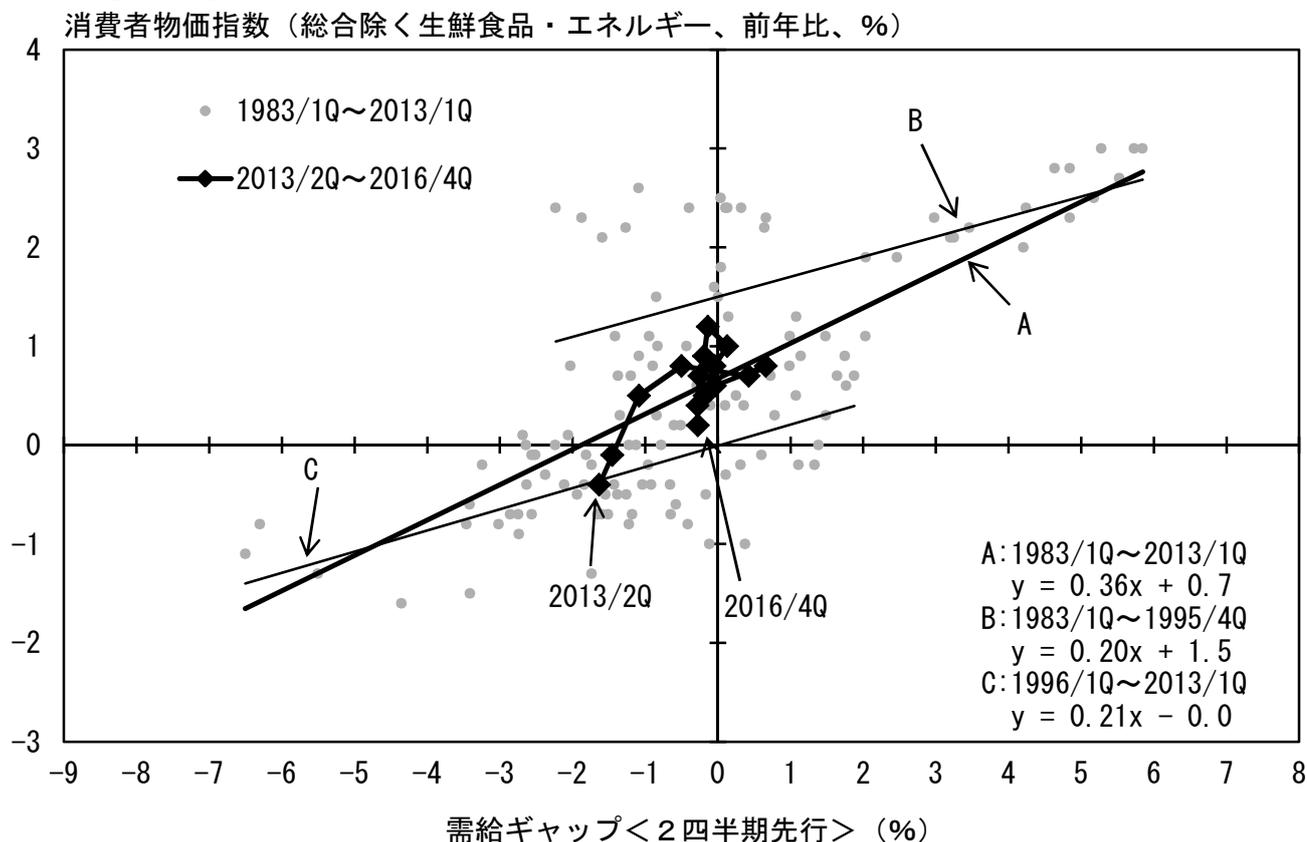
(出所) 内閣府、IMF、OECD等

フィリップス曲線（総合除く生鮮食品・エネルギー）

(1) 見直し前<2017/1月展望レポート時点>



(2) 見直し後



(注) 消費者物価は、消費税調整済み（試算値）。

(出所) 総務省、内閣府等

フィリップス曲線のパフォーマンス比較

(1) フィリップス曲線の推計結果 <定式化>

$$\begin{aligned} & \text{除く生鮮エネ家賃 (季節調整済前期比)}_t \\ & = \beta_0 \\ & + \beta_1 \times (\text{中長期インフレ予想}_t) \\ & + \beta_2 \times (\text{除く生鮮エネ家賃}_{t-1}) \\ & + (1 - \beta_1 - \beta_2) \times (\text{除く生鮮エネ家賃}_{t-2}) \\ & + \beta_3 \times (\text{需給ギャップ}_t) \\ & + \Omega \times (\text{特殊要因ダミー}) \end{aligned}$$

<推計結果>

	旧	新
β_0	-0.39 ***	-0.41 ***
β_1	0.34 ***	0.34 ***
β_2	0.52 ***	0.52 ***
β_3	0.10 ***	0.10 ***
Adj-R2	0.78	0.78
S.E. of regression	0.32	0.32

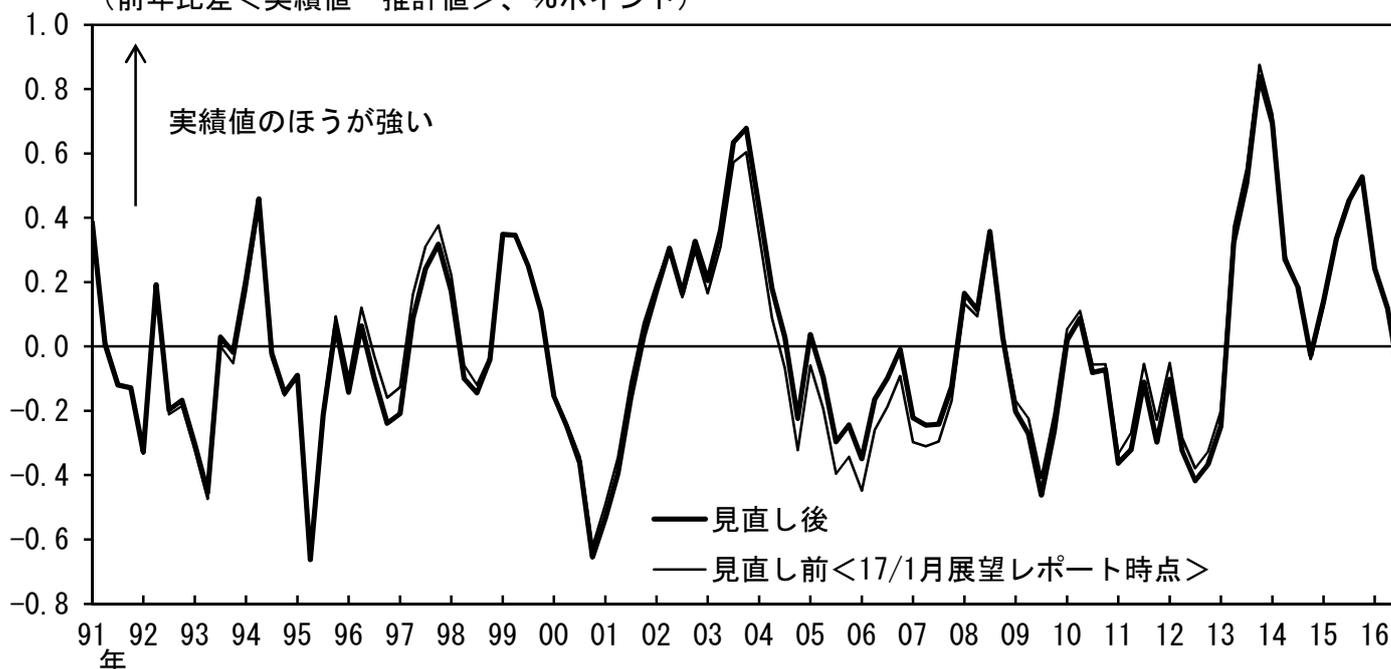
(2) 予測誤差 (2005年以降) (%ポイント)

	MAE (平均絶対誤差)		RMSE (二乗平均平方根誤差)	
	見直し前	見直し後	見直し前	見直し後
1期先	0.16	0.16	0.19	0.19
2期先	0.26	0.24	0.31	0.30
3期先	0.37	0.35	0.44	0.42
4期先	0.48	0.45	0.55	0.52
平均	0.32	0.30	0.37	0.36

- (注) 1. フィリップス曲線の推計期間は、1990/1Q~2016/3Q。
 2. 除く生鮮エネ家賃は、季節調整済前期比の年率換算値。中長期インフレ予想は、コンセンサス・フォーキャストの6~10年先予想。特殊要因ダミーは、高校授業料無償化などの特殊要因を処理。
 3. 予測の際、中長期インフレ予想、需給ギャップについては完全予見を仮定。また、特殊要因ダミーについても完全予見を仮定。
 4. (1)のS.E. of regression、(2)のMAE、RMSEは、前年比ベース。***は1%有意を表す。
 5. 消費者物価は、消費税調整済み(試算値)。

(3) 推計誤差

(前年比差<実績値-推計値>、%ポイント)

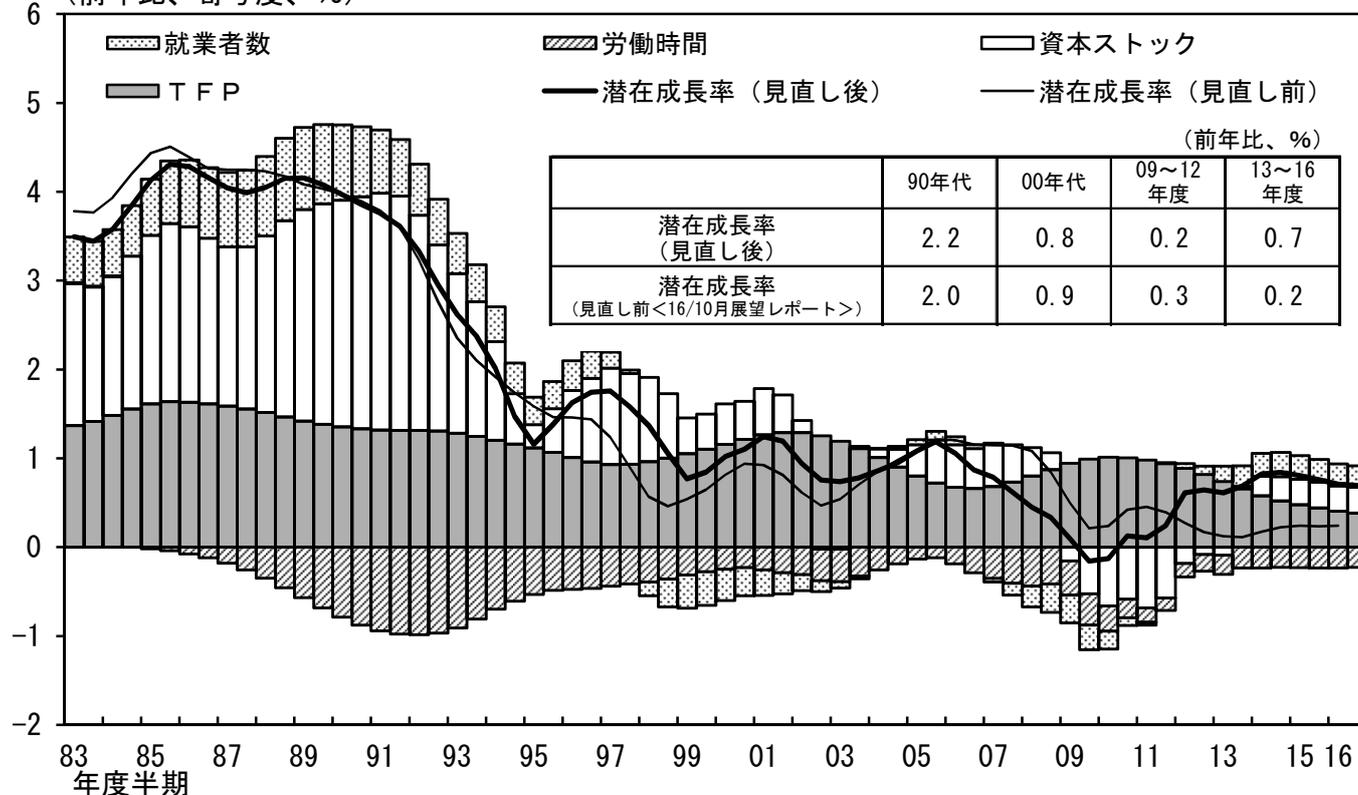


(出所) 総務省、内閣府、Consensus Economics「コンセンサス・フォーキャスト」等

潜在成長率の見直し

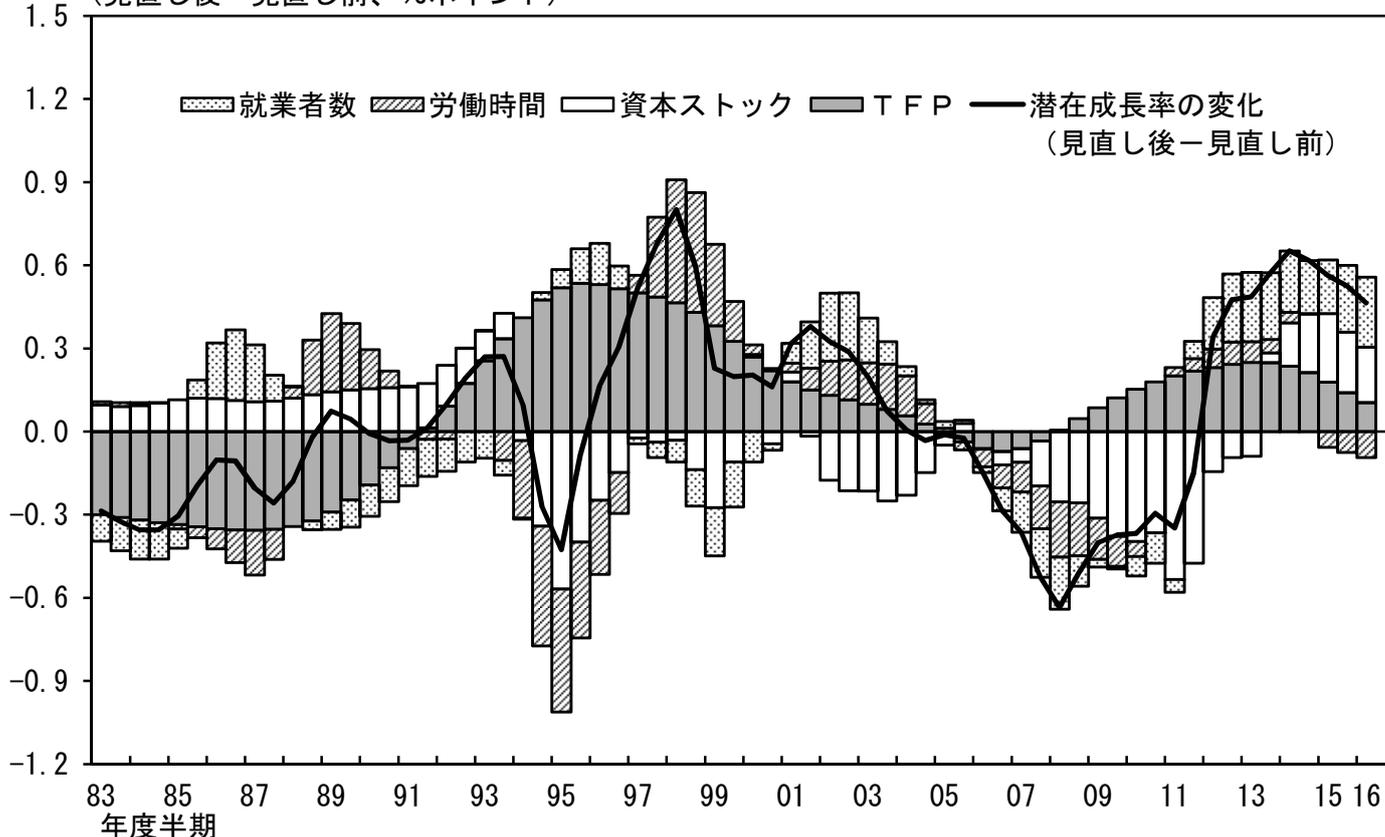
(1) 潜在成長率

(前年比、寄与度、%)



(2) 見直し前後の変化

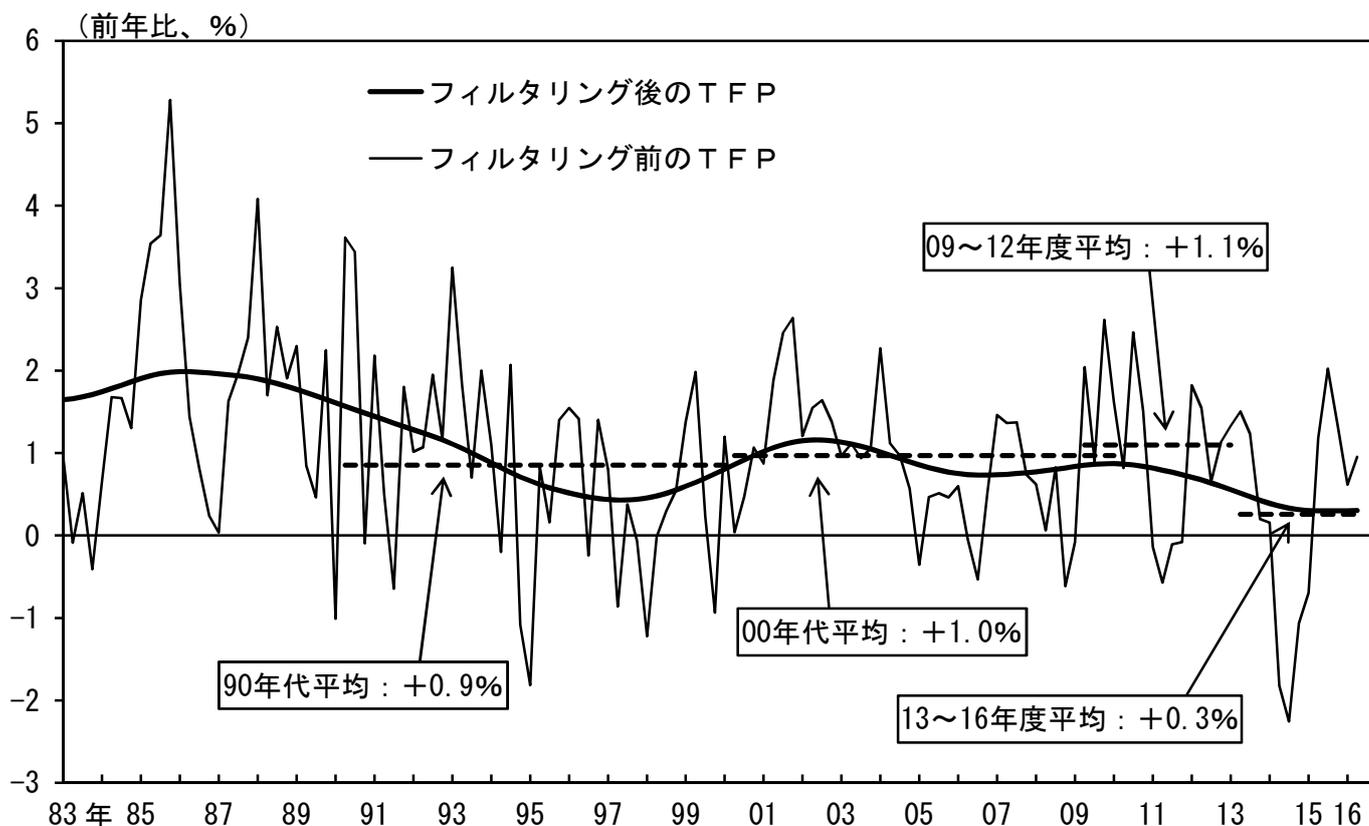
(見直し後-見直し前、%ポイント)



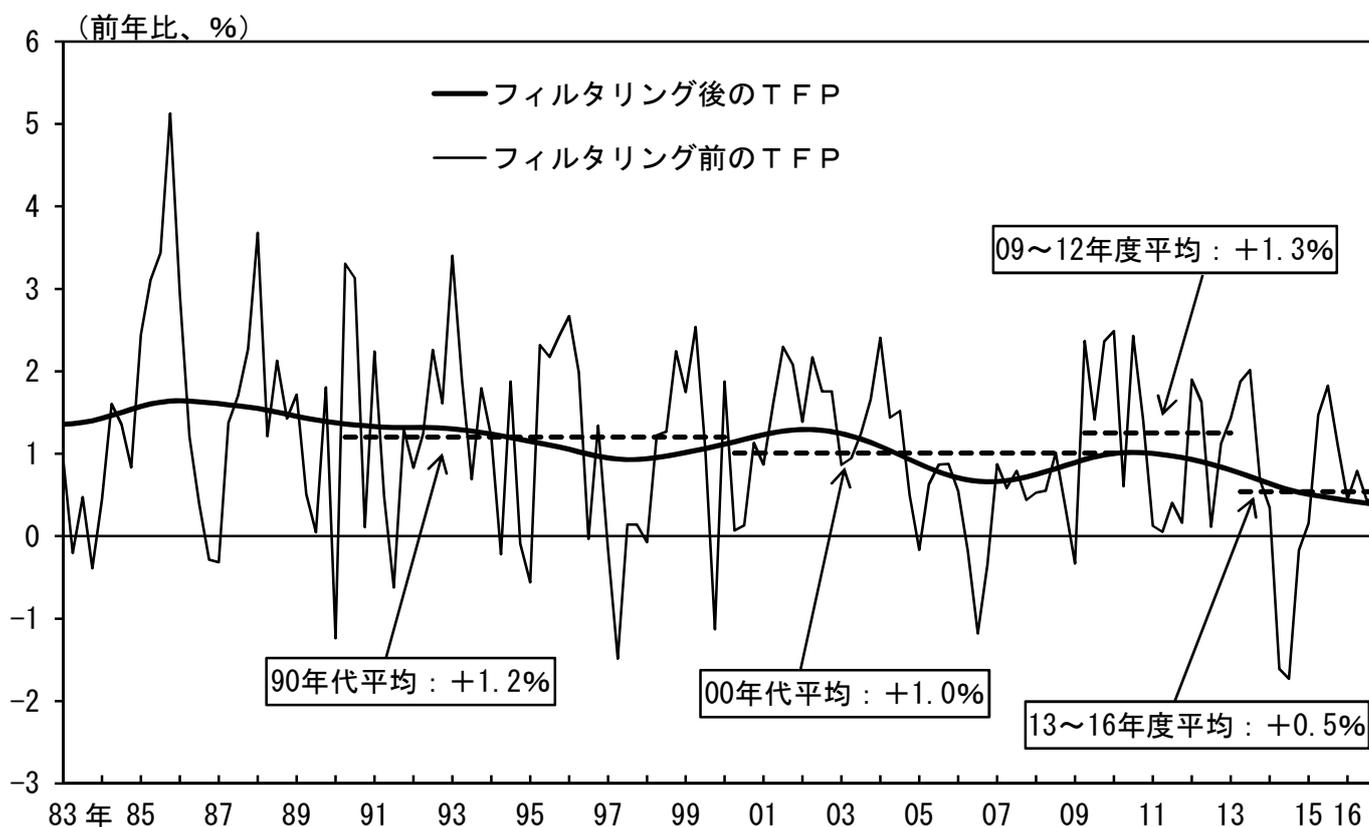
(注) 2016年度下半期は、2016/4Qの値。見直し前<2016/10月展望レポート>は、2016/2Qまでの値。
 (出所) 内閣府、日本銀行、総務省、厚生労働省、経済産業省、経済産業研究所

見直し前後のTFPの変化

(1) 見直し前<2016/10月展望レポート時点>



(2) 見直し後



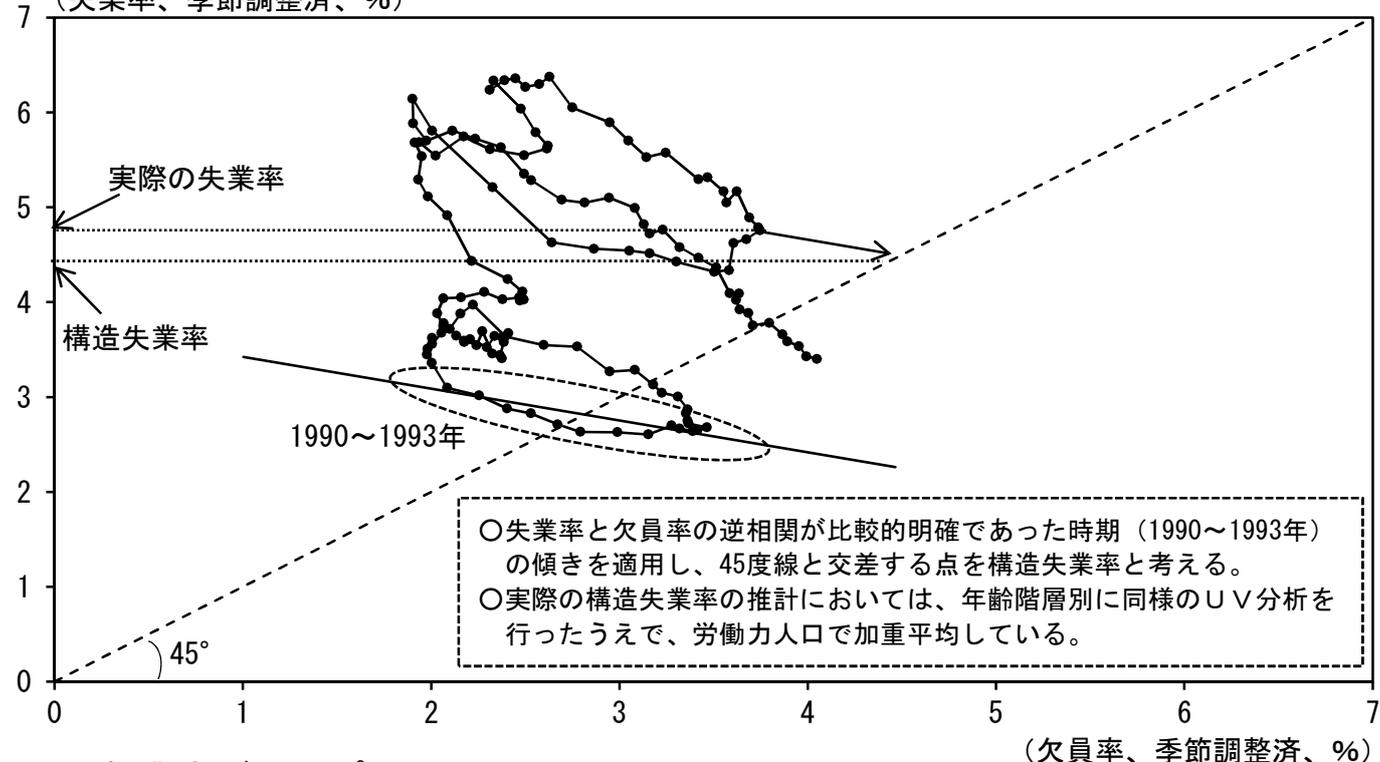
(注) 平均は、フィルタリング前のTFPを用いて計算。

(出所) 内閣府、日本銀行、総務省、厚生労働省、経済産業省、経済産業研究所

就業率ギャップ

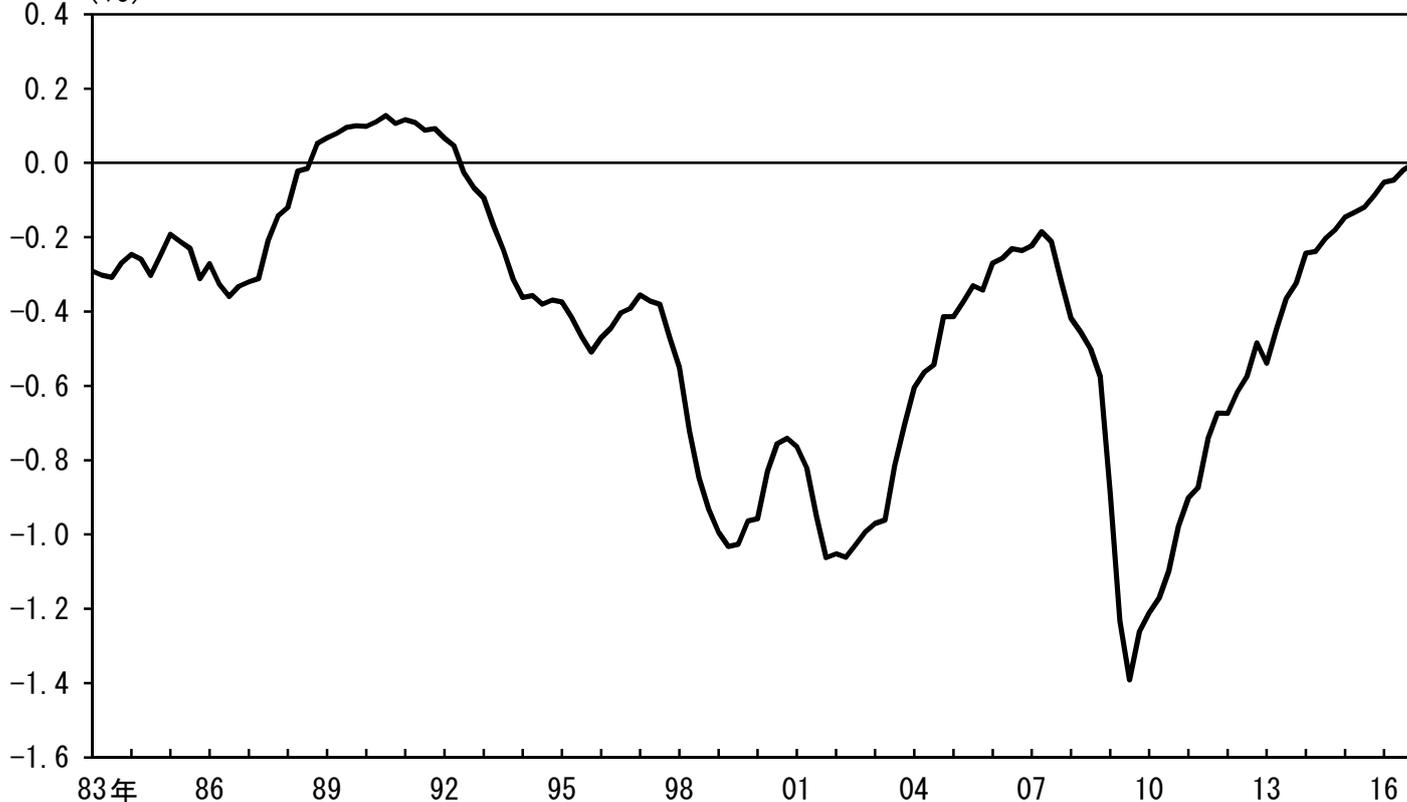
(1) UV分析の考え方

(失業率、季節調整済、%)



(2) 就業率ギャップ

(%)

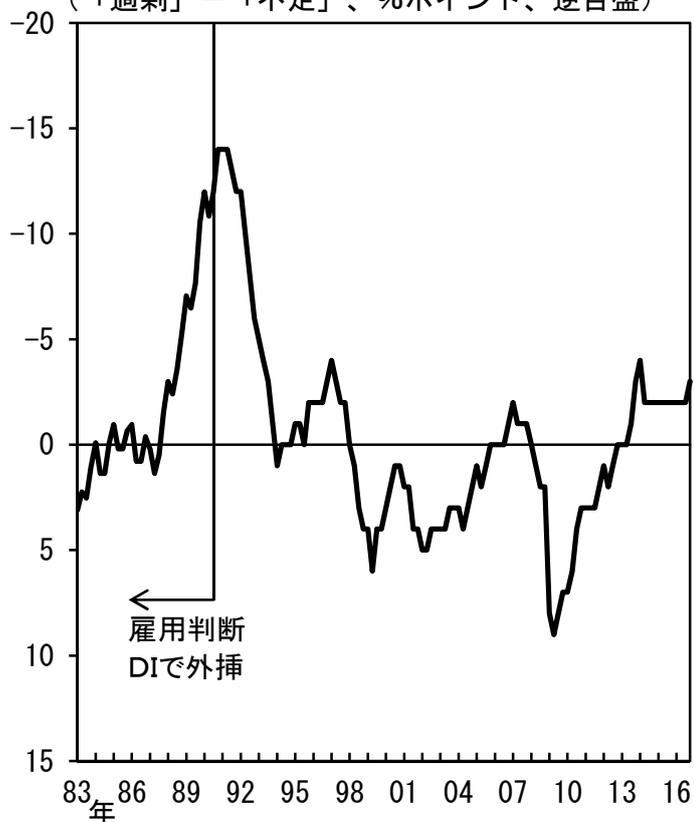


(注) UV分析では、失業率を完全失業率ではなく、失業者数÷(雇用者数+失業者数)と定義している。これは、完全失業率の分母(労働力人口)には、自営業主や家族従業者が含まれている一方で、欠員率(欠員数÷(雇用者数+欠員数))の分母には、自営業主などは含まれていないためである。
(出所) 総務省、厚生労働省

非製造業稼働率ギャップ

(1) 非製造業の設備判断DI

(「過剰」-「不足」、%ポイント、逆目盛)



(2) 推計式と推計結果

推計式

$$u_t^{M,adj} = \gamma_0 + \gamma_1 DI_t + \varepsilon_t$$

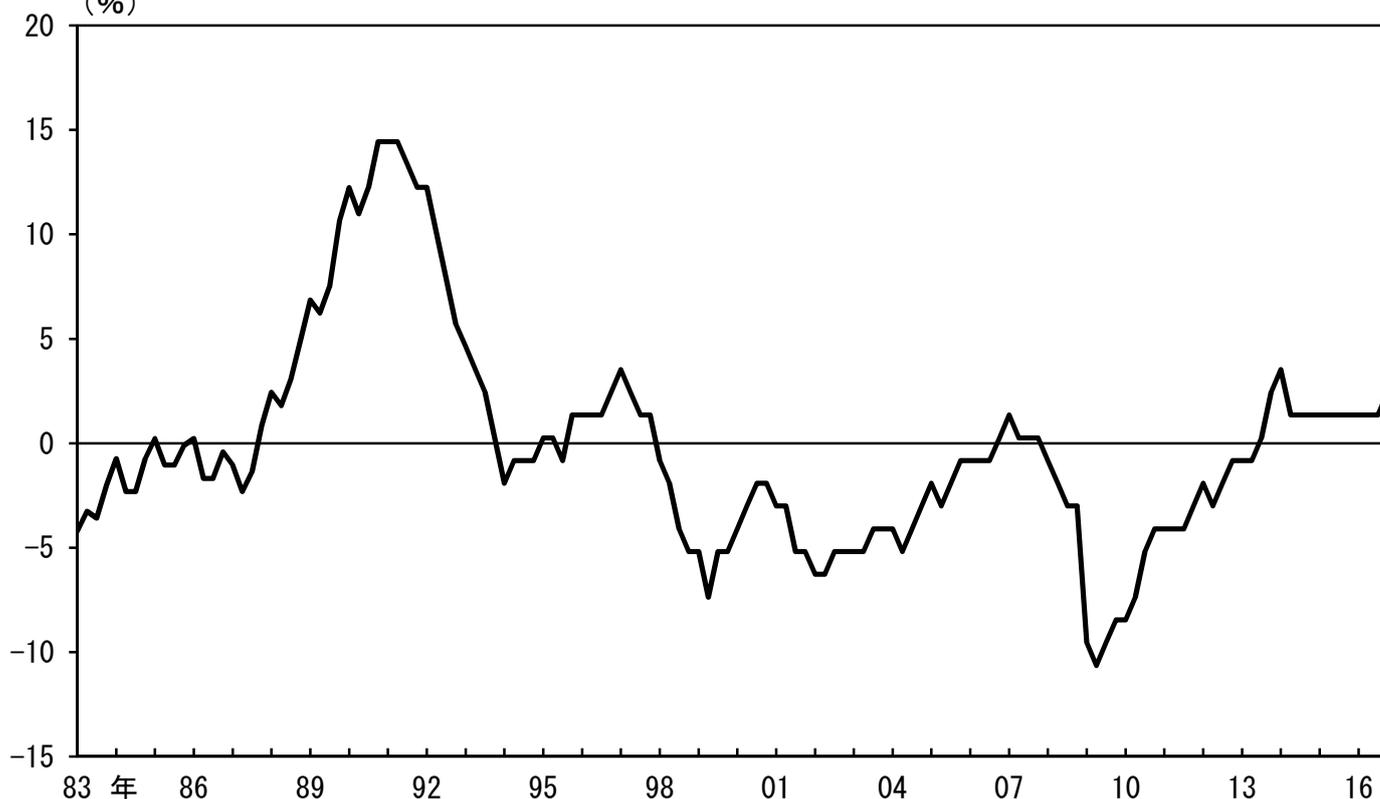
推計結果

被説明変数: 下方トレンド修正済みの製造業稼働率 ($u_t^{M,adj}$)

説明変数:	係数	t値
γ_0 定数項	104.0 ***	238.8
γ_1 非製造業の設備判断DI (DI_t)	-1.14 ***	-11.84
推計期間	1980/2Q ~ 2016/4Q	
Adj-R2	0.49	
S.E. of regression	5.26	

(3) 非製造業稼働率ギャップの推移

(%)



(注) (2) の***は1%有意を表す。

(出所) 日本銀行、経済産業省、内閣府