

付注3-1 企業における人材育成に関するアンケート調査の概要

1. 調査時期

2006年3月8日～2006年5月8日

2. 調査手法

郵送法

3. 調査対象

標本数 15,020 社、うちあて先不明が 59 社

有効回答数 1,447 社

4. 調査項目

(1) 人材育成について

(2) 雇用について

(3) 回答企業の属性について

(4) その他

付注3-2 仕事と教育に関する調査の概要

1. 調査時期

2006年3月9日～2006年3月31日

2. 調査手法

郵送法

3. 調査対象

あらかじめモニターとして登録されている5,000人
有効回答人数4,059人

4. 調査項目

- (1) 仕事について
- (2) 教育について
- (3) 回答者の属性について
- (4) その他

付注 3-3 非正規雇用の残存確率について

内閣府「仕事と教育に関する調査」を用いて、調査対象者が初めて就いた雇用形態が非正規雇用である者のうち、その雇用形態が終了してから3年以内にそれ以外の雇用形態に離脱した者についてサバイバル分析を行った。

1. 分析手法

サバイバル分析とは、あるイベント（ここでは、非正規雇用者のうち正規雇用へと離脱しないこと）がどの程度の期間継続するかを検証するものである。具体的には、酒井・岩松（2004）を参考とし、内閣府「家計の雇用、所得、教育に関する意識調査」を用いて、non-parametric 推計である Kaplan-Meier 法により生存曲線を得た上で、35歳未満と35歳以上の2群に有意差があるかどうかについて、log-rank test を実施した。

2. 分析結果

サバイバル分析による結果は、男性では1%有意、女性では10%有意で、現在35歳未満と以上の世代において、非正規雇用の離脱確率に違いが出ることが分かった。

男性（データ数：234）

分析期間	35歳未満		35歳以上	
	残存確率	標準偏差	残存確率	標準偏差
1	0.899	0.026	0.823	0.039
2	0.803	0.035	0.658	0.049
3	0.680	0.042	0.522	0.052
4	0.589	0.048	0.415	0.054
5	0.350	0.049	0.348	0.053
6	0.472	0.052	0.292	0.051
7	0.400	0.054	0.263	0.050
8	0.373	0.058	0.186	0.046
Log-rank test Pr>chi=0.0023***				

女性（データ数：292）

分析期間	35歳未満		35歳以上	
	残存確率	標準偏差	残存確率	標準偏差
1	0.899	0.023	0.837	0.033
2	0.809	0.032	0.723	0.041
3	0.708	0.038	0.639	0.047
4	0.689	0.039	0.567	0.048
5	0.676	0.041	0.545	0.050
6	0.641	0.046	0.496	0.050
7	0.593	0.053	0.471	0.051
8	0.544	0.068	0.441	0.052
Log-rank test Pr>chi=0.0908*				

(注) *,***はそれぞれ、10%有意、1%有意であることを示す。

付注 3-4 ジニ係数について

所得が完全に平等に分配されている場合に比べて、どれだけ分配が偏っているかを数値に示したもの。完全平等であればゼロであり、完全不平等（世の中の所得を一人の人が独占し、それ以外の者の所得がゼロ）であれば、ほぼ1となる。このジニ係数は、幾何的には、累積世帯比率と累積所得比率をプロットした「ローレンツ曲線」と対角線で囲まれた三日月形の部分の面積の、対角線を斜辺とする直角二等辺三角形の面積に対する比率として表現される。ローレンツ曲線は所得が平等に分布されているほど対角線に接近し、不平等に分布されるほど下にたわむことになる。中所得層における所得分布の変化に比較的敏感である。

計算式であらわすと、以下のとおり。

$$GC = \frac{1}{2n^2\mu} \sum_{j=1}^n \sum_{i=1}^n |y_i - y_j|$$

（ y_i は第 i 世帯の所得、 μ はその平均、 n は世帯数）

なお、家計資産などのジニ係数を作成するにあたっては、負の値を持つサンプルを含む場合があり、その場合にはジニ係数の最大値は概念的には1を超える可能性がある。

（備考）1. 「人口減少時代の社会保障改革」（小塩隆士、2005）を参考。

付注 3-5 各種統計の調査対象世帯の違いについて

	全国消費実態調査	国民生活基礎調査	所得再分配調査
調査実施主体	総務省	厚生労働省	厚生労働省
調査対象世帯	全国の世帯	全国の世帯	全国の世帯
主な調査除外世帯	<p>【2人以上の世帯】</p> <p>①料理飲食店又は旅館を営む併用住宅の世帯</p> <p>②下宿屋又は賄い付きの同居人のいる世帯</p> <p>③住み込みの雇用者が4人以上いる世帯</p> <p>④外国人世帯</p> <p>【単身世帯】</p> <p>①15歳未満の人</p> <p>②2人以上の一般世帯の①②④に該当する人</p> <p>③雇用者を同居させている人</p> <p>④学生</p> <p>⑤社会施設及び矯正施設の入所者</p> <p>⑥病院及び療養所の入院者</p>	<p>①賄い付きの寮・寄宿舎等に属する単身世帯</p> <p>②単身の住み込みの従業員・家事手伝いで雇い主と生計を別にして世帯</p> <p>*上記は所得票調査における除外世帯を指す</p>	<p>①住込み・寄宿舎等に居住する単身世帯</p> <p>②社会福祉施設に収容されている世帯</p>
調査対象世帯数	2人以上世帯：54,372世帯 単身世帯：5,002世帯 (平成16年調査)	世帯票：55,276世帯 所得票：10,125世帯 (平成14年調査)	10,125世帯 (平成14年調査)

- (備考) 1. 総務省「全国消費実態調査報告」、厚生労働省「国民生活基礎調査」「所得再分配調査報告」により作成。
2. 国民生活基礎調査は平成16年調査が最新の調査であるが、ここでは所得再分配調査との比較をするために同時期の調査を記載している。

付注3-6 各種不平等指数の特徴

1. アトキンソン係数 (A I)

所得格差を容認する度合いを考慮して算出する格差指標。まず、実際に発生している所得分布を前提として、そこからどの程度の社会的厚生（社会全体の幸せ度）が得られるかを計算する。次に、その社会的厚生を再現するためには、どれだけの所得を人々に均等に分配できるかを逆算する。その所得を「均等分配所得」と名づける。そして、実際に計測される平均所得に対して、その均等分配所得がどの程度下回るかを比率で示した値がアトキンソン係数である。所得分布の両極端の動きに比較的敏感に左右される。

数式であらわすと以下のとおり。なお、本分析では $\varepsilon = 0.5$ で算出している。

$$AI = 1 - \frac{1}{\mu} \left(\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n y_i^{1-\varepsilon} \right)^{1/(1-\varepsilon)}, \quad 0 < \varepsilon, \quad \varepsilon \neq 1$$

$$AI = 1 - \frac{1}{\mu} \exp \left(\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \log y_i \right), \quad \varepsilon = 1$$

2. 平均対数偏差 (MLD)

平均所得に対する各人の所得の比の対数値を計算し、その社会全体における平均を求めたもの。この平均対数偏差の値は所得が完全に平等に分布していればゼロになり、不平等度が大きいほど大きくなる。低所得層における所得分布の変化に比較的敏感である。

数式であらわすと以下のとおり。

$$MLD = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \ln \left(\frac{\bar{y}}{y_i} \right)$$

3. タイル指数 (T I)

平均所得の対数と各人の所得の対数との差をとり、各人の所得の比重で加重平均したもの。所得が完全に平等に分布していればゼロになり、不平等度が大きいほど大きくなる。低所得層における所得分布に比較的敏感である。

数式であらわすと以下のとおり。

$$TI = \sum_{i=1}^n \frac{y_i}{n\mu} (\log y_i - \log \mu)$$

(y_i は第 i 世帯の所得、 μ はその平均、 n は世帯数)

(備考) 1. 「人口減少時代の社会保障改革」(小塩隆士、2005)、「社会保障の経済学」(小塩隆士、1998)を参考。

付注 3-7 個票情報の追加的処理方法について

今回、所得再分配調査の個票を用いて分析を行うにあたり、回答に整合性がないサンプルについては分析対象から除いた。具体的な方法は以下のとおり。

- ① 世帯主が職業ありと答えているにもかかわらず、雇用者所得、事業所得、農耕・畜産所得、家内労働所得が全てゼロとなっている世帯
- ② 再分配所得がゼロまたは負となっている世帯

また、不平等指数を作成するにあたっては、各指数が分布の極端に位置する所得の影響を受けやすいため、ボトム・コーディングとトップ・コーディングを行った。具体的には、等価前所得については、等価前所得の平均の1%以下の所得の世帯は、全て等価前所得の1%の所得を得ているとし、等価前所得の中位値の10倍を超える世帯は、全て等価前所得の中位値の10倍の所得を得ているものとした。等価所得については、等価所得の平均の1%以下の所得の世帯は、全て等価所得の1%の所得を得ているとし、等価前所得の中位値の10倍を超える世帯は、全て等価前所得の中位値の10倍の所得を得ているものとした。

なお、当初所得及び再分配所得の算出方法は、厚生労働省「所得再分配調査報告書」に従い計算を行った。

付注 3-8 異時点間の平均対数偏差変化の要因分解

1. 要因分解の方法

所得分布の格差を把握する指数である平均対数偏差（以下、MLDという。）は、母集団の格差を、母集団を何らかのグループ別におけたグループ内の格差とグループ間の格差に要因分解できる性質をもつ。例えば、母集団が全部で m のグループで構成され、第 g 階層の所得平均と平均対数偏差及び全体に占める比率をそれぞれ Y_g, MLD_g, α_g とすると、

$$MLD = \sum_{g=1}^m \alpha_g \cdot MLD_g + \sum_{g=1}^m \alpha_g \cdot \ln(\bar{Y} / Y_g)$$

と表現することができる。

この性質を用いて、Mookherjee and Shorrocks(1982)に基づき MLD の変化について要因分解を行うと、時点 0 から時点 1 にかけての MLD の変化 ΔMLD は、

$$\begin{aligned} \Delta MLD = & \sum_{g=1}^m \bar{\alpha}_g \cdot \Delta MLD_g && \dots \text{第 1 項} \\ & + \sum_{g=1}^m \bar{\alpha}_g \cdot \{\ln(\bar{Y}^{01} / Y_g^1) - \ln(\bar{Y}^0 / Y_g^0)\} && \dots \text{第 2 項} \\ & + \sum_{g=1}^m \overline{MLD}_g \cdot \Delta \alpha_g && \dots \text{第 3 項} \\ & + \sum_{g=1}^m \overline{\ln(\bar{Y} / Y_g)} \cdot \Delta \alpha_g && \dots \text{第 4 項} \\ & + \sum_{g=1}^m \bar{\alpha}_g \cdot \{\ln(\bar{Y}^{01} / Y_g^1) - \ln(\bar{Y}^0 / Y_g^0)\} && \dots \text{第 5 項} \end{aligned}$$

と表される。ここで、母集団を m 年齢階層に区分したとして、 $\bar{Y}^{01} = \sum_{g=1}^m \alpha_g^0 \cdot Y_g^1$ は、年齢構成を時点 0 で固定した上での時点 1 における第 g 年齢階層の平均所得を表し、式中のバーは、それぞれの値の時点 0 及び 1 における平均値を表すものとする。

この式における、

- ① 右辺第 1 項は、同一年齢階層内部の格差変化による全体の所得格差変化の寄与度
(年齢階層内効果)
- ② 右辺第 2 項は、異なる年齢階層間の格差変化による全体の所得格差変化の寄与度
(年齢階層間効果)
- ③ 残り 3 つの項の合計は、0 時点における格差を固定したとして、人口構成が変化する
ことによる全体の所得格差変化の寄与度 (人口動態効果)
を意味している。

2. 要因分解の結果

総務省「全国消費実態調査」(総世帯)の個票を用いて、1.の要因分解を行ったところ、以下の結果を得た。

変化時点	ΔMLD	うち年齢階層内効果	うち年齢階層間効果	うち人口動態効果
1989→2004	0.0116	-0.0195	-0.0042	0.0353
1989→1994	0.0125	-0.0037	0.0038	0.0124
1994→1999	0.0041	-0.0074	-0.0009	0.0125
1999→2004	-0.0050	-0.0077	-0.0067	0.0095

付注