

付注

付注1 構造的・摩擦的失業率（均衡失業率）の推計について

1. UV曲線の推計について

UV曲線の推計は、「平成16年版労働経済の分析」と同様に構造変化の状況を検討し、安定的な形状が得られると考えられる期間を特定した。また、誤差項の系列相関を考慮し、実際の推計は一般化最小二乗法により行った。

2. UV曲線の推計結果

雇用失業率、欠員率の季節調整済四半期系列を使用して、次式を推計。

$$\ln(u) = a + \beta \ln(v)$$

u：雇用失業率 v：欠員率

推計結果

推計期間	a (t値)	β (t値)	AR ²	S.E	D.W.
①1967 I ~75IV	1.355 (10.71)	-0.555 (-5.36)	0.91	0.06	1.99
②1983 I ~89IV	1.707 (22.21)	-0.511 (-6.27)	0.96	0.03	1.92
③1990 I ~93IV	1.472 (14.47)	-0.410 (-4.25)	0.92	0.02	1.19

(注) 推計期間は「平成16年版労働経済の分析」と同一となった。

3. 構造的・摩擦的失業率の算出

上記推計結果を用いて、次式により構造的・摩擦的失業率を算出（1976年1～3月期～1982年10～12月期のβについては、①と②のβを期間に応じて加重平均。1994年1～3月期以降は、③で使用したβを使用（2004年10～12月期時点において、UV曲線が安定的な関係にあるかどうか特定しがたいため））。

uとvが等しくなる失業率（均衡雇用失業率）をu*として、

$$\ln(u^*) = \frac{\ln(u) - \beta \cdot \ln(v)}{1 - \beta} \quad u: \text{雇用失業率} \quad v: \text{欠員率}$$

均衡失業者数をUとすると、雇用者数（EE）、就業者数（E）より、就業者ベースに換算した構造的・摩擦的失業率（均衡失業率）u**は、

$$U = \frac{EE}{100 - u^*} \times u^{**} \quad u^{**} = \frac{U}{E + U} \times 100 (\%)$$

付注2 毎月勤労統計調査の賃金、労働時間の前年同期比の要因分解（パートタイム労働者の構成比変化要因）

「毎月勤労統計調査」の常用労働者計の賃金、労働時間の変動には、一般労働者、パートタイム労働者の賃金や労働時間の変動だけでなく、パートタイム労働者の構成比の変化も影響している。特に近年、賃金や労働時間水準が相対的に低いパートタイム労働者の構成比が高まっており、その構成比変化の影響が大きくなっている。

「労働経済の分析」では、こうしたパートタイム労働者の構成比の変化による賃金・時間の変動への影響について、要因分解を行っている。

以下、賃金に関して要因分解の方法を示す（労働時間も考え方は同様）。

WT：常用労働者計の賃金総額、WnT：一般労働者計の賃金総額、WpT：パートタイム労働者の賃金総額とすると、

$$WT = WnT + WpT \dots\dots\dots ①$$

E：全常用労働者数、En：一般労働者数、Ep：パートタイム労働者数とすると、

E = En + Epが成り立ち、また、①について、両辺を全常用労働者数（=E）で割ると、

$$\begin{aligned} WT/E &= WnT/E + WpT/E \\ &= (WnT/En) \times En/E + (WpT/Ep) \times Ep/E \dots\dots\dots ② \end{aligned}$$

W：常用労働者計の平均賃金（=WT/E）、Wn：一般労働者の平均賃金（=WnT/En）、Wp：パートタイム労働者の平均賃金（=WpT/Ep）、r：パートタイム労働者の構成比（=Ep/E）とすると、En/E = (E - Ep) / E = 1 - rと表せるので、

②式は、

$$W = Wn \times (1 - r) + Wp \times r \dots\dots\dots ③$$

と表せる。

そこで、常用労働者計の平均賃金の変化（△W）は、

$$\begin{aligned} \Delta W &= \Delta \{ Wn \times (1 - r) + Wp \times r \} \\ &= \Delta Wn \times (1 - r) + Wn \times \Delta(1 - r) + \Delta Wn \times \Delta(1 - r) \\ &\quad + \Delta Wp \times r + Wp \times \Delta r + \Delta Wp \times \Delta r \\ &= \Delta Wn \times (1 - r) - Wn \times \Delta r - \Delta Wn \times \Delta r + \Delta Wp \times r + Wp \times \Delta r \\ &\quad + \Delta Wp \times \Delta r \\ &= \Delta Wn \times (1 - r) - \Delta Wn \times \Delta r / 2 + \Delta Wp \times r + \Delta Wp \times \Delta r / 2 \\ &\quad - Wn \times \Delta r - \Delta Wn \times \Delta r / 2 + Wp \times \Delta r + \Delta Wp \times \Delta r / 2 \\ &= \Delta Wn \times \{ (1 - r) + (1 - r) - \Delta r \} / 2 + \Delta Wp \times (r + r + \Delta r) / 2 \\ &\quad + \Delta r \times (Wp + Wp + \Delta Wp - Wn - Wn - \Delta Wn) / 2 \end{aligned}$$

と展開できるので、常用労働者計の平均賃金の変化率（△W/W）は、

(2) 賃金指数から求める方法

まず、W、Wn、Wpについて、賃金指数に基準数値を乗じて逆算した修正済賃金額を求める。

次に、③の式が成り立つような「修正済パートタイム労働者の構成比」を逆算して求める。

すなわち、③式

$$W = Wn \times (1 - r) + Wp \times r$$

から、式を変形して、

$$r = (W - Wn) / (Wp - Wn) \dots\dots\dots\textcircled{6}$$

(1) による方法は、「平成15年版労働経済の分析」で使用した方法である。

この方法で賃金変動の要因分解を行うと、2004年1月に行ったギャップ修正後の賃金指数、常用雇用指数を用いて試算を行った場合、誤差（一般労働者及びパートタイム労働者の賃金変動、パートタイム労働者の構成比変化の3つの要因で説明できない部分）が従来と比べ、かなり大きくなる結果となった。

この要因としては、2004年1月のギャップ修正は、賃金（労働時間）指数、常用雇用指数についてギャップ修正を行っているが、ギャップ修正の計算方法が賃金（労働時間）指数と常用雇用指数とで違うこと、常用雇用指数も常用労働者計と一般（パートタイム）労働者の指数でギャップ修正の計算方法が基本的には同じであるが、若干違うこと、今回、かなり長い期間に遡及して修正を行っていること、特に直近の数値が2004年1月の改訂で、パートタイム労働者がかなり増加していることが影響しているものと考えられる。

(2) による方法は、「平成16年版労働経済の分析」及び今回の「平成17年版労働経済の分析」で使用した方法である。

これは、(1)の方法のような大きな誤差は出ないものの、

- (a) 賃金（労働時間）の種類毎に修正済パートタイム労働者の構成比が違うこと、
- (b) 一般労働者、パートタイム労働者の常用雇用指数の動き（あるいはパートタイム労働者比率の動き）と修正済パートタイム労働者の構成比の動きに乖離が生じること（いいかえれば、修正済パートタイム労働者の構成比が(1)で生じる誤差を吸収していることになる）

という留意点がある。

今回の「平成17年版労働経済の分析」では、(1)の方法の場合、賃金、労働時間の増減率自体が近年大きくない中で、要因分解の誤差がかなり大きくなる点を考慮し、(2)の方法による要因分解を行った。

付注3 実質GDP増減率の要因分解

ここでは、コブ・ダグラス型の1次同次の生産関数を想定し、実質GDPの増減（実績値）について、労働、資本、全要素生産性（労働投入量、資本ストックの貢献で説明できない、技術進歩や企業経営、資源配分の効率化、投入要素の質の向上による生産性、TFP（Total Factor Productivity）という）の寄与を求めた。

$Y = A (LH)^{\alpha} (KS)^{1-\alpha}$ （・・・①）と表せるので、

$$\dot{Y} = \dot{A} + \alpha \frac{\dot{LH}}{LH} + (1-\alpha) \frac{\dot{KS}}{KS}$$

\uparrow \uparrow \uparrow
 全要素 労働投入寄与 資本ストック寄与
 生産性寄与

Y：実質GDP、A：全要素生産性、L：就業者数、H：総実労働時間、
 K：（民間）資本ストック、S：稼働率、 α ：労働分配率、 $\dot{\cdot}$ は増減率

なお、全要素生産性の上昇率は、実質GDPの増減率から労働投入の寄与、資本ストックの寄与を差し引いて求めた。また、生産関数の直接推計はせず、②式に実際のGDP増減率、労働投入増減率、資本ストック増減率、労働分配率を代入して計算を行った。

各変数は

- (1) 実質GDPは、1980年以降は、93SNA（1995年以降は連鎖方式、それ以前は固定基準方式）、1979年以前は68SNAで接続。
- (2) 就業者数は総務省統計局「労働力調査」。
- (3) 総実労働時間は、厚生労働省「毎月勤労統計調査」（事業所規模30人以上）、1970年より前はサービス業を除く産業計。
- (4) 民間資本ストックは、取り付けベース年末値実質ベース（1995年基準）、1979年以前は68SNAで接続。NTT・JRの民営化、新幹線の民間売却は断層を調整。民間製造業資本ストックに製造工業稼働率を乗じ、民間非製造業資本ストックに非製造業稼働率を乗じる。
- (5) 稼働率は1970年以降計算。製造業は、経済産業省「鉱工業生産指数」の製造工業稼働率、非製造業稼働率は、第3次産業活動指数／非製造業資本ストックからトレンドを除去したものを計算し使用。製造工業稼働率及び第3次産業活動指数は経済産業省「経済産業統計」。
- (6) 労働分配率（雇用者報酬／国民所得）は期首・期末平均値。2004年の数値は国民総所得を用いて推計。

付注4 労働投入量、ディビジア労働投入量、ディビジア指数の推移について

1. 「労働の質」の計測について

(1) 労働の質を、性 (s)、学歴 (e)、勤続年数 (t)、年齢階級 (a)、の4つによって区分し、質的向上を含めた労働投入量 (ディビジア労働投入量) を次式のような成長率の形で表す。

$$\dot{L} = \sum_{s=1}^2 \sum_{e=1}^4 \sum_{t=1}^9 \sum_{a=1}^{12} V_{seta} \times \dot{B}_{seta} \cdots \textcircled{1}$$

$$V_{seta} = \frac{A_{seta} \times B_{seta}}{\sum_{s=1}^2 \sum_{e=1}^4 \sum_{t=1}^9 \sum_{a=1}^{12} A_{seta} \times B_{seta}} \quad A_{seta} : \text{所定内給与額}$$

V_{seta} は性 (s) 別に表された学歴 (e)、勤続年数 (t)、年齢階級 (a) でクロス区分された労働者数と所定内給与額のうち第 seta 番目の労働投入に対する賃金支払い額に占めるシェア (価値シェア) であり、 B_{seta} は第 seta 番目の労働者数である。

ここでは、それぞれの属性を持つ労働者に支払われた賃金の相対的な大きさが各労働者の質 (生産性) を表すとの仮定に立っている。労働の質を含めた労働投入量の成長率は、価値シェアをウェイトとして、各属性の労働投入の成長率の加重平均とみなすことができる。

$B_{seta} = b_{seta} \cdot B$ とおくと、①式は次のように書き換えることができる (b_{seta} は、第 seta 番目の労働者数の全労働者数 (B) に占める割合)。

$$\begin{aligned} \dot{L} &= \sum_{s=1}^2 \sum_{e=1}^4 \sum_{t=1}^9 \sum_{a=1}^{12} V_{seta} \times (b_{seta} + \dot{B}) \\ &= \sum_{s=1}^2 \sum_{e=1}^4 \sum_{t=1}^9 \sum_{a=1}^{12} V_{seta} \times b_{seta} + \dot{B} \cdots \textcircled{2} \end{aligned}$$

②の右辺の第1項は、各属性の労働者の労働投入量の構成比の成長率を価値シェアウェイトで加重平均したものであり、右辺の第2項は単純な労働投入量の増減率である。この右辺の第1項が、労働の質の変化率に相当する。

(2) 実際の計測は、離散変数についての分析であり、①式を差分型で近似し、③式により、ディビジア労働投入量の成長率を求めた。価値シェアは隣接する2期間の V_{seta} の平均を用いた。

$$\ln L(t) - \ln L(t-1) = \sum_{s=1}^2 \sum_{e=1}^4 \sum_{f=1}^9 \sum_{a=1}^{12} \frac{1}{2} \{V_{seta}(t) + V_{seta}(t-1)\} \\ \times \{\ln B_{seta}(t) - \ln B_{seta}(t-1)\} \cdots \textcircled{3}$$

このディビジア労働投入量の成長率から単純な労働投入量の増減率（差分型で近似し、 $\ln B(t) - \ln B(t-1)$ として求めた）を差し引いて、労働の質の変化率を求めた。

労働の質については、厚生労働省「賃金構造基本統計調査」を用いて、1973年を除く1966から2004年の各年について労働の質の変化率を計算し、この増減率を基に1965年=100とした指数を作成している。労働投入量は、常用労働者ベースとし、賃金は所定内給与額（または定期給与額）を用いた。（なお、1989年以前の指数は、「平成8年版労働経済の分析」の分析結果のデータを利用した。）

なお、第1 - (2) - 6図の労働投入量は、総務省統計局「労働力調査」の就業者数を1965年=100として指数化したものであり、ディビジア労働投入量は、ディビジア指数に労働力調査ベースの就業者数を乗じたものである。またグラフ上のデータについては、1965年から5年ごとの数値を表示している（2004年を除く）。

(3) 労働の質の変化に対する学歴、勤続年数、年齢の寄与について

上記、労働の質の試算について、労働者に関する前記4区分のうちから1区分のみを選んで、同様の分析を行うことにより、各区分の労働者構成の変化に起因する労働の質の変化を求めることができる。この場合、例えば、勤続年数について労働の質を計算した場合、勤続年数以外の要素はすべて等質であるという仮定をおいて計算している。また、各要素は互いに独立と仮定していることになる。以下の表は、各期間の学歴、勤続年数、年齢の寄与の傾向をみるため、各期間の期首と期末の2時点のデータを用いて、学歴、勤続年数、年齢の寄与を計算し、各要素の変化率を年率換算したものを掲げてある。なお、データの区分が期首と期末で異なる場合は、粗い区分に揃えて計算している。

(年率, %)

年	学歴	勤続年数	年齢
1970～1975年	0.08	0.37	0.95
1975～1980年	0.30	0.94	0.61
1980～1985年	0.23	0.66	0.26
1985～1990年	0.16	0.37	0.11
1990～1995年	0.15	0.24	0.07
1995～2000年	0.26	0.26	0.31
2000～2004年	0.24	0.08	0.27

(注) 学歴の1970～1975年は、データの制約から中卒、男性高卒、男性高専・短大卒、男性大卒、女性高卒以上の5区分で計算している点、留意(1975年以降は、中卒、高卒、高専・短大卒、大卒の区分で計算)。

(4) 性、学歴、勤続年数、年齢階級の区分は以下のとおり。

性：2区分(男、女)

学歴：原則として4区分(中卒、高卒、高専・短大卒、大卒)

勤続年数：原則として9区分(0年、1～2年、3～4年、5～9年、10～14年、15～19年、20～24年、25～29年、30年以上)

年齢階級：原則として12区分(17歳以下、18～19歳、20～24歳、25～29歳、30～34歳、35～39歳、40～44歳、45～49歳、50～54歳、55～59歳、60～64歳、65歳以上)

ただし、「賃金構造基本統計調査」の調査年により、対象労働者や賃金、学歴、勤続年数、年齢階級のクロス区分は若干異なる。各年とも報告書でとれるもっとも細かいクロス区分で計算を行っているが、クロス区分が異なる年の比較の場合は、区分の刻みを粗い方にあわせて計算した。

(5) 対象規模・産業・労働者及び賃金について

①企業規模10人以上について計算。

②1965～1975年は、サービス業を除く調査産業計(官公含む)について、それ以降はサービス業を含む調査産業計(民間)について計算。

③1965～1970年はパートタイムを含む常用労働者について、それ以降は、パートタイムを除く常用労働者について計算。

④価値シェアは、1965～1967年は、定期給与額を使用し、それ以降は所定内給与額を使用。

付注5 産業別就業構造の変化の要因分解

産業連関分析による従業者数増減の要因分解については、(1) 労働生産性の変化効果、(2) 経済の生産構造の変化効果（中間投入構造の変化効果（生産技術変化効果）と輸入係数の変化効果（輸入品係数変化効果））、(3) 最終需要の変化効果（輸入係数の変化効果（最終需要輸入品係数変化効果）と国内最終需要変化効果と輸出の変化効果）について、以下の式により、分析を行った。

$$L = \ell (I - (I - \hat{M}) A)^{-1} ((I - \hat{M}) Fd + E) \text{ より}$$

$$(I - (I - \hat{M}) A)^{-1} = B \text{ とおくと、} L = \ell B ((I - \hat{M}) Fd + E) \text{ と表せる。}$$

ただし、L：従業者数、 ℓ ：就業係数対角行列、I：単位行列、 \hat{M} ：輸入係数対角行列、A：投入係数、Fd：国内最終需要、E：輸出

$$\text{また、} (I - \hat{M}) Fd + E = F \text{ とおく}$$

ここで、従業者数の増減率は次のように表せる。

基準年を0年、比較年をt年とすると、 $\Delta L = L_t - L_0$ とおく

$$\Delta L / L_0 = \Delta \ell B_0 F_0 / L_0 \cdots \textcircled{1}$$

$$+ \ell_0 ((I - (I - \hat{M}_t) A_t)^{-1} - (I - (I - \hat{M}_0) A_t)^{-1}) F_0 / L_0 \cdots \textcircled{2}$$

$$+ \ell_0 ((I - (I - \hat{M}_0) A_t)^{-1} - (I - (I - \hat{M}_0) A_0)^{-1}) F_0 / L_0 \cdots \textcircled{3}$$

$$+ \ell_0 B_0 (-\Delta \hat{M}) F_{d0} / L_0 \cdots \textcircled{4}$$

$$+ \ell_0 B_0 (I - \hat{M}) \Delta F_{d0} / L_0 \cdots \textcircled{5}$$

$$+ \ell_0 B_0 \Delta E / L_0 \cdots \textcircled{6}$$

+ 交絡項

①労働生産性変化効果・・・マンベースの生産性（従業者1人当たりの国内生産額）であり、労働生産性の上昇は、定義上、従業者数の減少要因となる。

③中間投入構造変化効果（生産技術変化効果）・・・企業が最終製品を生産するに当たって投入される財・サービスといった中間財の組み合わせが変化することで発生する従業者数の増減効果をいう。

輸入係数変化効果・・・輸入係数（＝国内需要（企業の生産部門及び家計等の最終需要（輸出を除く））にしめる輸入の割合）の変化をみたもので、（通常は）輸入係数が高まれば、国内需要の国内生産物への波及効果が弱まることにより、従業者数の減少要因となる。ここでは、中間投入構造での輸入係数の変化効果（②輸入品係数変化効果）及び国内最終需要での輸入係数の変化効果（④最終需要輸入品係数変化効果）に分けて従業者数への影響をみている。

最終需要変化効果は、最終需要（⑤国内最終需要及び⑥輸出）の増減が従業者数の増減に与える影響をいう。）

（参考） 従業者数（産業計）の増減の要因分解

(%)

要 因	従業者数増減率	
	1990～ 1995年	1995～ 2000年
従業者数増減率	1.68	0.07
①労働生産性変化効果寄与度	-3.52	-2.89
②輸入品係数変化効果寄与度	-1.06	-0.48
③生産技術変化効果寄与度	1.15	0.60
④最終需要輸入品係数変化効果寄与度	-1.04	-0.64
輸入係数変化効果寄与度計（②＋④）	-2.10	-1.12
⑤国内最終需要変化効果寄与度	6.81	1.75
うち家計外消費	0.17	-0.13
うち民間消費	6.11	1.26
うち一般政府消費	1.66	1.42
うち一般政府資本減耗	0.34	0.47
うち公的固定資本形成	1.20	-0.65
うち民間固定資本形成	-2.67	-0.35
うち在庫純増	0.01	-0.27
⑥輸出変化効果寄与度	0.57	2.65

（注）上記の他、交絡項効果がある。

付注6 高齢者の就業確率の要因分析（ロジスティック分析）について

高齢者の就業・引退行動は、年齢、年金所得、健康状態等種々の要因により規定されている。この分析の目的は、これらの要因が高齢者の就業・引退行動にどの程度影響しているかを、「高齢者就業実態調査」（2000年）の個票を用いて回帰分析により明らかにすることである。

「高齢者就業実態調査」の個票のように一時点の横断面（クロスセクション）データの場合、各個票には、就業しているか、就業していないかの2通りの状態が記録されている。したがって、被説明変数が連続的な値をとることを前提とした通常の最小二乗法等はこの場合、用いることはできない。そこで個々の高齢者が就業する確率を被説明変数として計量モデルを作り、推計する。

具体的には、次のようなモデルを設定する。被説明変数Yについて、Yを高齢者が就業している時1をとり、就業していないとき0という値をとる変数とする。P（*）を事象*が生じる確率を表すとすると、高齢者が就業する確率はP（Y = 1）と表される。一方、就業・不就業を規定する要因をX₁、X₂、X₃、・・・、X_nという変数で表すとすると、このとき、ロジスティックモデルは、

$$P(Y = 1) = F(\beta_0 + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \dots + \beta_n X_n + \varepsilon) \dots (1)$$

ただし、

$$\left\{ \begin{array}{l} F(X_i) = \ln(P / (1 - P)) \\ \beta_0, \beta_1, \beta_2, \dots, \beta_n \text{は定数。} \\ \varepsilon \text{は誤差項。} \end{array} \right.$$

と表される。

(1) 式を、実際のデータに当てはめた最尤法により、 β_0 、 β_1 、 β_2 、・・・ β_n を推計する。

本分析での被説明変数、説明変数は、次のとおりである。なお、今回は基本的に、「平成12年版労働経済の分析」の分析と同じ変数を使用した。

被説明変数：就業状態（2000年9月中に収入になる仕事をした = 1、仕事をしなかった = 0）

説明変数：X₁ = 公的年金受給額（「厚生年金」、「在職老齢年金」、「国民年金」、「公務員等共済組合給付、恩給」の受給額（月額）

X₂ = 私的年金受給額（「企業独自の退職年金」「厚生年金基金、適格退職年金など」、「その他〔個人年金、労災補償年金など〕」の受給額（月額）

X₃ = 健康ダミー（「病気・病気がち」「あまり元気でない」 = 1、「元気」 = 0）

X₄ = 定年経験ダミー（「定年経験あり」 = 1、「定年経験なし」 = 0）

推計結果から各変数の弾性値は次式で与えられる。

$F(X_i) = \ln(P / (1 - P))$ であるので、 $P = \exp(F(X_i)) / (1 + \exp(F(X_i)))$
変数 X_j の就業率の対する弾性値は、
 $\partial \ln P / \partial \ln X_j = \partial P / \partial X_j \cdot X_j / P = \beta_j X_j / (1 + \exp(F(X_i))) \dots (2)$

各説明変数の平均値で評価した弾性値とは、(2)式の右辺の X_i に各変数の平均値を代入して算出した結果である。

(参考文献) 厚生労働省「平成12年版労働経済の分析」

橘木俊詔・下野恵子「個人貯蓄とライフサイクル」(日本経済新聞社、1994年)

付注7 (独) 労働政策研究・研修機構「人口減少社会における人事戦略と職業意識に関する調査」の概要

- (1) 調査目的 近年の労働者の年齢構成の変化や労働力人口の減少の中における企業の雇用管理等の動きや労働者の意識を明らかにすることを目的として、企業とそこで働く労働者に対し、人口減少社会における人事戦略と職業意識に関するアンケート調査を実施した。
- (2) 調査期間 2004年12月8日～2005年1月12日
- (3) 調査方法 郵送による調査票の配布・回収
- (4) 調査対象 企業調査：全国の従業員数100人以上の企業10,000社（(株)東京商工リサーチの企業情報ファイルから業種・規模別に層化無作為抽出）
労働者調査：企業調査対象企業の労働者100,000人（注）
- (注) 企業調査対象企業に1企業あたり10人（原則として正規従業員5人、非正規従業員5人）への調査票配布を依頼した。
- (5) 有効回収数 企業調査：1,237社 労働者調査：9,407人

(参考) 回答企業、回答者の属性

回答企業の属性		(%)
総数		100.0 (1,237社)
業種	建設業	11.6
	製造業	24.8
	電気・ガス・熱供給・水道業	1.4
	情報通信業	2.6
	運輸業	14.5
	卸売・小売業	13.4
	金融・保険業	8.3
	不動産業	0.6
	飲食・宿泊業	1.5
	医療・福祉	0.3
	教育・学習支援業	0.2
	その他のサービス業	16.4
	その他	3.7
	従業員規模	100人未満
100～299人		33.2
300～499人		16.2
500～999人		13.7
1,000人以上		13.1

※総数には業種、従業員規模不明の企業を含む。

回答者の属性		(%)
総数		100.0 (9,407人)
性	男性	54.1
	女性	38.0
年齢	～19歳	0.3
	20～24歳	5.4
	25～29歳	13.7
	30～34歳	17.5
	35～39歳	12.9
	40～44歳	12.0
	45～49歳	8.9
	50～54歳	9.0
	55～59歳	7.5
	60～64歳	2.9
65歳以上	0.7	
就業形態	正規従業員	73.2
	契約社員	7.0
	臨時的雇用者	0.4
	パートタイマー（短時間）	4.7
	パートタイマー（その他）	5.9
	出向社員	2.0
	派遣労働者 職場内の請負社員	5.6 0.3
職種	専門的・技術的な仕事	10.5
	管理的な仕事	18.0
	事務の仕事	51.5
	販売の仕事	4.1
	サービスの仕事	4.3
	保安の仕事	0.5
	運輸・通信の仕事	2.9
	技能工・生産工程の仕事	3.0
	労務作業等の仕事	1.7
	その他	2.3

※総数には性、年齢、就業形態、職種が不明の者を含む。

付注8 人口構造変化に伴う賃金総額の変化について（試算）

1. 2004年の賃金総額の試算について

(1) 厚生労働省「賃金構造基本統計調査」を厚生労働省労働政策担当参事官室で特別集計し、2004年について、男女年齢階級別に、一般労働者、パートタイム労働者の年間賃金額（決まって支給する給与×12+過去1年間の賞与）を計算（民営計・企業規模10人以上）する。年齢階級は、19歳以下、20～24歳、25～29歳、・・・、60～64歳、65歳以上（以下の集計も同じ区分）。試算結果は以下の表のとおり。

（単位 万円）

年齢	男性一般労働者	男性パート労働者	女性一般労働者	女性パート労働者
19歳以下	238.5503	70.8903	208.3099	64.1480
20～24歳	310.5525	105.6875	275.9013	110.2520
25～29歳	395.6552	158.9339	333.2658	137.8282
30～34歳	477.8872	179.4594	367.4371	125.5295
35～39歳	572.7247	163.7813	391.7237	119.0942
40～44歳	629.1741	149.9719	392.2174	120.0160
45～49歳	663.9180	151.1322	387.0458	120.9047
50～54歳	661.1791	163.1307	372.5750	124.5183
55～59歳	626.9357	168.8648	362.3591	127.1007
60～64歳	443.1760	161.6979	299.9511	120.5983
65歳以上	396.5747	140.9990	306.8798	109.0439

(2) 厚生労働省「賃金構造基本統計調査」（2004年、民営計・企業規模10人以上）から、男女年齢階級別にパートタイム労働者比率（パートタイム労働者比率＝パートタイム労働者／（一般労働者＋パートタイム労働者））を計算する。

(3) 総務省統計局「労働力調査」の2004年の男女別年齢階級別雇用者数を上記（2）のパートタイム労働者比率を用いて、一般労働者、パートタイム労働者に分割する。

(4) 上記（3）の男女別年齢階級別雇用形態別（一般、パート）労働者数に上記（1）の男女別年齢階級別雇用形態別年間賃金を乗じて、2004年の賃金総額を試算する。

2. 人口構造変化に伴う賃金総額の将来推計について

(1) 男女別年齢階級別雇用形態別の年間賃金額は2004年と同じと想定。

(2) 男女別年齢階級別パートタイム労働者比率は、2004年と同じと想定。

(3) 男女別年齢階級別人口に占める雇用者の割合が2004年と同じと想定。

(4) 上記(2)、(3)の想定の下で、国立社会保障・人口問題研究所「日本の将来推計人口」(2002年1月推計)による、2005～2016年の男女別年齢階級別人口の推計値(中位推計)を用いて、2005～2016年の男女年齢階級別雇用形態別雇用者数を試算する。この男女別年齢階級別雇用形態別雇用者数に、上記(1)の想定による男女別年齢階級別雇用形態別年間賃金額をおのおの乗じて、2005～2016年の賃金総額を試算する。

