



需給ギャップ・潜在成長率の見直しと
労働需給関連指標の補完的活用について

日本銀行調査統計局

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。

需給ギャップ・潜在成長率の見直しと 労働需給関連指標の補完的活用について*

■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、GDP統計の2020年基準への改定や近年の経済構造の変化などを踏まえて、推計方法の見直しを行った。主な変更としては、①資本稼働率について、使用するデータを数量ベースから付加価値ベースへと変更することで、製造業で発生していたとみられる下方バイアスを修正したほか、②構造失業率についても、公的求人サービスから民間求人サービスへの近年のシフトを踏まえ、労働市場のミスマッチをよりの確に捉えられるよう推計方法を変更した。③潜在成長率についても、2020年基準のGDP・資本ストック統計を用いて算出したTFP成長率を用いて再推計を行った。

需給ギャップの推計値を用いてマクロ的な需給バランスを把握することは、経済・物価情勢を的確に判断していくうえで引き続き重要ではあるが、近年は労働供給制約の強まりを背景に、労働投入量の変動や労働市場の需給バランスが、労働集約的なセクターの経済活動や物価動向に及ぼす影響度合いが大きくなっているように窺われる。こうした状況を踏まえ、本稿では、賃金・物価の予測力という観点からみて、需給ギャップと補完的にモニタリングしていくことが適当とみられる労働需給関連指標についても、簡単に実証的な検討を行っている。

* 本稿の執筆は、尾崎達哉 (tatsuya.ozaki@boj.or.jp)、落香織 (kaori.ochi@boj.or.jp)、川端凌太郎 (ryoutarou.kawabata@boj.or.jp)、高田耕平 (kouhei.takata@boj.or.jp)、中澤崇 (takashi.nakazawa@boj.or.jp)、加藤直也 (naoya.katou@boj.or.jp) が担当した。また、吉井彬人、一方井宏汰、原口史子の各氏からは、図表作成及び計数作成において協力を得た。

1. はじめに

経済・物価情勢の判断や分析を行ううえでは、財・サービス市場の総需要とその平均的な供給力（潜在GDP）との乖離を表す「需給ギャップ（output gap）」や、潜在GDPの成長率である潜在成長率は重要な概念である。こうした観点から、日本銀行調査統計局では、これまでも、需給ギャップや潜在成長率の推計値を四半期ごとに「分析データ」の形で公表してきている。実際、多くの中央銀行や国際機関等においても、それぞれの国・地域の特性に応じて、需給ギャップを含む様々な需給バランス指標を推計・公表し、情勢判断で活用している（詳細はBOX参照）。

本稿では、需給ギャップと潜在成長率について、GDP統計の2020年基準への改定や近年の経済構造の変化を踏まえて、推計方法の見直しを行っている¹。日本銀行調査統計局では、経済全体でコブ・ダグラス型生産関数を仮定したうえで、生産要素である資本と労働の稼働率（トレンドからの乖離率＝ギャップ）から、需給ギャップを直接推計するというアプローチを採っている。GDPを使用することなく、生産要素の稼働率から需給ギャップを推計するという基本的なアプローチは、今回の見直しでも不変だが²、今回の見直しでは、資本と労働それぞれのギャップの推計方法を、以下のとおり修正している。まず、製造業の資本稼働率について、使用するデータを数量ベースから付加価値ベースへと変更することで、製造業で発生していたとみられる下方バイアスを修正した。労働面では、第1に、就業率ギャップを算出する際に用いる「構造失業率」について、近年の公的求人サービス（職安）から民間求人サービスへのシフトを踏まえ、労働市場のミスマッチをよりの確に捉えられるよう推計方法を変更した。第2に、労働力率ギャップについて、女性・高齢者の労働参加が一層進む中、性別・年代ごとの労働力率に異質性があることを考慮してトレンドの推計方法を細分化した。第3に、労働時間ギャップについて、近年の働き方改革の進展等をより構造的なトレンドの変化として捉えられるよう、推計方法を変更した。この間、潜在成長率についても、2020年基準のGDP統計や資本ストック統計を用いて算出したTFP成長率を使って、再推計を行った。

¹ 日本銀行調査統計局は、これまでも、その時々を経済環境や利用可能な統計を踏まえて、需給ギャップと潜在成長率について、継続的な推計方法のアップデートを行ってきた。2006年の見直しについては、伊藤ほか[2006]、2017年の見直しについては、川本ほか[2017]を参照。

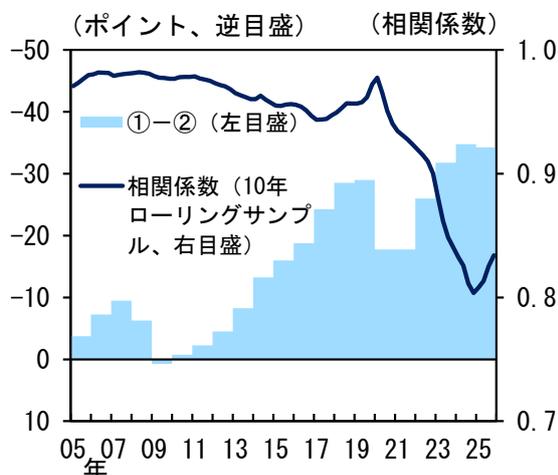
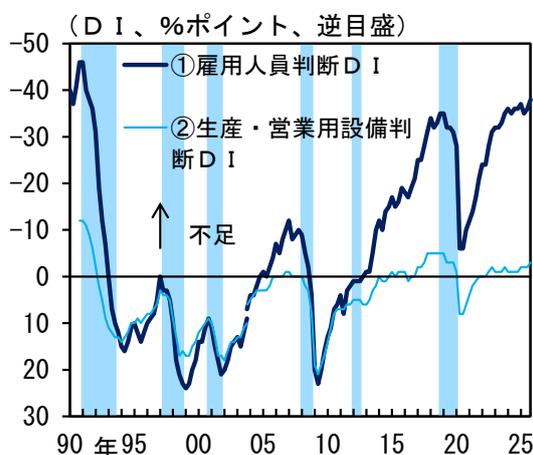
² 日本銀行調査統計局の需給ギャップは、「実際のGDPと潜在GDPの乖離」で推計されていないという意味で、GDP統計を利用していない。ただし、各生産要素の稼働率ギャップを加重平均する際に用いる労働分配率は、GDP統計に基づく値となっているほか、今般の見直しでは、後述のとおり、製造業稼働率の推計に際して、GDP統計の生産側系列（生産QNA）の情報を活用している。

需給ギャップ等を用いてマクロ的な需給バランスを把握することは、経済・物価情勢を的確に判断していくうえで引き続き重要ではあるが、近年は、労働供給制約の強まりを背景に、労働投入量の変動や労働市場の需給バランスが労働集約的なセクターの経済活動や物価動向に及ぼす影響度合いが大きくなっているように窺われる。実際、需給ギャップとともに定期的に公表している短観の加重平均D Iを構成する雇用人員判断D Iをみると、近年は1991年以来の「不足」超幅となっている一方で、生産・営業用設備判断D Iの「不足」超幅は低位にとどまっている。このことは、最近の労働需給の引き締めには、過去の人手不足局面とは異なり、両D Iに影響を及ぼす総需要の拡大だけでなく、労働供給独自の要因も相応に影響している可能性を示唆している（図表1）。このような労働供給制約の強まりは、労働と資本の代替性が低い——労働力不足を資本ストックの増加によって代替することが難しい——労働集約的なセクターを中心に、経済活動水準を抑制するとともに、賃金・物価への押し上げ圧力がマクロの需給ギャップが示す以上に高まりやすくなっていることを示唆する³。こうした状況を踏まえ、本稿では、賃金・物価の予測力という観点からみて、需給ギャップと補完的にモニタリングしていくことが適当とみられる労働需給関連指標についても追加的な検討を行っている。

（図表1）雇用人員判断D Iと設備判断D I

（1）時系列推移

（2）相関係数



（注）1. 短観ベース（全産業全規模）。2003/12月調査には、調査の枠組み見直しによる不連続が生じている。
 2. （1）のシャドー部分は、景気後退局面。
 （出所）日本銀行

以下、第2章では、需給ギャップと潜在成長率の推計方法の見直しの内容を説

³ 需給ギャップの推計に際しては、コブ・ダグラス型生産関数のもとで、マクロ的にみれば、労働と資本の間である程度代替が可能である（両者間の代替の弾力性が1である）ことを仮定しているが、労働集約的なセクターでは、代替の弾力性は1よりも低いとみられる。こうした議論の詳細については、展望レポート2025年1月号BOX2が詳しい（日本銀行[2025]）。

明する。第3章は、各種の労働需給関連指標の特性を整理するとともに、賃金・物価の予測力という観点から、需給ギャップと補完的にモニタリングするうえで、どの指標が有用とみられるかを実証的に考察する。第4章はまとめである。

BOX：他機関におけるマクロ需給関連指標の活用方法

多くの海外中央銀行では、景気・物価情勢を点検するうえで、経済全体の需給バランスを把握する分析枠組みを整備している。とくに、生産要素として労働だけでなく資本の稼働状況も捕捉する需給ギャップは、経済全体の需給バランスを計測する指標として、また物価や賃金への変動圧力を測る指標として、多くの中央銀行で用いられている（BOX図表）⁴。もともと、需給ギャップは、その多くが実証的なモデルによる推計を伴うため、推計誤差の存在や、データが更新された際に事後的な改定が生じる点も留意点として指摘されている（ECB[2025]、Bank of Canada[2026]、福永ほか[2024]）。

（BOX図表）各中央銀行におけるマクロ需給関連指標の活用

	需給ギャップの活用	対外的に示している需給指標 (ステートメント、金融政策レポート等)
FRB	○ (主に内部的な活用)	失業率、失業率ギャップ、労働参加率、離職率、VU比率 等
ECB	○ (戦略レビューでの言及)	失業率、長期失業者の割合、属性別失業率(若年層、男女) 等
BOE (英国)	◎	需給ギャップ、資本稼働率、VU比率、転職率 等
BOC (カナダ)	◎	需給ギャップ、失業率、労働参加率、労働不足判断指標(サーベイ) 等
RBA (豪州)	◎	需給ギャップ、失業率、労働参加率、雇用率、資本稼働率 等
RBNZ (ニュージーランド)	◎	需給ギャップ、失業率、労働時間ギャップ、資本稼働率、VU比率 等

こうした推計上の不確実性を踏まえ、需給ギャップに加え、他の様々な関連指標を併用して、総合的に需給環境を評価する(indicator suite)ことの重要性が、多くの中央銀行の間で広く共有されている。具体的には、労働需給指標(失業率や失業率ギャップ、求人・離職関連指標等)や、企業側の供給過不足を捉える指標(資本稼働率、サーベイ指標等)など、国・地域の経済構造やデータのアベイラビリティを踏まえて、多様な指標が活用されている。多くの中央銀行では、こうした指標を金融政策レポートやステートメントの中で定点観測し、その時々々の経済・物価の情勢判断に活用している。

⁴ 米国連邦準備制度(FRB)は、金融政策を議論するFOMCに提出するスタッフレポート(Staff Report、FOMC開催から5年後に对外公表)の中で、需給ギャップを推計しており、内部的な情勢判断に利用している。欧州中央銀行(ECB)も同様に、金融政策の戦略レビュー(Monetary Policy Strategic Review)の中で、需給ギャップ指標の有用性に言及している(ECB[2025])。

2. 需給ギャップと潜在成長率の見直し⁵

2-1. 労働投入ギャップの見直し

労働投入ギャップは、労働力率ギャップ、就業率ギャップ、労働時間ギャップの和として計算される。

(1) 労働力率ギャップ

労働力率をみると、人々のライフスタイルや働き方の変化などの構造要因だけでなく、その時々々の景気動向といった循環要因の影響も受けて変動してきたが、2010年代前半以降は、女性・高齢者による労働参加の進展を反映して、トレンドははっきりと上昇方向に屈折している。こうした状況を踏まえて、2017年の見直しでは、労働力率の屈折的な上昇をトレンドの変化として認識できるよう、景気基準日付の「山」を屈折点としてトレンドが変化する区分線形回帰法 (piecewise linear regression) を採用した。

もっとも、男女・年齢別にみると、属性によっては、社会的な構造変化 (例えば定年の引き上げなど) により、労働力率のトレンド変化が、景気循環とは異なるタイミングで生じている。そこで、今回の見直しでは、男女・年齢別に、線形トレンドの屈折点を景気循環とは独立して実際のデータに基づいて検出する Muggeo[2003]の手法に変更することとした⁶。見直しの結果をみると、労働参加率の高い年齢層 (30~40代) では、データから識別された屈折点が景気循環のタイミングと結果的に概ね同じになったため、見直し前後で大きな変化はない (図表2)。これに対し、定年引き上げなど社会的な制度変化の影響を受けやすい高齢層の労働力率では、とくに男性において見直し前後で検出されたトレンドに違いがみられる⁷ (図表3)。

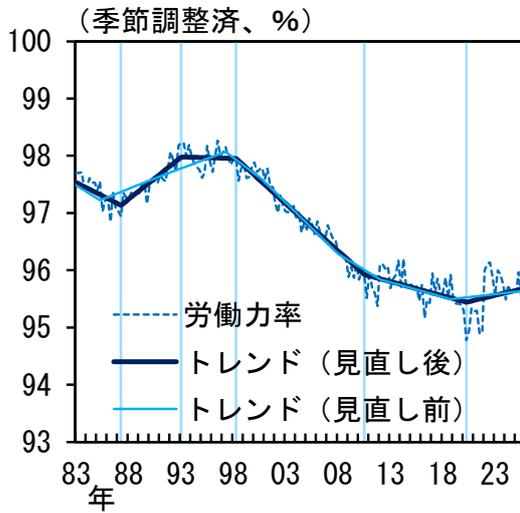
⁵ なお、日本銀行調査統計局が推計する需給ギャップや潜在成長率の基本的な考え方については、今般の見直しを経ても従来から不変であるため、以下では詳細な説明は割愛する。詳しくは、川本ほか[2017]の第2章を参照。

⁶ 具体的な推計手法については、補論1を参照。

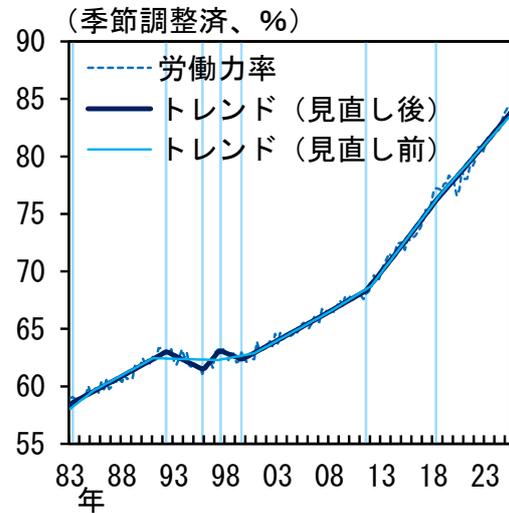
⁷ 60~64歳の労働力率を例にとると、1980年代後半における「高年齢者等の雇用の安定等に関する法律」の施行や、2006年における65歳までの雇用確保措置の導入、2013年における希望者全員の65歳までの雇用確保措置の導入といったタイミングで、トレンドの変化が生じていることが確認できる。

(図表2) 景気循環と連動した労働力率トレンドの変化の例

(1) 男性・30～44歳



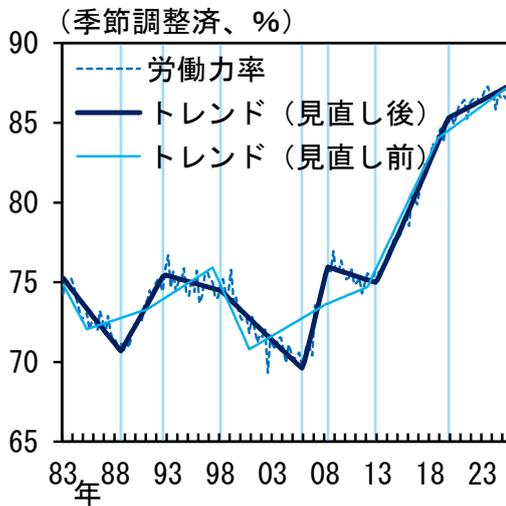
(2) 女性・30～44歳



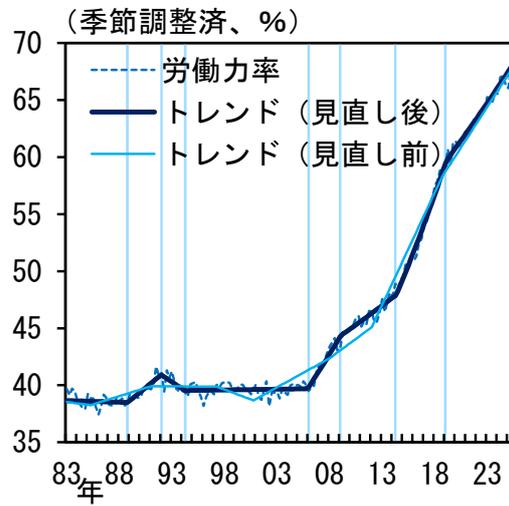
(注) 縦線は、データから推計された構造変化点を示す。
(出所) 総務省

(図表3) 景気循環と独立した労働力率トレンドの変化の例

(1) 男性・60～64歳



(2) 女性・60～64歳



(注) 縦線は、データから推計された構造変化点を示す。
(出所) 総務省

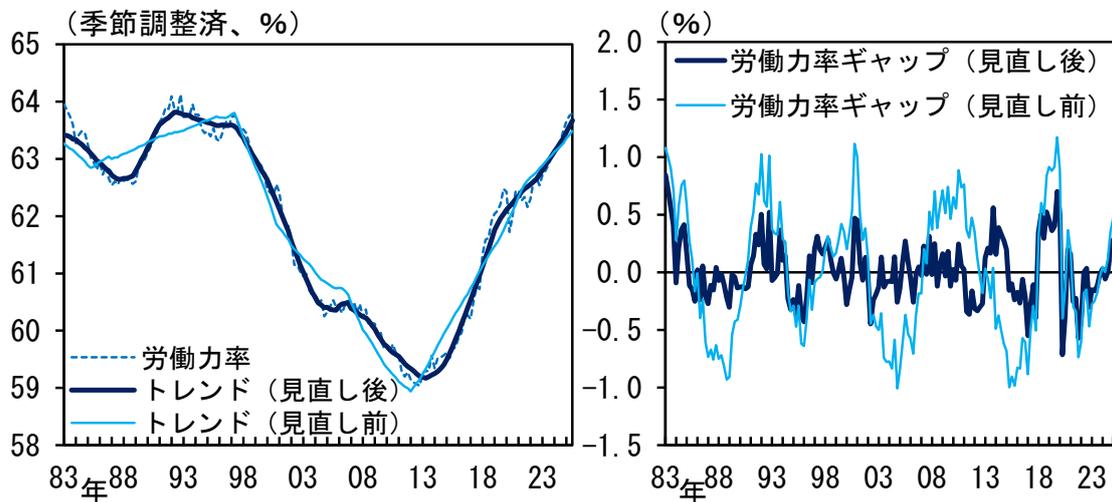
労働力率トレンド全体の動きを見直し前後で比較すると(図表4)、今回の見直しにより、属性別にトレンドの変化をより柔軟に捉えることが可能となったことを反映して、トレンドが実際の労働力率の推移により近い動きとなってい

る。結果として、見直し後の労働力率ギャップの変動幅は、見直し前よりも小さくなっている。

(図表4) 見直し前後の労働力率トレンドとギャップ

(1) 労働力率トレンド

(2) 労働力率ギャップ



(出所) 総務省

(2) 就業率ギャップ

今回の見直しでは、「構造失業率」の推計に用いる欠員率のデータを補正したうえで、欠員率と失業率の関係（ベバリッジ曲線）の推計期間について見直しを行った⁸。欠員率のデータについては、これまで職業安定業務統計の有効求人数を用いて算出してきたが、近年は、公的求人サービス（職安）から民間求人サービスへの利用シフトを反映して、同統計の有効求人数が求人動向を過小評価している可能性がある点が指摘されている⁹。今回の見直しでは、職業安定業務統計の有効求人数と民間媒体の求人数の乖離が大きくなったとみられる2020年以降について、労働経済動向調査の未充足求人（欠員数）と常用労働者の労働者過不足判断D Iを用いて、欠員率を補正することとした（図表5）¹⁰。

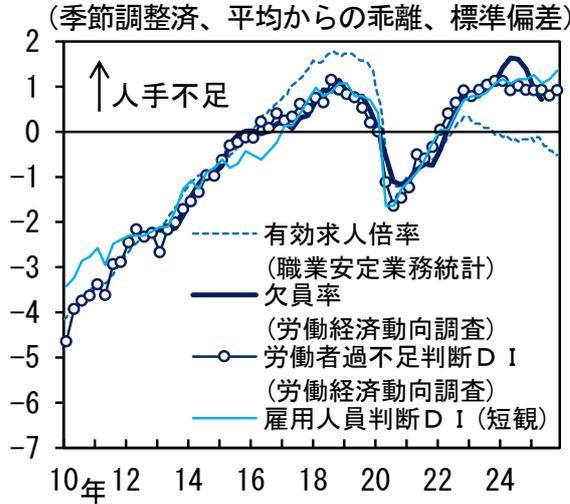
⁸ この他、今回の見直しでは、2020年9月以降、年齢階層別の有効求人数が取得できなくなったこともあり、年齢別ではなく、全年齢層に基づく推計に変更している。

⁹ 内閣府[2025]は、労働需給の引き締まりを評価するうえで、職業安定業務統計の有効求人倍率の有用性が低下している点を指摘している。

¹⁰ 具体的には、①2013年から2021年までの期間において、職業安定業務統計の有効求人数をもとに作成した欠員率を、労働経済動向調査の欠員率に回帰させ、②2020年以降の欠員率としては、その推計値から得られた予測値を用いることとした。なお、労働経済動向調査の欠員率は、2025年4～6月分を最後に公表が停止されたため、2025年7～9月分以降は、労働経済動向調査の常用労働者の労働者過不足判断D Iを用いて補外している。

(図表5) 労働需給の捕捉

(1) 労働需給



(2) 欠員率の補正



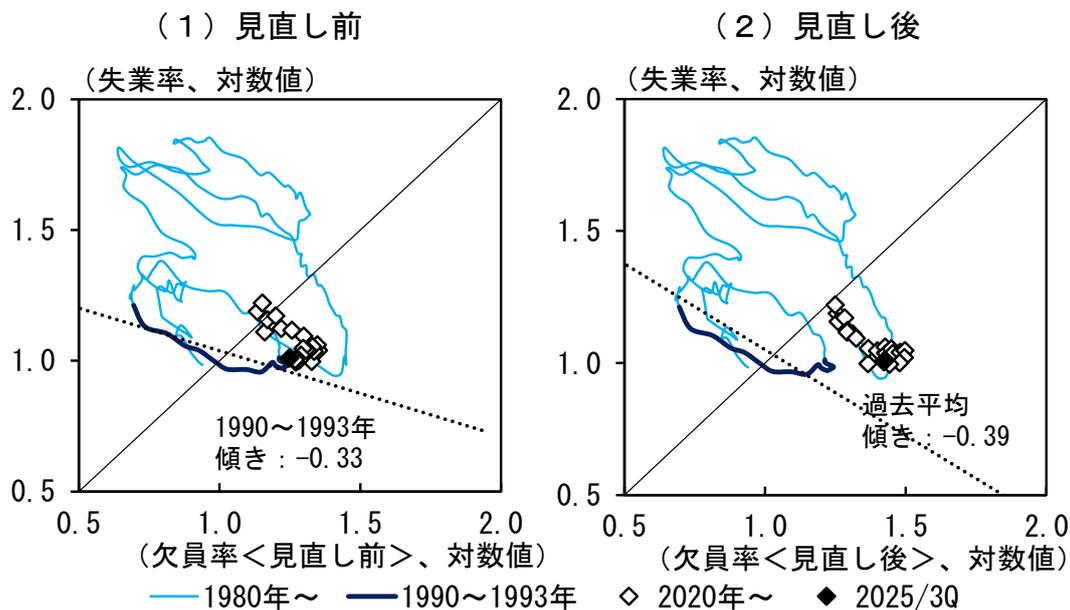
(注) (1) は、2013 年以降の平均と標準偏差で基準化。欠員率は、後方 2 四半期移動平均値。
(出所) 厚生労働省、日本銀行、総務省

また、ベバリッジ曲線 (UV 曲線) の推計にあたっては、これまで、横軸に欠員率、縦軸に失業率¹¹をプロットしたうえで、両者の関係が比較的明確であった 1990~1993 年の傾きを用いて、45 度線と交差する点を構造失業率としていた。もともと、1990~1993 年から 30 年以上も経過し、この間の労働市場に様々な構造変化が生じている可能性は否定できない。そこで、今回の見直しでは、Michaillat and Saez[2021] に倣い、労働市場のマッチング効率の変化等を反映して、UV 曲線の切片が変化している可能性も勘案しつつ、足もとまでの期間平均として UV 曲線の傾きを推計し、これと 45 度線の交点を各期の構造失業率と見做すこととした (図表 6)¹²。

¹¹ UV 分析では、失業率を完全失業率ではなく、雇用失業率 (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、自営業者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、自営業者などは含まれていないためである。

¹² 見直し後の UV 曲線推計における切片の変化については、補論 2 を参照。

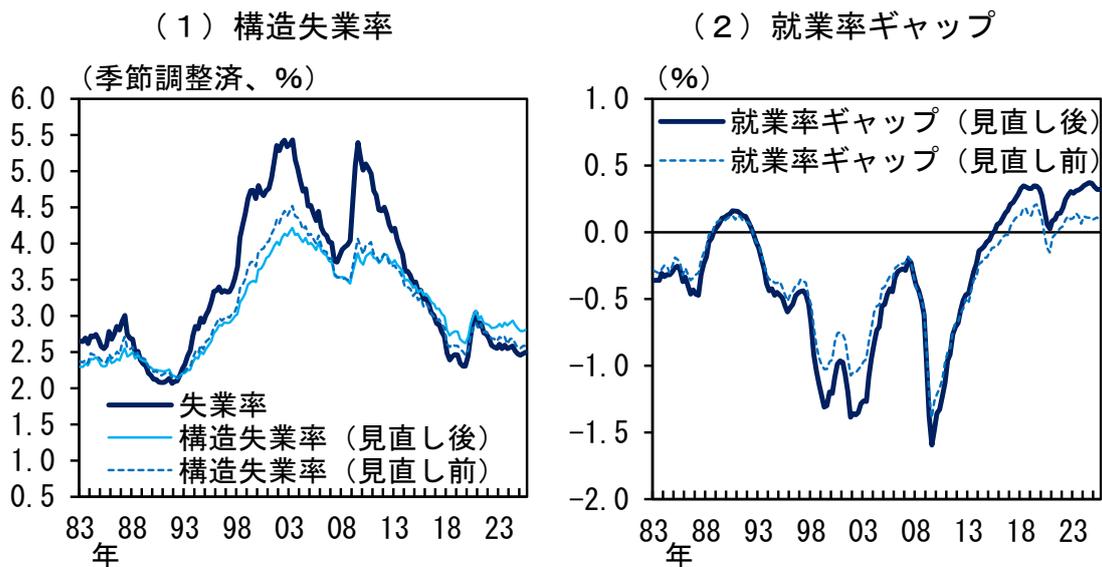
(図表6) ベバリッジ曲線



(出所) 厚生労働省、総務省

見直しにより、推計された構造失業率は、従来の推計値よりも、2010年代以降上昇しており、この間に労働市場のミスマッチが拡大してきた可能性が窺われる。この結果、実際の失業率と推計された構造失業率の差分から計測される就業率ギャップは、2010年代以降、上方修正されており、この間の労働需給がより引き締まった状態を続けてきたことが示されている(図表7)。

(図表7) 見直し前後の構造失業率と就業率ギャップ



(出所) 厚生労働省、総務省

(3) 労働時間ギャップ

潜在労働時間（労働時間トレンド）については、従来は、一般・パート労働者別に、毎月勤労統計の総実労働時間からHPフィルターによって、それぞれトレンド成分を抽出し、これらを一般・パート労働者比率で加重平均することにより算出していた。もっとも、同統計では、常用労働者（＝契約期間1か月以上の有期雇用者と無期雇用者）の労働時間を事業所側のデータから捕捉しているため、契約形態に捉われない近年の働き方の多様化（副業の拡大、スポット・ギグワークの広がり等）の影響を十分に捉えきれていない可能性がある。また、従来の方法では、働き方改革の進展など、構造変化に伴う労働時間の大きな減少（1990年前後や2019年頃）をトレンドとして十分に追い切れず、結果としてこれを循環的な労働時間の減少（労働時間ギャップの悪化）として捉えてしまうという問題点を抱えていた。

今回の見直しでは、①総実労働時間のデータとして、家計を調査対象としているため、労働形態の多様化の影響を比較的捉えやすいとみられる労働力調査を使用することとした。そのうえで、②労働時間のトレンド抽出法としては、総実労働時間を「出勤日数」と「一日当たり労働時間」に分割した¹³。③前者の出勤日数については、完全週休二日制や有給休暇取得義務化といった制度要因によるトレンドの屈折が比較的明確に検出しやすい点を踏まえ、毎月勤労統計の勤務日数に対して区分線形回帰法を適用して、トレンドを推計することとした¹⁴。④後者の一日当たり労働時間については、引き続きHPフィルターを適用して、トレンドを推計することとした（図表8）。

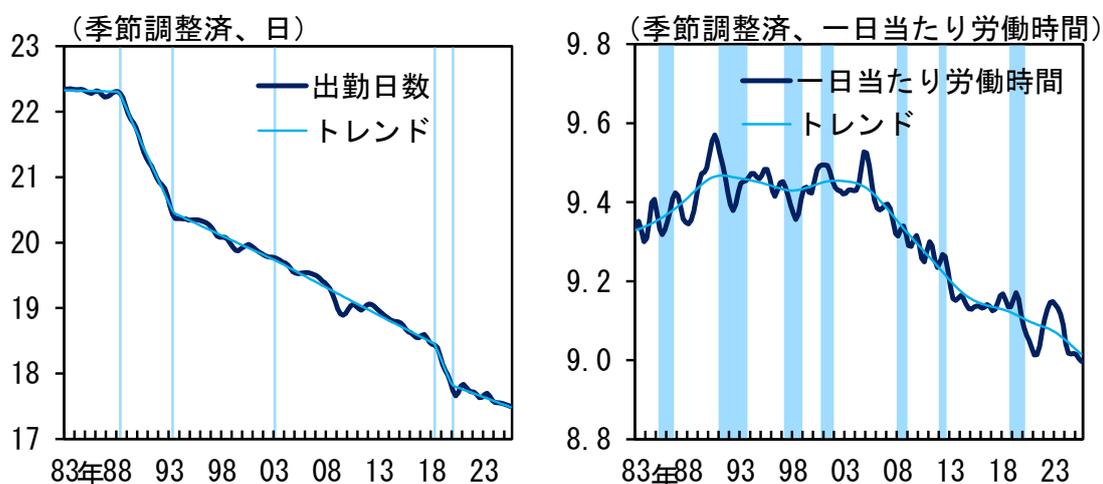
¹³ 出勤日数及び一日当たり労働時間については、不規則変動を除いた値（X-12-ARIMAの傾向循環変動〈TC〉成分）を用いている。

¹⁴ 労働時間を巡る環境変化については、補論3を参照。なお、労働力調査は、原則として月末一週間の労働時間を家計に尋ねており、当該週に含まれる休日数に応じて労働時間が変動することから、月間の労働時間に引き直す際には注意を要することが知られている（玄田[1993]等）。今回の見直しでは、こうした要因による労働時間の振れに対処するため、過去の月末一週間の平日数と就業時間の関係から、回帰分析により休日要因を調整している。

(図表8) 見直し後の労働時間トレンド

(1) 出勤日数

(2) 一日当たり労働時間

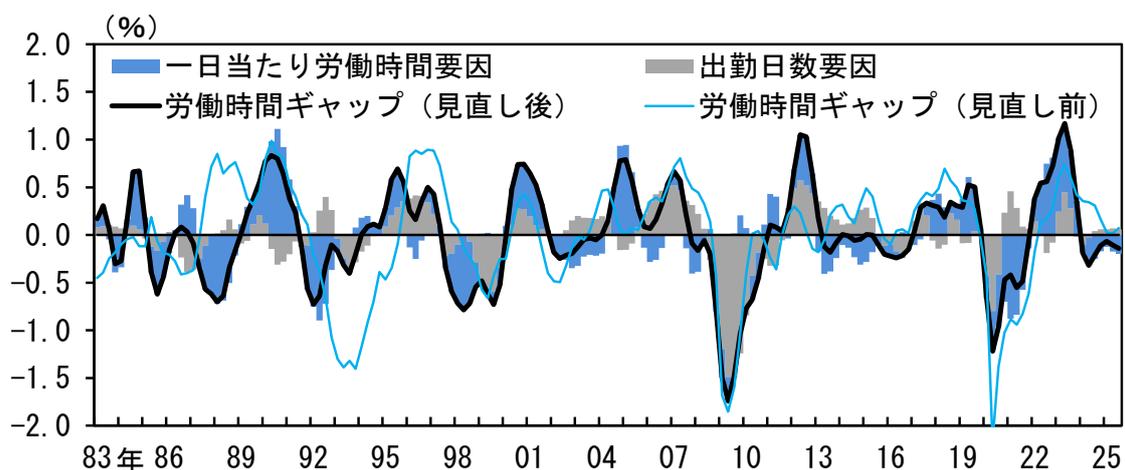


(注) (1) の縦線は推計された構造変化点を、(2) のシャドーは、景気後退局面を示す。

(出所) 総務省、厚生労働省

労働時間ギャップを見直し前後で比較すると(図表9)、1990年代前後や2020年頃などで、見直し後のギャップのマイナス幅が小さくなっている。これは、制度要因等による出勤日数の減少が、線形トレンドの屈折点として、従来のHPフィルター対比でより迅速にトレンド変化として認識されるようになったためと考えられる。

(図表9) 見直し前後の労働時間ギャップ



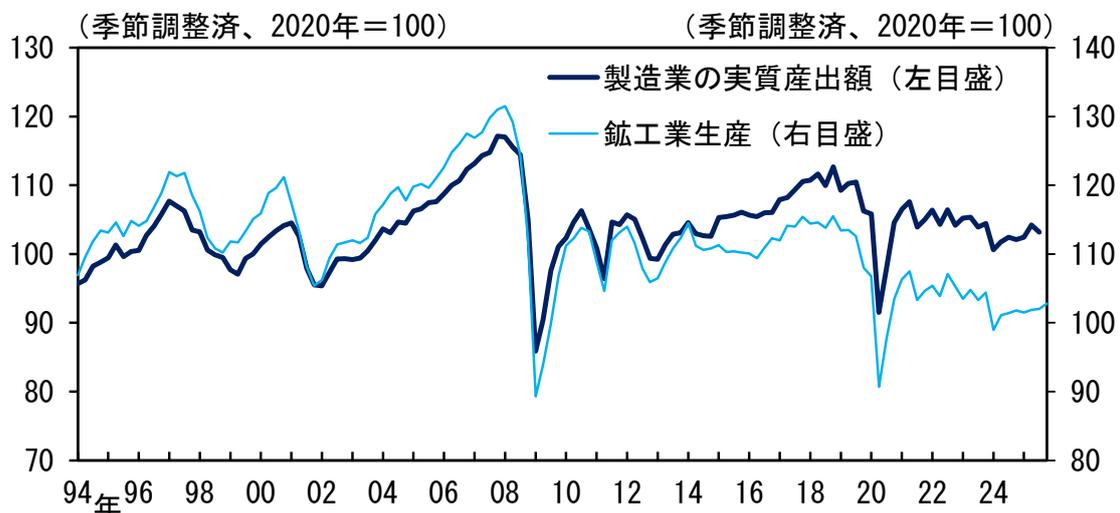
(出所) 総務省、厚生労働省

2-2. 資本投入ギャップの見直し

(1) 製造業稼働率ギャップ

製造業稼働率(=生産水準/生産能力)については、これまで、分母の生産能力としては、鉱工業統計の生産能力指数を、SNA固定資本ストック速報をもとに補正した付加価値ベース¹⁵の値を用いる一方、分子の生産水準としては、基本的に数量ベースである鉱工業統計の生産指数を用いて算出してきた。製造業稼働率ギャップは、その長期平均値(一定)からの乖離率として推計してきたが、分子の生産指数は、数量指数であることから、近年の付加価値上昇分を十分に捉えきれず、結果として製造業稼働率には下方バイアスが発生しやすいという課題を抱えていた(図表10)¹⁶。

(図表10) 製造業の生産水準の比較



(出所) 内閣府、経済産業省

この点、近年の統計整備を受けて、2022年から「生産側系列の四半期GDP速報(生産QNA)」が新たに利用可能となり、生産水準についても付加価値ベースで捉えられるようになった。そこで、今回の見直しでは、製造業稼働率の計測において、生産水準として生産QNAを用いることとした¹⁷。具体的には、鉱

¹⁵ 本稿で用いる「付加価値ベース」は、「品質の変動による実質産出量の変動を勘案している」と同義である。

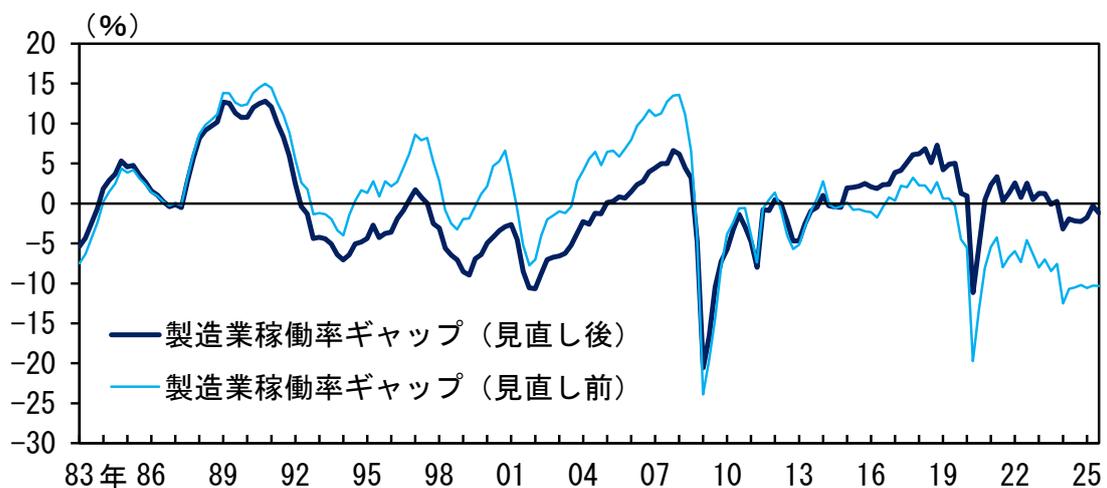
¹⁶ 鉱工業生産指数は、構成目品の9割程度が重量や台数などを計測単位とする数量指数となっている。このため、機械等の品質向上は、指数に十分には反映されず、品質向上を考慮した付加価値ベースの指数に比べ下方バイアスを有していることが指摘されている(肥後[2025])。

¹⁷ 一方で、肥後[2025]でも指摘されている通り、鉱工業生産指数は、重量や台数などの計測単位を採用することで、企業の迅速な回答が可能であることや、生産・出荷金額を物価指数で割り込んだ実質値と比べて計数の振れが小さいというメリットがある。生産QNAの公表は、2次QE公表から通常1か月以上遅れることから、直近の四半期については、速報性

工業生産指数を生産QNAの実質産出額で回帰し、その推計値を、製造業稼働率の分子に用いることとした。

見直し後の製造業稼働率ギャップをみると（図表 11）、2010 年代以降が上方修正されており、かつ上方修正幅は直近にかけて大きくなっている。これは、2010 年代以降、相対的に付加価値の小さい汎用品の生産が海外にシフトする一方、国内では高付加価値の財の生産ウエイトが増加したことから、付加価値ベースで見れば、資本稼働率は数量ベースほどには低下していなかったことを示していると考えられる。

（図表 11）見直し前後の製造業稼働率ギャップ



（出所）内閣府、経済産業省

（2）非製造業稼働率ギャップ

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D I を用いて稼働率を推計している。

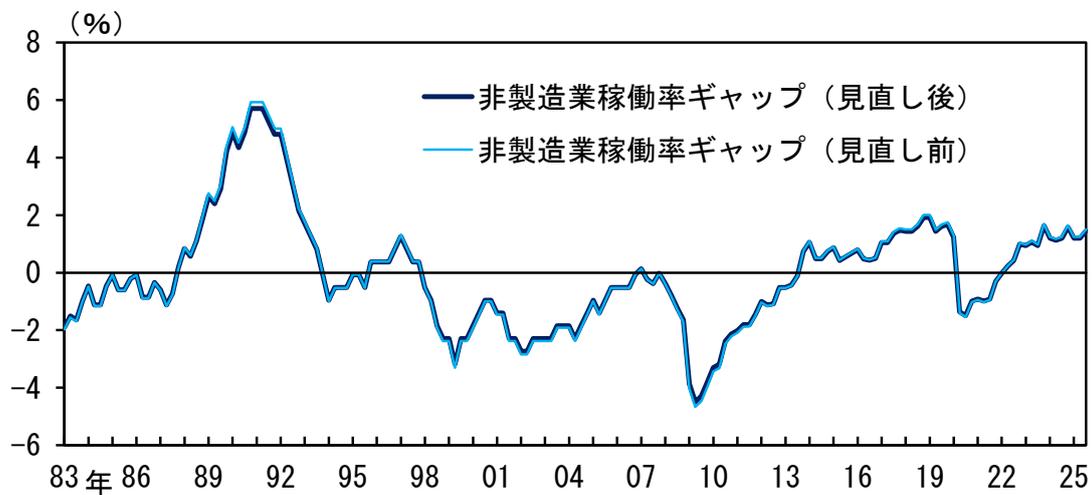
今回の見直しでは、製造業稼働率と製造業の短観設備判断D I の関係と、（観測できない）非製造業稼働率と非製造業の短観設備判断D I の関係が等しいと仮定し、その対応関係を回帰式から求めるかたちに推計式を変更した¹⁸。非製造業稼働率ギャップを見直し前後で比較すると、小幅の修正にとどまっている（図

の高い鉱工業生産指数の伸び率を用いることとする。

¹⁸ 従来は、製造業稼働率と非製造業の短観設備判断D I の関係を直接的に回帰式で推計し、回帰式の推計値を非製造業稼働率の値として用いていた。今回の見直しでは、①製造業稼働率を被説明変数、製造業の短観設備判断D I を説明変数とする回帰式を推計した上で、②そのパラメーターを用いて、非製造業の短観設備判断D I から非製造業稼働率を推計し、③その長期平均からの乖離率を非製造業稼働率ギャップとした。

表 12)。

(図表 12) 見直し前後の非製造業稼働率ギャップ

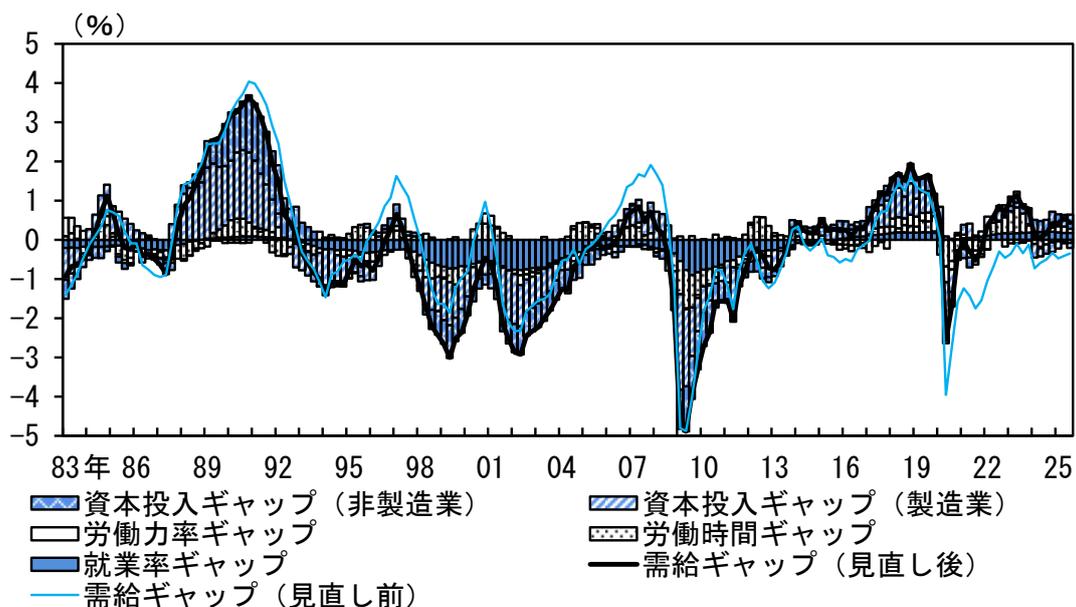


(出所) 内閣府、経済産業省、日本銀行

2-3. 見直し後の需給ギャップ

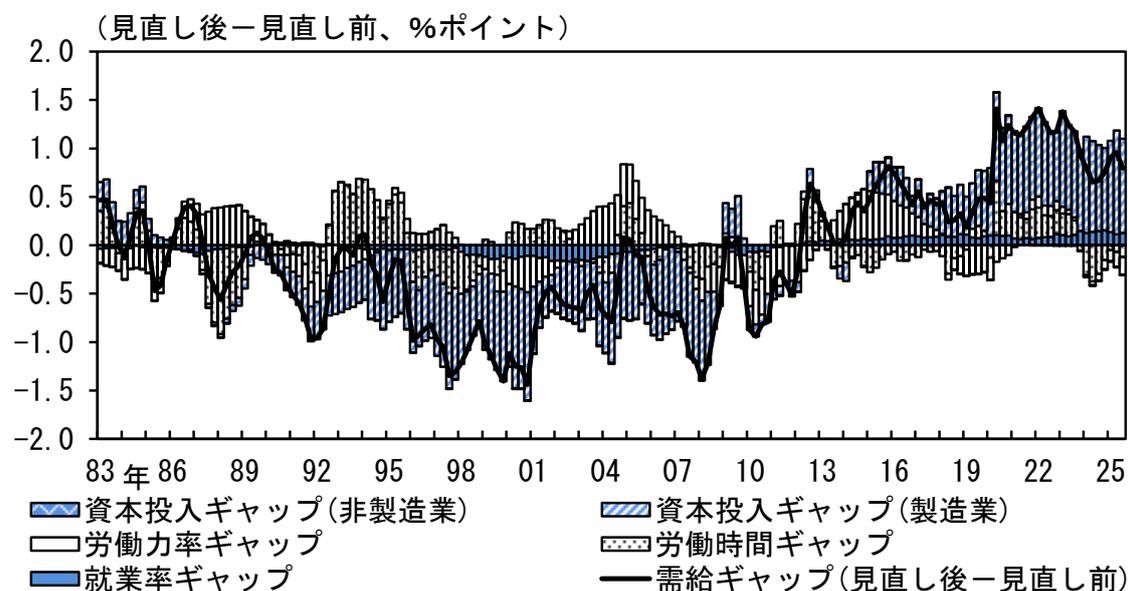
見直し後の需給ギャップをみると(図表 13、14)、見直し前と比較して、形状に大きな変化はなく、ピークやボトムの時期も概ね不変である。一方で、2023年頃以降は、主として製造業の資本投入ギャップと就業率ギャップの上方修正を反映して、ゼロ近傍から、小幅のプラスに上方改定されている。

(図表 13) 見直し前後の需給ギャップ



(出所) 内閣府、日本銀行、総務省、厚生労働省、経済産業省

(図表 14) 見直し前後の変化



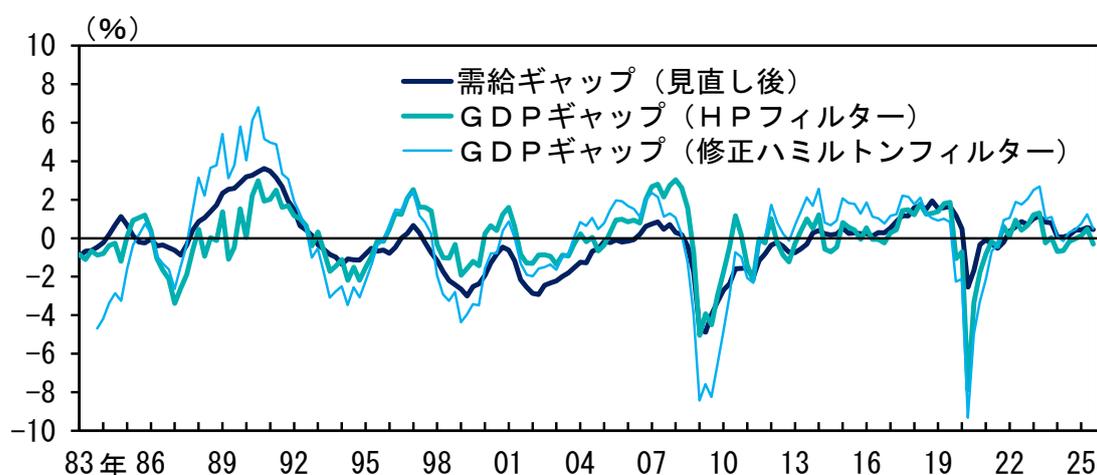
(出所) 内閣府、日本銀行、総務省、厚生労働省、経済産業省

見直し後の需給ギャップを、GDPに単純にフィルターをかけて算出したギャップや、他機関の推計値と比較すると(図表 15、16)¹⁹、やや長い目で見て景気の山谷に応じた変動は似通っているが、局面によっては相応の乖離が存在している²⁰。各需給ギャップは、それぞれ異なるアプローチに基づいているほか、利用するデータや推計方法・推計期間等にも差異がある。こうした異なるアプローチによる推計値の違いは、需給ギャップの計測には相応の不確実性が伴うことを示しており、本稿で示している需給ギャップの推計値についても、相応の幅をもってしておく必要があることを示唆している。

¹⁹ ここでは、代表的なフィルタリング手法であるHPフィルターと修正ハミルトンフィルターをGDPに適用して、需給ギャップを算出している。HPフィルターによるギャップは、実際のGDPのデータからHPフィルター($\lambda=1,600$)によってトレンドを算出し、実際のGDPの推計されたトレンドからの乖離率として計算した値。修正ハミルトンフィルターによるギャップは、過去のラグ項を説明変数とした回帰式により、GDPの先行き(4～12期)を予測した値の平均値をトレンドとし、実際のGDPとの乖離率を計算した値。修正ハミルトンフィルターは、HPフィルターのように直近のトレンド成分の推計値が、直近のデータに引き摺られやすいという問題(いわゆる端点問題)が生じにくいという利点を有する。ハミルトンフィルターに関する詳細は、Hamilton[2018]、Quast and Wolters[2022]を参照。

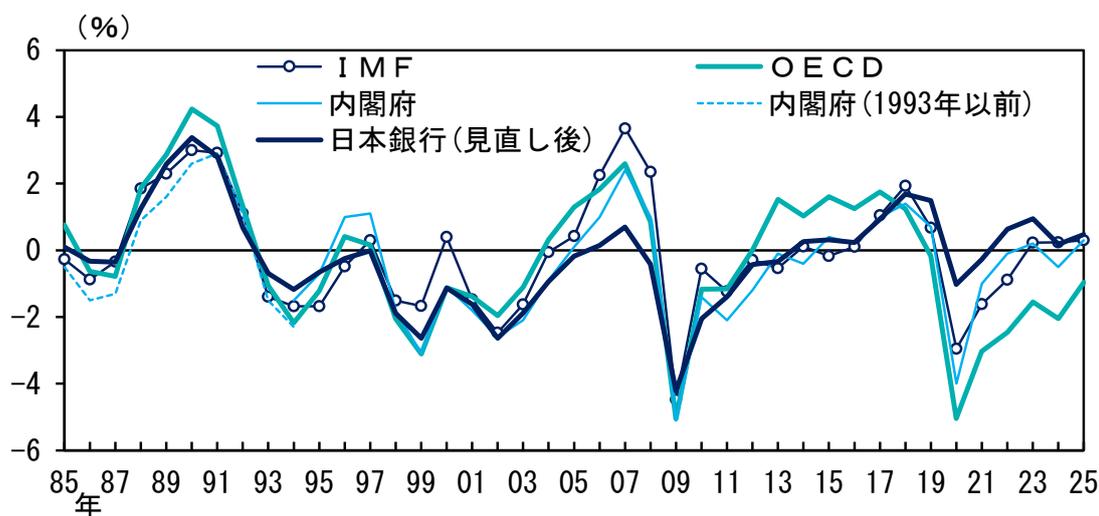
²⁰ 各機関の推計方法をみると、IMF(De Masi[1997]、IMF[2023、2025])は、日本銀行調査統計局と同様、需給ギャップを資本や労働の稼働率から先に推計するアプローチを採用している一方、内閣府(吉田[2017]、内閣府[2023、2026])やOECD(Giorno et al.[1995]、Cotis et al.[2005]、Beffy et al.[2006]、Chaloux and Guillemette[2019]、OECD[2025])は、潜在GDPを推計し、実際のGDPからこれを差し引くことで需給ギャップを求めるアプローチを採っている。

(図表 15) フィルターによるギャップとの比較



(出所) 内閣府、日本銀行

(図表 16) 各機関による需給ギャップとの比較



(注) 1. IMFは、2025/10月のWorld Economic Outlook、OECDは、2025/12月のEconomic Outlookの値。2025年は各機関の見通し。いずれもGDPの2020年基準改定前の値。

2. 内閣府(1993年以前)は、GDPの2020年基準改定前の値。

3. 日本銀行の2025年は、2025/1~3Qの値。

(出所) IMF、OECD、内閣府、日本銀行

2-4. 消費者物価との関係 (フィリップス曲線)

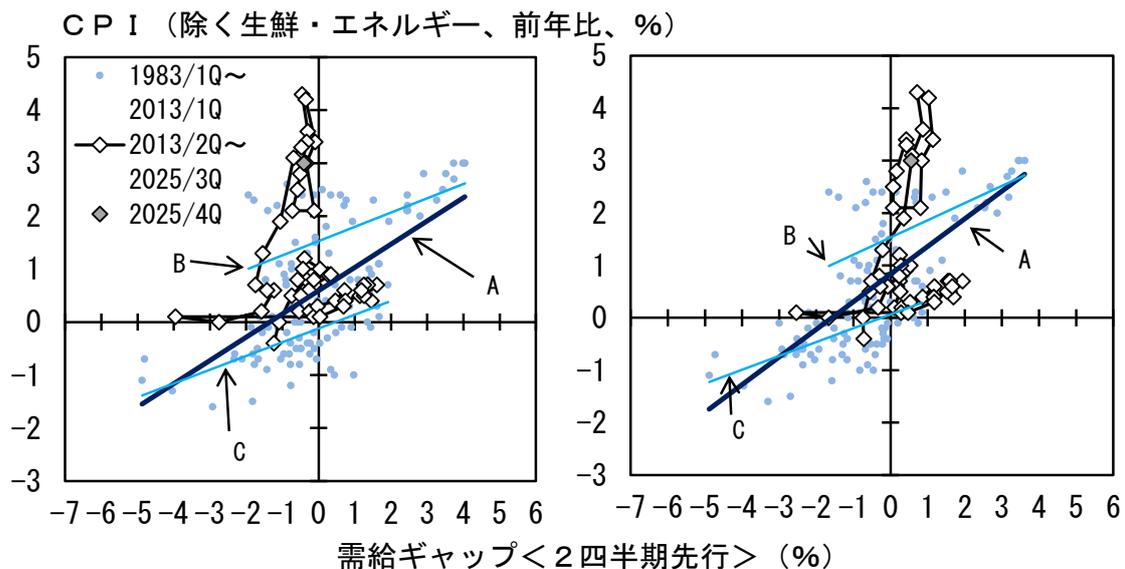
需給ギャップと消費者物価の関係(フィリップス曲線)を見直し前後で比較すると(図表17)、両変数を単回帰したシンプルなフィリップス曲線の全体の形状は概ね不変であるものの、同曲線の傾きは今回の見直しを経て幾分大きくなっているように窺われる。さらに、バックワード・ルッキング、フォワード・ルッキング双方のインフレ期待の変化をコントロールした「ハイブリッド型フィリップス曲線」の定式化を用いて、需給ギャップと消費者物価の関係を推計して

ると（図表 18）、推計式の当てはまり（決定係数や S.E. of regression）は見直し前後で概ね不変であるものの、需給ギャップにかかるパラメーターは幾分大きくなっているうえ、その統計的な有意性も若干向上している。以上の簡単な実証分析結果を踏まえると、今回の見直しによって、需給ギャップと消費者物価の関係は幾分明確になった可能性が高い。

（図表 17）フィリップス曲線

（1）見直し前

（2）見直し後



A:1983/1Q~2013/1Q
$y = 0.44x + 0.6$
B:1983/1Q~1995/4Q
$y = 0.27x + 1.5$
C:1996/1Q~2013/1Q
$y = 0.26x - 0.1$
全期間:1983/1Q~2025/4Q
$y = 0.36x + 0.8$

A:1983/1Q~2013/1Q
$y = 0.53x + 0.8$
B:1983/1Q~1995/4Q
$y = 0.33x + 1.5$
C:1996/1Q~2013/1Q
$y = 0.26x + 0.1$
全期間:1983/1Q~2025/4Q
$y = 0.52x + 0.9$

（注）CPIは、消費税率引き上げ・教育無償化政策、旅行支援策、携帯電話通信料の影響を除いた試算値。

（出所）総務省、日本銀行

(図表 18) フィリップス曲線のパフォーマンス比較

(1) 定式化

(2) 推計結果の比較

C P I (除く生鮮・エネルギー) (季節調整済前期比年率) t $= \beta_0$ $+ \beta_1 \times (\text{中長期インフレ予想}_t)$ $+ \beta_2 \times (\text{除く生鮮・エネルギー}_{t-1})$ $+ (1 - \beta_1 - \beta_2) \times (\text{除く生鮮・エネルギー}_{t-2})$ $+ \beta_3 \times (\text{需給ギャップ}_t)$ $+ \beta_4 \times (\text{特殊要因ダミー})$ 【推計期間】 1990/1Q~2025/3Q		見直し前	見直し後
	β_0	-0.09	-0.10 *
	β_1	0.14 ***	0.20 ***
	β_2	0.67 ***	0.62 ***
	β_3	0.08 **	0.13 ***
	Adjusted R ²	0.81	0.82
	S.E. of regression	0.15	0.14

(注) C P I は、消費税率引き上げ・教育無償化政策、旅行支援策、携帯電話通信料等の影響を除いた試算値。中長期インフレ予想は 2013 年以前がコンセンサス・フォーキャスト (CF)、2014 年以降は 6 指標 (短観、CF、ESP フォーキャスト、QUICK、生活意識アンケート<質的・量的>) の標準偏差の逆数をウェイトとして用いた加重平均。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。S.E. of regression は、前期比ベース。***、**、* はそれぞれ 1%、5%、10% 水準で有意であることを示す。

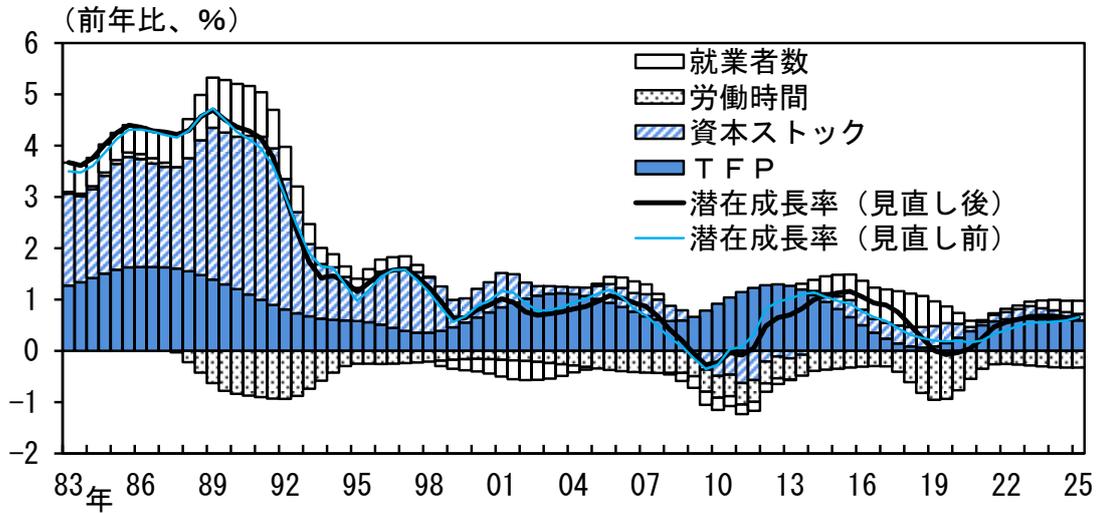
(出所) 総務省、日本銀行、QUICK「QUICK 月次調査<債券>」、JCER「E S P フォーキャスト」、Consensus Economics「コンセンサス・フォーキャスト」

2-5. 見直し後の潜在成長率

潜在成長率は、労働投入のトレンド、資本ストックの伸び、TFP のトレンドによって規定される。このうち、労働投入については、前述のとおり、トレンドの推計方法を変更した。これに加え、今回の見直しでは、資本ストックに用いるデータについても、GDP の基準改定後の設備投資と統合的なストック統計に変更した²¹。そのうえで、従来と同様の方法で、全要素生産性の変化率を計測し、そのトレンド (潜在 TFP) を HP フィルターで抽出した。こうして計測された見直し後の潜在成長率をみると (図表 19)、コロナ禍では労働時間トレンドの低下や潜在 TFP の低下を受けて一時的に落ち込んだものの、その後は、TFP の改善に加えて、設備投資の増加に伴う資本ストックの積み上がりを反映して 0% 台半ばまで上昇しており、総じてみれば見直し前の姿と概ね同様である (図表 20)。

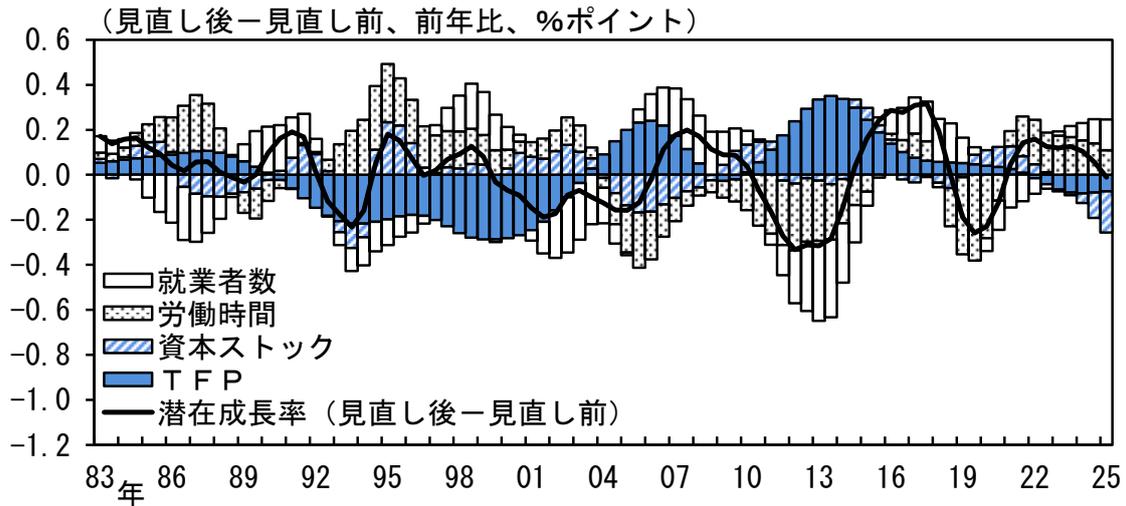
²¹ 今回の見直しでは、従来から使用してきた民間企業部門の資本ストックに加えて、公的企業部門の資本ストックも含めるかたちに変更した。これは、政府出資や役員任命権等の変更で、公的企業の運営体系が変わり、SNA 統計上の分類が民間企業に振り替わっても、資本ストック統計のデータに不連続が生じないようにするためである。なお、公的企業を含め、見直し前後の資本ストックの伸び率の変化は小さい。

(図表 19) 見直し前後の潜在成長率



(出所) 内閣府、日本銀行、総務省、厚生労働省、経済産業省

(図表 20) 見直し前後の変化



(出所) 内閣府、日本銀行、総務省、厚生労働省、経済産業省

3. 労働需給関連指標の点検

需給ギャップ等のマクロ的な需給バランス指標は、経済・物価情勢を的確に判断していくうえで引き続き重要である。もともと、「はじめに」で述べたとおり、近年は、労働供給制約の強まりを背景に、労働市場の需給バランスが、労働集約的なセクターの経済活動や物価動向に及ぼす影響が大きくなっているように窺われる。本章では、各国中央銀行が参照している労働需給関連指標なども参考にしつつ、賃金・物価の予測力という観点からみて、需給ギャップと補完的にモニタリングしていくうえで、どのような労働需給関連指標が適当かを実証的に考察する。

3-1. 労働需給関連指標の整理

まず、モニタリング候補となりうる労働需給関連指標を整理する（図表 21）。

労働需給に関連する代表的な指標として、まず、完全失業率（以下、失業率）が挙げられる。さらに、海外中央銀行では、失業者の内訳に着目して、短期的な景気変動の影響を受けやすい、離職期間が短い失業者を対象とする「短期失業率」や、より粘着的な失業である、離職期間1年以上の失業者を対象とする「長期失業率」なども、モニタリングに用いられている。このほか、失業プールの縁辺も含めた労働需給を捉える指標として、標準的な失業率には含まれない就業意欲喪失者や不本意短時間労働者を含む「広義失業率」や、就業状態から失業状態への労働力の移動を捉えた「就業→失業フロー（Employment to Unemployment Flow、以下、EUフロー）」なども情勢判断に活用されている²²。

失業率以外の労働需給関連指標としては、企業側からみた人手不足感を捉える短観の「雇用人員判断DI」や、事業所における入職者数と離職者数のフローの乖離をみた「入離職ギャップ」、欠員率÷雇用失業率として定義される「ベバリッジ比率」がある。また、需給ギャップの構成要素である「労働投入ギャップ」や、さらにその内訳である「就業率ギャップ」も、需給ギャップ全体とは異なる変動を示す局面もある。これらの指標は、労働需給の引き締まりが明確であった1980年代のバブル期まで遡ることができ、長期的な賃金や物価との関係性を点検することも可能である。

²² 労働力調査のフローデータに固有のバイアスの修正に当たっては、桜[2006]と同様の手法を用いている。

(図表 21) 需給ギャップと労働需給関連指標の概要

指標		概要	データソース	公表頻度		
経済全体	需給ギャップ	コブ・ダグラス型生産関数をもとに、労働と資本のスラックを推計。	日本銀行	四半期		
	短観加重平均D I	雇用人員判断D Iと生産・営業用設備判断D Iを労働・資本分配率で加重平均して算出。	日本銀行	四半期		
労働市場	総労働投入の動向	労働投入ギャップ	労働力率ギャップ+就業率ギャップ+労働時間ギャップ。	日本銀行	四半期	
	企業の人手不足感、募集意欲	ベバリッジ比率	欠員率÷雇用失業率により算出。欠員率は、2019/4Qまでは職業安定業務統計、2020/1Q以降は労働経済動向調査により算出。	厚生労働省「職業安定業務統計」・「労働経済動向調査」、総務省「労働力調査・基本集計」	四半期	
		短観雇用人員判断D I	雇用人員の過不足について、「過剰」・「適正」・「不足」から回答。	日本銀行	四半期	
	失業プールの動向	広義失業率	失業者に加えて、非労働力人口のうち縁辺労働者や就業者のうち本意非正規雇用労働者も考慮。	総務省「労働力調査・詳細集計」	四半期	
		失業率	失業率	調査期間中（月末1週間）に少しも仕事をしなかった者で、求職活動をしており、仕事があればすぐにつくことができる者。	総務省「労働力調査・基本集計」	月次
			短期失業率	失業期間が1年未満の者。	総務省「労働力調査・詳細集計」	四半期
			長期失業率	失業期間が1年以上の者。	総務省「労働力調査・詳細集計」	四半期
	就業率ギャップ	構造的な失業を考慮した就業スラックの推計値。	日本銀行	四半期		
	労働プール間での移動（フロー）	入離職ギャップ	事業所における入職率と離職率の差。	厚生労働省「毎月勤労統計」	月次	
		E Uフロー	前月就業状態であった者が、当月失業者区分に入る推移確率。	総務省「労働力調査・基本集計」	月次	

3-2. 賃金・物価の予測力

以下では、マクロの需給ギャップに加えて、前節で取り上げた各労働需給関連指標が、名目賃金と消費者物価に対して、追加的に有意な予測力を有するかどうかを、グレンジャー因果性検定により検証する。

まず、長期データ（1986～2025年）を利用して、需給ギャップが名目賃金と消費者物価に対してグレンジャー因果性を有するかどうかを検定すると、それぞれに対して有意な予測力を有することが統計的に確認できる（図表 22）。次に、需給ギャップをコントロールしたうえで、各労働需給関連指標を説明変数に加えることで、これらが名目賃金と物価に対し追加的な予測力を有するかどうかを検証した。その結果、短観加重平均D I、ベバリッジ比率、短観雇用人員判断

D I、失業率、就業率ギャップ、入職率ギャップは、賃金・物価のいずれかについて、グレンジャー因果性が存在する、すなわち、賃金や物価に対して（需給ギャップの影響をコントロールした上でもなお）追加的に予測力を持つという結果が得られた。

(図表 22) どの需給指標が賃金・物価の予測に有用か

グレンジャー因果検定 (P 値)	(1) 需給ギャップ →時間当たり名目賃金	(2) 需給ギャップ →C P I 除く生鮮・エネルギー
需給ギャップ	0.000 ***	0.000 ***

グレンジャー因果検定 (P 値)		需給ギャップをコントロール	
		(1) 各需給指標 →時間当たり名目賃金	(2) 各需給指標 →C P I 除く生鮮・エネルギー
全体	短観加重平均 D I	0.028 **	0.014 **
	労働投入ギャップ	0.208	0.162
労働市場	ベバリッジ比率	0.001 ***	0.001 ***
	短観雇用人員判断 D I	0.027 **	0.012 **
	広義失業率	0.182	0.061 *
	失業率	0.010 ***	0.281
	短期失業率	0.214	0.145
	長期失業率	0.217	0.624
	就業率ギャップ	0.002 ***	0.337
	入離職ギャップ	0.039 **	0.021 **
	E U フロー	0.330	0.655

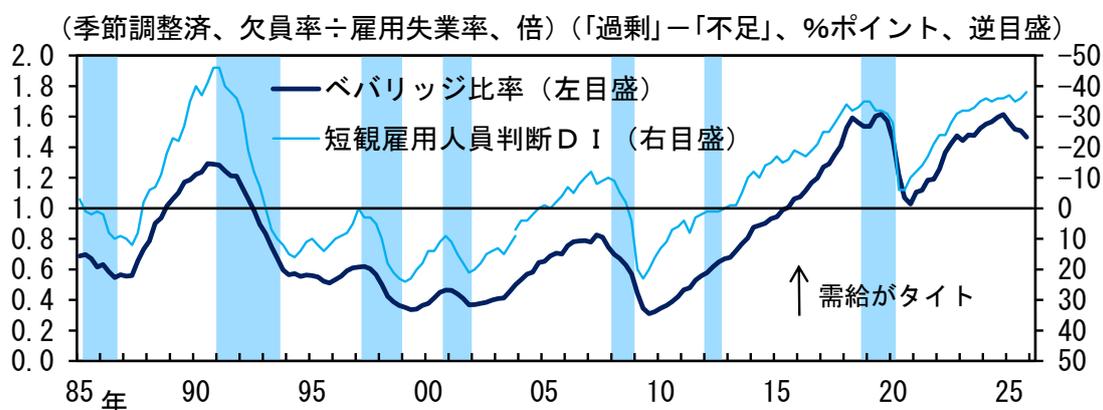
- (注) 1. (1) 時間当たり名目賃金 (前年比)、(2) C P I 除く生鮮・エネルギー (消費税率引き上げ・教育無償化政策の影響等を除いた試算値、前期比年率) と各需給指標 (季節調整済) の 1 階差について、グレンジャー検定を行った結果を示す。推計期間は、1986/1Q~2025/3Q (短観加重平均 D I は、1991/1Q~2025/3Q)。
2. **、*、* は、それぞれ 1%、5%、10% 水準で有意であることを示す。シャドローは、5% 有意水準で「グレンジャー因果性がない」という帰無仮説を棄却した指標を示す。
3. 時間当たり名目賃金の 2020/2Q 及び 2021/2Q は、コロナ禍における労働時間の増減に伴う振れの影響を除くため、前後 1 四半期の平均値を用いて補間。2016/1Q 以降は、共通事業所ベース。

(出所) 日本銀行、総務省、厚生労働省

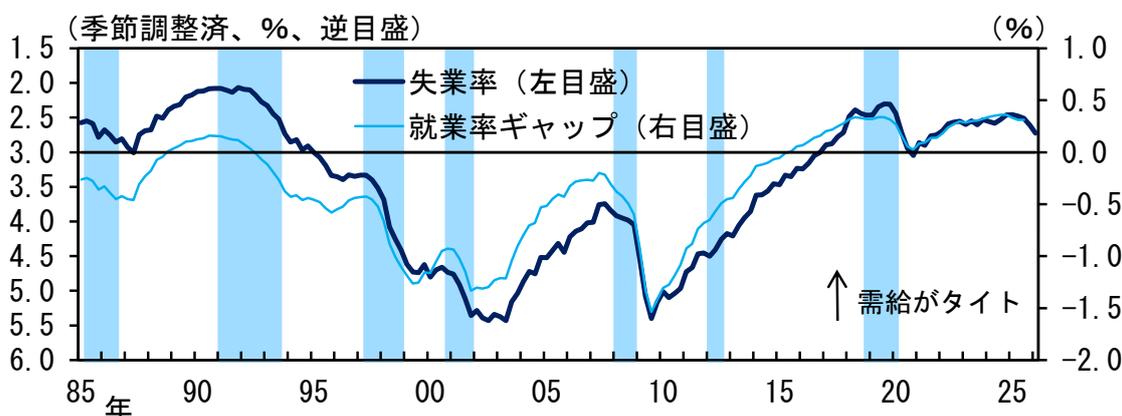
上記の分析で、賃金・物価の追加的な予測力を有すると検定された労働需給関連指標の推移をみると (図表 23)、いずれの指標も、このところ、労働需給の引き締め度合いが強まっている姿を示している。中には、ベバリッジ比率や就業率ギャップのように、バブル期のピークを超えて労働需給が引き締まっている

ことを示す指標もあり、これらの動きを踏まえると、需給ギャップで示唆される以上に、賃金や物価には労働需給面から上昇圧力がかかりやすくなっている可能性も考えられる。今後は、マクロ的な需給バランスを示す需給ギャップとともに、これらの労働需給関連指標も補完的に活用していくことが望ましいと考えられる。

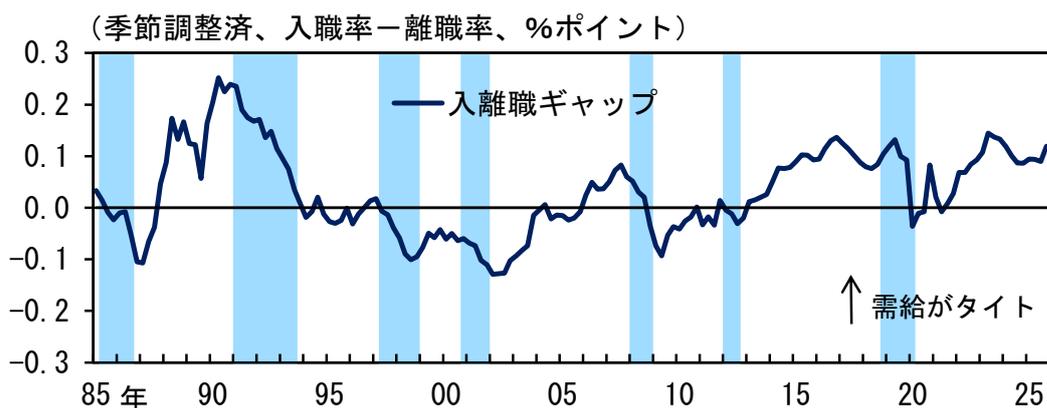
(図表 23) 各労働需給関連指標の推移
 (1) ベバリッジ比率、短観雇用人員判断D I



(2) 失業率、就業率ギャップ



(3) 入離職ギャップ



- (注) 1. ベバリッジ比率は、2019/4Q までは職業安定業務統計、2020/1Q 以降は労働経済動向調査より算出した欠員率を用いて算出。2025/3Q 以降は、同調査の労働者過不足判断D Iを用いた試算値。
 2. 入離職ギャップ (1989 年以前は、事業所規模 30 人以上) は、中心 3 期移動平均の値。
 3. 失業率、入離職ギャップの 2026/1Q は、1 月の値。
 4. シャドー部分は、景気後退局面。

(出所) 日本銀行、総務省、厚生労働省

4. まとめ

本稿では、日本銀行調査統計局が推計・公表している需給ギャップと潜在成長率について、GDP統計の2020年基準への改定や近年の経済構造の変化を踏まえた見直しの詳細を説明した。マクロ的な需給バランスを推計・評価するにあたっては、モデルの定式化の誤りや推計誤差の存在、リアルタイムに正確な値を把握することが難しいといった問題を常に念頭に置く必要がある。このため、これらの指標を情勢判断に活用する際には、十分な幅を持って評価するとともに、今般実施したように、構造変化や利用可能な統計の変化などを踏まえて、絶えずその手法を再評価・アップデートしていくことが重要である。

併せて、近年の労働供給制約の強まりも踏まえて、労働需給関連指標が需給ギャップをコントロールしたうえでも追加的に賃金・物価の予測力を有するかどうかについて簡単に実証的な検証を行った。本稿の結果から、①短観加重平均DI、②ベバリッジ比率、③短観雇用人員判断DI、④失業率、⑤就業率ギャップ、⑥入離職ギャップといった指標が、賃金・物価の予測力という観点から、マクロの需給ギャップとは異なる特性を持ち、予測力を改善する効果を有することが明らかになった。こうした分析結果を踏まえ、日本銀行調査統計局では、見直し後の需給ギャップ・潜在成長率の推計値に加えて、上記の労働需給関連指標を、日本銀行ホームページの「分析データ」において、四半期に一度公表していく方針である。

以 上

【参考文献】

- Bank of Canada [2026], "Indicators of Capacity and Inflation Pressures for Canada," <https://www.bankofcanada.ca/rates/indicators/capacity-and-inflation-pressures/>.
- Beffy, P., P. Ollivaud, P. Richardson, and F. Sedillot [2006], "New OECD Methods for Supply-side and Medium-term Assessments: A Capital Services Approach," OECD Economics Department Working Papers, 482, OECD.
- Chaloux, T., and Y. Guillemette [2019], "The OECD Potential Output Estimation Methodology," OECD Economics Department Working Papers, 1563, OECD.
- 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.
- European Central Bank [2025], "A Strategic View on the Economic and Inflation Environment in the Euro Area," Occasional Paper Series, No 371.
- 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, OECD.
- Hamilton, J., D. [2018], "Why You Should Never Use the Hodrick-Prescott Filter," *The Review of Economics and Statistics*, MIT Press, vol. 100(5), pages 831-843.
- International Monetary Fund [2023], "Japan Staff Report for the 2023 Article IV Consultation. Annex III The New Methodology for Estimating the Output Gap," March 2023.
- International Monetary Fund [2025], *World Economic Outlook*, October 2025.
- Michaillat, P., and E. Saez [2021], "Beveridgean Unemployment Gap," *Journal of Public Economics Plus*, vol.2, 100009.
- Muggeo, V. [2003], "Estimating Regression Models with Unknown Break-Points," *Statistics in Medicine*, vol.22, no.19, pages 3055-3071.
- Organisation for Economic Co-operation and Development [2025], *Economic Outlook*, vol. 2025, issue 2.
- Quast J., and M. Wolters [2022], "Reliable Real-Time Output Gap Estimates Based on a Modified Hamilton Filter," *Journal of Business and Economic Statistics*, vol. 40(1),

pages 152-168.

- 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
- 川本卓司、尾崎達哉、加藤直也、前橋昂平 [2017]、「需給ギャップと潜在成長率の見直しについて」、日本銀行調査論文
- 神林龍 [2010]、「1980年代以降の日本の労働時間」、樋口美雄編『労働市場と所得分配』、慶應義塾大学出版会
- 玄田有史 [1993]、「労働時間と賃金の産業間格差について」、日本経済研究、No.24
- 桜健一 [2006]、「フローデータによるわが国労働市場の分析」、日本銀行ワーキングペーパーシリーズ、No.06-J-20
- 内閣府 [2023]、「GDPギャップ推計のコロナ禍での暫定的な処理の見直しについて」、今週の指標、1310
- 内閣府 [2025]、「令和7年度 年次経済財政報告（経済財政政策担当大臣報告）内外のリスクを乗り越え、賃上げを起点とした成長型経済の実現へ」
- 内閣府 [2026]、「2025年10-12月期GDP 2次速報後のGDPギャップの推計結果について」、今週の指標、1407
- 日本銀行 [2025]、「経済・物価情勢の展望（2025年1月）」
- 肥後雅博 [2025]、『経済統計への招待』、新世社
- 福永一郎、法眼吉彦、伊藤洋二郎、金井健司、土田悟司 [2024]、「わが国の潜在成長率と物価・賃金に関する論点」、日本銀行ワーキングペーパーシリーズ、No.24-J-17
- 山本勲、黒田祥子 [2014]、『労働時間の経済分析』、日本経済新聞出版社
- 吉田充 [2017]、「GDPギャップ/潜在GDPの改定について」、経済財政分析ディスカッション・ペーパー、DP/17-3
- 労働政策研究・研修機構 [2025]、「ユースフル労働統計 労働統計加工指標集」

補論 1. 複数の屈折点を許容した区分線形回帰法

本補論では、労働力率ギャップおよび労働時間ギャップの推計で用いた、区分線形回帰法 (piecewise linear regression) の考え方を紹介するとともに、その頑健性をチェックする。

今回の需給ギャップの見直しでは、線形トレンドの屈折点 (未知の変化点) を自動的にデータから検出し、その位置を推定する Muggeo[2003]の手法を用いた。同手法は、変数の連続性を保ちながら構造変化点を同時推計することが可能で、実務的にも R や Stata といった分析ソフトウェアに実装しやすいという利点がある。具体的な手法は以下のとおり。時点 t での説明変数を変数 y_t 、タイムトレンドを T_t 、屈折点 (ブレイクポイント) を T_c とした場合に、回帰モデルは簡易的に次のように表される。

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 T_t + \varepsilon_t \quad \text{for } T_t \leq T_c \quad (\text{A-1})$$

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 T_t + \beta_2 (T_t - T_c) + \varepsilon_t \quad \text{for } T_t > T_c \quad (\text{A-2})$$

ここで、(A-2) の β_2 は屈折点以降の傾きの変化を示すパラメーターである。すなわち、屈折点 T_c の前後で 2 つのセグメントに分けて線形回帰モデルを適用している。

屈折点の探索に当たっては、任意の初期値を設定したうえで、セグメントごとに線形回帰を行い、Newton Raphson アルゴリズム等を用いて屈折点を動かすことで、推計誤差が縮小するまで繰り返し処理を行う²³。上記は、屈折点が 1 つの単純化した例であるが、同手法は複数の屈折点を推計する際にも有効であることが知られている²⁴。

もっとも、同手法では、屈折点が実際のデータに依存しているが故に、データの蓄積を経て事後的に過去の局面の評価が大きく変わる可能性を内包している。そこで、データの蓄積によって検出される屈折点がどのように変化するかについて近年のデータを用いて確認した。過去時点で計算されるトレンドとギャップを比較すると (補論図表 1)、2014 年頃や 2020 年頃のようにトレンドが急激に変化した時期は、事後的に屈折点に変化し、計測されるギャップも幾分改定されている一方、トレンドの変化が相対的に緩やかな時期の改定幅はさほど大きくないことが確認できる²⁵。

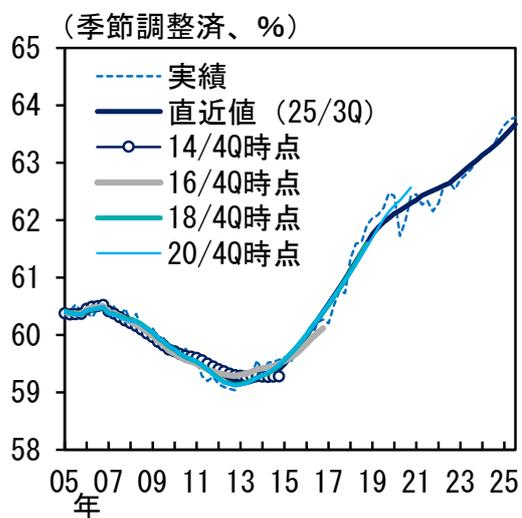
²³ ここで回帰モデルは線形であるため、構造変化点をグリッドサーチする他の手法と比較しても計算負荷が小さいという利点がある。

²⁴ 探索する構造変化点の最大値は、10 個として定式化を行った。なお、最大個数を増やした場合においても同様の結果が得られている。

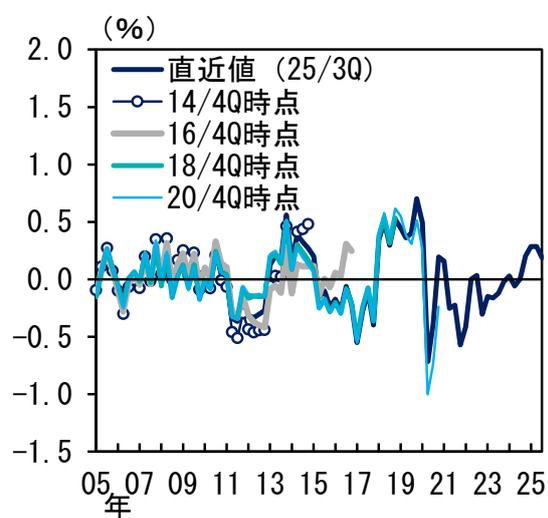
²⁵ 事後的な改定幅を小さくする上で、実務的には、労働力率に変化をもたらさうる制度要

(補論図表 1) 労働力率ギャップの改定状況

(1) 実績とトレンド



(2) ギャップ



(出所) 総務省

因が明らかになった場合は、暫定的にトレンドの屈折を認めるという方法も考えられる。

補論 2. UV 曲線の切片の構造変化を考慮した推計

本補論では、UV 曲線について、切片の構造変化を考慮した推計結果について説明する。

今回の見直しでは、UV 曲線の切片がマッチング効率の変化等を反映してシフトすることを許容した以下の定式化を用いて長期的な傾きの推計を行った。

$$\ln U_t = \alpha_k + \beta \ln V_t + \varepsilon_t \quad (\text{B-1})$$

ここで、 U_t 、 V_t は、それぞれ失業率、欠員率を表し、UV 曲線のシフト項 (α_k) は、Bai-Perron test によって k 個の構造変化点を検出した²⁶。

(補論図表 2) UV 曲線の推計結果

(対数推計)	(1) 現行のUV曲線		(2) 見直し後	
切片 (α)	1990/1月~1993/12月		1980/1Q ~ 1989/1Q	1.6
			1989/2Q ~ 1993/3Q	1.5
	1.4		1993/4Q ~ 1998/2Q	1.7
			1998/3Q ~ 2007/1Q	2.1
			2007/2Q ~ 2016/2Q	2.0
			2016/3Q ~ 2024/4Q	1.6
傾き (β)	-0.33		-0.39	
Adjusted R ²	0.69		0.91	
S. E. of regression	0.04		0.08	
推計期間	1990/1月~1993/12月		1980/1Q~2024/4Q	
k			5	

(出所) 総務省、厚生労働省

推計結果について(補論図表 2)、UV 曲線の傾きを示すパラメーター (β) をみると、切片の構造変化点を織り込んだうえで期間平均として推計した今回の見直し後のモデルにおいても、結果的に現行(1990~1993 年)と同程度の傾きが得られている。

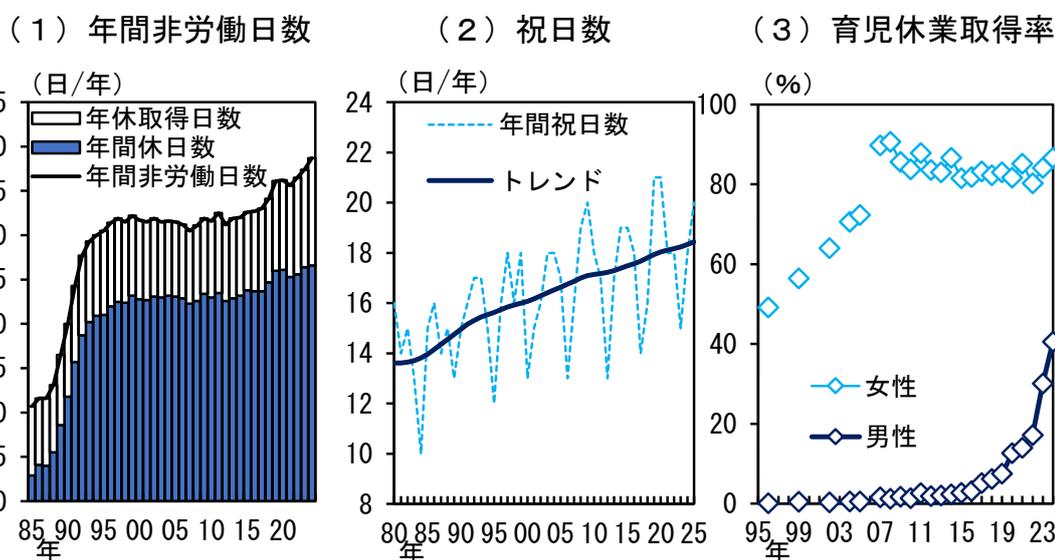
²⁶ 構造変化点の数を 5 より多くした場合でも、傾きの推計値は、-0.40~-0.41 程度とほぼ不変となっている。構造変化点を 5 よりも少なく設定した場合には、先行研究(労働政策研究・研修機構[2025]等)でも参照されることので多い 1990~1993 年の期間が、それ以前の期間に含まれて識別されなくなることから、今回の見直しでは、 $k=5$ に設定している。

補論 3. 労働時間を巡る環境変化

本文で確認した通り、労働時間のうち、とくに出勤日数は、これまで幾度か明確なトレンドの屈折が観察されてきた。本補論では、こうしたトレンドの屈折の背後にある構造要因に関する考察を行う。

出勤日数をみると、①1988年から1993年、②2018年から2021年の2つの期間で、減少トレンドがより強まっている（前掲図表8）。①については、1990年前後に法定労働時間が週48時間から原則週40時間へと短縮されるのに合わせて完全週休二日制が拡がり、出勤日数が大きく減少したことが要因と考えられる。実際、補論図表3-1(1)で年間非労働日数のうち年間休日数をみると、1990年前後で年間95日程度から110日程度まで急激に増加していることが確認できる。また、②の期間については、2019年4月に施行された、「働き方改革関連法」が影響していると考えられる。同法では、年10日以上の子有給休暇が付与される労働者に対して、年5日については、使用者が時季を指定して取得させることが義務化され、この影響によって、非労働日数が再び増加している。加えて、わが国では長期的にみると①年間の祝日日数も増加トレンドにあるほか（補論図表3-1(2)）、②最近では男性の育児休業の取得率も上昇傾向にある。これらの要因も、出勤日数のトレンドを押し下げる要因として作用している（補論図表3-1(3)）。

（補論図表 3-1）出勤日数に関する動向



- (注) 1. (1)の年間休日数は、企業が休日と定める日数。
 2. (2)の年間祝日数は、土日を除く。トレンドは、HPフィルターにより算出(λ=100)。
 3. (3)の育休取得率は、(配偶者が)出産した(男性・)女性に占める育児休業を開始した割合。

(出所) 労働政策研究・研修機構、厚生労働省

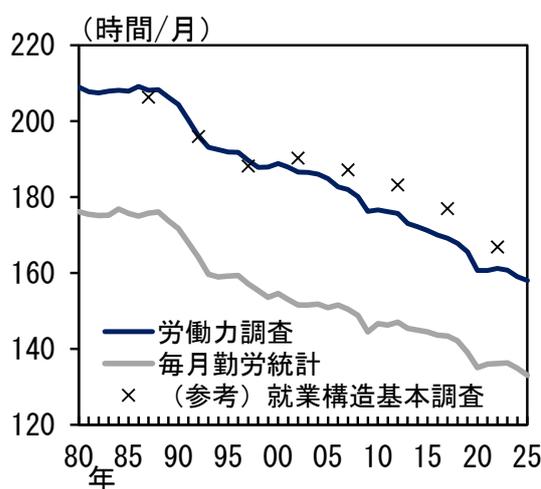
なお、今回の見直しでは、①の年間の祝日日数に関連して、総実労働時間に関するデータソースを、毎月勤労統計から労働力調査に変更した（補論図表3-2）。労働力調査と毎月勤労統計の労働時間の推移を比較すると（補論図表3-3）、レベルの乖離だけでなく、労働力調査の労働時間の方が、低下傾向がより明確であることが確認される（潜在労働時間がより減少）²⁷。また、事業所への調査である毎月勤労統計ではなく、家計への調査である労働力調査の労働時間を使用することで、今後、副業の拡大やスポットワーク、ギグワークの広がりといった労働形態の変化をより柔軟に捉えることが可能となることが期待される。

（補論図表3-2）労働時間に関する統計の比較

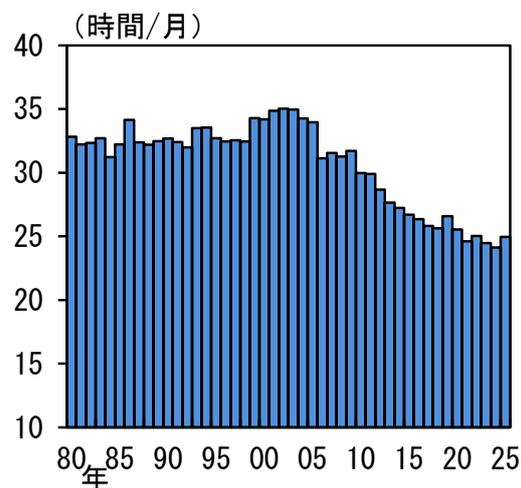
	毎月勤労統計	労働力調査	就業構造基本調査
調査頻度	月次	月次	5年毎に実施
調査対象	事業所調査 (約3万事業所)	世帯調査 (約4万世帯)	世帯調査 (54万世帯、10月調査)
労働時間	月間労働時間	月末1週間に仕事を した時間	普段の1週間の労働時間
統計 の特徴	・従業員5人以上の事業 所が対象 ・ <u>常用労働者のみの集計</u>	・ <u>副業、内職、臨時仕事 を含む</u> ・月末1週間の休日数の 影響を受ける	・(2022年調査以外は)労働 時間階級別の人数データ ・年間200日未満の労働者で、 不規則就業の者は含まない

（補論図表3-3）労働時間統計の比較

（1）月労働時間の推移



（2）両統計の乖離<労調-毎勤>



（注）労働力調査の労働時間は、月末一週間の休日数の影響を調整した値。就業構造基本調査は、労働時間区分の中央値と回答者数より試算。

（出所）総務省、厚生労働省

²⁷ 毎月勤労統計と労働力調査の労働時間の差については、神林[2010]や山本・黒田[2014]が詳しい。