

日本企業の雇用行動の変遷についての研究

- 1995年～2001年について - *

石原真三子（城西大学経済学部）

原ひろみ（労働政策研究・研修機構）

佐藤博樹（東京大学社会科学研究所）

はじめに

本稿の目的は、90年代後半以降、具体的には1995年から2001年における日本企業のフルタイム労働者とパートタイム労働者の雇用行動を、企業個票データの分析を通じて明らかにすることである。つまり、企業がフルタイム労働者とパートタイム労働者を生産要素として生産活動に用いる際の要素需要技術関係が代替的であるのか、それとも補完的であるのかを、「Hicksの補完の偏弾力性（The Hicks partial elasticity of complementarity）」を用いて計量的に分析する。

近年、「企業は人件費削減のために相対的に賃金の高い正規雇用を減らし、その代わりに非正規雇用を増やす」という代替現象が起こっていると言われている。つまり、正規雇用が非正規雇用に置き換えられていると考えられている。確かに、正規雇用が減少し非正規雇用が増大するという“数量的な置き換え現象”を確認することができる。総務省『労働力調査特別調査報告（各年2月）』によれば、1995年から2001年にかけて正規の職員・従業員は3,779万人から3,640万人へと減少している一方で、パート・アルバイトという非正規労働は825万人から1,152万人へと増大していることがマクロレベルでは確認できる。しかし、以下の節で概観する先行研究からも明らかのように、実際に企業や事業所単位というミクロレベルで見たときに正規労働と非正規労働の関係が代替的であるかは必ずしも自明なこととは言えない。むしろ、非正規労働者が正規労働者を代替しているという現象が必ずしも支配的とはいえないことを示唆する研究結果が報告されている。

*本稿は、経済産業省大臣官房総務課企画室に設置された「日本人のライフスタイルに関する調査研究会」（座長・佐藤博樹（東京大学））における検討資料として、佐藤・原・石原が経済産業省『企業活動基本調査』の個票を再分析した結果を基に執筆したものである（経済産業省大臣官房総務課企画室（2005）『「日本人のライフスタイルに関する調査研究会」報告書資料集』）。再分析にあたって、小滝一彦氏（前経済産業省大臣官房政策企画室、現金融庁）、児玉直美氏（経済産業省大臣官房政策企画室）には多大なる協力を賜った。ここに謝意を表す。

経済学で異なる生産要素間の代替・補完関係を論じる際、「Allenの代替の偏弾力性(The Allen partial elasticity of substitution)」(以下、代替の弾力性)と本稿で用いる「Hicksの補完の偏弾力性」(以下、補完の弾力性)の2つの概念が長年にわたって用いられてきている¹。代替の弾力性及び補完の弾力性がこのように用いられてきた理由は、生産要素価格の相対関係を明示的にモデル内に取り入れた上で異なる生産要素間の代替・補完関係を論じることができる、という意味で厳密さを持つ概念だからである。すなわち、本稿で行う補完の弾力性を通じた分析は、正規労働と非正規労働の代替・補完関係を両者の賃金格差を考慮に入れた上で論じることを可能とするのである²。

また、1997年の金融危機以前と以降では、日本企業の雇用行動には大きな違いが見られることが示されている³。そこで、本稿では1995年から2001年の経済産業省『企業活動基本調査』の企業個票データを用いて、経年的に企業の雇用行動を明らかにする⁴。

『企業活動基本調査』の調査項目の定義により、本稿では常用フルタイム労働者と常用パートタイム労働者について分析をおこなう。以下では前者を常用フル、後者を常用パートと呼ぶこととする。詳しくは後述するが、常用フルと常用パートという分類は、通常の正規労働、非正規労働の分類とは異なる。したがって、他の研究との比較には注意を要する。また、補完の弾力性の定義の関係で、本稿の分析対象は常用フルと常用パートの両方を一人以上雇っている企業に限定されている。

本稿の構成は以下の通りである。節では先行研究の概観を行い、一連の研究の中での本稿の位置づけを確認する。節では、推定方法と使用データについて説明する。節で、推定結果に関する考察を行う。最後に、節で結論を述べることとする。

先行研究の概観

本節では先行研究の概観を行うと同時に、一連の研究の中での本稿の位置づけを確認する。フルタイム労働者とパートタイム労働者の置き換え現象に関しては、丁寧なヒアリング調査を通じた事例研究が積み重ねられてきており⁵、さらに最近では経済学の伝統的な労働需要の分析手法を用いた研究も行われている。

経済学では、労働需要を分析する際に用いられる代表的な手法である雇用調整関数(宮本・中田(2002))や補完の弾力性を計測する方法(原(2003))、雇用創出・喪失分析(石原(2003))を用いた計量的な研究の成果が報告されている。

宮本・中田(2002)は、1994年以降の非正規従業員の急速な増大の結果、近年では正規従業員を非正規従業員で置きかえることから得られる企業収益は減少し、代替のインセンティブが弱まっていることを示唆した。

また、石原(2003)では、パート雇用の増加とフルタイム雇用の減少が同時に生じている事業所の割合は90年代を通じて経済全体の3~6%強に過ぎず、実際にはほとんどの事業所で“数量的な置き換え”が起こっていないことを明らかにした。しかし、パートとフルタイムの賃金の違いを考慮に入れた上で両者の雇用量の変動を論じるときに初めて厳密な意味での代替・補完関係を論じることができるため、両者の関係が代替的であるか補完的であるかということにまでは、言及していない。

他方、原(2003)では、本稿と同じく補完の弾力性を直接推定し、近年では正規労働と非正規労働の関係が補完関係であることを明らかにした。ただし、データの制約上、1998年6月現在という単年についてのみの計測であるため、近年の雇用行動の変遷を追うことまではできていない。

代替の弾力性及び補完の弾力性を用いた異なる生産要素間の代替・補完関係に関する研究の歴史は深く、技術的にも完成されている⁶。また、代替の弾力性及び補完の弾力性は正規労働と非正規労働の賃金格差を明示的にモデル内に取り入れているという意味で、代替・補完関係を計測する上で厳密な概念である。加えて、資本と労働需要の関係についての分析も可能とする。そこで、本稿は、原(2003)と同じ手法を用いて、常用フル・常用パート・資本という3つの生産要素間の補完の弾力性の計測を通じて、90年代後半以降の企業の雇用行動を明らかにする⁷。

推定方法とデータについて

1. 補完の弾力性の推定方法

節でも述べたように、代替・補完関係の計測には代替の弾力性と補完の弾力性の2つが主に用いられるが、両者とも2種類の生産要素間の代替・補完関係を表す概念である。代替の弾力性と補完の弾力性の違いは、3種類以上の生産要素投入を仮定する場合に、代替の弾力性は代替・補完関係を計測する2種類の生産要素以外の生産要素の価格を一定とし、補完の弾力性は要素投入量を一定としている、という点である。

本節は、常用パートの需要量の相対的な変化が常用フルの需要量に与える影響について議論することを主な目的としている。であるから、計測対象ではない生産要素の投入量を一定と仮定する補完の弾力性の方が、ここでは計測方法として適して

いると考えられる⁸。よって、本節では補完の弾力性を計測することによって、生産要素間の代替・補完関係を論じることとする。また、補完の弾力性は限界費用一定という仮定の下に導かれる概念であり、その意味で、全ての生産要素の価格や投入量の調整が十分に伸縮的であるとした場合に要素投入量が変化したときの影響を測る指標である。

企業は常用フル・常用パート・資本の3生産要素の一次同次の生産関数、

$$Q = F(X_1, X_2, X_3) \quad (1)$$

に従って生産活動を行うものとする。添字1は常用フルに関する変数を、添字2は常用パートに関する変数を、添字3は資本に関する変数を表す。(1)式をTranslog 生産関数で近似すると、

$$\ln Q = \ln \alpha_0 + \sum_{i=1}^3 \alpha_i \ln X_i + \frac{1}{2} \sum_{i,j} \gamma_{ij} \ln X_i \ln X_j, \quad i=1,2,3 \quad j=1,2,3 \quad (2)$$

となる。 α_0 、 α_i 、 γ_{ij} は技術関係を表す係数である。

W_i を実質生産要素価格とし、完全競争市場を仮定すると、

$$W_i = \frac{\partial Q}{\partial X_i} \quad (3)$$

が成り立つ。(3)式の両辺に $\frac{X_i}{Q}$ を掛けて変形すると、

$$\frac{\partial \ln Q}{\partial \ln X_i} = \frac{W_i X_i}{Q} = S_i \quad (4)$$

を導くことができる。 S_i が生産量に対する生産要素 i のコストシェアを表すことは、(4)式から明らかであろう。そして、(2)式を用いることで(4)式を、

$$S_i = \frac{\partial \ln Q}{\partial \ln X_i} = \alpha_i + \sum_{j=1}^3 \gamma_{ij} \ln X_j \quad (5)$$

と変形することができる。 S_i の定義から $\sum_i^3 S_i = 1$ が成り立つので、

$$\sum_i^3 \alpha_i = 1 \quad (6)$$

$$\sum_i^3 \gamma_{ij} = \sum_j^3 \gamma_{ij} = 0 \quad (7)$$

が満たされなくてはならない。また、(2)式から明らかなように、

$$\gamma_{ij} = \gamma_{ji} \quad (8)$$

も成り立つ。そして、本節で実際に推定に用いる式は、(5)式をさらに変形した、

$$S_i = \alpha_i + \sum_{j=1}^2 \gamma_{ij} (\ln X_j - \ln X_3), \quad i=1,2 \quad j=1,2 \quad (9)$$

である⁹。

Translog型の生産関数を仮定した場合の補完の弾力性の定義は、

$$C_{ij} = \frac{(\gamma_{ij} + S_i S_j)}{S_i S_j} \quad (10)$$

$$C_{ii} = \frac{(\gamma_{ii} + S_i^2 - S_i)}{S_i^2} \quad (11)$$

である¹⁰。よって、(8)式を制約条件として(9)式のSeemingly Unrelated Regression(SUR)分析を行い、得られた係数とコストシェアの推定値を(10)式と(11)式に代入することで、補完の弾力性の値を導出できる¹¹。 C_{ij} 、 C_{ii} が負の場合は生産要素の関係が代替的、正の場合は補完的であることを意味する。

推定式(9)式から明らかなように、補完の弾力性を計測するためには、生産要素量・生産要素価格・生産量のデータが必要である。具体的には、常用フルの人数・常用パートの人数・資本、常用フルの賃金・常用パートの賃金、生産量の6つのデータが企業レベルで必要となる。以下の節-2で、推定に用いるデータの概観を行う。

2. 使用データについて

本稿の分析には、経済産業省『企業活動基本調査』（以下、「企活」）の企業個票データを用いる。「企活」は、従業者数 50 人以上、資本金 3000 万円以上の企業を対象にした調査で、企業の生産行動について豊富な情報を提供してくれる貴重な調査である。「企活」では労働者の人数として、常時従業者¹²とパートタイム従業者¹³の人数についての情報を提供している。そこで、本稿の常用フルとは、常時従業者からパートタイム従業者を除いたものを指す。一方、常用パートはパートタイム従業者数を用いる。常時従業者とパートタイム従業者は、1 ヶ月を超える雇用契約者及び当該年度末の前 2 ヶ月においてそれぞれ 18 日以上雇用した者であることから、1 カ月未満の雇用契約者及び当該年度末の前 2 カ月にそれぞれ 17 日以下雇用した者は分析から除かれることになる。さらに、派遣社員など企業と雇用関係を持たずに企業内で労働サービスを提供している者も分析に含まれない。また、生産量としては付加価値を、資本としては有形固定資産を用いることとした。付加価値は{ 経常利益 - (営業外収益 - 営業外費用) + 給与総額 + 租税公課 + 減価償却費 + 賃借料 } で求めている。

「企活」の個票から、生産要素量（常用フルと常用パートの人数、および資本）、生産量（付加価値）についての情報を得ることはできる。しかし、生産要素価格、すなわち常用フルと常用パートの賃金はわからない。よって、厚生労働省『賃金構造基本統計調査』（以下、『賃金センサス』）で補完することとした。その際に、企業所在地・企業規模・産業・性別など、用いることができる属性に関する情報をすべて使うことで、可能な限りその企業で支払われている賃金に近いと考えられるもので補完するよう努めた。具体的には、常用フルの賃金として、『賃金センサス』の都道府県別・産業別・企業規模別・性別の一般労働者についての情報をもとに、{ (所定内労働時間数) × (所定内給与額) × 12 ヶ月 } + (年間賞与その他特別給与額) で年間給与ベースに算出したものを用いた。常用パートの賃金についても同様に、都道府県別・産業別・企業規模別・性別にパートタイム労働者についての情報を用いて、{ (「1 時間あたり所定内給与額」 × 「1 日あたり所定内実労働時間数」 × 「1 ヶ月あたりの実労働日数」 × 12 ヶ月) + 「年間賞与その他特別給与額」 } で年間給与ベースに加工したもので補完した¹⁴。つまり、常用パートの賃金は労働時間が考慮されているが、常用フルについては考慮されていない。この点も推定値に影響を及ぼす可能性は否定できない。

賃金のデータとして『賃金センサス』を用いることの問題は、推定に際して、賃金そのものではなく、常用フルおよび常用パートのコストシェアを使用することから、主に生じる。常用フルについては、平均賃金を使用しているため、例えば、企

業のフルタイム労働者の年齢構成が高ければ、実際よりも低めの、年齢構成が低ければ、実際よりも高めの常用フルのコストシェアを用いることになってしまう。年齢構成以外にも、産業や企業規模では捉えられない企業間の賃金格差が存在するため、企業の賃金が平均より高い企業では、実際よりも低めの、平均より低い企業では、実際よりも高めの常用フルのコストシェアを用いることになる。常用パートについては、賃金が地域のパート労働市場で決定されていると考えられるので、企業間格差の問題は少ないと考えられるが、別の問題がある。パートタイム労働者が何時間働いているかは、企業どころか各個人によって千差万別である。平均賃金を用いることによって、平均よりも短時間のパートを多く雇用している企業は、実際よりも高めの、平均よりも長時間のパートを多く雇用している企業は、実際よりも低めの、常用パートのコストシェアを推定に用いることになる。実際、分析に用いた常用フルおよび常用パートのコスト（賃金総額）の合計が、企業の給与総額の1.5倍以上になる企業が約1割強、75%以下になる企業も約1割存在する。すなわち、推定に使用した労働のコストシェアが実際よりも高すぎるか低すぎる可能性のある企業が少なからず存在することになる。

以上の問題を考慮して、補完的に、企業の給与総額のデータと『賃金センサス』のデータから常用フルと常用パートのコストシェアを作成して、賃金データとして用いた分析をおこなう。作成方法は以下の通りである。まず、『賃金センサス』から、都道府県別・産業別・企業規模別の男性一般労働者の賃金に対する、女性一般労働者や男女のパートタイム労働者の賃金の比率をもとめる。賃金の比率は、各都道府県別・産業別・企業規模で一定と考えると、企業の給与総額は、常用フルの男性および女性の数、常用パートの男性および女性の数と、常用フルの男性の賃金およびこれに対するそれぞれの労働者の賃金の比率であらわすことができる。これにより、常用フルと常用パートの賃金比率が都道府県別・産業別・企業規模別に一定の場合の、それぞれの企業の常用フルおよび常用パートのコストシェアを算出することができる¹⁵。

計算の過程で、各企業の常用フルの男性の賃金をもとめるが、この賃金が300万円未満または1000万円より大きいサンプルを除外した¹⁶。除外されたサンプルは、上記またはその他の理由により、『賃金センサス』の平均賃金比率を使うと、労働のコストシェアが大きすぎたり小さすぎたりするサンプルである。これらのサンプルを除外することによって、『賃金センサス』の賃金比率を使用できるサンプルのみを用いて生産関数の推定をおこなうことができると考えられる。また、各企業の給与総額を利用することによって、企業間の賃金格差をある程度捉えられると考えられる。

このように作成したコストシェアのデータが、『賃金センサス』のみを用いた場合よりも実際の企業のコストシェアをより正確に反映しているかどうかについては、疑問がある。また、6%程度のサンプルを分析から除外することによって、何らかのバイアスが生じる可能性も考えられる。したがって、賃金データとして『賃金センサス』のみを用いた場合と『賃金センサス』および企業の給与総額から作成したデータを用いた場合の推定値を、併記して考察する。

本稿では以上で説明したデータを用いて、SUR モデル (Seemingly Unrelated Regression Model) で推定を行うが、上述のように、公表データという平均値で情報を補完することによって、推定式の分散・共分散行列に影響を与え、推定値に何らかのバイアスを及ぼす可能性は否定できない。よって、本稿での推定結果には一定の留意が必要である。

推定結果

本節では第 1 に、推定に用いる Translog 生産関数に関して、常用フル・常用パート・資本の 3 種類の生産要素の間で分離可能性が成り立つか否かを、Denny and Fuss (1977) の分離可能性の条件テストを用いて検証する。

第 2 に、SUR 分析を行い、-1 の方法に従って、補完の弾力性の値を算出する。補完の弾力性の計測にあたって、まず 1995 年から 2001 年全体をプールしたデータを用いて、90 年代後半以降の日本企業の雇用行動を明らかにする。その際に、1997 年の金融危機前後で日本企業の雇用行動に変化が起こったのかを確認するために、97 年以前と 98 年以降それぞれについても計測した。次いで、1995 年から 2001 年の各年について補完の弾力性を計測し、日本企業の雇用行動の変遷を分析する。

1. 分離可能性の検証

常用フル・常用パート・資本の 3 種類の生産要素の間で分離可能性が成り立つか否かを、Denny and Fuss (1977) の弱分離可能性と強分離可能性の条件テストを用いて検証する。強分離可能性は弱分離可能性の特殊ケースであり、弱分離可能性よりも限定的な意味でしか分離可能性を検証することができない¹⁷。そこで、ここでは弱分離可能性による検証を主に行い、強分離可能性による検証は補助的に用いることとする。

本稿では紙幅の関係上、検証の結果は 1995 年から 2001 年までをプールしたデータ全体についてのみ行う¹⁸。表 1 が分離可能性の検証の結果である。

表1から、強分離可能性が有意水準1%で棄却されるため、常用フル・常用パートと資本の間に分離可能性が必ずしも成り立つとは限らないことが分かる。すなわち、常用フルと常用パートの補完の弾力性の計測値は資本投入量の影響を受けるので、両者の代替・補完関係を議論するためには、投入生産要素として資本を仮定することが不可欠であることが示された。

表1 分離可能性の検証の結果(1995~2001年)

	弱分離可能性	強分離可能性
(正社員, パート) - 資本	3.36 *	137.13 ***
(正社員, 資本) - パート	103.6 ***	7252.43 ***
(パート, 資本) - 正社員	52.18 ***	3538.34 ***

データ：経済産業省『企業活動基本調査』

出所：経済産業省『「日本人のライフスタイルに関する調査研究会」報告書資料集』。

注：***は統計的に1%有意で、*は10%有意で、弱分離可能性および強分離可能性が棄却されることを表す。

2. 補完の弾力性の推定結果

(1) 1995年から2001年について(全体)

90年代後半以降の日本企業の雇用行動を明らかにするために、1995年から2001年全体をプールしたデータを用いて、企業単位での補完の弾力性の計測を行った。また、1997年の金融危機前後で日本企業の雇用行動に変化が起こったのかを確認するために、97年以前と98年以降それぞれについても計測した。

「企活」では、複数の事業所から成る企業と、本社だけの企業、すなわち単一事業所の企業(以下、単一事業所企業)とを識別できる。そこで、すべての企業についての計測のほかにも、単一事業所企業だけを抽出した計測も試みた。単一事業所企業についての推定を試みた理由は、パートの雇用にあたっての意思決定は、本社レベルではなく事業所レベルで行われることが多いからである。それゆえ、パート雇用についての企業の意思決定がより明確に把握できると考えられたからである。しかし、単一事業所企業の産業構成をみると、製造業が7割を超えており、請負労働者の影響を考慮にいれないで分析することで正規労働と非正規労働の関係を誤って細くするリスクをより多く孕むと考えられる¹⁹。そこで、本稿では、単一事業所企業の補完の弾力性の計測結果については、参考までに表掲するに留めることとする。

計測結果をまとめたのが、表2である。賃金データとして『賃金センサス』のみを用いた場合を(賃金センサス)、『賃金センサス』と給与総額から作成した賃金

データを用いた場合を（賃金センサス + 給与総額）であらわす。補完の弾力性の値がプラスの場合常用フルと常用パートは補完関係、マイナスの場合は代替関係であることを意味する。

表2から、1995年から2001年までの間、補完の弾力性の値はプラスとなっている。この結果から、90年代後半以降、常用フルと常用パートは補完的な関係であったことが示唆される。

表2 Hicksの補完の弾力性（サンプル全体）

常用フル - 常用パート	1995~2001年	1995~1997年	1998~2001年
全体(賃金センサス)	0.171 ***	0.195 ***	0.169 ***
全体(賃金センサス + 給与総額)	0.008 ***	0.025 ***	0.010 ***
単一事業所	-0.069 ***	-0.098 ***	-0.045 ***
常用フル - 資本	1995~2001年	1995~1997年	1998~2001年
全体(賃金センサス)	0.276 ***	0.102 ***	0.388 ***
全体(賃金センサス + 給与総額)	0.703 ***	0.635 ***	0.745 ***
単一事業所	0.631 ***	0.570 ***	0.678 ***
常用パート - 資本	1995~2001年	1995~1997年	1998~2001年
全体(賃金センサス)	0.567 ***	0.462 ***	0.619 ***
全体(賃金センサス + 給与総額)	0.946 ***	0.892 ***	0.969 ***
単一事業所	0.893 ***	0.888 ***	0.895 ***

データ：経済産業省『企業活動基本調査』

出所：経済産業省『「日本人のライフスタイルに関する調査研究会」報告書資料集』。

注：1) ***は統計的に1%有意を表す。

2) 単一事業所とは本社のみ企業、すなわち単一事業所の企業のことである。

3) 「賃金センサス」とは、賃金データとして『賃金センサス』のみを用いた場合を、「賃金センサス + 給与総額」とは『賃金センサス』および企業の給与総額から作成したデータを用いて推定した場合を表す。

さらに、常用フルと資本、常用パートと資本は、1995年以降補完的であり、1995年から2001年の間、1997年以前、1998年以降という3つのグループについての分析すべてにおいて、常用フルよりも常用パートのほうがより資本と補完的であることが示されている。従来多くの研究では、熟練労働の方が未熟練労働よりも資本と補完的であるという結論を得ている。常用フルが常用パートよりも熟練労働に従事していると考え、本稿の分析は従来と逆の結果になっている。

労働と資本の補完の弾力性を1997年以前と1998年以降で比較すると、常用フルも常用パートも、1998年以降の方が補完の弾力性の値が大きくなっている。1997年以前と1998年以降を比較すると、常用フルと常用パートの補完の弾力性は小さくなったが、フル・パートとも、資本との補完の弾力性は大きくなっている。

次に、1995年から2001年の各年における補完の弾力性をみていく。表3は、常用

フルと常用パートの補完の弾力性を計測した結果である。表3の1行目をみると、1996年までは常用フルと常用パートの間には代替関係がみられるが、1998年以降は両者の間は補完関係となっている²⁰。労働需要を分析する際の代表的な手法の一つである雇用創出・喪失分析を用いた研究成果によると、1997年を転換点として、企業の雇用動向に大きな変化があったことが示されている（玄田（2004））。本稿の分析対象は常用フルと常用パートの両方を雇用している企業であり、玄田（2004）とは異なるものの、補完の弾力性という分析手法からも、97年を境に企業の雇用行動に若干の変化がみられることが示された。

表3 Hicksの補完の弾力性（常用フル vs 常用パート）

	1995年	1996年	1997年	1998年	1999年	2000年	2001年
全体(センサス)	-0.045 ***	-0.006 ***	0.201	0.132 *	0.023 ***	0.065 ***	0.235 **
全体(センサス+給与)	-0.071 ***	-0.056 ***	0.298 ***	0.223 ***	-0.091 ***	-0.041 ***	0.088 ***
単一事業所	-0.098 ***	-0.139 ***	-0.128 ***	-0.067 ***	-0.099 ***	-0.057 ***	0.097 ***

データ：経済産業省『企業活動基本調査（各年）』

出所：経済産業省『「日本人のライフスタイルに関する調査研究会」報告書資料集』。

注：1) ***は統計的に1%有意、**は5%有意、*は10%有意。

2) 単一事業所とは本社のみ企業、すなわち単一事業所の企業のことである。

3) 「賃金センサス」とは、賃金データとして『賃金センサス』のみを用いた場合を、「賃金センサス+給与総額」とは『賃金センサス』および企業の給与総額から作成したデータを用いて推定した場合を表す。

常用フルと常用パートの関係が、1997年を境に代替関係から補完関係に転換したことについては、以下2つの解釈が考えられる。第1に、企業内の非正規労働者の増加によって、正規労働者に求められる職域がより高度な技能・知識を必要とするレベルへと高まったため、両者が補完的に雇用されるという解釈である²¹。この解釈は、正規労働者が常用フルの大きな割合を占めるとした場合には成り立つであろう。

第2に、金融危機による経営状況の悪化と若年非典型労働者（いわゆる若年フリーター、以下フリーター）の増大の影響を受けていると考えられるだろう。常用フルの大勢を占めてきたのは、雇用期間に定めのない正社員（以下、正規労働者）と呼ばれる就業形態のものであった。しかし、フリーターの人数は、内閣府推計と厚生労働省推計ではその値は大きく異なるものの、いずれの推計でも90年代半ば以降数量的に急増しており、かつ学生・主婦を除く15～34歳人口に占めるその割合は上昇している。また、企業が、フリーターに常用フル的な働き方をすることへの期待を強めていると考えられる²²。常用パートの増大に常用フルの増大がともなうという補完関係が観察されたことは、フリーターという就業形態の労働者が常用フルの構成を変えたことの表れであるかもしれない。

(2) 企業規模別について

本小節では、企業規模別の補完の弾力性の計測結果を検討していく。まず、前小節と同様に、1995年から2001年までをプールしたデータを用いて、企業規模別に補完の弾力性の計測を行い、さらに97年以前と98年以降それぞれについても計測した。計測結果をまとめたのが、表4である。ここで大企業とは常用フルの人数が1000人以上、中企業は100人以上999人以下、小企業は100人未満の企業を指す。また、本小節では、賃金データとして賃金センサスを用いている。

表4 企業規模別・Hicksの補完の弾力性(1995~2001年)(常用フル vs 常用パート)

センサス	1995~2001年		1995~1997年		1998~2001年	
大企業	0.4949	***	0.2000	***	0.6263	***
中企業	0.1424	***	0.2114	***	0.1205	***
小企業	-0.0133	***	-0.0329	***	0.0029	***

データ：経済産業省『企業活動基本調査(各年)』。

出所：経済産業省『「日本人のライフスタイルに関する調査研究会」報告書資料集』。

注：1) ***は統計的に1%有意を表す。

2) 賃金データとして、厚生労働省『賃金構造基本調査(各年版)』を用いた。

3) 大企業とは常用フルが1000人以上、中企業とは100人以上1000人未満、小企業とは100人未満をさす。

表4の推定結果をみると、1995年から2001年までの間、大企業では補完の弾力性の値はマイナス、小企業ではプラスとなっている。つまり、90年代後半以降における常用フルと常用パートの関係は、大企業では補完関係、小企業では代替関係であったことが明らかにされた。しかし、1997年以前と1998年以降を比較すると、大企業では補完の弾力性の値が前者よりも後方で大きくなっており、補完の度合いが大きくなっている。他方、小企業では補完の弾力性の符号がマイナスからプラスに転じており、代替関係から補完関係となったことが示された。

次に、1995年から2001年の各年における企業規模別の補完の弾力性をみていく。計測結果をまとめたのが、表5である。推定結果の解釈にあたって、便宜上、常用フルの代わりに正社員、常用パートの代わりにパートという用語を使っている部分がある。これは、常用フルの大勢を正社員が、常用パートの大勢をパートが占めることを考えれば、許容されるだろう。

大企業では常用フルと常用パートの間に98年と99年の二カ年については一時的に代替関係がみられるものの、基本的には補完関係が観察される。大企業で基本的に補完関係が観察される理由として、規模が大きい組織であるため、分業体制がと

られることが多いことが挙げられる。つまり、大企業では、フルとパートの職域が明確に区分されて両者は補充しあう形で仕事を行っている、すなわち常用フルをより高度な仕事に専念させるためにパートを雇用している可能性が示唆される（宮本・中田（2002）、岡村（2004））。

そして、98年と99年に一時的に代替関係が観察されたのは、金融危機による景気の急激な悪化の影響と考えられる。企業業績が悪化したため、常用フルの大勢を占める正社員が整理解雇や早期希望退職など数量的な雇用調整（いわゆるリストラ）の対象とされた結果、常用パートが増え、代替関係がみられたのかもしれない²³。

表5 企業規模別・Hicksの補充の弾力性（常用フル vs 常用パート）

センサス	1995年		1996年		1997年		1998年		1999年		2000年		2001年	
大企業	0.004	***	0.108	***	0.023	***	-0.031	***	-0.078	***	0.615	***	1.033	
中企業	-0.103	***	-0.072	***	0.574	**	0.436	***	-0.077	***	0.021	***	0.164	***
小企業	-0.21	***	-0.141	***	-0.161	***	-0.136	***	-0.133	***	-0.078	*	0.077	***

データ：経済産業省『企業活動基本調査（各年）』。

資料出所：経済産業省『「日本人のライフスタイルに関する調査研究会」報告書資料集』。

注：1) ***は統計的に1%有意、**は5%有意、*は10%有意を表す。

2) 賃金データとして、厚生労働省『賃金構造基本調査（各年版）』を用いた。

3) 大企業とは常用フルが1000人以上、中企業とは100人以上1000人未満、小企業とは100人未満をさす。

一方、小企業では2001年を除いて、一貫して代替関係が観察される。これについては、以下2点の解釈が考えられる。第1に、企業規模の小さい企業ほど正社員の採用力が弱いことが知られている。採用基準に満たない正社員を雇用するよりも、能力の高いパートを雇用することを小企業が選好していることの表れかもしれない。

第2に、小企業ほど常用パートを常用フルと同等の仕事を行なう労働者として雇用している可能性が高いことが示唆される²⁴。小企業ではトレーナビリティの低い労働者がより多く雇用されている可能性が指摘されている²⁵。そのため、常用フルを常用パートで代替しやすいのかもしれない。また、組織規模の小さい企業ほど常用フルと常用パートの職域や仕事の内容が厳密に分かれておらず、両者を代替的な生産要素として用いやすいとも考えられる。

(3) 産業別について

表6は、1995年から2001年にかけてプールしたデータを用いて、常用フルと常用パートの補充の弾力性を産業別に推計した結果である。前節と同様、97年以前と98年以降それぞれについての計測結果もあわせて示す。

表6 産業別・Hicks の補完の弾力性（常用フル vs 常用パート）

センサス	1995~2001年	1995~1997年	1998~2001年
食料品製造業	0.288 ***	0.253 ***	0.312 ***
その他消費関連製造業	0.332 ***	0.339 ***	0.322 ***
素材関連製造業	-0.067 ***	-0.097 ***	-0.042 ***
機械関連製造業	0.184 ***	0.118 ***	0.232
卸売業	0.322	0.384	0.271
小売業	0.327 ***	0.349 ***	0.317 ***
飲食店	0.394 ***	0.547 **	0.323 ***
サービス業	0.290 ***	0.326 ***	0.298 **
センサス + 給与総額	1995~2001年	1995~1997年	1998~2001年
食料品製造業	0.141 ***	0.136 ***	0.148 ***
その他消費関連製造業	-0.145 ***	-0.134 ***	-0.155 ***
素材関連製造業	-0.205 ***	-0.203 ***	-0.203 ***
機械関連製造業	-0.065 ***	-0.083 ***	-0.045
卸売業	0.271	0.320	0.233
小売業	0.179 ***	0.232 ***	0.158 ***
飲食店	0.138 ***	0.096 ***	0.132 ***
サービス業	0.126 ***	0.109 ***	0.140 ***

データ：経済産業省『企業活動基本調査（各年）』

出所：経済産業省『「日本人のライフスタイルに関する調査研究会」報告書資料集』。

注：1) ***は統計的に1%有意。

賃金センサスおよび給与総額を用いた分析では、1995年から2001年をプールした場合、食料品製造業および小売、飲食、サービス業は常用フルと常用パートが補完的であり、食料品製造業を除く製造業は、代替的であることが示されている。1997年以前と1998年以降にデータを分けた場合でも、同様のことが観察される。

表7に、1年ごとの産業別の常用フルと常用パートの補完の弾力性の測定結果を示す。その他食品関連製造業と推定値が有意でない卸売業以外の産業は、ほぼ各年ともプールした推定と同様の結果が得られていることがわかる。すなわち、産業別の推定では、1995年以降、常用パートと常用フルの要素需要技術関係は一定で、大きな変化は見られないことがわかる。製造業については、資本のデータとして有形固定資産に加えて、機械設備を用いた分析も行ったが、結果はほぼ同じであった。

表6や表7で観察された産業別の違いは、企業の雇用行動のどういう違いを表しているのだろうか。表8に、各産業の常用労働者に占める常用パートの比率を示した。表6や表7で常用パートと常用フルが補完的なことが観察された小売、飲食およびサービス業は、パート雇用の割合が高い産業であることが確認される。同様に、食料品製造業は製造業のなかでパート雇用比率が高い。すなわち、常用パートを多く雇用する産業では、常用フルと常用パートが補完的であることがわかる。一方、表6や表7で常用パートと常用フルが代替的であった素材関連製造業や機械関連製造業、その他食品関連製造業について、表8を見ると、他の産業に比べて明らかに

パート比率が低い。以上のことから、常用フルと常用パートは、パート比率の高い産業で補完的であり、パート比率の低い産業で代替的であることがわかる。

表7 産業別・Hicksの補完の弾力性(常用フル vs 常用パート, 各年)

センサス	1995年	1996年	1997年	1998年	1999年	2000年	2001年
食料品製造業	0.132 ***	0.219 ***	0.225 ***	0.329 ***	0.248 ***	0.263 ***	0.378
その他消費関連製造業	0.105 ***	0.097 ***	0.226 ***	0.188 ***	0.136 ***	0.267 ***	0.254 ***
素材関連製造業	-0.255 ***	-0.245 ***	-0.145 ***	-0.140 ***	-0.115 ***	-0.110 ***	0.002 ***
機械関連製造業	0.030 ***	-0.018 ***	-0.006 ***	0.124 ***	0.561 ***	0.059 ***	0.269
卸売業	-0.118 ***	-0.013 ***	0.520	0.411	-0.137 ***	0.070 ***	0.269 ***
小売業	0.212 ***	0.285 ***	0.237 ***	0.214 ***	0.205 ***	0.315 ***	0.326 ***
飲食店	0.059 ***	0.743	0.436 ***	0.267 ***	0.295 ***	0.325 ***	0.415
サービス業	0.244 ***	0.321 ***	0.216 ***	0.192 ***	0.169 ***	0.308	0.311 ***
センサス+給与総額	1995年	1996年	1997年	1998年	1999年	2000年	2001年
食料品製造業	0.049 ***	0.194 ***	0.108 ***	0.192 ***	0.167 ***	0.100 ***	0.123 ***
その他消費関連製造業	-0.063 ***	-0.095 ***	0.165 **	0.069 ***	-0.002 ***	-0.237 ***	-0.174 ***
素材関連製造業	-0.202 ***	-0.204 ***	-0.127 ***	-0.235 ***	-0.161 ***	-0.220 ***	-0.143 ***
機械関連製造業	0.014 ***	-0.044 ***	-0.042 ***	-0.014 ***	-0.071 ***	-0.128 ***	0.106
卸売業	-0.016 ***	0.078 ***	0.550	0.478	-0.076 ***	0.016 ***	0.237 ***
小売業	0.141 ***	0.300 ***	0.175 ***	0.189 ***	0.200 ***	0.166 ***	0.083 ***
飲食店	0.029 ***	0.062 ***	0.147 ***	0.187 ***	0.112 ***	0.028 ***	0.105 ***
サービス業	0.046 ***	0.127 ***	0.176 ***	0.093 ***	0.016 ***	0.175	0.117 ***

データ：経済産業省『企業活動基本調査(各年)』

出所：経済産業省『「日本人のライフスタイルに関する調査研究会」報告書資料集』

注：1) ***は統計的に1%有意、**は5%有意、*は10%有意を表す。

2) 賃金データとして、給与総額および厚生労働省『賃金構造基本調査(各年版)』を用いた。

表8 産業別・常用パート比率(%)

	1995年	1996年	1997年	1998年	1999年	2000年	2001年	1995-2000年
全体	13.3	14.0	17.3	18.6	19.9	20.7	22.6	18.1
食料品製造業	29.4	29.5	31.4	34.6	35.5	34.7	34.2	32.7
その他消費関連製造業	9.0	8.2	9.8	8.4	8.3	8.8	9.9	8.9
素材関連製造業	4.3	4.5	4.8	4.9	5.3	5.5	5.3	4.9
機械関連製造業	4.1	4.1	4.1	4.2	4.2	4.2	3.9	4.1
卸売業	8.6	9.1	10.0	9.9	11.2	11.3	11.8	10.2
小売業	36.5	38.1	40.6	44.0	45.5	48.9	50.0	43.6
飲食店	80.9	85.1	75.8	78.4	75.8	76.2	80.6	77.8
サービス業	17.3	16.3	19.1	18.6	20.7	12.8	20.0	16.8

データ：経済産業省『企業活動基本調査(各年)』

出所：経済産業省『「日本人のライフスタイルに関する調査研究会」報告書資料集』

この結果から、以下のようなことが考えられる。小売業や飲食店のようなパート比率が高い産業では、熟練を必要としない簡単な仕事はすべて常用パートがおこなっているとかがえられる。つまり、常用パートが常用フルの仕事の一部を補助しているわけではなく、常用フルと常用パートの職務が明確に異なっているのではないだろうか。そのため、企業の業務が拡大するときには常用パートも常用フルも拡大し、縮小するときには両方の雇用形態とも縮小する。一方、素材関連製造業のよ

うなパート比率の低い産業では、常用パートを雇用し始めたばかり、あるいは常用パートが分担するような仕事がないなどの理由で、パートの職務が明確になっていないとかがえられる。このような場合、常用パートは常用フルの仕事を補助するにとどまっているが、職務の内容が明確になっていないため、いったん常用フルの雇用が削減されると、それに伴って常用パートの仕事が拡大することがあるのではないだろうか。したがって常用フルと常用パートは代替的になると考えられる。

表9 産業別・Hicksの補完の弾力性(常用フル vs 資本)

センサス	1995~2001年	1995~1997年	1998~2001年
食料品製造業	-0.594 ***	-1.034 ***	-0.320 ***
その他消費関連製造業	3.939 ***	3.035 ***	6.154 ***
素材関連製造業	0.417 ***	0.425 ***	0.410 ***
機械関連製造業	0.292 ***	0.245 ***	0.339
卸売業	0.258	0.099	0.346
小売業	0.537 ***	0.491 ***	0.559 ***
飲食店	-6.210 ***	2.230 **	-1.526 ***
サービス業	0.834 ***	-0.293 ***	1.091 **
センサス + 給与総額	1995~2001年	1995~1997年	1998~2001年
食料品製造業	0.579 ***	0.547 ***	0.605 ***
その他消費関連製造業	0.493 ***	0.413 ***	0.564 ***
素材関連製造業	0.685 ***	0.679 ***	0.690 ***
機械関連製造業	0.771 ***	0.671 ***	0.865
卸売業	0.527	0.465	0.564
小売業	0.830 ***	0.766 ***	0.854 ***
飲食店	0.705 ***	0.681 ***	0.718 ***
サービス業	0.907 ***	0.660 ***	0.955 ***

データ：経済産業省『企業活動基本調査(各年)』

出所：経済産業省『「日本人のライフスタイルに関する調査研究会」報告書資料集』。

注：1) ***は統計的に1%有意。

表9および表10は、常用フルおよび常用パートと資本の補完の弾力性をそれぞれ示している。サンプル全体の結果と同様、産業別でも常用フル、常用パートともに資本とはほとんどが補完関係にあることがわかる。賃金センサスおよび給与総額を用いた分析では、サービス業を除いて、各産業とも常用フルに比べて常用パートのほうが弾力性の値が大きい。これはサンプル全体の結果と似ている。1998年以降の方が補完の弾力性の値が大きくなっているのも、サンプル全体の結果と同じである。ただし、その他消費関連製造業は、1997年以前の方が補完の弾力性の値が大きくなっている。

製造業では、近年の技術革新あるいは業務の見直しによって、比較的単純かつ定型作業が増加し、資本の増加とともに熟練のフルタイム労働者よりも未熟練労働のパートが増える傾向にあると考えられる。小売、飲食、サービス業などでは、

店舗あるいは事業所の拡大に伴う雇用の拡大に、常用フルよりも常用パートの増加によって対応していることが考えられる。

表 10 産業別・Hicks の補完の弾力性（常用パート vs 資本）

センサス	1995~2001年	1995~1997年	1998~2001年
食料品製造業	0.361 ***	0.325 ***	0.385 ***
その他消費関連製造業	2.780 ***	2.252 ***	4.029 ***
素材関連製造業	0.849 ***	0.912 ***	0.804 ***
機械関連製造業	0.127 ***	0.266 ***	-0.095
卸売業	0.994	1.082	0.901
小売業	0.668 ***	0.487 ***	0.772 ***
飲食店	-3.478 ***	2.298 **	-0.240 ***
サービス業	0.430 ***	-0.187 ***	0.511 **
センサス + 給与総額	1995~2001年	1995~1997年	1998~2001年
食料品製造業	0.740 ***	0.718 ***	0.749 ***
その他消費関連製造業	0.954 ***	0.984 ***	0.934 ***
素材関連製造業	0.953 ***	0.950 ***	0.949 ***
機械関連製造業	0.991 ***	0.778 ***	1.194
卸売業	1.115	1.191	1.035
小売業	0.915 ***	0.755 ***	1.007 ***
飲食店	0.895 ***	0.878 ***	0.909 ***
サービス業	0.880 ***	0.694 ***	0.903 ***

データ：経済産業省『企業活動基本調査（各年）』

出所：経済産業省『「日本人のライフスタイルに関する調査研究会」報告書資料集』。

注：1) ***は統計的に 1% 有意。

むすび

本稿では、経済産業省『企業活動基本調査』の企業個票データを用いて、補完の弾力性を計測することで、1995年から2001年の日本企業の常用フルと常用パートの雇用行動についての分析を行った。その結果、基本的に日本企業の常用フルと常用パートの要素需要技術関係は、小売、飲食などでは補完関係、食料品製造業以外の製造業では代替関係であることが示された。また、常用フル1000人以上の規模の大きな企業では基本的には補完関係が、100人未満の規模の小さい企業では代替関係が観察された。

正規労働と非正規労働の関係は代替的であるといわれてきており、スーパーマーケットなど一部の業態ではそのような事例が観察されている。しかし、本稿の推定結果から、両者の関係は必ずしも代替的とはいえないことが示された。

最後に、本稿における課題を論じることで、結語としたい。第1に、労働投入量に対して労働時間を厳密に取り入れることができなかつたことが挙げられる。第2

に、賃金についてのデータを公表データから補完したことである。これが推定の過程で分散・共分散行列になんらかのバイアスを引き起こした可能性は否定できない。第 3 に、企業と直接雇用関係のあるパートタイム労働者以外の非正規労働者を分析に取り入れられなかったことが挙げられる。派遣労働者、請負労働者といった外部労働力の人数は近年では無視できないものになっている。以上述べた課題を克服していくことで、より正確な企業の雇用行動についての推定が可能になると考えられる。将来の調査設計も視野にいれた上で、今後取り組んでいくべき課題であろう。

【参考文献】

- Denny, Michael and Melvyn Fuss (1977), "The Use of Approximation Analysis to Test for Separability and the Existence of Consistent Aggregate," *American Economics Review*, Vol. 67, No. 3: pp404-418.
- Diamond, Charles and Tammy Fayed (1998), "Evidence on Substitutability of Adult and Child Labour," *Journal of Development Studies*, Vol. 34, No. 3: pp62-70.
- Griliches, Zvi (1969), "Capital-skill Complementarity," *Review of Economics and Statistics*, Vol. 51, No. 4: pp465-468.
- Hamermesh, Daniel S. (1993), *Labor Demand*: Princeton University Press.
- Juhn, Chinhui and Dae Il Kim (1999), "The Effects of Rising Female Labor Supply on Male Wage," *Journal of Labor Economics*, Vol. 17, No. 1: pp23-48.
- Mocan, H. Naci (1997), "Cost Functions, Efficiency, and Quality in Day Care Centers," *Journal of Human Resources*, Vol. 32, No. 4: pp861-891.
- 石川経夫・出島敬久 (1994) 「労働市場の二重構造」 『日本の所得と富の分配』, 東京大学出版会: pp169-209.
- 石原真三子 (2003) 「パートタイム雇用の拡大はフルタイムの雇用を減らしているのか」, 『日本労働研究雑誌』, No. 518: pp4-16.
- 岡村和明 (2004) 「パートタイム労働者の増加がフルタイム労働者の賃金プロファイルに与える影響」, 『日本労働研究雑誌』, No. 532: pp87-97.
- 木村琢磨 (2004) 「製造業務請負業の活用実態に関する調査 - 結果概要」, 『生産現場における外部人材の活用と人材ビジネス (1)』, 東京大学社会科学研究所人材ビジネス研究寄付研究部門研究シリーズ, No. 1: pp165-201.
- 経済産業省大臣官房総務課企画室 (2005) 『「日本人のライフスタイルに関する調査研究会」報告書資料集』.
- 玄田有史 (2004) 『ジョブクリエイション』, 日本経済新聞社.
- 佐藤厚 (2002) 「典型の非典型による代替化は進んでいるのか」 『日本労働研究雑誌』, No. 501: pp49-51.
- 駿河輝和 (1991) 「日本の製造業における生産労働者, 非生産労働者, 資本間の代替関係について」, 『日本経済研究』, No. 21: pp48-57.
- 原 ひろみ (2003) 「正規労働と非正規労働の代替・補完関係の計測 - パート・アルバイトを取り上げて」, 『日本労働研究雑誌』, No. 518: pp17-30.
- 本田一成 (1999) 「小売業・飲食店におけるパートタイマーの基幹労働力化」, 『調査季報』, 第48号: pp20-43.
- 三谷直紀 (2001) 「高齢者雇用政策と労働需要」, 猪木武徳・大竹文雄編 『雇用政策の経済分析』, 東京大学出版会: pp339-388.
- 宮本大・中田喜文 (2002) 「正規従業員の雇用と非正規労働の増加: 1990年代の大型小売業を対象に」, 玄田有史・中田喜文編 『リストラと転職のメカニズム』, 東洋経済新報社: pp81-102.
- 脇坂明 (1995) 「パートタイマーの類型化 (II)」, 『岡山大学経済学会雑誌』, 第27巻, 3号: pp545-573.
- 労働政策研究・研修機構 (2005) 『「リストラ」と雇用調整』, 資料シリーズ No. 2.

【注】

- ¹ 例えば、Griliches(1969)等が挙げられる。
- ² 本稿の推定結果から論じることができる代替・補完関係とは、「q-代替」・「q-補完」のことである。
- ³ 玄田 (2004)を参照のこと。
- ⁴ 実際には、平成 8 年から平成 14 年調査を用いている。しかし、各年とも「前年度末現在」で調査されている。よって、本稿では調査対象年度をもって、その年の生産活動とみなすこととした。
- ⁵ 佐藤 (2002)でサーベイされている。
- ⁶ Griliches(1969)等数多くの研究がなされており、Hamermesh(1993, Chapter 3) 、駿河(1991, 49-50ページ)で詳細なサーベイがされている。また、90年代後半以降の研究としては、Mocan(1997)、Diamond and Fayed(1998)、Juhn and Kim(1999)、三谷(2001)等がある。
- ⁷ 但し、原 (2003) では正社員とパート・アルバイトを分析対象としているため、常用フルと常用パートを対象としている本稿との単純な比較はできない。なぜならば、後述するが、常用フルにはフルタイムの呼称パートなどが含まれるからである。
- ⁸ 代替の弾力性と補完の弾力性のその他の相違点として、前者は生産量一定を仮定しているが、後者はそれを仮定していないことが挙げられる。
- ⁹ この推定式の導出は、三谷(2001, 385-387ページ)に拠るところが大きい。資本に関するデータを使用すると推定値に問題が生じることがある(Griliches(1969)等)。しかし、(9)式のように変形すると、資本に関するデータの使用を最小限に抑えることができるという利点がある。
- ¹⁰ Hamermesh(1993, 40-42 ページ)を参照のこと。
- ¹¹ (9)式からは、 C_{i3} 、 C_{33} を計算するために必要な α_3 、 γ_{i3} 、 γ_{33} を直接推定することはできない。しかし、(9)式の推定結果を $\sum_i^3 S_i = 1$ と(6)式、(7)式、(8)式に代入することで、これらを導出することができる。
- ¹² 常時従業者とは、有給役員、常時雇用者（正社員、準社員、アルバイト等の呼称に関わらず1ヶ月を超える雇用契約者及び当該年度末の前2ヶ月においてそれぞれ18日以上雇用した者）のことをいう。
- ¹³ パートタイム従業者とは、正社員、準社員、アルバイト等の呼称にかかわらず、常時従業者のうち一般の社員より1日の所定労働時間または1週間の労働日数が短い者をいう。
- ¹⁴ 2000年および2001年（平成13年および14年の調査）については、男女別の人数が調査されていないため、女性のパート労働者の賃金を使用した。フルタイム労働者については、男性の賃金を使用した。
- ¹⁵ 具体的には、
(常用フルの男性の数 + 常用フルの女性の数 × 常用フルの女性の賃金比率 + 常用パートの男性の数 × 常用パートの男性の賃金比率 + 常用パートの女性の数 × 常用パートの女性の賃金比率) × 常用フルの男性の賃金 = 企業の給与総額
から、各企業の常用フルの男性の賃金を算出した。
- ¹⁶ 1995年から2001年にかけての男性一般労働者の都道府県別・産業別・企業規模別の平均賃金額の最低額が300万円台で、最高額が900万円台だったので、300万円未満と1000万円より大きいサンプルを除外することにした。除外されたサンプルは、約7500件で、全サンプルの約6.4%である。
- ¹⁷ 分離可能性の検証の詳細については原 (2003) を参照のこと。
- ¹⁸ その他のグルーピングのデータの分離可能性の検証結果については、経済産業省大臣官房総務課企画室 (2005)にまとめられている。
- ¹⁹ JAMの調査では、加盟している製造業の組合で請負労働者を受けて入れている会社・事業所は、回答企業の77.8%にのぼる(木村 (2004))。

²⁰ 1997年については統計的に有意な結果が得られなかった。

²¹ 宮本・中田 (2002) でも同様の指摘がなされている。

²² 2001年において、29歳以下の若年非典型労働者のうち、週あたり所定労働時間が35時間を超えるものが6割を超えることが明らかにされている(原 (2005))。

²³ 1997年以降の雇用調整において、解雇、希望退職の実施といった、従業員数を直接減らす形での雇用調整(いわゆる”リストラ“)が、積極的に用いられた(労働政策研究・研修機構 (2005))。

²⁴ 岡村 (2004) でも同様のことを示唆する結果を報告している。

²⁵ 石川・出島 (1994, p203) では、大企業がトレーナビリティの高い労働者を採用することができることが示唆されている。