

非正規労働者の増大に関する要因分解

大橋 勇雄

(一橋大学名誉教授)

本論文では、日本での非正規労働者比率の上昇幅を、労働力の性別、年齢別、産業別の構成変化による構成効果と企業の雇用政策の変化による構造効果とに分解している。従来の多くの研究は、非正規比率を上昇させたと思われる特定の要因、たとえば需要変動の不確実性や情報伝達技術の進展などの影響を統計的に確認しようとしている。しかし、これらの研究からは非正規比率の上昇幅のうちどれだけがどの要因によるものかがはっきりしない。分析の対象は第二次と第三次産業における役員を除く雇用者で、対象期間は2002年から2012年にかけてである。この間の非正規雇用者比率の上昇は、第一次産業を除いた場合で0.057である。データは、公表されている『就業構造基本調査』(総務省)の集計データを利用した。要因分解の方法としてSolow流とOaxaca・Blinder流の分解があるが、本論では両者の違いを明示した上で、分解作業を行った。結果は両者ともに似ており、非正規雇用者の上昇率のうち、労働力の構成変化の効果は両者ともに36%程度、企業の政策変化の効果は、OB分解が46.3%、Solow分解が43.0%を説明している。さらに、本論では、Solow流の分解のもとに他の要素の効果をコントロールすることによって、各要素について個別に構成変化と係数変化の効果を算出している。この作業によって性と年齢、産業構造の各変化の間で、その役割にどのような差異があったかを検討できる。

目次

- I はしがき
- II 推 計
- III 二つの手法による分解
- IV 個別効果の算出
- V まとめ

I はしがき

近年、非正規労働者の増大が研究者のみならず、マスコミや国会などでよく討議の対象になる。その視点は、賃金格差の拡大や若年者雇用の不安定化、労働市場の二極化、女性労働力の活用、柔軟な労働力の確保などと様々である。にもかかわらず、実際の非正規労働者の増大幅を分解

し、どの要因がどれほど貢献したかを計量的に把握しようとした研究は少ない。筆者は寡聞にして浅野・伊藤・川口(2011)による作業を知るのみである¹⁾。この研究については後に詳しく紹介することにして、まずは一般によく指摘される要因に注目してみよう。

2013年7月14日付の日本経済新聞は、“非正規社員比率38.29%、男女ともに過去最高に”と題して、『就業構造基本調査』(総務省2012)の調査報告から役員を除く雇用者のうちで非正規社員として働く人が増えていることを伝えている²⁾。記事ではその要因について、企業の海外進出により産業構造が製造業からパート比率の高い小売やサービス業に転換していること、家計を補おうとパートで働く女性が増えた可能性があること、高

齢化に伴い福祉分野やサービス産業などで女性の働く機会が増え、非正規比率が拡大したことなどを指摘している。この議論の背景には、非正規比率の高い層のウエイトが増大すれば、それが全体の非正規比率を上昇させるという発想がある。

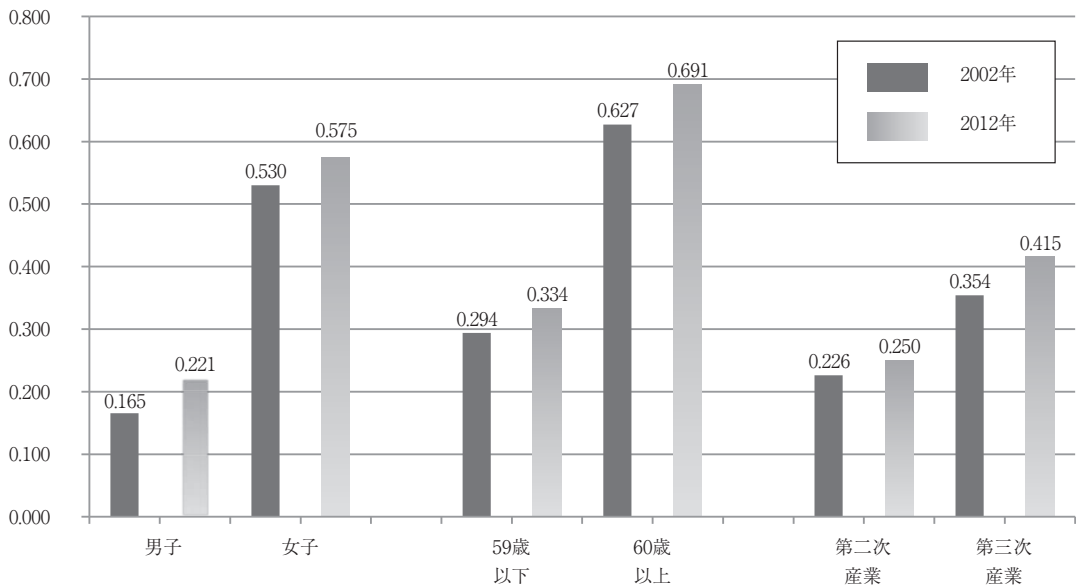
図1は、本論で分析の出発点となる2002年と2012年を対象に役員を除く雇用者について性別、年齢別、産業別に非正規雇用比率を比較したものである。たとえば、2002年について言えば、男女の差が最も大きく、0.365、次いで60歳以上の高齢者層とそれ以下の年齢層との差が0.333、第二次と第三次産業との差が0.128となっている。これだけの差があれば、当然のことながら、女性や高齢層、第三次産業で働く人々の比率の動向が注目されよう。

図2は各層別に2002年から2012年までの動きを見たものである。いずれも非正規比率の高い方の層が比率を上昇させている。この間の上昇幅を見ると、役員を除く雇用者のうち60歳以上の高齢層が0.054、女性比率が0.028、第三次産業比率が0.018だけ上昇している。これらの数値からも労働力の構成比の変化が非正規比率の上昇に何ら

かの影響を与えていることを類推できる。こうした手法は直感的にわかり易いものであるが、これだけでは各要因が非正規化の進展にどれほど影響したかを計量的に把握することは難しい。

労働力構成の変化に加えて、非正規化を促進するもう一つの大きな要因がある。それは、図1の2002年と2012年との比較から明らかのように、企業の雇用政策の変化が労働者全般の非正規化を進め、属性が同一のグループ内においても非正規労働者を増大させていることである。これについて、平成23年『パートタイム労働者総合実態調査：事業所調査』（厚生労働省）は、正社員とパートの両方を雇用する事業所を対象に複数回答のもとにパートを雇用する理由を尋ねている。それによれば、事業所割合の高い順に「人件費が割安なため」48.6%、「仕事内容が簡単なため」36.5%、「1日の忙しい時間帯に対応するため」35.4%、「人を集めやすいため」23.4%、「経験・知識・技能のある人を採用したいため」21.2%、「一定期間の繁忙に対応するため」19.1%、「定年退職者の再雇用のため」17.6%、「仕事量が減ったときに雇用調整が容易なため」16.0%、「家庭の事情

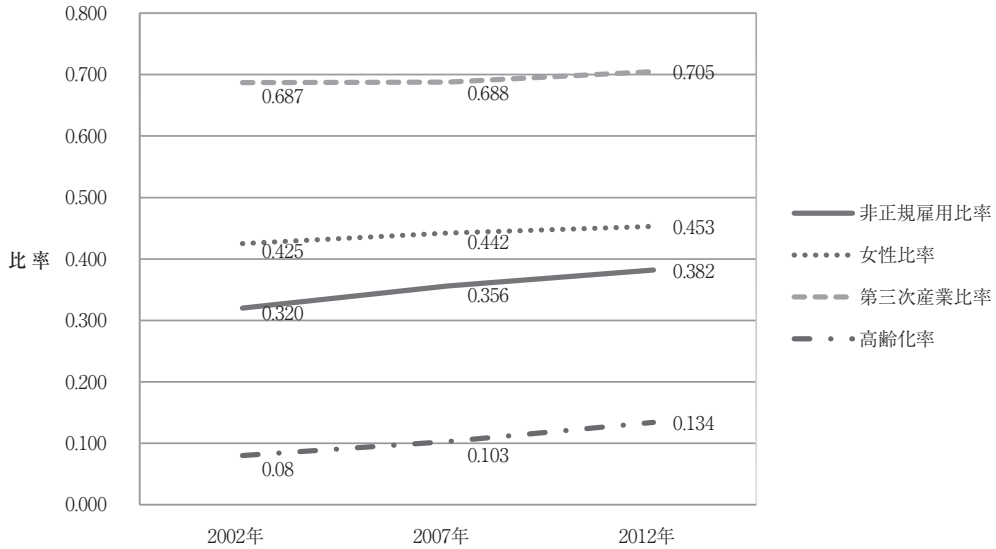
図1 性・年齢・産業別非正規雇用者の比率（2002年と2012年）



資料：『就業構造基本調査』総務省

注：第三次産業は、農業、林業、漁業、鉱業など、及び第二次産業（建設業、製造業）を除いた産業。

図2 主要指標の時系列



資料：『就業構造基本調査』総務省

等により中途退職した正社員の再雇用のため」10.5%、「学卒等一般の正社員の採用、確保が困難なため」9.0%、「IT化・サービス情報化の進展によって、業務内容が変化したため」1.5%、「その他」1.5%、そして無回答が3.4%となっている。

実務家へのアンケートに利用された上の理由は、直截的である。背後にはより深い要因が考えられ、多くの研究者がより立ち入った分析をしている。たとえば、Houseman and Osawa (1995) や Ono and Sullivan (2006)、浅野他 (2011) は、直面する需要変動の不確実性が増大し、企業にとって迅速で安価な雇用調整の必要性が増してきたことを、Kato and Kambayashi (2009) などは、日本の伝統的な雇用慣行が減退してきたことを、池永 (2009) や砂田・樋口・阿部 (2004)、浅野他 (2011) は、IT化によって情報通信技術が進展し、スキルが低くとも業務の遂行が可能になってきたことを指摘している³⁾。

先に紹介した浅野他 (2011) は、1986年から2008年の『労働力調査』(総務省)の個票を利用して非正規労働者が近年なぜ増大したかを計量的に把握しようとした試みである。正規労働者と非正規労働者の賃金格差や企業の売上高の不確実性、情報通信技術の導入などの要因をも含めて、

幅広い観点から問題に取り組んでいる。中でも重要なテーマの一つが労働力構成の変化と同質的なグループ内での非正規比率の上昇が全体の非正規雇用者比率をどれほど上昇させたかを把握することである。

本論文の目的は、次の四つである。第一に、公表されている2002年と2007年、2012年の『就業構造基本調査』(総務省)の集計データを利用して非正規比率の上昇要因を分解する、すなわち、こういった要因がどれだけ上昇幅に貢献したかを数量的に把握することである。先に紹介した多くの研究は、非正規比率を上昇させたと思われる特定の要因、たとえば需要変動の不確実性や情報伝達技術の進展などに焦点を当て、その影響を統計的に確認しようとしたものである。しかし、これらの研究から非正規比率の上昇幅のうちどれだけがどの要因によるものかは、はっきりしない。本論ではまず要因を労働力の構成変化と構造変化⁴⁾に分解し、日本の労働市場を対象に各要因の効果を相対的に評価する。

第二に、これまでのところ、比率変化の要因分解の方法は基本的に二つある。一つは、Solow (1957)によって先鞭をつけられた微分による分解であり、時系列変動の要因分解に主として利用

される。もう一つは、Oaxaca (1973) と Blinder (1973) によって開発された OB 分解であり、主に異なったグループの平均賃金などの格差要因を分析するものである。Fortin, Lemieux and Firpo (2011) によれば、OB 分解は時系列変動の分解にも利用できるとされる。したがって、ここでは二つの異なった方法によって要因分解した上で、分析方法や結果にどのような差異があるのかを検討する。

第三に、本論文での説明変数は性や年齢、産業別の各グループを表すダミー変数であることから、OB 分解のもとでの細部分割 (Detailed Decomposition)⁵⁾ によってグループごとに労働力構成の変化と係数変化の効果を推計できる。したがって、どのグループの構成変化と係数変化が非正規労働者比率に大きな影響を与えたかが分かる。しかし残念ながら、性や年齢、産業といった要素ごとに独立した形で構成変化と係数変化の影響を算出できない。そこで、本論では、Solow 流の分解のもとに他の要素の効果をコントロールすることによって⁶⁾、各要素について個別に構成変化と係数変化の効果を算出する。この作業によって性と年齢、産業構造の各変化の間で、その役割にどのような差異があったかを検討できる。

第四に、日本で非正規比率の増加要因を分解した浅野他 (2011) の推計によれば⁷⁾、性や年齢、学歴の労働力人口構成、及び産業構造の変化によって非正規労働者割合の増加を説明できるのは全体の四分の一程度にすぎないとされる。これはマスコミなどで直感的に言われていることとは大きく異なる。本論文では分析結果をもとにその原因を探る。

本論の構成は次のようである。II では、データと変数に関して説明した上で、加重最小二乗法によりロジスティック回帰を試みる。次いで、III、IV、V では、回帰分析の結果をもとに、性と年齢、産業別の労働力構成と企業の雇用政策の変化がどのように非正規雇用者比率を上昇させたかを、各々異なった方法により分析する。具体的には、III では、Solow 流と OB 流の二つの分解を、IV では、性、年齢、産業別の要素ごとに係数変化の構造効果と労働力構成の変化の効果を分析する。

V は、分析結果のまとめである。

II 推 計

1 データと変数

本論では『就業構造基本調査』(総務省)を利用するが、雇用形態別に性別・年齢別・産業別(大分類)のデータを分析に適した形で整備できるのは、2002年と2007年、2012年である。また2007年11月の産業分類の第12回改訂では分類がより細かになり、2012年の調査にはそれが反映されている。それを念頭に産業を次のように括り、整理した。

- ① 第一次産業については雇用形態別に性・年齢・産業別のデータが提示されていないので分析の対象から外し、データとしては性・年齢別に「建設業」「製造業」「電気・ガス・熱供給・水道業」「情報通信業」「運輸業」「卸売・小売業」「金融・保険業」「不動産業」「飲食店、宿泊業」「医療、福祉」「教育、学習支援業」「複合サービス事業」「サービス(他に分類されないもの)」「公務」の14の産業を対象に分析した。尚、「分類不能の産業」は分析から除いた。
- ② 2012年には「学術・研究・専門・技術サービス業」及び「生活関連サービス業・娯楽業」などが別途分類されているが、これらは他の年では「サービス業(他に分類されないもの)」に分類されているので、上記二つの産業を2012年についても「サービス業(他に分類されないもの)」に分類した。また物品賃貸業が2007年の改訂により、サービス業より不動産業に組み替えられたが、性別・年齢別の詳細が不明なため、調整が不可能であった。
- ③ 上の結果、サンプル・サイズ = 2(性) × 5(年齢) × 14(産業) = 140となったが、70歳以上層で非正規雇用者数が空白になっている産業が若干数存在するためには年によってはサンプル・サイズが異なる。
- ④ 回帰式の推計段階では14産業のデータを利用するが、その後の労働力構成の変化などの効果分析で分析が煩雑になるのを避けるために、産業をさらに6つにグルーピングした。

具体的には、「建設業」と「製造業」を括り、second産業とし、「電気・ガス・熱供給・水道業」と「情報通信業」「複合サービス事業」(郵便局、協同組合)、「公務」は、広い意味での公共サービスの供給事業としてまとめ、public_s産業、「金融・保険業」と「不動産業」はasset産業、また近年、急速に雇用者を増大させている「医療、福祉」と「教育、学習支援業」は、recent_up産業として括った。さらに、「運輸業」と「卸売・小売業」と「飲食店、宿泊業」の伝統的なサービス業をtraditional_s産業、「サービス業(他に分類されないもの)」をother_sと定義した。以下では、second産業をベースとするため、推計で利用する産業のダミー変数は5つである。

⑤ 年齢層については、15歳から74歳まで5歳刻みで、また75歳以上となっているが、15-24歳層、25-34歳層、35-59歳層、60-69歳層、70歳以上層に括り、5つの年齢層とした。以下では、35-59歳層をベースとするために、推計に利用するダミー変数は4つである。

以上の議論を踏まえて、説明変数となるダミー変数を次のように定義しよう。ただし、 i は性を、 j は年齢層を、 k は産業を表す。

$$\begin{aligned}
 &D_i^F(\text{女性ダミー}) \\
 &\quad \text{female} : D_i^F = 1 \text{ if } i = 1, \quad D_i^F = 0 \text{ if } i = 0. \\
 &D_j^A(\text{年齢層ダミー}) \\
 &\quad \text{age15-24} : D_1^A = 1 \text{ if } j = 1, \quad D_1^A = 0 \text{ if } j = 0, 2, 3, 4 \\
 &\quad \text{age25-34} : D_2^A = 1 \text{ if } j = 2, \quad D_2^A = 0 \text{ if } j = 0, 1, 3, 4 \\
 &\quad \text{age60-69} : D_3^A = 1 \text{ if } j = 3, \quad D_3^A = 0 \text{ if } j = 0, 1, 2, 4 \\
 &\quad \text{age70-} : D_4^A = 1 \text{ if } j = 4, \quad D_4^A = 0 \text{ if } j = 0, 1, 2, 3 \\
 &D_k^I(\text{産業別ダミー}) \\
 &\quad \text{asset} : D_1^I = 1 \text{ if } k = 1, \quad D_1^I = 0 \text{ if } k = 0, 2, 3, 4, 5 \\
 &\quad \text{public_s} : D_2^I = 1 \text{ if } k = 2, \quad D_2^I = 0 \text{ if } k = 0, 1, 3, 4, 5 \\
 &\quad \text{recent_up} : D_3^I = 1 \text{ if } k = 3, \quad D_3^I = 0 \text{ if } k = 0, 1, 2, 4, 5 \\
 &\quad \text{traditional_s} : D_4^I = 1 \text{ if } k = 4, \quad D_4^I = 0 \text{ if } k = 0, 1, 2, 3, 5 \\
 &\quad \text{other_s} : D_5^I = 1 \text{ if } k = 5, \quad D_5^I = 0 \text{ if } k = 0, 1, 2, 3, 4.
 \end{aligned}$$

第一次産業を分析対象から外したために、本論文で扱う「会社などの役員を除く雇用者」と「非正規の職員・従業員」の数、非正規雇用比率、さらには2002年からの非正規雇用比率の増加分は

表1のようである。特に、以下では2002年から2012年にかけて非正規雇用比率がなぜ5.7%も上昇したかが注目される。

表1 雇用者数の変化(第一次産業を除く)

	2002年	2007年	2012年
全雇用者数	49,538,100	50,595,200	50,777,100
非正規雇用者数	15,648,100	17,507,100	18,932,400
非正規雇用比率	0.3159	0.3460	0.3729
比率増加: 対2002年	0	0.0301	0.0570

注: 1) 役員を除く雇用者を対象とする。
 2) 第一次産業の雇用者を除く。
 3) 他に分類されない産業の雇用者を除く。
 資料: 『就業構造基本調査』(総務省)

2 推計作業

推計式として次のようなロジスティック関数を想定する。ここでは性と年齢の交差項がモデルの説明力を高めるために利用されていることに留意されたい。

$$(1) \log \frac{P_n}{1-P_n} = Z_n + \varepsilon_n \\
 Z_n = c + fD_1^F + \sum_{j=1}^4 a_j D_j^A + \sum_{j=1}^4 m_j D_1^F D_j^A + \sum_{k=1}^5 s_k D_k^I$$

ここで P_n は非正規雇用者の比率を、 ε_n は平均値ゼロの攪乱項を表す。さらに各セルの標本数が大きいために各セルの攪乱項 ε_n は近似的に正規分布にしたがい、その分散は $1/N_n \hat{P}_n (1 - \hat{P}_n)$ となる⁸⁾。ここで、 N_n はセル n の標本数、 \hat{P}_n は標本の実際の非正規雇用者比率である。こうして、攪乱項の分散は不均一となっていることから、漸近的な有効推定量は分散の平方根の逆数で加重した最小二乗法によってえられる。

こうした準備のもとに、推計結果が表2に示されている。ここでのレファランス・グループは、男性で35-59歳層、second産業(建設・製造業)で雇用されている者である。2002年のデータを対象に推計した推計式1によれば、産業のダミー変数のうち、assetとpublic_s、recent_upを除く他のダミー変数が1%の水準で統計的に有意である。この推計式1に対して推計式2は、女性ダミーと年齢層ダミーの交差項を説明変数として

表2 ロジスティック回帰分析の結果

被説明変数	log(P/1-P)		log(P/1-P)		log(P/1-P)		log(P/1-P)		有意確率
	対象年	推計式	対象年	推計式	対象年	推計式	対象年	推計式	
	2002年	推計式1	2002年	推計式2	2012年	推計式3	2002年+2012年	推計式4	
	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差	
定数	-1.969	0.146 ***	-2.634	0.125 ***	-2.551	0.115 ***	0.123	0.170	0.469
female	1.767	0.127 ***	2.746	0.136 ***	2.560	0.119 ***	-0.186	0.186	0.304
age15-24	0.574	0.174 ***	1.979	0.187 ***	1.898	0.204 ***	-0.081	0.277	0.770
age25-34	-0.415	0.145 ***	0.292	0.175 *	0.607	0.156 ***	0.315	0.214	0.179
age60-69	1.628	0.207 ***	2.716	0.194 ***	2.646	0.161 ***	-0.070	0.252	0.784
age70-	1.469	0.490 ***	3.024	0.449 ***	3.129	0.366 ***	0.105	0.579	0.856
female*15-24			-2.375	0.247 ***	-2.274	0.274 ***	0.101	0.369	0.785
female*25-34			-0.999	0.216 ***	-1.262	0.200 ***	-0.263	0.294	0.372
female*60-69			-2.185	0.306 ***	-1.883	0.245 ***	0.302	0.391	0.441
female*70-			-3.237	0.715 ***	-2.946	0.533 ***	0.291	0.890	0.744
asset	-0.253	0.308	-0.312	0.219	-0.169	0.204	0.143	0.217	0.633
public_s	-0.167	0.256	-0.205	0.182	-0.256	0.177	-0.051	0.254	0.840
recent_up	-0.303	0.187	-0.382	0.133 ***	-0.072	0.119	0.310	0.178 *	0.083
traditional_s	0.791	0.157 ***	0.764	0.111 ***	0.910	0.110 ***	0.146	0.156	0.352
other_s	0.505	0.188 ***	0.486	0.134 ***	0.694	0.128 ***	0.207	0.170	0.270
自由度調整済み 決定係数	0.683		0.840		0.855		0.848		
サンプル・サイズ	137		137		136		273		

注：1) 全ての推計は加重最小二乗法による。データは、表1と同様。
 2) 推計式4には、2012年ダミーと説明変数との交差項の推計結果のみが表記されている。
 3) ***と*はそれぞれ1%と10%で統計的に有意であることを示す。
 4) 産業別ダミーの定義は、些か複雑なので、ここで整理しておこう。
 asset：「金融・保険業」「不動産業」
 public_s：「電気・ガス・熱供給・水道業」「情報通信業」「複合サービス事業」「公務」
 recent_up：「医療、福祉」「教育、学習支援業」
 traditional_s：「運輸業」「卸売・小売業」「飲食店、宿泊業」
 other_s：「サービス業（他に分類されないもの）」

加えている。これは女性の場合、結婚や出産ともなって労働市場から一時退出し、その後、労働市場に再参加し、非正規雇用者として働くことが多いことを考慮したものである。それによって、医療や介護、学習支援業を表す recent_up ダミーも1%水準で有意になった。こうして以下では推計式2の形を分析の対象とする。

次いで、

$$(2) \bar{Z}_{ijk} = \bar{c} + \bar{f}D_i^F + \bar{a}_jD_j^A + \bar{m}_jD_i^F D_j^A + \bar{s}_kD_k^I$$

と定義する。ここで、上付きのバーは推計値を表す。またi, j, kの値は、リファラングループの場合、ゼロである。参考までに、 \bar{Z}_{ijk} の例を

示せば以下のようなものである。

$$\text{例：} \bar{Z}_{000} = \bar{c}, \bar{Z}_{123} = \bar{c} + \bar{f} + \bar{a}_2 + \bar{m}_2 + \bar{s}_3,$$

$$\bar{Z}_{045} = \bar{c} + \bar{a}_4 + \bar{s}_5, \bar{Z}_{143} = \bar{c} + \bar{f} + \bar{m}_4 + \bar{s}_3$$

産業が大きく6つに括られたことから、各セルは合計で60個(2×5×6)のグループに分類され、各グループijkの推定確率は、次式によって表現される。

$$(3) \bar{P}_{ijk} = \frac{1}{1 + e^{\bar{Z}_{ijk}}}$$

各グループの雇用者数 E_{ijk} の全体の雇用者総数

TEに対する比率を、 $\theta_{ijk}(=E_{ijk}/TE)$ とすると、 $\sum_{i=0}^1 \sum_{j=0}^4 \sum_{k=0}^5 \theta_{ijk} = 1$ が成立し、全体の非正規雇用者の推定確率は次式のようになる。

$$(4) \quad \bar{P} = \sum_{i=0}^1 \sum_{j=0}^4 \sum_{k=0}^5 \theta_{ijk} \bar{P}_{ijk}$$

推計式2の結果のもとで、 \bar{Z}_{ijk} 、さらには \bar{P}_{ijk} を各グループについて推定し、それを各グループが全体に占める割合 θ_{ijk} でウエイト付けて(4)式を算出した結果、2002年の推計確率として0.3195がえられた。実際の非正規雇用者比率は、0.3159であるから、若干高く推計されたことになる。また適合度の一つの指標として、各グループの非正規雇用者比率の現実値と推計値との相関係数に注目すると、0.878となっている。2012年については、実際の非正規比率が0.3729であるのに対して、推計確率は0.3664となっているから低く推計されている。適合度の指標として相関係数は0.889である。

III 二つの手法による分解

最初に、Oaxaca (1973) とBlinder (1973) によって開発されたOB分解を試みる。彼らは、異なったグループAとBの平均賃金の格差を二つの効果に分解する。一つは、二つのグループの間に差別がなく、Aグループの賃金構造がBグループにも適用されたとした場合に生じる格差を教育水準や職業などの労働力構成の差によるものとする効果である。もう一つは、賃金決定の仕組みそのものが二つのグループで違うことから生じる構造効果である。後者の構造効果はOB分解では差別と解釈される。ここで行うのは時系列変動の分解であるから、係数変化によって生じる構造効果を企業の雇用政策の変化によるものとする⁹⁾。

まず(4)式をベースに2002年のデータを対象に推計した推計係数から算出された \bar{P}_{ijk}^{2002} に対して2012年のウエイト θ_{ijk}^{2012} を使って、全体の非正規雇用者の推定確率を算出すると、 $\bar{P}' \equiv \sum_{i=0}^1 \sum_{j=0}^4 \sum_{k=0}^5 \theta_{ijk}^{2012} \bar{P}_{ijk}^{2002} (=0.3400)$ となる。これ

は、2002年の政策構造が、2012年にも成立しているとした場合の推定確率である。これを次の(5)式のように、2012年と2002年の推計確率の差、すなわち0.3664と0.3195との差を表す式において、引いて足し、整理する。

$$(5) \quad \begin{aligned} \bar{P}^{2012} - \bar{P}^{2002} &= \bar{P}^{2012} - \bar{P}' + \bar{P}' - \bar{P}^{2002} \\ &= \sum_{i=0}^1 \sum_{j=0}^4 \sum_{k=0}^5 \theta_{ijk}^{2012} (\bar{P}_{ijk}^{2012} - \bar{P}_{ijk}^{2002}) \\ &\quad + \sum_{i=0}^1 \sum_{j=0}^4 \sum_{k=0}^5 (\theta_{ijk}^{2012} - \theta_{ijk}^{2002}) \bar{P}_{ijk}^{2002} \\ &= 0.0264 + 0.0205 \end{aligned}$$

2012年と2002年の推定確率の差0.0469のうち、右辺の第一項が政策構造効果で0.0264、第二項が構成効果で0.0205と算出され、少し政策構造効果が大きいことが分かる。

こうしてOB分解がなされたが、本稿の枠組みの中では次の2点に留意する必要がある。第一に、(5)式から明らかのように、OB分解によって説明されるのは、2002年と2012年の推定非正規比率の差0.0469であり、現実の差0.0570の82.3%である。Fortin, Lemieux and Firpo (2011) によれば、これは推計関数が非線形であることによる。推計関数が線形であれば、単純最小二乗法による推計式は正規方程式によって平均値を通るから、平均値の格差はすべて分解され、説明される。

第二に、ここでの政策効果は2002年の政策構造が2012年にも成立していたとすれば、2012年に実現したであろう推定比率と実際の2012年の推定比率との差に基づいて算出されている。この種の仮想は二つのグループの平均賃金の格差を測る場合には説得的であるが、時系列的な変動の分解には違和感がある。というのは、推定比率の算出のために2012年の労働力構成がウエイトとして利用されるが、そこには2002年から2012年までのウエイトの変化の効果も含まれているからである。すなわち、Fortin, Lemieux and Firpo (2011) が指摘するように、ここでは指数問題に留意する必要がある¹⁰⁾。この意味については次節で議論しよう。

Solow (1957) は、時系列変動の分解を推計式の微分によって試みている。ここでも(4)式を

\bar{P}_{ijk} と θ_{ijk} により全微分して次式をうる¹¹⁾。

$$(6) \quad d\bar{P} = \sum_{i=0}^1 \sum_{j=0}^4 \sum_{k=0}^5 \theta_{ijk} d\bar{P}_{ijk} \\ + \sum_{i=0}^1 \sum_{j=0}^4 \sum_{k=0}^5 \bar{P}_{ijk} d\theta_{ijk}$$

この式に実際のデータを挿入した場合には、次式のようになる。

$$(6)' \quad \bar{P}^{2012} - \bar{P}^{2002} \approx \sum_{i=0}^1 \sum_{j=0}^4 \sum_{k=0}^5 \theta_{ijk}^{2002} (\bar{P}_{ijk}^{2012} - \bar{P}_{ijk}^{2002}) \\ + \sum_{i=0}^1 \sum_{j=0}^4 \sum_{k=0}^5 (\theta_{ijk}^{2012} - \theta_{ijk}^{2002}) \bar{P}_{ijk}^{2002} \\ = 0.0245 + 0.0205$$

OB分解を定義した(5)式とこの(6)'式を比較すると、第二項の構成効果は同じであるが、第一項の構造効果についてウエイトが(6)'式では θ_{ijk}^{2002} となっていることである。そのため、(6)'式は等号では成立しない。反面、ウエイトはラスパイレズ型になっており、2002年に固定されていることから、両年間の構成変化の効果からは独立している。データから構造効果を実際に算出すると、0.0245となり、OB分解による構造効果0.0264に僅か0.0019だけ小さくなる。ただし、構成効果の0.0205よりは依然として大きい。

浅野他(2011)は、労働力構成の変化の効果が全体で四分の一程度の説明力しか持たないとするが、本分析の二つの手法はともに0.0205の上昇、すなわち全体の上昇分0.0570のうち36.0%を説明する。この原因を探るには各効果をより詳細にみとめる必要がある。

IV 個別効果の算出

これまでの方法では企業政策と労働力構成の変化とが非正規労働者比率をどれほど上昇させたかを分析できたが、その詳細は分からない。具体的には、企業政策や労働力構成の変化が性や年齢、産業の各要素ごと個別にどのような影響をもったかが分からない。この節ではこうした効果を算出しよう。

Oaxaca(1973)等は、詳細分解をする際に説明変数の標本平均値を挿入するが、ここでの説明

変数は各グループを表すダミー変数であることから、細部分割(Detailed Decomposition)¹²⁾によって合計で60のグループごとに推計比率の上昇に貢献した政策効果と構成効果がえられる。ちなみに、政策効果が大きいグループは、順に医療や教育などのrecent_up産業で働く女性の35-59歳層(0.0040)、次いで運輸や卸小売りなどの伝統的なサービス業の男子25-34歳層(0.0028)、さらにその35-59歳層(0.0023)となっている。また構成効果の大きいグループとして、recent_up産業で働く35-59歳層の女性(0.0103)、伝統的サービス業の60-69歳層の女性(0.0065)、同じくそこでの男性(0.0043)を指摘できる。

男性と女性別に政策効果と構成効果をも算出できる。結果は、政策効果は男性が0.0154、女性が0.0110、構成効果は男性が0.0026、女性が0.0179となっており、政策効果は男性が、構成効果は女性が大きいことが分かる。ただ、ここで留意したいのは、これらの数値の合計が0.0469、つまり2002年と2012年の推計確率の差となっていることである。すなわち、そこには高齢化や産業構造の変化の効果も含まれており、男女比率の変化のみによる個別効果を抽出できていない。以下では、ある要素の個別効果を他の要素による効果をコントロールすることによって抽出しよう。

1 企業政策の個別効果

企業の雇用政策の変化は、本論文の枠組みでは各種ダミー変数のパラメーターや定数項の変化に反映されると考えることができよう。以下では、Solow流の微分による方法のもとに2002年と2012年の10年間に推計係数がどのように変化し、それが非正規雇用者の比率をどれだけ上昇させたかを検討しよう。

表2の推計式3は、2012年のデータを利用してロジット・モデルを加重最小二乗法により推計した結果であるが、assetとpublic_s、recent_upの三つの産業を除き、他の変数は1%水準で統計的に有意である。推計係数の値を2002年と比較すると、全体に少し上昇気味で平均して0.09の上昇であるが、そのうち年齢25-34歳層と医療・介護・教育分野の係数変化はプラス0.31を上回

り、際立っている。

係数の変化の統計的な有意性をみてみよう。まず2002年と2012年のデータをプールし、2012年ダミーとすべての説明変数、さらにすべての説明変数と2012年ダミーの交差項に対して被説明変数を加重最小二乗法により回帰する。こうして2002年と2012年の推計係数の差が交差項の推計値によって得られる。それらは表2の推計式4に掲載されているが、両年を単独で推計して得た係数値の差、つまり推計式2と推計式3の係数値の差と、定数項を除き、一致している。定数項について推計式3と2との差は、0.083であるのに対して、推計式4での値は0.123を示している。原因は、加重最小二乗法によるウェイト付けにある。もし単純最小二乗法により、推計式3と4を推計すれば、定数項も両年の係数差に一致する。以下では定数項の変化分を両年の係数差である0.083とする。

推計式4において10%水準で統計的に有意な差を示すのは、医療・介護・教育を表すダミー変数のみである。この層では非正規比率が大きく増大している。また有意確率が0.2未満となっているダミー変数には25-34歳層、さらに他に分類されないサービス業の有意確率が0.270と比較的大きくなっている。こうした結果は、全般的に係数の変化が大きくないことを示している。

どの層の係数変化が全体の非正規雇用者比率を大きく上昇させたかをみるためには、係数変化の限界効果を算出する必要がある。その際、雇用者の性別、年齢別、産業別構成は2002年の状態のままであると想定する。分析にあたって留意すべきことは、次の二点である。一つは、確率を決めるのは \bar{Z}_{ijk} の値であるから、係数変化によってそれがどのように変化したか、すなわち、 $d\bar{Z}_{ijk}$ の値が重要になる。もう一つは、性と年齢の交差ダミーが説明変数に利用されていることから、雇用者層を性と年齢の組み合わせ別に区分し、各層について係数変化をまとめる必要がある。

例として女性 ($i=1$) で25-34歳層 ($j=2$) に着目し、ある産業 k において係数変化がどのようにこの層の推定非正規労働者比率を上昇させ

たかを算出しよう。(3)式より、

$$(3)' \quad \bar{P}_{12k} = \frac{1}{1 + e^{\bar{Z}_{12k}}}$$

とすると、 $\bar{Z}_{12k} = \bar{c} + \bar{f} + \bar{a}_2 + \bar{m}_2 + \bar{s}_k$ であるから、当該層の係数変化は、 $d\bar{Z}_{12k} = d\bar{c} + d\bar{f} + d\bar{a}_2 + d\bar{m}_2$ となる。ここで、 \bar{s}_k は、固定されていることに留意したい。これは、産業の係数を固定したままで、性・年齢に関する係数変化の効果のみを算出するための便法¹³⁾である。こうして、 $d\bar{Z}_{12k} = d\bar{c} + d\bar{f} + d\bar{a}_2 + d\bar{m}_2 = 0.083 - 0.186 + 0.315 - 0.263 = -0.051$ となる。同様にして、その他の性別・年齢別の係数変化の合計を算出したものが表3にまとめられている。

表3 性・年齢別の係数変化の合計 (dZ)

	男性 dZ	女性 dZ
age15-24	0.002	-0.020
age25-34	0.398	-0.051
age35-59	0.083	-0.103
age60-69	0.013	0.129
age70-	0.188	0.293

$\bar{s}_k (k=0, 1, 2, 3, 4, 5)$ が固定されていることから、表3は、産業に関係なく成立している。

次いで、(3)'式を \bar{Z}_{12k} で微分することにより、産業 k における女性で25-34歳層に関する係数変化の効果を次式のように算出できる。

$$(7) \quad d\bar{P}_{12k} = \left[\sum_{k=0}^5 \bar{P}_{12k} (1 - \bar{P}_{12k}) \theta_{12k} \right] d\bar{Z}_{12k} \\ = 0.0243 \times -0.051 = -0.0012$$

ここで、推計確率 \bar{P}_{12k} と θ_{12k} の算出には初期値としての2002年の推計係数が利用されている。同様にして、他の性・年齢層の限界効果も算出できる。結果は表4にまとめられている。

表4から性・年齢に関する係数変化は非正規の推定確率を全体で0.0025ほど上昇させている。これは0.0570の4.4%にすぎないが、表4を仔細にみると興味深い。というのは、男性で25-34歳

表4 性別・年齢別の係数変化の推計確率への効果

	男性 dP	女性 dP	合計
age15-24	0.0000	-0.0003	-0.0003
age25-34	0.0061	-0.0012	0.0049
age35-59	0.0019	-0.0054	-0.0035
age60-69	0.0001	0.0007	0.0008
age70-	0.0003	0.0003	0.0006
合計	0.0084	-0.0059	0.0025

層の若者の非正規化政策が大きな役割を果たしている一方で、女性では60歳以上の高齢層を除いて係数変化の限界効果がマイナスになっているからである。特に女性に関して中村(1990)や脇坂(1998)から始まる一連のパートタイム研究によって明らかにされたように、女子パートタイマーの職場での基幹化、さらに本田(1993)や武石(2008)、佐野(2011)等によって検討された非正規社員に対する人事管理上の施策、特に正社員への登用策が幾分進展したものと思われる¹⁴⁾。

産業別の限界効果も上と同様の形で算出できる。たとえば、second産業を例とすると、先に述べたように、定数の変化分は $d\bar{Z}_{ij0} = 0.0830$ である。その他の産業については該当の推計係数の変化分をそれに加える。次いで、(4)式を \bar{Z}_{ij0} で全微分して次式をうる。

$$(8) \quad d\bar{P}_{ij0} = \left[\sum_{i=0}^1 \sum_{j=0}^4 \bar{P}_{ij0} (1 - \bar{P}_{ij0}) \theta_{ij0} \right] d\bar{Z}_{ij0}$$

2002年のデータから実際に計算すると、0.0034をうる。他の産業についても同様に計算できる。結果は、次の表5の通りである。

表5 産業別の係数変化と推計確率への効果

	dZ	dP
second	0.0830	0.0034
asset	0.2260	0.0015
public_s	0.0320	0.0004
recent_up	0.3930	0.0104
traditional_s	0.2290	0.0124
other_s	0.2900	0.0065
合計		0.0346

表5から産業に関する係数変化は合計で0.0346だけ非正規雇用者の推計比率を上昇させる。ここではどの産業においても総じて推計比率が上昇しているが、特に「運輸業」や「卸売・小売業」、「飲食店、宿泊業」の伝統的なサービス業と、近年雇用者数の増大が著しい「医療、福祉」と「教育、学習支援業」における推計比率の上昇が目立つ。

こうして企業の雇用政策の効果を把握するための方法は、性別・年齢別の係数変化の効果0.0025と産業の効果0.0346とを合計して0.0371(比率で65.1%)もの推定確率の上昇を説明する。Ⅲ節で算出されたSolow流の分解での政策効果は0.0245(比率で43.0%)にすぎなかったから、ここでの方法は企業政策の効果を大きく上回って推計していることになる。

同じ微分による近似を利用したにもかかわらず、なぜこうした結果になったのだろうか。理由は二つあるように思われる。第一に、本節での方法は、推計式4から明らかのように、多くの推計された係数変化が通常の有意水準で有意ではなく、自由度調整済み決定係数が0.051と極めて低い上に、プラスの変化を示す係数が多かったことである。第二に、限界効果の算出において各グループの推計確率の積が利用されているが、そこには誤差が含まれ、さらにそれが推計された係数変化に乘じられることによって誤差が増幅されたことにあると思われる。これに対してSolow流の分解では両年の推計確率の差のみが利用される。

政策の個別効果の算出にはこうした欠陥があるが、メリットもある。それはどの層の係数変化が相対的に大きく非正規雇用者の推定確率を上昇させたかを知ることができるからである。特に、性別・年齢の係数変化の効果が僅かであるのに対して産業の係数変化は推定確率を大きく上昇させている。これは多くの産業において企業が性別や年齢とは関係なく、非正規雇用者を全般に増大させていることを表現するものである。

2 構成変化の個別効果

ここでは女性の労働力化や高齢化、サービス産業の進展がどのように非正規労働者を増大させ

たかを分析するが、単純に推計比率(4)式を各グループの構成比 θ_{ijk} で微分しただけでは各要因の独立した効果を抽出できない。そのためには、他の要因の効果を固定するための何らかの工夫が必要である。それは後に説明することにして、まず2002年から2007年、さらに2012年にかけての、各層の雇用者が占める構成比の動きをみてみよう。表6から労働力の女性化、高齢化、サービス化の進展が読み取れよう。尚、以下でも2002年から2012年にかけての変化を分析の対象とする。理由は、表6からも窺い知れるように、2007年までの5年間では期間が短く、構成比変化の効果が見えにくいからである。

女性の労働市場参加の効果

女性の労働市場参加の進展が女性の雇用比率の上昇(男性の雇用比率の低下)を通して非正規雇用比率を増大させた効果を算出しよう。方法は、2002年の女性と男性の各々について非正規雇用者になる推定確率を算出し、そのもとで2002年から2012年にかけての性別の構成比率の変化が全体の非正規雇用比率の上昇にどのように貢献したかをみようとするものである。尚、年の表記は文脈から容易に理解できるように省略する。

まず女性と男性について各雇用者数の合計を以下のように計算する。

$$\text{女性の全雇用者数} : TE_{i=1} = \left(\sum_{j=0}^4 \sum_{k=0}^5 \theta_{1jk} \right) TE$$

$$\text{男性の全雇用者数} : TE_{i=0} = \left(\sum_{j=0}^4 \sum_{k=0}^5 \theta_{0jk} \right) TE$$

したがって、次の関係が成立する。

女性のうち年齢層 j と産業 k で雇用される者の比率： $\theta_{1jk}TE/TE_{i=1} = \theta_{1jk} / \sum_{j=0}^4 \sum_{k=0}^5 \theta_{1jk}$

男性のうち年齢層 j と産業 k で雇用される者の比率： $\theta_{0jk}TE/TE_{i=0} = \theta_{0jk} / \sum_{j=0}^4 \sum_{k=0}^5 \theta_{0jk}$

さらに、 j と k のグループで雇用される女性と男性の非正規の推定確率はそれぞれ \bar{P}_{1jk} と \bar{P}_{0jk} であるから、女性と男性の非正規推計確率は、それぞれ以下ようになる。

$$(9) \quad \bar{P}_{i=1} = \sum_{j=0}^4 \sum_{k=0}^5 \bar{P}_{1jk} (\theta_{1jk} / \sum_{j=0}^4 \sum_{k=0}^5 \theta_{1jk})$$

$$(10) \quad \bar{P}_{i=0} = \sum_{j=0}^4 \sum_{k=0}^5 \bar{P}_{0jk} (\theta_{0jk} / \sum_{j=0}^4 \sum_{k=0}^5 \theta_{0jk})$$

こうして男女の雇用者構成を明示した形での経済全体の非正規推計確率が次式によって表現される。

表6 各層の雇用者比率とその変化

	雇用者比率	雇用者比率	雇用者比率	比率の変化分	比率の変化分
	2002年	2007年	2012年	2002 → 2007年	2002 → 2012年
female	0.424	0.438	0.451	0.014	0.027
male	0.576	0.562	0.549	-0.014	-0.027
age15-24	0.124	0.108	0.092	-0.016	-0.032
age25-34	0.264	0.243	0.215	-0.022	-0.049
age35-59	0.533	0.551	0.563	0.018	0.030
age60-69	0.068	0.085	0.111	0.017	0.043
age70-	0.010	0.013	0.018	0.003	0.009
second	0.295	0.276	0.257	-0.020	-0.038
asset	0.043	0.043	0.046	-0.001	0.003
public_s	0.099	0.101	0.093	0.002	-0.006
recent_up	0.141	0.162	0.185	0.021	0.044
traditional_s	0.296	0.291	0.288	-0.005	-0.008
other_s	0.125	0.128	0.130	0.003	0.005

注：1) 数値は、各変数に対する雇用者数及び雇用者比率を示す。
2) データは表1に同じ。

$$(11) \quad \bar{P} = \bar{P}_{i=1} \frac{TE_{i=1}}{TE} + \bar{P}_{i=0} \frac{TE_{i=0}}{TE}$$

女性と男性の雇用者比率の変化は、 $d(\frac{TE_{i=0}}{TE}) + d(\frac{TE_{i=1}}{TE}) = 0$ を満たすことを念頭に上式を微分すると、次式をうる。

$$(12) \quad d\bar{P} = \bar{P}_{i=0}d(\frac{TE_{i=0}}{TE}) + \bar{P}_{i=1}d(\frac{TE_{i=1}}{TE}) \\ = (\bar{P}_{i=1} - \bar{P}_{i=0})d(\frac{TE_{i=1}}{TE})$$

ここで、 $\bar{P}_{i=0}$ と $\bar{P}_{i=1}$ が一定とされていることに留意したい。この背後には、男女の雇用比率が変動しているにもかかわらず、(7)と(8)式から明らかかなように、右辺の括弧の中が一定、すなわち各性について年齢層jと産業kで雇用される者の比率が2002年の状態に固定されているという想定がなされている。この仮定は、男女比の変化のみの効果を年齢構成と産業構造の変化とは独立に算出するために必要である。

2002年のデータから(7)と(8)式を算出すると、 $\bar{P}_{i=1} = 0.5233$ と $\bar{P}_{i=0} = 0.1695$ となる。また表3から2012年までの女性比率の増大率(男子比率の減少率)は、 $d(\frac{TE_{i=1}}{TE}) = 0.0270$ であるから、女性(男性)の労働市場参加の増大(減少)が非正規雇用者比率を上昇させた効果は、

$$d\bar{P} = (0.5233 - 0.1695) \times 0.0270 = 0.0095$$

となる。すなわち、2002年から2012年にかけて経済全体で5.7%もの非正規比率が増大したのに対して、女性の労働市場参加の進展がもたらした効果は1%弱であり、全体の16.7%(=0.0095/0.0570)ほどを説明するものである。マスコミなどで指摘されるほどに影響は大きくない。この点は、浅野他(2011)においても確認されている。参考までに2002年から2007年の5年間についても女性効果を計算すると、表3から女性の雇用比率の増加分が0.014であるから、効果は0.0049とさらに小さくなる。

高齢化などの年齢構成の変化が与えた影響

上と同様にして、各年齢層jの雇用者数は以下のように計算される。

$$j \text{ 年齢層の全雇用者数} : TE_{j=j} = (\sum_{i=0}^1 \sum_{k=0}^5 \theta_{ijk}) TE$$

女性比率の効果の分析と同様に、j年齢層のうち、iとkのグループで就業する者の比率は、 $\theta_{ijk} / \sum_{i=0}^1 \sum_{k=0}^5 \theta_{ijk}$ となる。したがって、以下が成立する。

j年齢層の非正規推計確率：

$$\bar{P}_{j=j} = \sum_{i=0}^1 \sum_{k=0}^5 \bar{P}_{ijk} (\theta_{ijk} / \sum_{i=0}^1 \sum_{k=0}^5 \theta_{ijk})$$

こうして年齢構成の変化による効果は、次式のようになる¹⁵⁾。

$$d\bar{P} = \bar{P}_{j=0}d(\frac{TE_{j=0}}{TE}) + \bar{P}_{j=1}d(\frac{TE_{j=1}}{TE}) + \bar{P}_{j=2}d(\frac{TE_{j=2}}{TE}) \\ + \bar{P}_{j=3}d(\frac{TE_{j=3}}{TE}) + \bar{P}_{j=4}d(\frac{TE_{j=4}}{TE})$$

2002年の性別の推計確率と2002年から2012年にかけての雇用比率の変化から、上式は具体的に次の表7のように算出できる。ここでも上と同様に、年齢別の雇用者数が増減しているにもかかわらず、各年齢層について非正規の推計確率は固定され、さらに性と産業間の雇用者の構成比は一定であるという仮定が置かれている。

表7 年齢層別の非正規雇用比率増加への構成効果

年齢層	2002年	2012-2002	dP
	推計確率	構成比の変化	
age15-19	0.4617	-0.0318	-0.0147
age25-34	0.2267	-0.0495	-0.0112
age35-59	0.2883	0.0300	0.0087
age60-69	0.6226	0.0428	0.0266
age70-	0.6025	0.0085	0.0051
計			0.0145

上の表7から、60歳台を中心とした高齢化などの年齢構成の変化が合計で1.45%もの非正規比率を上昇させたことが分かる。これは全体の上昇である5.70%の25.5%にあたる。特に、表7

は高齢層、とりわけ60-69歳層の影響が大きいことを示している。

産業構造の変化の効果

性や年齢の構成効果と同様にして、各産業の雇用者比率の変化が全体の推計確率の変化にどのように影響したかを表8のように算出できる。

表8 産業別の非正規雇用比率増加への構成効果

産業	2012-2002		dP
	2002年 推計確率	構成比の変化	
second	0.233	-0.0383	-0.0089
asset	0.254	0.0029	0.0007
public_s	0.175	-0.0060	-0.0011
recent_up	0.304	0.0444	0.0135
traditional_s	0.440	-0.0085	-0.0037
other_s	0.394	0.0055	0.0022
計			0.0027

表8から、 $dP = 0.0027$ となる。これは、全体で5.7%の上昇のうち、僅か0.27%（比率にして4.7%）を説明するのみで、産業構造のシフトの効果が、極めて小さいことを示している。その要因は、表8より recent_up 産業（医療や介護分野）での雇用者数の増大、さらにはそのウエイトの上昇が非正規労働者の割合の上昇をもたらしたが、非正規雇用者の比率が最も高い伝統的なサービス業や全体で比較的大きなウエイトを占めていた第二次産業の雇用者比率が低下したことにある。

これまでの推計作業から、非正規比率の上昇を女性の労働市場参加の進展が16.7%、高齢化などの年齢構成の変化が25.5%、経済のサービス化が4.7%を説明することになり、全体の46.9%が説明された。OB流分解やSolow流分解では構成効果が36.0%であったから、政策効果と同様に、ここでも大きく推計されている。その原因は各要因の効果を独立に抽出するための特殊な前提にあると思われるが、各要因の貢献を把握できたことの意義は大きい。たとえば、浅野他（2011）の推計によれば、労働力人口構成及び産業構造の変化が非正規労働者割合の増加を説明できるのは全体

の四分の一程度であるとされる。性や産業の労働力構成の変化が非正規化に与える効果が小さいことは本論文と大きな差異はないが、年齢構成の変化の効果については差が出ている。その最大の原因は、分析の対象となった期間の違いにあると思われる。彼らの分析は、1986年から2008年の長期にわたるが、本論文の表6から明らかのように、2007年から2012年にかけて団塊の世代が60歳代の前半層に入り、労働力の高齢化がこの間に急速に進んだ。ちなみに、2007年の60歳代の雇用比率が0.085であったものが、2012年には0.111となり、5年間で2.6%も上昇している。60歳代には非正規労働者が多いことを考慮すれば、こうした高齢化の動向が両者の差異を生み出したものと思われる。

V まとめ

本論では、非正規労働者の比率が上昇した要因を、企業の雇用政策の変化による構成効果と労働力の構成変化による構成効果とに分けて分析した。分析の対象は第二次と第三次産業における役員を除く雇用者で、対象期間は2002年から2012年にかけてである。この間の非正規雇用者比率の上昇は、第一次産業を除いた場合で0.0570である。データは、公表されている『就業構造基本調査』（総務省）の集計データを利用した。要因分解の結果は次の表9にまとめられている。

表9からOaxaca-Blinder流とSolow流の分解では企業の雇用政策の変化による効果に若干の差異はみられるが、ほぼ同じような結果を示している。具体的には、非正規雇用者の上昇率のうち、労働力の構成変化の効果は両者ともに36%程度、企業の政策変化の効果は、OB分解が46.3%、Solow分解が43.0%を説明している。こうして労働力構成の変化より企業の雇用政策の変化の方が近年の非正規労働者比率の増大により大きく貢献していることがわかる。

OB分解によって性別、年齢別、産業別の計60のグループごとに詳細分解が可能である。それによれば、政策効果が大きいグループは、順に医療や教育などのrecent_up産業で働く女性の35-59

表9 結果のまとめ

分解方法	政策構造の効果		労働力構成の効果			合計
	性・年齢	産業	女性	年齢	産業	
Oaxaca-Blinder 流	0.0264 [46.3 %]		0.0205 [36.0 %]			0.0469 [82.3 %]
Solow 流	0.0245 [43.0 %]		0.0205 [36.0 %]			0.0450 [78.9 %]
個別分解	0.0025 [4.4 %]	0.0346 [60.7 %]	0.0095 [16.7 %]	0.0145 [25.5 %]	0.0027 [4.7 %]	0.0638 [111.9 %]

注：[] 内の % 数値は、実際の非正規雇用比率の上昇幅である 0.0570 に対するものである。

歳層 (0.0040), 次いで運輸や卸小売りなどの伝統的なサービス業の男子 25-34 歳層 (0.0028), さらにその 35-59 歳層 (0.0023) となっている。また構成効果の大きいグループとして, recent_up 産業で働く 35-59 歳層の女性 (0.0103), 伝統的サービス業の 60-69 歳層の女性 (0.0065), 同じくそこでの男性 (0.0043) を指摘できる。

多くの読者は, 性や年齢, 産業といった要素別にその構造変化と構成変化とがどれほど非正規比率の上昇に影響したかにも興味があるであろう。そこで本論では Solow 流の分解をベースに他の要素の効果をコントロールすることによって, 個別の要素について構成変化と係数変化の効果を算出した。結果は以下の通りである。

まず企業の雇用政策について, 女性の非正規労働者の基幹化が幾分か進展したことにより, 性・年齢の係数変化の効果は大きくないが, 産業の係数変化の効果は大きい。各産業で企業は性・年齢にはかかわりなく全般的に雇用者の非正規化を進めた様子が窺える。とりわけ, 表9から近年急速に雇用者を増大させている「医療, 福祉」と「教育, 学習支援業」や伝統的なサービス業である「運輸業」「卸売・小売業」と「飲食店, 宿泊業」などで非正規化が進展している。次に, 労働力構成の変化の効果については, 高齢化の効果が最も大きく, 全体の 25.5% を占め, 二番目に女性の市場進出の効果が大きい。サービス経済化の効果は 4.7% と大きくない。ただし, 個別分解による効果の合計は, 0.0638 となり, 実際の非正規雇用者比率の合計である 0.0570 を上回るから, ここでの結果は, 各要素の相対的な効果と考えるべきであろう。

*本稿は人的資源研究会(中央大学 MBA)にて報告した論文を取りまとめたものである。中島豊教授及び参加者の方々から, また本誌レフリーからも貴重なコメントをいただいた。記して感謝します。

- 以下では, この文献を浅野他(2011)として言及する。
- 以下では非正規雇用者というとき, 『就業構造基本調査』(総務省)における呼称上の非正規雇用者, すなわち役員と正規雇用者を除く雇用者を意味するが, 契約上の雇用期間や労働時間によっても非正規雇用者を定義できる。神林(2010)は, これらの異なった非正規労働者の間に賃金や労働時間, 研修などに大きな差があることを示しているが, 最近の非正規労働者の増加はとりわけ呼称上の非正規労働者の増加によってもたらされたとしている。
- これらの研究については, すでに浅野他(2011)によって詳細にまとめられているので, ここでの紹介は日本に関するものに留める。
- ここで構造変化は実際には推計された係数の変化として把握される。したがって, 以下では係数変化とも呼ぶ。
- OB 流の分解に関する細部分割については, Fortin, Lemieux and Firpo (2011) を参照。
- 後に詳しく説明するが, たとえば性と年齢に関する係数に変化が生じたとしても産業の係数には変化が生じないという仮定を置く。これは経済学でよく使われる“他の事情にして等しければ”という仮定に類似したものである。
- 彼らの定式化によれば, そこでは OB 分解が利用されていると思われる。
- たとえば, 浅野・中村(2000)参照。
- I 節のはしがきで述べたように, 労働力構成の変化以外に, 需要変動の不確実性や雇用慣行の変化, 情報技術の進展など, 非正規労働者を増大させた要因は様々である。それらの多くは環境の変化に対応して企業が雇用政策を変化させた結果とみることができよう。そこで本論文では係数の変化による構造効果を企業政策の変化による効果とみなすことにする。
- Fortin, Lemieux and Firpo (2011) は OB 分解が時系列変動にも適用できるとするが, 実際にそれを適用した文献は紹介されていない。尚, 本文とは逆に 2002 年の政策構造が 2012 年のそれと同じであったとすれば, 2002 年に実現したであろう推定比率と実際の 2002 年の推定比率との差に基づいて構造効果を算出した場合, 今度は構成効果に時間的な違和感が生じる。
- Solow (1957) が GDP の成長を要因分解する際に微分に利用した変数は資本と労働であり, 係数では微分していない。そのために係数変化による構造効果と推計誤差との合計(残差)が合わせて説明されない効果(生産性の上昇)と解

- 積された。ここでは係数が時系列データそのものから推計され、期間の係数変化を算出できないことに留意したい。
- 12) OB 流の分解手法の枠組みにおける細部分割については、Fortin, Lemieux and Firpo (2011) を参照。
 - 13) これは経済学でよく利用される“他の事情について等しければ”という仮定に類似している。
 - 14) この分野の研究について詳細な紹介が佐野 (2011) によってなされている。
 - 15) 各年齢構成の変化率の合計が0にならなければならないが、それは比率の上昇幅を計算する段階で処理されている。

参考文献

浅野哲・中村二郎 (2000) 『計量経済学』有斐閣。
 浅野博勝・伊藤高弘・川口大司 (2011) 「非正規労働者はなぜ増えたか」RIETI ディスカッション・ペーパー・シリーズ, 11-J-051, 独立行政法人経済産業研究所。
 池永肇恵 (2009) 「労働市場の二極化——IT の導入と業務内容の変化について」『日本労働研究雑誌』No.584 (Feb.-Mar.), pp. 73-90。
 神林龍 (2010) 「常用・非正規労働者の諸相」Global COE Hi-Stat Discussion Paper Series 120, 一橋大学経済研究所。
 佐野嘉秀 (2011) 「正社員登用の仕組みと非正規社員の仕事経験——技能形成の機会への効果に着目して」『社会科学研究』62, 第3・4 巻合併号。
 砂田充・樋口美雄・阿部正浩 (2004) 「情報化が正規労働比率に与える影響」RIETI ディスカッション・ペーパー・シリーズ, 04-J-043, 独立行政法人経済産業研究所。
 武石恵美子 (2008) 「非正規社員から正社員への転換制度について」『日本労働研究雑誌』No.573 (April), pp. 50-53。
 中村恵 (1990) 「パートタイム労働」『日本労働研究雑誌』No.364 (Jan.), pp.40-41。

本田一成 (1993) 「パートタイム労働者の基幹労働力化と処遇制度」『研究紀要』第6号, 日本労働研究機構, pp. 1-24。
 脇坂明 (1998) 『職場類型と女性のキャリア形成：増補版』御茶の水書房。
 Blinder, Alan (1973) “Wage Discrimination: Reduced Form and Structural Estimate,” *Journal of Human Resources* 8: pp. 436-455。
 Fortin, Nicole, Thomas Lemieux and Sergio Firpo (2011) “Decomposition Methods in Economics,” in *Handbook of Labor Economics*, Volume 4a, Elsevier B. V.: pp. 1-102。
 Houseman, Susan and Machiko Osawa (1995) “Part-time and Temporary Employment in Japan,” *Monthly Labor Review*, October: pp. 10-18。
 Kato, Takao and Ryo Kambayashi (2009) “The Japanese Employment System after the Bubble Burst: New Evidence” Hamada Koichi, Anil K. Kashyap and David E. Weinstein, eds, *Japan’s Bubble, Deflation, and Long-term Stagnation*, MIT Press。
 Oaxaca, Ronald (1973) “Male-female Wage Differentials in Urban Labor Markets,” *International Economic Review* 14: pp. 693-709。
 Solow, Robert (1957) “Technical Change and the Aggregate Production Function,” *Review of Economics and Statistics* 39: pp. 312-320。

〈投稿受付 2015 年 5 月 14 日, 採択決定 2017 年 4 月 14 日〉

おおし・いさお 一橋大学名誉教授, 中央大学ビジネススクールフェロー。最近の論文に「日本の最低賃金について——欧米の実態と議論を踏まえて」『日本労働研究雑誌』No. 593, Dec. 2009: p. 4-15。労働経済学・人的資源管理論専攻。