

世代間問題研究プロジェクト研究成果発表会

報告1: 男性ホワイトカラーの賃金カーブ と生涯賃金をめぐって:

ミクロ・データを用いた検証

堀雅博(一橋大学経済研究所、兼内閣府経済社会総合研究所)

2013年4月25日

1. はじめに

- 近年の長期不況・経済成長の下で、日本的雇用(年功賃金、長期雇用)が変化(劣化)している。
- 雇用システムの変化が、人々の生活面に与える影響については、これまであまり分析が進んでいないが、実際は企業部門に与える影響と同じくらい重要。
- 本報告では年功賃金制の劣化が日本の労働者の生涯所得に与える影響を見る。
- 先行研究がこの問題を正面から扱ってはこなかったのは、個人の生涯をカバーする長期パネルデータが存在しなかったから。

1. はじめに (つづき)

- Takayama et al. (2012)は、「ねんきん定期便」から得られる個人の賃金(標準報酬月額)の生涯履歴を利用して、30年以上の長期にわたる精度の高いパネルデータを構築している。
- 長期パネルを用いれば、個人の生涯に亘る賃金プロフィールを描き、さらに、そのプロフィールに基づいて、個人の生涯勤労所得額を算出できる。
- 検証の結果、日本の終身雇用勤労者の賃金プロフィールの勾配は近年徐々に平坦化していることが確認できた。
- また、その結果として、個人の生涯勤労所得額は、近年、約10~30%程度減少している可能性があることが分かった。

2. データ及び分析手法

2.1 ねんきん定期便とデータの構築方法

- 2009年来、日本では「ねんきん定期便」と呼ばれる公的年金情報記録を、被保険者に発送している。
- 標準報酬月額履歴情報を含むねんきん定期便は、個人が自身に関する行政情報にアクセスする機会となっており、自らが生涯に幾ら位稼得するかの確認を可能にする。
- 稲垣(2012)によるこのアイデアを拡張し、30～50代の約6,000人を対象としたデータセットにまとめたものがTakayama et al. (2012)による2011年「ねんきん定期便の加入履歴等及び、くらしと仕事に関するインターネット調査(LOSEF)」である。

2. データと分析手法 (つづき)

2.1ねんきん定期便とデータの構築方法(つづき)

- 我々の関心は年功賃金制の変化にあるので、分析サンプルを男性の厚生年金加入者・転職未経験・正規労働者に限定した。(この措置によりサンプルサイズは780人となった。)
- 表1は、分析標本の特徴を明らかにするため、主たる属性別にサンプル数を記述したもの。表から明らかのように、サンプルは大企業に勤める高学歴のホワイトカラーに偏っている。
- インターネット調査であることで標本の代表性が損なわれている可能性は残るが、抽出データは典型的な給与所得者(修身雇用勤労者)の年功賃金プロファイルの変化を捉えていると考えられる。

2. データと分析手法 (つづき)

2.1ねんきん定期便とデータの構築方法(つづき)

表1. 標本の構造

単位: 観測数

	人数	シェア%		人数	シェア%
標本総数	780	100%			
学歴			職業		
高卒以下	174	22%	ホワイトカラー	604	77%
大卒以上	606	78%	ブルーカラー	167	21%
			不明	9	1%
企業規模(従業員数)			産業		
99人以下	119	15%	製造業	300	38%
100人以上999人以下	204	26%	卸売小売業	79	10%
1000人以上4999人以下	208	27%	金融・保険・不動産	104	13%
5000人以上	249	32%	その他	297	38%

2. データと分析手法 (つづき)

2.2 賃金プロフィールの推定(メディアン回帰による)

- 次の手順で個人属性別の賃金プロフィールを推定した。

1. 個人*i*の実質標準報酬月額について、入職以降*n*年目 ($n=2, 3, \dots, 35$) の額と、入職年度の額の比率(賃金勾配)を計算する

2. 以下の定式化に基づいて、各年毎にメディアン(中位数)回帰を行う

$$\frac{MSR_{n^{th},i}}{MSR_{1st,i}} = \beta_{n,0} + \sum_{j1=EducationCategory} \beta_{n,1,j1} DEdu(j1)_i + \sum_{j2=FirmSizeCategory} \beta_{n,2,j2} DFsize(j2)_i + \sum_{j3=IndustryCategory} \beta_{n,3,j3} DFind(j3)_i + \sum_{j4=JobCategory} \beta_{n,4,j4} DJob(j4)_i + \sum_{j5=FirstJobYear} \beta_{n,5,j5} DFJYear(j5)_i + u_{n,i},$$

ここで $MSR_{n,I}$ は個人*i*の*n*年目の標準報酬月額である。 $DEdu(j1)_i$, $DFsize(j2)_i$, $DFind(j3)_i$, $DJob(j4)_i$, $DFJYear(j5)_i$ は、それぞれ学歴、勤めている企業の規模および産業、職種、入職年のダミー変数である。

2. データと分析手法 (つづき)

2.2 賃金プロファイルの推定(メディアン回帰による)

3. 回帰式に基づく予測値を、各属性グループに対応する(入職年から n 年目へ向けた)賃金勾配の推定値とする。

- 各種の属性が賃金勾配に与える効果が、時代によって異なる可能性を考慮し、サンプルを三つの時代に分割した。

- (I) 入職年が1973～1984年の世代
- (II) 入職年が1985～1996年の世代
- (III) 入職年が1997～2008年の世代

→ 表2には、(I)～(III)各世代(コホート)における賃金勾配の観測値数と基本統計量を示している。

2. データと分析手法 (つづき)

2.2 賃金プロファイルの推定(メディアン回帰による)(つづき)

表2. 入職年以降の賃金勾配に関する基本統計と標本数

入職後年数	全サンプル 性, 正規, 2号被保険者、転職な			コホート(I) (1973-1984入職世代)			コホート(II) (1985-1996入職世代)			コホート(III) (1997-2008入職世代)		
	平均	標準偏差	標本数	平均	標準偏差	標本数	平均	標準偏差	標本数	平均	標準偏差	標本数
1年	1.000	0.000	780	1.000	0.000	208	1.000	0.000	332	1.000	0.000	230
3年	1.247	0.257	770	1.302	0.264	208	1.254	0.275	327	1.185	0.210	225
5年	1.415	0.340	748	1.540	0.359	204	1.386	0.324	317	1.326	0.307	218
10年	1.902	0.600	647	2.166	0.628	199	1.813	0.553	302	1.668	0.485	137
15年	2.401	0.808	504	2.737	0.787	196	2.178	0.725	279	1.786	0.624	20
20年	2.911	0.968	361	3.196	0.878	188	2.490	0.849	164			
25年	3.436	1.084	226	3.494	0.977	178	2.769	1.069	39			
30年	3.826	1.198	136	3.696	1.103	127						

注釈 ここでの「賃金勾配」は、入職n年目の標準報酬月額の入職1年目の標準報酬月額に対する比率として定義している。

2. データと分析手法 (つづき)

2.3 生涯勤労所得の計算

- 属性ごとの賃金プロファイルから、生涯賃金(対初任給比率)の現在価値を、以下の式で計算することができる。

$$LW(J) = \sum_{n=1}^{35} \frac{WS(n, J)}{(1 + \rho)^{n-1}} MSR_{1st, J} = \sum_{n=1}^{35} \frac{MSR_{n^{th}, j}}{(1 + \rho)^{n-1}}$$

$WS(n, J)$ は属性 J を持つ個人の n 年目の賃金勾配である。35年間にわたる賃金の割引現在価値を生涯賃金 $LW(J)$ をとして求め、それを生涯勤労所得額の代理変数としている

※割引率 ρ は0%もしくは5%を仮定した

2. データと分析手法 (つづき)

2.3 生涯勤労所得の計算(つづき)

- 表2から分かるように、より若い世代((II)(III)世代)については35年分全ての賃金勾配は計算できない。
- 賃金勾配の推定にはある程度以上の標本規模が必要であることも踏まえ、推定モデルに基づく各世代に係る賃金勾配の計算は、(II)世代では入職後20年目まで、(III)世代では10年目迄に限定することとした。
- モデルに基づく値の最終年以降、35年目までの期間については、以下の2つのシナリオでモデルの予測値を補った。
 - i) 最終年の予測値がそのまま35年目まで継続
 - ii) 21～35年目は(II)(III)とも賃金勾配は(I)と同率にて推移
11～20年目の(III)の勾配は(II)のそれと同率にて推移

3. 実証分析の結果

3.1 回帰結果

- 表3には我々が入職後2～35年目について行ったメディアン回帰の内、5・10・20・30年目といった節目の年の推定結果を掲載している。
- 表の1行目はベースライン属性(男性、大卒、ホワイトカラー、製造業、大企業、入職年が1975年・1990年・2000年のいずれか)を有する個人について推定された賃金勾配である。
- 推定結果は、年功による賃金上昇を示唆する形になっているが、時代が進むに従い、その増加ペースが鈍化している。

3. 実証分析の結果(つづき)

3.1 回帰結果(つづき)

表3. 賃金プロファイルに関するメディアン回帰の結果

被説明変数	(男性の2号被保険者の正規職員、かつ転職をしていないサンプル)									
	コホート(I) (1973-1984年入職)				コホート(II) (1985-1996年入職)			コホート(III) (1997-2008年入職)		
	5年目	10年目	20年目	30年目	5年目	10年目	20年目	5年目	10年目	
n年目の賃金の入職年賃金に対する比率										
製造大企業における大卒ホワイトカラーの賃金勾配	1.571 (0.116)	2.181 (0.219)	3.443 (0.287)	4.357 (0.634)	1.542 (0.057)	2.098 (0.150)	2.666 (0.181)	1.449 (0.073)	1.851 (0.211)	
推定係数										
教育水準効果(ベースは大卒)										
高卒以下ダミー	-0.087 (0.070)	-0.199 (0.141)	-0.285 (0.174)	-0.270 (0.669)	-0.047 (0.040)	-0.014 (0.110)	0.234 (0.167)	-0.012 (0.075)	-0.067 (0.211)	
企業規模ダミー(ベースは5000人以上)										
99人以下	-0.160 (0.104)	-0.444 ** (0.205)	-0.718 ** (0.291)	-1.188 * (0.476)	-0.184 *** (0.054)	-0.489 *** (0.151)	-0.956 *** (0.237)	-0.338 *** (0.071)	-0.545 ** (0.210)	
100人以上999人以下	-0.247 *** (0.073)	-0.444 *** (0.144)	-0.649 *** (0.183)	-0.433 (0.402)	-0.143 *** (0.045)	-0.300 ** (0.122)	-0.470 *** (0.171)	-0.205 *** (0.061)	-0.431 ** (0.201)	
1000人以上4999人以下	-0.087 (0.067)	-0.213 (0.129)	-0.168 (0.162)	-0.494 (0.587)	-0.089 ** (0.044)	-0.327 *** (0.119)	-0.225 (0.171)	-0.133 ** (0.061)	-0.172 (0.182)	
産業ダミー(ベースは製造業)										
卸売・小売業	-0.195 ** (0.094)	-0.296 (0.192)	-0.307 (0.260)	-0.433 (0.487)	-0.140 ** (0.057)	-0.103 (0.162)	-0.268 (0.255)	0.128 (0.086)	0.384 (0.254)	
金融・保険・不動産	0.051 (0.079)	0.239 (0.149)	0.214 (0.191)	-0.155 (0.443)	-0.027 (0.054)	0.432 *** (0.145)	0.680 *** (0.202)	0.069 (0.088)	0.312 (0.252)	
その他	-0.101 (0.068)	-0.128 (0.137)	0.050 (0.166)	0.116 (0.448)	0.033 (0.040)	0.093 (0.107)	0.299 * (0.155)	0.086 * (0.049)	0.161 (0.155)	
職業ダミー(ベースはホワイトカラー)										
ブルーカラー	0.011 (0.070)	0.043 (0.142)	-0.293 (0.181)	-0.292 (1.059)	0.018 (0.041)	-0.049 (0.108)	-0.001 (0.151)	-0.085 (0.061)	-0.140 (0.192)	
観測数	204	199	188	127	317	302	164	218	137	
疑似R2	0.123	0.166	0.228	0.199	0.092	0.133	0.224	0.146	0.169	

3. 実証分析の結果(つづき)

3.1 回帰結果(つづき)

- ベースラインの賃金勾配の下に掲載した推定係数は、各種の個人属性が賃金勾配に与える影響を示している。
- 職種と同じく学歴の効果は不明瞭で統計的にも有意ではない。
- 対して企業規模は有意な影響を賃金勾配に与えており、世代にかかわらず大企業の方が年功賃金制を堅持していることが看取できる。
- 製造業を基準として産業間で比較してみると、金融保険不動産でより年功的、卸小売業では逆に年功的ではない。

3. 実証分析の結果 (つづき)

3.2 賃金プロフィール(つづき)

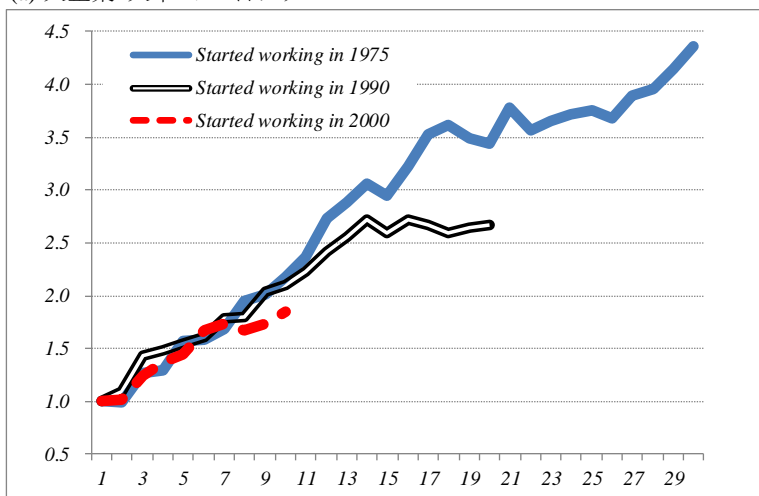
- 図1の4枚のグラフは、製造業サンプルに幾つかの属性を特定して求めた個人の賃金プロフィールを示している。
- 考慮したのは労働者タイプ(大卒ホワイトカラーもしくは高卒ブルーカラー)と企業規模(大企業もしくは小企業)であり、この2つの組合せで4パターンの賃金プロフィールを描画した。
- 各グラフには、(I)～(III)の世代グループに対応する3本の賃金プロフィール曲線が描かれている。
- 属性グループの如何にかかわらず、1975年に入職した(I)世代の賃金プロフィールはより年功的になっており、後の世代のそれはより平坦になってきていることがわかる。

3. 実証分析の結果 (つづき)

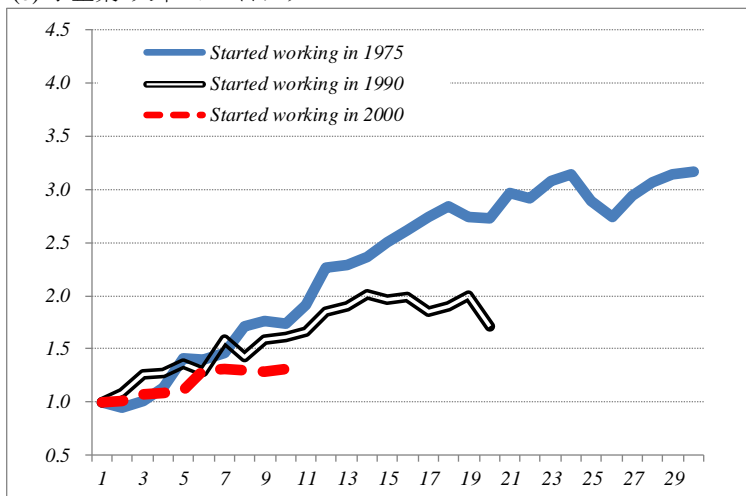
3.2 賃金プロフィール(つづき)

図1. 製造業労働者の世代別賃金プロフィール

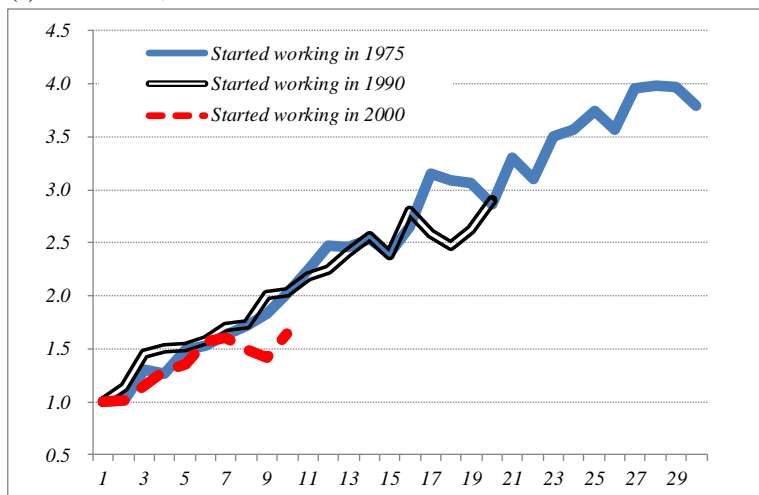
(a) 大企業・大卒・ホワイトカラー



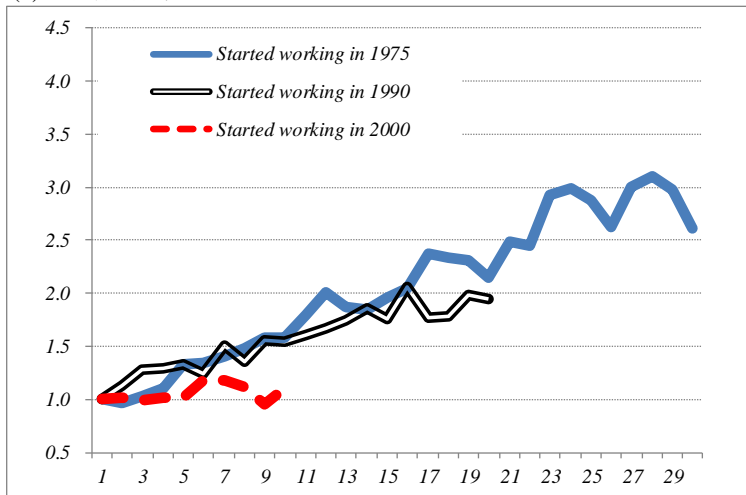
(b) 小企業・大卒・ホワイトカラー



(c) 大企業・高卒・ブルーカラー



(d) 小企業・高卒・ブルーカラー



3. 実証分析の結果 (つづき)

3.2 賃金プロフィール (つづき)

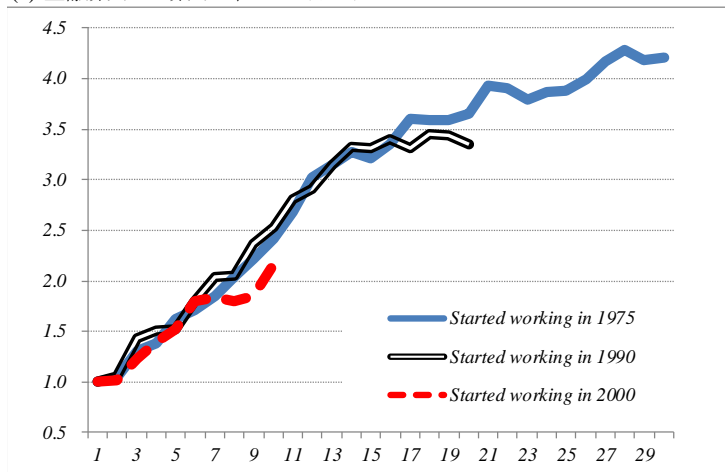
- 特に大卒ホワイトカラーでは、90年代以降、入職後10~15年後位から昇給がストップする形になっていることが分かる。
- 高卒ブルーカラーの賃金プロフィールの平坦化は、このタイプの労働者はもともと年功昇給が緩やかであったこともあり、
(II) 世代辺りまであまり明瞭ではないが、
(III) 世代になるとより鮮明になる。
- 図2は、非製造業の賃金プロフィール。こちらでも大卒ホワイトカラーの中高年期における年功的賃金昇給の停止が確認できる。
- 一方、非製造業・小企業の高卒ブルーカラーでは賃金プロフィールの平坦化は目立たない。ただ、このタイプの労働者はそもそも最初から年功による賃金上昇は限られていたと言える。

3. 実証分析の結果 (つづき)

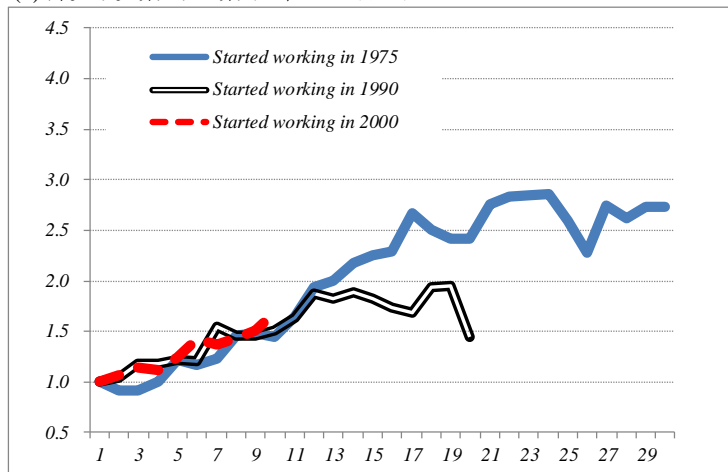
3.2 賃金プロフィール (つづき)

図2. 非製造業労働者の世代別賃金プロフィール

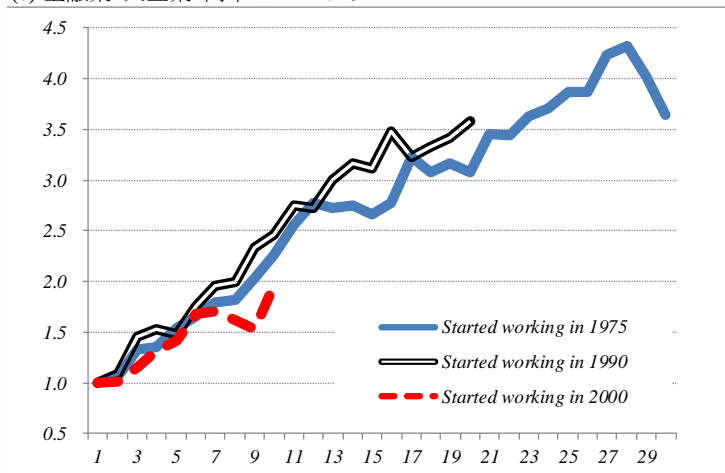
(a) 金融業・大企業・大卒・ホワイトカラー



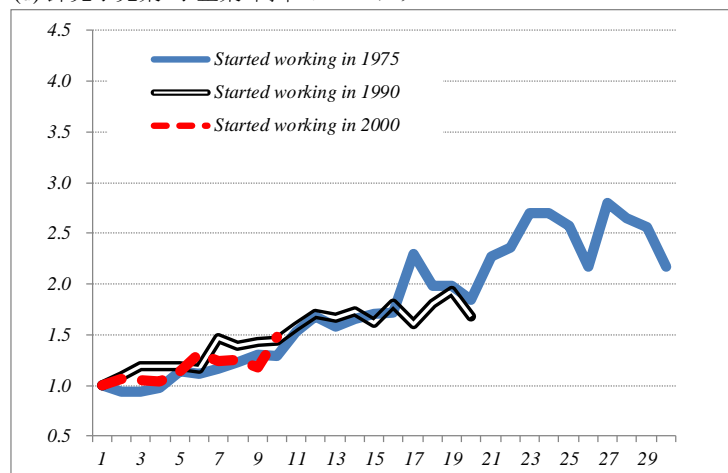
(b) 卸売小売業・小企業・大卒・ホワイトカラー



(c) 金融業・大企業・高卒・ブルーカラー



(d) 卸売小売業・小企業・高卒・ブルーカラー



3. 実証分析の結果 (つづき)

3.3 生涯勤労所得(つづき)

- 表4では、製造業の終身雇用勤労者について、個人の生涯労働所得(35年相当分)の現在価値を示している。
- 既に述べたように、回帰式に基づく賃金勾配の予測値が得られない部分がある(II)(III)世代については、2つのシナリオに基づいて35年目までの賃金勾配を設定した。
- 表中*a*列の数字は、我々が1975年入職者について計算した個人生涯賃金である。

例えば1列目の317は、シナリオ(I)で割引率を想定した場合に、大規模製造業の大卒ホワイトカラー労働者の生涯賃金が3億1千7百万円に相当することを意味している。

3. 実証分析の結果 (つづき)

3.3 生涯勤労所得(つづき)

表4. 生涯勤労所得 ($LW(J)$)の世代間比較(1975年入職, 1990年入職, 2000年入職)

(単位: 2005年価格実質、百万円)

	割引率 (ρ) = 0.00			割引率 (ρ) = 0.05		
	1975	1990	2000	1975	1990	2000
	a	$b (b/a)$	$c (c/b)$	d	$e (e/d)$	$f (f/e)$
(i) モデルに基づく予測値の最終年の値がそのまま35年目まで継続						
製造業大企業、大卒ホワイトカラー労働者	317	301 (0.95)	231 (0.77)	128	131 (1.02)	107 (0.81)
製造業小企業、高卒ブルーカラー労働者	145	139 (0.96)	99 (0.71)	61	63 (1.04)	48 (0.75)
(ii) 一世代前のコホートと同率で賃金が上昇する場合						
製造業大企業、大卒ホワイトカラー労働者	317	327 (1.03)	313 (0.96)	128	138 (1.08)	132 (0.96)
製造業小企業、高卒ブルーカラー労働者	145	159 (1.10)	130 (0.81)	61	69 (1.13)	57 (0.83)

b, c 列の数字は、それぞれ(II)および(III)世代の生涯賃金である。製造業では(Ⅰ)世代に比して、(Ⅲ)世代では10~30%の生涯賃金の減少が発生している。

4. まとめ

- 本報告では行政データからのみ得られる、個人の正確な賃金記録を含む2011年LOSEFデータを用いて、日本の年功賃金制の劣化が家計の生涯所得に与えた影響を推計した。
- その結果、日本における終身雇用労働者の生涯賃金プロファイルが、近年、徐々に平坦化していることが確認できた。この平坦化は、中高年大卒ホワイトカラーで特に顕著であり、生涯所得が10～30%減少した可能性があることが分かった。
- この発見を下敷きに、日本の年功賃金制の劣化から勤労者世帯(消費者)がどんな影響を受けているかを考えることは重要。
- 世代間格差を考える際にも考慮必要。

参考文献

- 岩本光一郎、堀雅博「年功賃金制の劣化と生涯所得—ねんきん定期便の個人履歴情報に基づく分析—」、『年金と経済』Vol. 31, No. 2、公益財団法人年金シニアプラン総合研究機構、2012年10月。
- 高山憲之、稲垣誠一、小塩隆士「『くらしと仕事に関する調査：2011年インターネット調査』の概要と調査客体の特徴等について」、CIS Discussion Paper Series No.551、2012年4月。