

中間層における賃金格差の持続性とその要因について： 所得過程分析

前田 佐恵子¹

公益社団法人 日本経済研究センター主任研究員

【 記 事 情 報 】

掲載誌：年金研究 No.11 pp. 24-44 ISSN 2189-969X

オンライン掲載日：2019年3月26日

掲載ホームページ：<https://www.nensoken.or.jp/publication/nenkinkenkyu/>

論文受理日：2019年1月10日 論文採択日：2019年3月19日

DOI：http://doi.org/10.20739/nenkinkenkyu.11.0_24

要旨

本論文では、長期にわたる日本の被用者所得に関するパネルデータを用いて所得過程を推定し、その結果を用いて個人の賃金変化とそこから生じる所得格差の推移を考察した。特に、後年の所得に影響を与えるショックの違いに注目した。

使用した統計資料は、厚生年金制度に加入している（いた）人の年金加入記録に記載された報酬額の推移に係る回顧型パネルデータである。Abowd and Card (1989) 等に示された手法に倣い、所得変動の分散共分散構造を利用して、被用者間に生じている賃金格差を、一時的に生じている格差（一時所得に影響を与える格差）と恒常所得に影響を与える格差、に分けた。

賃金格差全体は年齢を経るにつれて拡大する傾向があるが、このうち一時所得の格差は若いころにより高く、恒常所得の格差は若年時点と50歳以上の時点で高くなる時期が多くみられた。また、一時所得の格差よりも恒常所得の格差の方が大きい傾向にある。世代別にみると恒常所得の格差の水準やそれが拡大するタイミングが少しずつ異なっている部分もある。拡大の要因は様々であると考えられるが、団塊の世代の50歳以降の時期については退職が、また、就職氷河期世代の若年時では初職の状況に左右される世代効果がそれぞれ影響していた可能性が高い。

JEL Classification D31, E24, J31,

Key words 所得リスク、パネルデータ、世代効果

¹ 分析に用いたデータは、公益財団法人年金シニアプラン総合研究機構より提供を受けた。また、同機構が主催する年金パネル研究会では、高山憲之理事長、北村行伸座長、丸山桂成蹊大学教授をはじめとする同研究会メンバーから有益なコメントを頂戴した。また、査読者からいただいた丁寧なコメントと『年金研究』編集部をサポートにより論文内容を改善することができた。関係者のみなさまに感謝を申し上げたい。本論文に残された誤りは筆者の責に帰するものである。

1. 恒常的な所得変動と格差の固定化

家計所得は労働による収入が多くを占める。ちなみに国民経済計算（SNA）の家計所得支出勘定でみた家計の一次所得受取の約7割は賃金・俸給である。労働所得は景気や労働者側の行動などの影響を受けて変動する。景気が悪くなると、企業業績などに連動して定められるボーナスが減少し、仕事量減少に伴って所定外労働時間が減って残業にかかる手当収入も減ることになる。さらに、こうした影響が長く続けば、企業は賃金を削減し、整理解雇などを行うため、該当する被用者は収入が激減する可能性がある。なお、景気が上向いている局面では、この逆の現象が起きる。このほか、個人的な事由で退職・失職、転職等を被用者がする場合も収入は大きく変化する。

所得の変動は家計の消費・投資行動に影響を及ぼす。その変動が一時的な影響にとどまるか、その後の所得水準にも影響をもたらすかによって、家計への影響は変わる。恒常所得仮説によれば、一時的な所得の変動については、家計は消費や投資行動を変化させない。しかし、その後の所得にも影響を及ぼす変化とみられる場合、恒常所得の水準に変化が起るため、消費や投資行動を変化させることになる。所得格差を考える上では、この恒常的な影響がどのように生じているかが重要である。例えば、恒常的なショックの家計・個人間の差が、労働市場参入時点の状況によるもの（初職効果）で、後年になっても挽回できない状況が続くのであれば、それは所得格差の固定化につながる。

さらに、所得格差の固定化は賃金収入の範囲だけにとどまらない。被用者の年金は基礎部分と報酬比例部分に分かれ、後者は現役時代の所得の多寡に影響を受けるためだ。特に、賃金収入でみた恒常所得における格差は、現役時代に受け取る賃金収入総額の格差といってもよく、退職後に受け取る年金に反映され、この所得格差は生涯持続することになる。

このように、所得変動のなかの恒常的なショックを識別し、その内容について検討することは、労働や消費、社会保障に関する政策上、非常に意義が大きい。これまで所得過程の推定に関する研究はそれなりに行われてきたが、その多くは欧米のデータを用いられたものであり、日本では今のところ限られた研究実績があるのにとどまっている。それというのも、日本では長期間にわたるパネルデータが存在しないなど、分析の素地となるデータが不足していたためだ。

本論文では、日本における回顧型パネルデータを用いて、これまで行われていなかった長期の所得過程を検証し、上記に示した所得の恒常的なショックを識別したい。特に、恒常的なショックの個人差に注目し、所得格差の存在とその要因を考えることにする。

次節では、所得過程に関する先行研究および分散共分散構造について紹介する。第3節では本論文で用いるデータの特性を確認し、第4節では所得過程の推定結果を示す。ここでは恒常的なショックをもたらす要因をいくつか取りこんだ結果も示す。最後に、推定結果を考察し、恒常的な所得ショックについて世代ごとにその特性をまとめる。

2. 所得過程の分散共分散構造を用いた分析：定式化と先行研究

恒常所得・ライフサイクル仮説にのっとり、家計所得を恒常所得と一時的な所得とに分けて考える。各期に実現する所得には、生涯得られる所得を基準に決定される恒常所得があり、それに各個人・家計が直面する各期の状況で生じる一時所得が加わる。個人 i についての t 期の所得 $y_{i,t}$ は、恒常所得 $y_{i,t}^P$ と一時所得 $y_{i,t}^T$ に分けて

$$y_{i,t} = y_{i,t}^P + y_{i,t}^T \quad (1)$$

と表すことができる。一時所得 $y_{i,t}^T$ については、家族の属性 $X_{i,t}$ で説明できる内容と景気変動によって生じるショック $u_{i,t}$ 、一時ショックがあるとす。恒常所得 $y_{i,t}^P$ は、前年のそれと同水準が期待される²。しかし、各期において $\eta_{i,t}$ という何らかの恒常所得に影響を与えるショック（恒常ショック）があるとし、これは一時ショックとは相関をもたない。つまり (1)式は、

$$y_{i,t} = y_{i,t}^P + X_{i,t}\beta + u_{i,t} \quad (2)$$

$$y_{i,t}^P = y_{i,t-1}^P + \eta_{i,t} \quad (3)$$

と表せる。 $y_{i,t}$ の分散で示すことができる所得格差は、一時ショック $u_{i,t}$ と恒常ショック $\eta_{i,t}$ の分散（それぞれ $\text{Var}(u_{i,t})$ 、 $\text{Var}(\eta_{i,t})$ ）で示すことができる。これらが大きいほど、所得の受ける変動の個人差が大きく、それぞれ一時所得と恒常所得で発生している所得格差を示すことになる。特に注目すべきは $\text{Var}(\eta_{i,t})$ で、これが拡大することは、個人間の恒常所得の格差を広げている状況を示す。このショックは後年度にも影響することから、所得格差が蓄積し固定化していくことになる。

本論文では、その時々観察される所得格差 $\text{Var}(y_{i,t})$ のうち、一時所得の格差 $\text{Var}(u_{i,t})$ と恒常所得の格差 $\text{Var}(\eta_{i,t})$ をそれぞれ計測する。この計測については、日本の既存研究（阿部・稲倉 (2008) 等）で採用されている Abowd and Card (1989) の手法を用いることとしたい。すなわち、(2)、(3) 式を以下のように変換し、実際に観察することのできる所得の分散共分散の情報に基づいて、恒常所得や $u_{i,t}$ 、 $\eta_{i,t}$ そのものを直接推定することなく、 $\text{Var}(u_{i,t})$ 及び $\text{Var}(\eta_{i,t})$ を計測するのである。

まず、各人に共通するパラメータを与える個人・家計属性 $X_{i,t}$ という観察できる変数で説明できる部分を除き、

$$\hat{y}_{i,t} = y_{i,t} - X_{i,t}\beta \quad (4)$$

を抽出し、この $\hat{y}_{i,t}$ を用いて分析する。これについて1階の階差をとると、

$$\Delta\hat{y}_{i,t} = (u_{i,t} - u_{i,t-1}) + \eta_{i,t}$$

となる。ここから、

$$\text{Var}(\Delta\hat{y}_{i,t}) = \text{Var}(u_{i,t}) - \text{Var}(u_{i,t-1}) + \text{Var}(\eta_{i,t})$$

$$\text{Cov}(\Delta\hat{y}_{i,t}, \Delta\hat{y}_{i,t-1}) = -\text{Var}(u_{i,t-1})$$

が得られ、これを変形することで一時ショックの分散と恒常ショックの分散は、それぞれ

$$\text{Var}(u_{i,t-1}) = -\text{Cov}(\Delta\hat{y}_{i,t}, \Delta\hat{y}_{i,t-1}) \quad (5)$$

$$\begin{aligned} \text{Var}(\eta_{i,t}) &= \text{Var}(\Delta\hat{y}_{i,t}) - \text{Var}(u_{i,t}) + \text{Var}(u_{i,t-1}) \\ &= \text{Var}(\Delta\hat{y}_{i,t}) + \text{Cov}(\Delta\hat{y}_{i,t+1}, \Delta\hat{y}_{i,t}) - \text{Cov}(\Delta\hat{y}_{i,t}, \Delta\hat{y}_{i,t-1}) \end{aligned} \quad (6)$$

と書き替えることができる。

同様の手法を日本のデータに適用した研究については、以下のような結果が得られてい

² ここでは、先行研究に倣って、恒常所得は前期と完全に同じ水準と設定し、前期の恒常所得の水準からのブレはすべて、恒常所得への誤差として考える。つまり、恒常所得の前期の水準と関係 $y_{i,t}^P = \rho y_{i,t-1}^P$ について $\rho = 1$ を仮定している。この ρ について0.8~1.0の間とする分析もあるが、本論文で参考とした Abowd and Card (1989)、阿部・稲倉 (2008)、阿部 (2010, 2012) も $\rho = 1$ を仮定しており、今回はこれらと比較できることを重視するため、 ρ の推定は別途の課題とする。

る。まず、阿部・稲倉（2008）は、消費生活に関するパネル調査等を用い、1990年代後半から2000年代半ばまでの20歳台と30歳台の所得について分析した結果、若年層における恒常ショックの分散は1990年代半ば以降拡大傾向にあり、特に2000年以降において、より拡大が進んだことを発見している。また、阿部（2012）は2000年代の30歳台を中心とするパネルデータを用いて、恒常ショックの分散が大きいことを示した。ただし、これらの研究では、そのデータの制約から、若年層を中心とする1990年代以降のデータに分析が限られている。そのため、経験を積んだ壮年期や晩年の状況を見ることはできず、幅広い世代間に見た所得格差の違いを比較することができない。こうした課題に 대응するためには長期のパネルデータを利用する必要があるが、日本ではパネルデータを作成する歴史が浅く、これまで長期パネルデータを利用できなかった。

ところが、最近になって、次節で述べるように、行政記録等を転記した長期のパネルデータが新たに作成された。それを利用することにより本論文では、より広い世代の分析が可能となった。

3. LOSEF データ

本論文で用いる統計資料は、「くらしと仕事に関する縦断調査（Japanese Longitudinal Survey on Employment and Fertility）」の個票データ（以下、LOSEF データ）であり、インターネット調査会社にモニター登録している人に本人の「ねんきんネット」の情報から年金加入以降の標準報酬月額等や勤め先事業所の状況を転記してもらった調査である。また同時に、転記内容を手掛かりにして、確実に記憶していると思われる人生の重要なイベントである結婚（結婚している時期においては配偶者の情報も記載する形となっている）や出産（子どもの数や通学等の状況）、学歴などについても質問している。2011年から調査が実施されているが、本論文では、『くらしと仕事に関するインターネット調査』（2011年実施。対象：1951年4月2日から1981年4月1日までに生まれた全国の公的年金加入者（約5600人））、『くらしと仕事に関する中高年インターネット特別調査』（2012年実施。対象：1941年4月2日から1957年4月1日までに生まれた全国の公的年金加入者（約2000人））、の2つの調査をつなぎ合わせたデータを利用した³。

（1）賃金としてとらえるデータの取り扱い

各年毎に記録された所得の取り扱いについては、注意が必要である。LOSEF データは年金記録に依っているため、記載されている所得は賃金の支給額ではなく、社会保険料の算定に用いられる標準報酬月額となっている。標準報酬月額は基本的にブラケット制となっているため、実際の給与支給額に近いブラケットの値が記録される。実際の給与支給額と標準報酬月額のはずれは数万円程度に抑えられているため、そのまま標準報酬月額＝給与支給額とみなした。しかし、高額所得者については最高の標準報酬（2012年時点では月額62万円）に統一されている。最高のブラケットに属する給与所得者については、実際の給与額と標準報酬との乖離が大きいことが想定されるため、本論文ではサンプルから外すこととした。なお、賃金の変動をみるのが本論文の主眼であるため、一度でも最高ブラケットに属したことがある個人は、この最高ブラケットとなった時期だけではなく、それ以

³ 調査の詳細については高山他（2012, 2013）を参照。

外の年についてもサンプルから除いた⁴。つまり、今回の推定については中間層として認識される人々の所得に注目し、管理職となった人々などは分析から外れていることに留意が必要だ。

なお、オリジナルのデータには、男女のデータがあるが、女性については、特に1940～50年代生まれについて、男性の配偶者としての期間が長いサンプルも多いため、賃金所得の長期的推移を追えるサンプルを十分に確保することができない。そこで、本論文においては、男性サンプルのみで分析を行うこととした。

(2) データの特性

本論文の推定に用いるサンプルの特徴は図表1の通りである。このデータの特徴は、高山・稲垣・小塩(2012)等に詳しいが、就業構造基本調査等の政府データと比べて、大学卒業割合が高いことがわかっている。本論文では、男性だけに分析の対象を絞り、賃金関数の推定に必要な説明変数に欠けがないデータに限ったところ、およそサンプルの半分強が大学卒業者となった。

図表1 データの特徴(基本統計量)

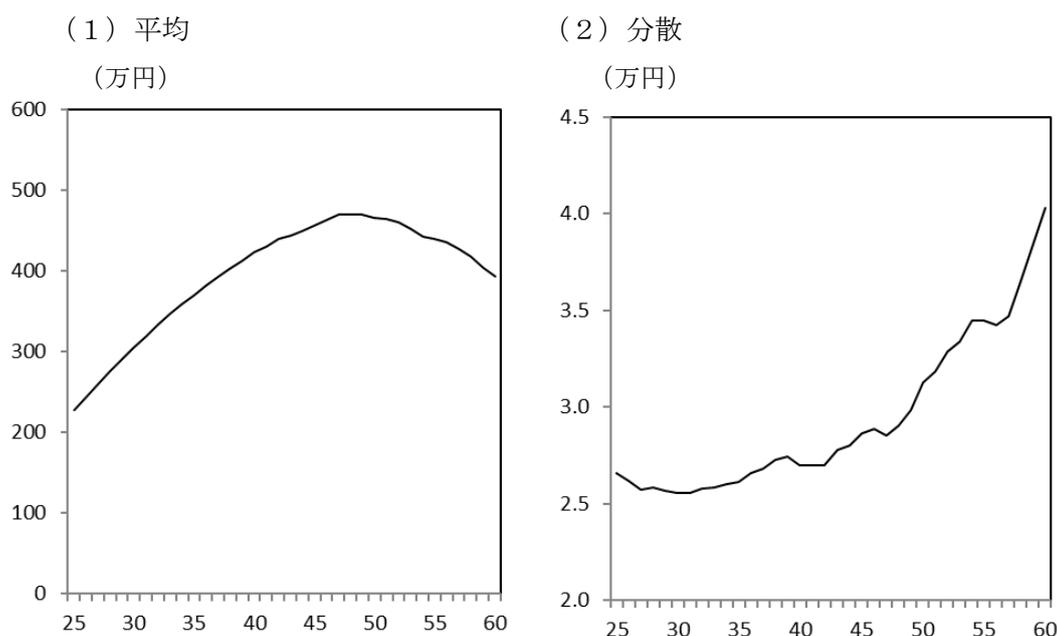
		全体	40-44 生	45-49 生	50-54 生	55-59 生	60-64 生	65-69 生	70-74 生	75-79 生
標準報酬 月額(対数)	平均	5.639	5.573	5.646	5.642	5.692	5.688	5.671	5.598	5.531
	標準偏差	(0.458)	(0.661)	(0.542)	(0.465)	(0.409)	(0.359)	(0.334)	(0.305)	(0.308)
年齢(歳)	平均	36.839	41.302	40.659	39.187	37.447	34.538	32.551	30.104	28.134
	標準偏差	(10.496)	(12.627)	(11.819)	(10.802)	(9.421)	(7.589)	(6.370)	(4.969)	(3.736)
企業規模 (%)	～99 人	32.2	18.7	28.7	36.9	36.5	33.8	30.5	31.8	34.3
	～499 人	21.9	17.7	20.4	20.7	25.3	23.3	21	27.1	22.3
	～4999 人	26.8	33.1	26.5	25.5	23.5	25.4	31.6	24.9	27.4
	5000 人以上	19.1	30.5	24.4	16.9	14.7	17.6	16.9	16.3	16.1
産業 (%)	農林水産	0.2	-	0.2	-	-	0.4	0.6	0.2	-
	建設	7.2	4.2	7.4	7.5	8.0	8.1	5.9	8.7	6.7
	製造	36.9	45.9	39.2	34.7	37.2	37.4	35.7	32.7	32.8
	情報通信	8.0	5.0	5.2	7.2	7.3	10.9	11.9	11.3	10.5
	運輸・郵便	4.8	5.2	5.4	3.6	5.6	4.7	6.0	4.2	5.1
	卸売・小売	13.8	15.0	17.7	16.0	14.5	7.2	9.6	11.7	9.7
	金融・保険	5.2	9.5	6.9	4.1	5.1	4.3	3.6	4.3	4.5
	不動産	1.5	-	1.1	1.7	1.4	3.2	1.4	2.3	1.8
	学術研究	0.1	-	-	-	-	0.2	0.3	0.3	1.1
	宿泊・飲食	1.5	0.7	1.4	2.1	1.9	1.4	0.7	1.6	1.5
	娯楽	0.6	-	0.2	0.8	0.8	0.4	0.3	0.8	1.1
	教育	1.1	0.9	0.8	1.3	1.0		0.3	1.3	3.3
	医療・福祉	3.1	0.2	0.8	2.9	2.3	5.2	6.6	4.2	6.9
その他	16.0	13.5	13.8	18.1	15.1	16.5	17.2	16.6	15.2	
就業状況 (%)	非労働	0.1	0.3	0.5	0.1	-	0.0	0.0	0.0	-
	非正規雇用	3.7	4.4	4.7	3.2	2.1	2.3	3.0	4.8	8.1
	正規雇用	96.1	95.3	94.8	96.7	97.9	97.6	97.0	95.2	91.9
学齢 (%)	中学	1.9	5.7	2.0	2.3	1.7	0.8	0.6	0.4	0.5
	高校	29.7	47.6	37.5	30.7	22.9	27.5	20.5	21.8	20.6
	専門学校	7.3	0.7	4.5	6.4	6.6	9.8	10.2	15.5	10.3
	短大・高専	4.1	4.9	4.5	4.8	2.2	3.1	5.3	3.7	3.0
	大学	53.2	40.3	50.9	53.7	63.4	55.4	56.9	47.2	55.0
	大学院	3.8	0.7	0.6	2.1	3.3	3.4	6.5	11.5	10.7
観察数	63,587	6,389	10,159	16,620	8,959	5,419	6,470	5,953	3,618	
個体数	2,844	173	306	589	340	249	348	445	394	

⁴ 標準報酬額の算定にあたって、2003年以降は年3回以内の賞与を算定に含めることになった。データの断層をなくすためには標準賞与額部分を除いて利用すべきだが、標準賞与額に関する情報がないため、賞与額を含めたと考えられる額をそのまま用いた。しかし、最高ブラケットに所属した経歴のあるサンプルを除外したこともあって、採用したサンプルの中では、2002年と2003年の間で標準報酬額に大きな断層がみられない。念のため、(4)式を推定する際に、年ダミーを採用することとした。最高のブラケットに所属した経歴のあるサンプルは全体の3割となった。この割合については、各年代で異なっており、個体数でみて、1940～44年生まれでは22%、45～49年生まれでは46%、50～54年生まれでは34%、55～59年生まれでは30%、60～64年生まれでは23%、65～69年生まれでは12%、70～74年生まれでは4%、75～79年生まれでは2%が該当する。推定に用いたサンプルの個体数は、図表1に示す。

次に、25歳から60歳まで⁵の年齢ごとの平均賃金とその分散の推移を確認する（図表2）。元のデータは標準報酬月額であるため、12倍にして年額（単位は万円）とした。また、本論文で利用したデータは、1940年代生まれから1970年代生まれのサンプルまでをカバーする大変長の長いデータであるので、各時代間で比較できるように、賃金データを各年の物価指数（CPI総合）で除した実質値に変換した。

平均賃金の推移については、50歳台にかけて上昇し、その後に下降するという放物線の賃金プロファイルを観察することができる。一方で、分散は年齢とともに上昇し、賃金差は年齢とともに拡大していることがわかる。

図表2 賃金（標準報酬年額）と分散の推移（全世代、年齢別）



さらに、それぞれ5年ごとの世代に分けて、各年齢時点の平均賃金や分散も確認しておきたい。平均賃金の推移をみると（図表3（1））、いずれの世代においても、加齢に伴って賃金は上昇している。60歳台近くまでデータのある1940～50年代生まれをみると、1940年代前半生まれは50歳台中ごろに、1940年代後半～50年代生まれは50歳台前半にそのピークがある。ピークは徐々に若年にずれているように見える。また、加齢に伴い、急速に格差は拡大する傾向にある。1960年生まれと比べてみると、後の世代になればなるほど、25歳時点の給与が高く、年齢が上がるにつれて給与が増加していく度合いが緩やかとなっている。初任給等が足もとで高くなっている一方、いわゆる年功賃金制度の影響が弱まっている。これは、近年の賃金プロファイルに関する研究⁶と整合的である。

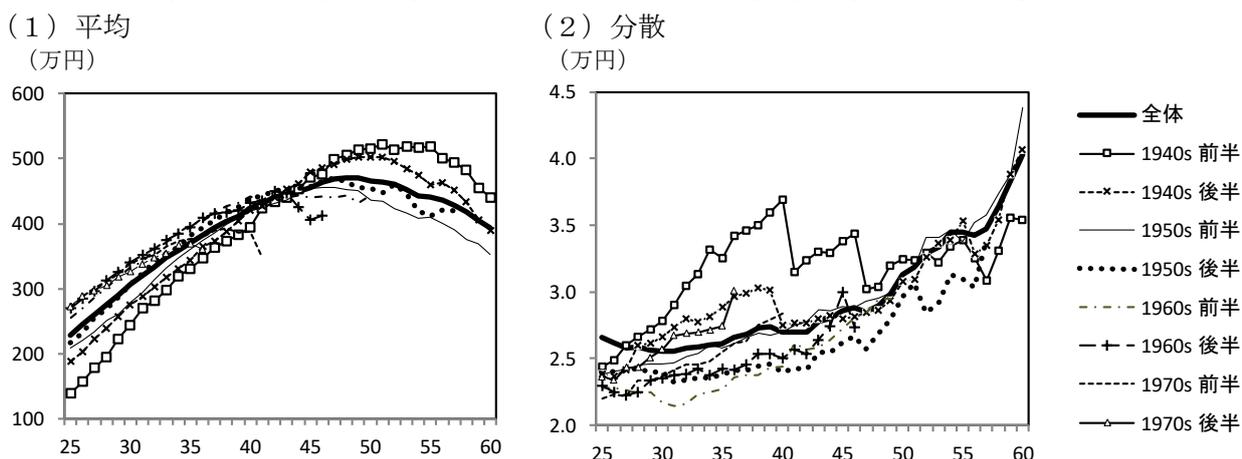
賃金の分散の推移をみると（図表3（2））、年齢が上がるにつれて賃金格差が拡大する

⁵ 利用するデータでは大学卒業者が多く含まれていることから、20代前半では大卒サンプルが排除されてしまい、安定的な結果が得られない。

⁶ 岩本・堀（2013）では、本論文と同じ調査の2012年調査分のデータを用いて賃金プロファイルを計測している。その結果によると、後年度になればなるほど初任給の水準が高まり、そのカーブが緩やかになっており、本論文の結果とも整合的である。また、Hamaaki et al. (2012) は賃金構造基本調査を用いて、いわゆる賃金カーブが緩やかになっていることを示した。特に、近年（2000年に入って以降）は40歳近辺でカーブが屈曲することから、日本型雇用慣行の前提となっている年功制が崩れてきているのではないかという議論を提起している。

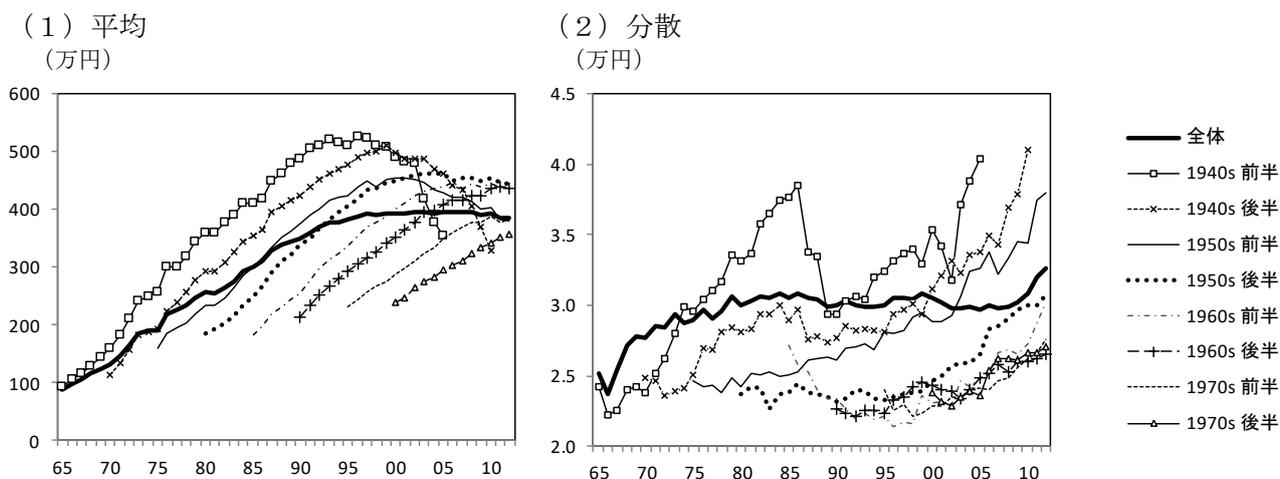
傾向がみられる。特に 50 歳以降、拡大の勢いが増す傾向が多く世代でみられる。ただし、1940 年代生まれについては、40 歳台に格差が縮小する動きをみせる。特に 1940 年代前半生まれについては、25 歳から 40 歳まで分散の拡大が急であるものの、40 歳台を通して賃金格差は縮小し、50 歳以降も大きく反転することはない。50 年代後半から 60 年代生まれについては 40 歳台までの格差はあまり拡大しないが、1970 年代生まれについては、50 年代後半から 60 年代生まれの先輩世代と比べて 30 歳台までの賃金格差拡大が急となっている。

図表3 賃金（標準報酬年額）と分散の推移（世代別、年齢別）



景気が賃金に与える影響を確認するため、年齢別ではなく、暦年でその動きを確認してみた。その結果が図表4である。1940年代生まれが賃金格差を縮小させた1980年代後半には、1950年代後半生まれや1960年代前半生まれも賃金格差を多少なりとも縮小させている。この時期はちょうどバブル景気で底上げ的な賃金上昇が進み、格差を縮小させた可能性が高い。ただ、この時期は例外であり、基本的には年齢が上がるにつれて賃金格差が拡大するという構図は変わらないことが確認される。

図表4 賃金（標準報酬年額）と分散の推移（世代別、年別）



4. 所得格差の計測

計測にあたっては、2節で示した定式化による。まず、(4)式について、年齢や勤続年数

等に伴う賃金の増加、所属する企業の産業や規模、本人の就業状況（正規か非正規か等）で説明できる部分を排除した残差を作成する⁷。くわえて、各人が水準として等しく受けるショックは、格差とは関連が薄いので、年ダミーを賃金関数に入れることで排除する。なお、被説明変数となる所得については、標準報酬月額 ($Y_{i,t}$) を対数に変換した値を用いている ($y_{i,t} = \ln(Y_{i,t})$)。次に、 $\hat{y}_{i,t}$ の1階差 $\Delta\hat{y}_{i,t}$ の分散・共分散 ($Var(\Delta\hat{y}_{i,t})$, $Cov(\Delta\hat{y}_{i,t}, \Delta\hat{y}_{i,t-1})$) を作成し、一時ショックの分散（一時所得における格差） $Var(u_{i,t})$ と恒常ショックの分散（恒常所得における格差） $Var(\eta_{i,t})$ を導いている。

はじめに全体的な動向を眺め、ついで先に示した8つの生年コホート（1940年代、1950年代、1960年代、1970年代の前半・後半生まれ）に分けて、その特徴をとらえることにしたい。

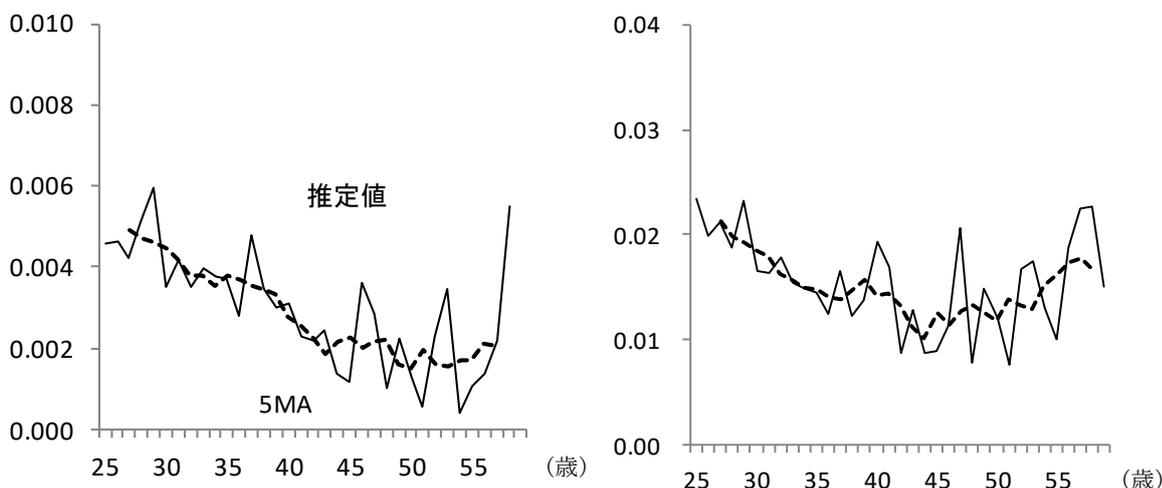
（1）一時所得と恒常所得の格差の動向（全年代計）

まず、データ全体をプールした形で、年齢ごとの一時ショックと恒常ショックの分散（格差）の推移を確認する。図表5の実線は、それぞれ一時ショックの分散と恒常ショックの分散の各年齢における推定結果を示す⁸。太い点線は推定値の傾向をみるために、5カ年の移動平均を示している⁹。一時所得の格差は若いころに相対的に大きく、徐々に減衰する。恒常所得の格差は一時所得の格差の4～9倍程度になる。この恒常所得の格差は40歳台にかけて低下し、その後に上昇する傾向にある。一時所得の格差も恒常所得の格差も何年かおきに拡大するタイミングがあるが、この図は全世代をまとめて推定した結果であり、特定世代の動向が全体に大きな影響を与えている可能性もある。次に、世代ごとの動向を確認する。

図表5 一時ショックの分散、恒常ショックの分散の推移

(1) 一時ショックの分散 ($Var(u_{i,t})$)

(2) 恒常ショックの分散 ($Var(\eta_{i,t})$)



⁷ $X_{i,t}\beta$ による回帰の結果は付属図表1に示し、この回帰残差 $\hat{y}_{i,t}$ の推移と分布を付属図表2に示した。全世代を合わせたプールサンプルで推定した賃金関数から得られた残差と、各世代別に推定した場合の残差で傾向が大きく異なることから、本文における残差の推定については、プールサンプルで推定した賃金関数から得られた残差を用いている。

⁸ 分散の推定値については付属図表3の表側「全体」の行に示した。図表6に示される各世代別の推定値についても、同付属図表に示した。

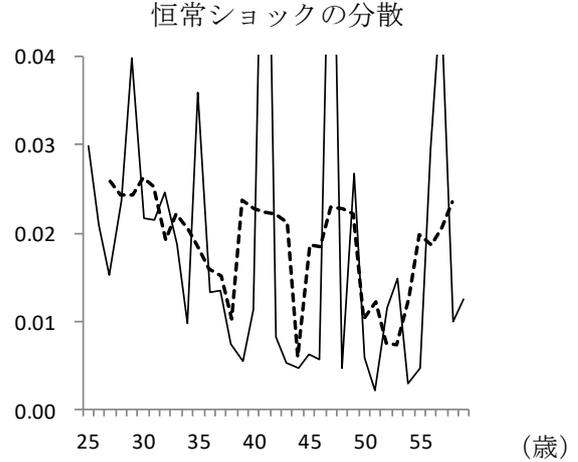
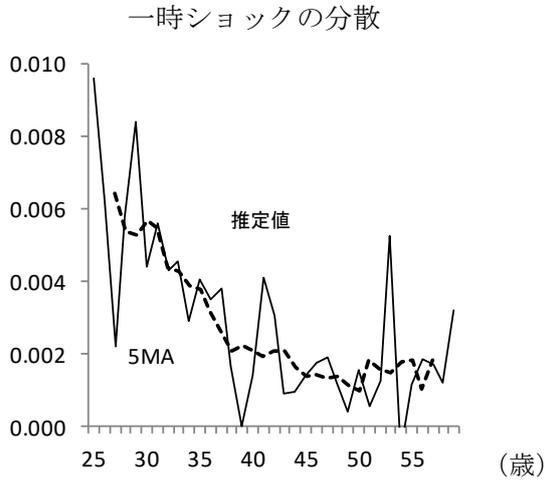
⁹ 移動平均については、前後2カ年を含む5カ年の移動平均としている。そのため、グラフ両端の2カ年分は移動平均を示していない。

(2) 世代ごとにみたショックの推移

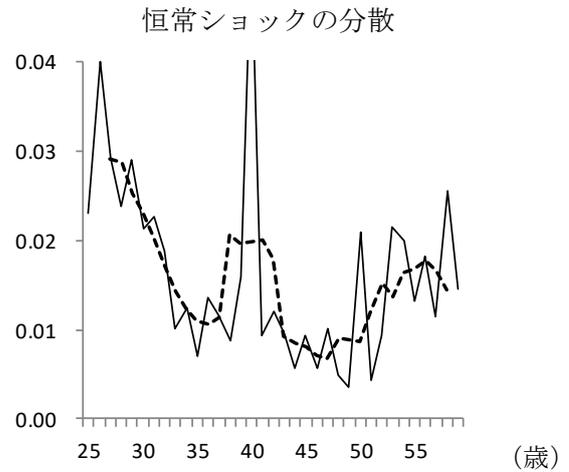
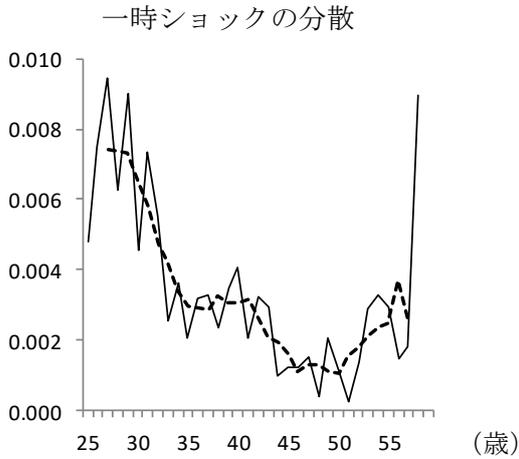
前項と同様に、生年を5カ年ごとに区切った8つの世代について、その特徴を調べてみた(図表6)。図表5と同様に、実線で一時ショックと恒常ショックの分散の推定値を示し、推定値のトレンドがわかるように、推定値の5カ年移動平均を点線で表現した。

図表6 世代ごとにみた一時ショックの分散と恒常ショックの分散

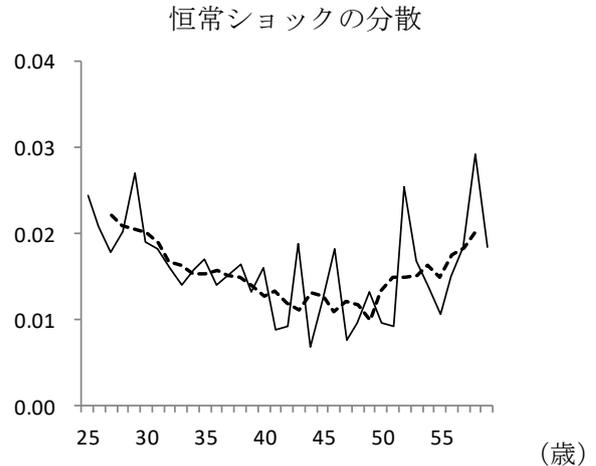
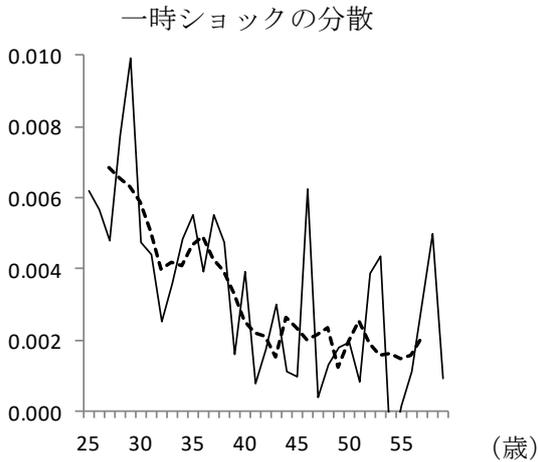
(1) 1940-1944 生まれ



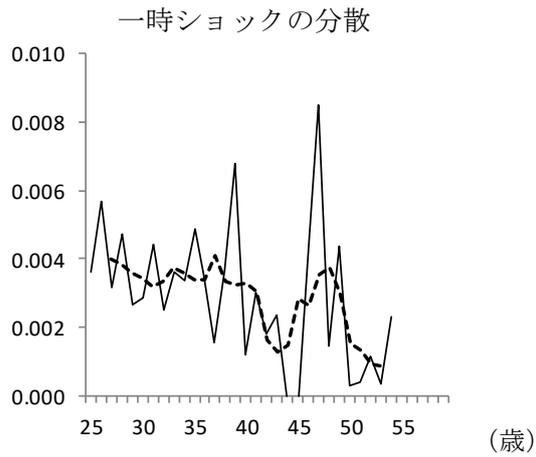
(2) 1945-1949 生まれ



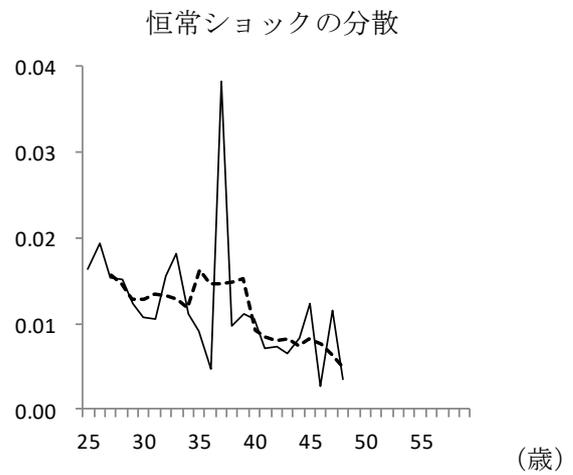
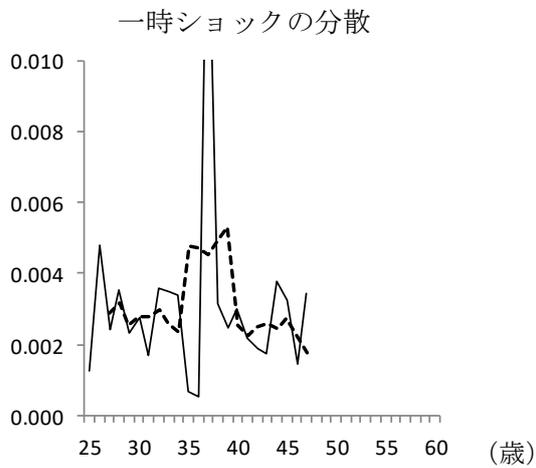
(3) 1950-1954 生まれ



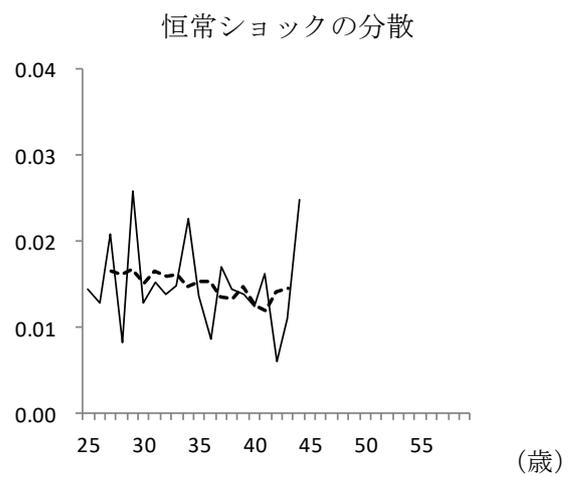
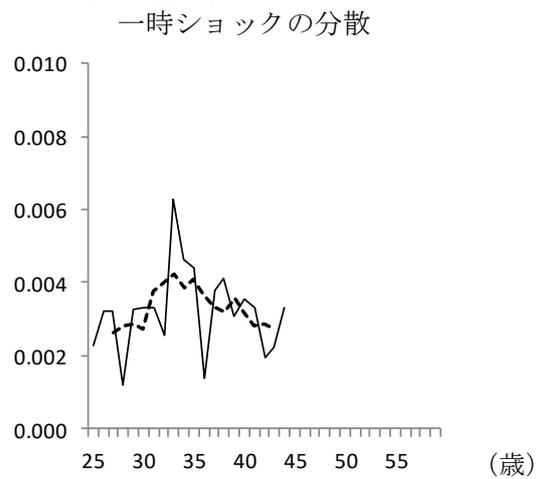
(4) 1955-1959 生まれ



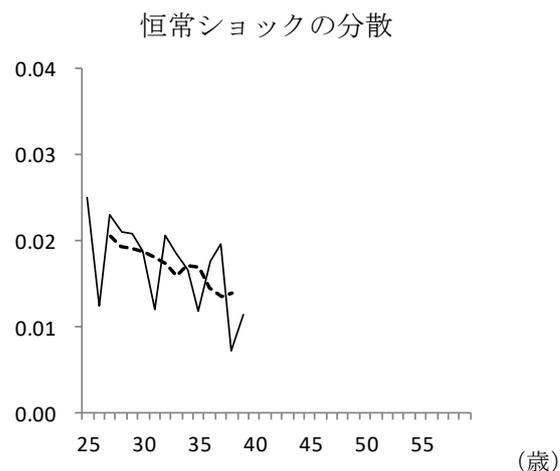
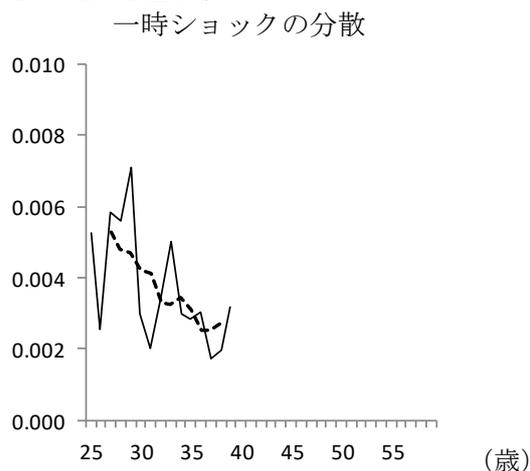
(5) 1960-1964 生まれ



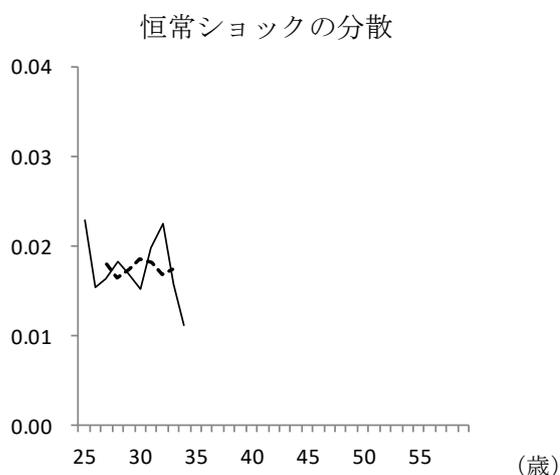
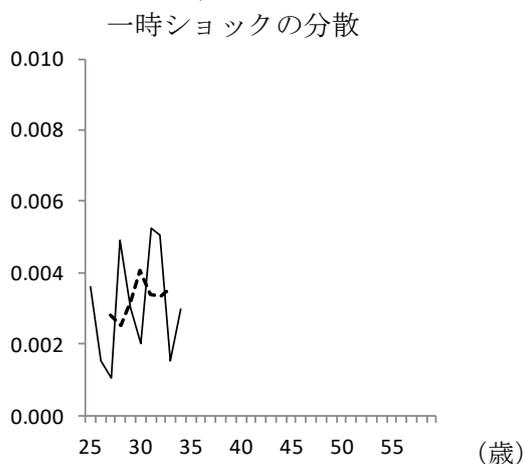
(6) 1965-1969 生まれ



(7) 1970-1974 生まれ



(8) 1975-1979 生まれ



まず、1940-44 年生まれでは、20 歳台後半から 30 歳台にかけて恒常ショックの分散も一時ショックの分散も相対的に大きく、その後、加齢に伴って、いずれも減衰していく傾向がみられる。ただし、恒常ショックの分散については、40 歳台や 50 歳台後半に大きく拡大する時期がある。1945~49 年生まれのいわゆる団塊の世代や、その直後の 1950~54 年生まれも 20 歳台~30 歳台前半に一時的所得と恒常所得の格差が大きく、50 歳台を通じて恒常所得の格差が大きい¹⁰。1955~59 年生まれについては、恒常所得の格差は若いころと 40 歳台後半に拡大する様子がみられ、50 歳台を通じて 0.01 程度で推移する。1960 年代生まれでは、20 歳台における恒常所得の格差が 1950 年代生まれのサンプルに比べて小さい。60 年代前半生まれでは、30 歳台後半に恒常所得の格差と一時所得の格差が拡大するタイミングがある。1970~74 年生まれの世代では、若年時の恒常所得の格差が加齢とともに減衰していく傾向が見受けられる。1975 年以降生まれのサンプルでは、若年時の一時所得の格差が 30 歳台にかけて少し大きくなり、恒常所得における格差は 20 歳台のうち 0.02 程度で推移しているとみられるが、30 歳台前半までしかデータがないため、その傾向までは十分に観察できない。

¹⁰ 団塊の世代については 30 代後半に恒常所得の格差が拡大するタイミングがある。理由や景気の影響等については、確認はできていない。

この恒常所得の格差拡大をもたらす要因は何だろうか。1940～50年代前半生まれについては、50歳台のデータがあるが、この時期に恒常所得部分の格差が拡大している。その要因としては、定年やその年齢前の退職の存在が考えられる。1990年代初めまでは、多くの企業で55歳定年制を採用しており、定年年齢に達した人は、関連子会社へ再就職する人や完全に引退した人、あるいは非正規で勤務する人など、キャリアが分かれる。60歳定年となった企業でも、2000年前後の不景気の時期には早期退職などの対応も行われていたため、この影響を受けた人もいたと考えられる。

一方で、若年時の恒常所得の格差については、就職時の状況が大きく影響すると考えられる。特に1990年代後半から2000年代初めにかけて新規就職を経験した就職氷河期世代については、世代効果の影響を考慮してみる必要がある。日本には、卒業前の年次に就職活動を始め、卒業直後に就職をするという慣例がみられ、かつ、60歳（現在は延長されつつある）の定年まで、学卒後に就業した企業で働き続ける割合が高いという特徴がある。これは、日本型雇用慣行と称され、大卒男性ホワイトカラーで顕著にみられる。足元では、この終身雇用の特徴が薄れ、若い時に転職する行動が増えたと指摘されるが、典型的な日本型雇用慣行も未だに根強く残っているとみられる。

そのため、学卒後の就業（初職）で、より良い就業先に就職ができない影響は、その後のキャリアパスを通じて後年度にも顕現する。この初職の影響については、LOSEFデータを用いた研究（稲垣・小塩（2013））でも、その効果が確認されている。なお、本論文は男性に限定して計測を試みており、かつ、大学卒業者割合が高いサンプルを使用したため、初職の影響が大きく出る可能性がある。

（3）初職や退職が恒常所得格差に与える影響

恒常所得における格差をもたらす原因について、初職や早期退職と考えられる項目でどれほどが説明できるか考察する。

本論文では、実際の所得から各個人の各時点における属性（年齢、就業状況、勤め先企業の特徴（産業や規模）等）で説明できる部分を差し引いた残差を用いて所得格差を計測している。ここで、(4)式における個別の属性 $X_{i,t}$ に、初職や退職の情報を加えることで、初職・退職が所得格差に及ぼす影響を考える。個人属性の一つとして初職・退職の情報が加えた場合に、そこから得た恒常所得ショックの分散は、初職・退職の効果分を除いて測った場合の格差である。前項で推定した格差から、(4)式の個人属性に初職の効果を加えた場合の格差を引けば、それが初職・退職がもたらした格差部分であると認識できる。例えば、初職で正社員になれたか否かが格差を大きくしたのだとしたら、前項で推定した場合より、初職の状況を属性に据えて推定した場合の格差のほうが小さくなると推測できる。

初職の情報については、アンケートで初職について答えている個人については、その情報を用い、答えていない個人については、学卒後数年内に就業を始めた事業所・企業での就業を初職の状況とみなした¹¹。このとき、初職が正規職であった場合を1、そうでなかった場合を0とした。

退職の情報については、LOSEFデータが大変有力な情報を与えてくれる。当該アンケー

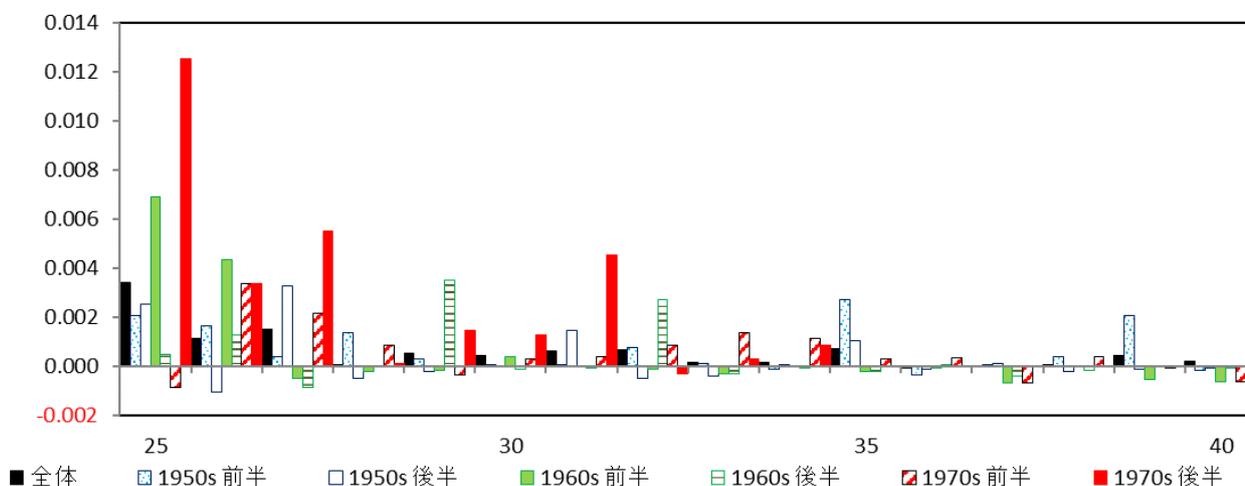
¹¹ Kondo (2007) 等を参考にして、卒業年次がないサンプルについても年齢と履歴から類推してデータを作成している。

トは、これまで勤務した全ての事業所・企業を尋ねており、各職務経歴をすべてさかのぼることができる。また、事業所等に移る、あるいは退職する場合、その理由もアンケートで尋ねている。40歳台後半以降に退職理由が「倒産・整理解雇・希望退職への応募」および「定年・出向（嘱託として再雇用された場合も含む）」であった場合を「早期退職、あるいは定年退職」とし、これに該当する場合を1、そうでない場合を0とした。

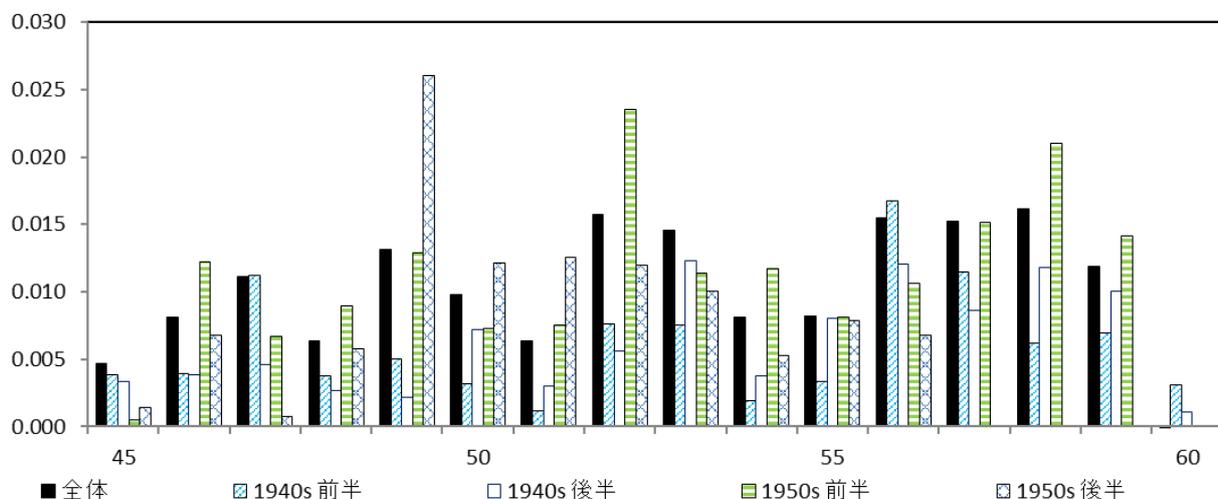
これらのダミーを推定にくわえた恒常ショックの分散と、元の推定で得られた恒常ショックの分散を比べたところ、ダミーを加えて推定した場合の、恒常ショックの分散が小さくなる場合が多かった。元の推定で得られた恒常ショックの分散の推定値から、ダミーを加えて推定した分散の推定値を引いた値を示したのが図表7である。その二者の分散の違いはコホート年代別に異なっている。

図表7 恒常所得の格差のうち、ライフイベントで説明できる部分

(1) 初職効果の影響 (25～40歳)



(2) 退職の影響 (45歳以上)



まず、大きな初職効果を見せるのは、1970年代後半生まれである。ちなみに、この世代の恒常所得格差の平均は20歳台から30歳台の間、元の推定では0.015～0.02で推移する。

初職の効果は、25歳時点で0.012、35歳時点で0.005となった。20歳台後半では、恒常所得の格差のほとんどは、初職の影響で説明でき、30歳台になると初職で説明できる部分は少なくなっているということになる。

他方、早期退職・定年退職については、1940年代生まれでは55歳前後、1950年代生まれでは50歳前後で大きな影響が見られる。これらの時期は、バブル崩壊後の1990年代半ばにあたり、彼らは景気低迷の中で早期退職の対象者となった可能性が高い。

5. まとめ

本論文では、被用者を中心とする給与所得に関する長期のパネルデータを用いて、その所得格差について考察した。高所得者のサンプルを除外しているため、いわゆる中間的な賃金階層に属した人たちの賃金格差について分析したことになる。利用したデータが長期間にわたるパネルデータであることから、若い時期から歳を経た時期まで、また1970年代から2000年代までの歴史を追い、賃金格差の要因を調べることができた。

分析の結果、年齢を経るにしたがって所得分散が拡大する傾向を見せることから、所得格差が加齢とともに大きくなることが確認できた。ただし、バブル景気の時期には所得の底上げがあったとみられ、年齢にかかわらず所得格差が小さくなっていった。

所得格差について、それぞれの時期で恒常所得の格差によるものか一時所得の格差によるものを分け、恒常所得の格差の推移を世代別に見たところ、多くの世代で若年時期と50歳台に格差が拡大している様子が観察できた。格差拡大は、若年時（学卒時）や定年時近くの就業状態が一因であると考えられる。特に、1970年代後半生まれについては、初職の影響が大きいようだ。

こうした恒常所得格差がある場合、政策的対応を検討する必要がある。まず、恒常所得格差が家計の消費抑制に作用する効果である。恒常所得仮説にのっとって個人の消費活動を考えるのであれば、先に述べたような所得の変動（たとえば減少）が一時的である場合、家計は消費水準を大きく変更させることにはならない。一方、恒常所得に作用する場合は消費が抑制される¹²。また、恒常所得の格差は格差の固定化につながる。初職で正社員にならなかった場合、正社員になった人と比べると、恒常所得が下方に振れる。その背景には、そのような被用者が初職就業以降も所得獲得機会を喪失しているという社会構造があると考えられる。

近年、所得格差が大きくなったことを問題視する議論が少なくない。所得格差が一時的に生じたものか、恒久的に影響するものかといった、その格差の内容によって、その影響は異なる。また、その時代ごとに格差を生みだした原因は異なる。その要因によって対応する政策は異なるはずだ。所得格差が大きくなったかどうかだけではなく、所得格差をもたらすパスを検討することも重要である。本論文では、格差拡大をもたらす要因について、初職効果と早期退職の効果を確認するにとどまったが、そのほか景気変動や産業構造の転換などの様々な環境変化による影響を確認することが必要だ。その確認は今後の課題だ。

個人のキャリアパスや所得過程を追うことのできる長期パネルデータは、この意味において、今後も有益な情報を与えてくれる強力な統計資料となるだろう。

¹² 所得リスクに対する保険機能を考えるには、消費に関する情報が必要である。本論文で用いた LOSEF データは回顧型の所得に関するパネルデータであり、消費に関する情報を含んでいない。

参考文献

- Abe, Naohito and Tomohiro Yamada (2009), "Nonlinear income variance profiles and consumption inequality over the life cycle," *Journal of the Japanese and International Economics*, 23, pp.344-366.
- Abowd, John M. and David Card (1989), "On the Covariance Structure of Earnings and Hours Changes," *Econometrica*, Vol.57, No.2, pp.411-445.
- Hamaaki, Junya, Masahiro Hori, Saeko Maeda and Keiko Murata (2012), "Changes in the Japanese Employment System in the Two Lost Decades," *ILR Review*, 65(4), pp. 810-846.
- Kondo, Ayako (2007), "Does the First Job Really Matter? State Dependency in Employment Status in Japan," *Journal of the Japanese and International Economies*, 21, pp.379-402.
- Meghir, Costas and Luigi Pistaferri (2010), "Earnings, Consumption and Lifecycle Choices," NBER Working Paper: 15914.
- 阿部修人 (2010) 「日本における所得リスクの傾向」 『「市場か、福祉か」を問いなおす』 第1章 家計をとりまく所得リスクの現状、NIRA 研究報告書、 27-37 頁。
- (2012) 「若年層の雇用形態と恒常的所得リスク」 IPSS Discussion Paper Series, No. 2011-J03.
- 阿部修人・稲倉典子 (2008) 「所得構造と恒常ショックの推移—家計パネルデータに基づく共分散構造からみた格差の把握」 季刊社会保障研究、44(3), pp.316-331.
- 稲垣誠一・小塩隆士 (2013) 「初職の違いがその後の人生に及ぼす影響—LOSEF 個票データを用いた分析—」 経済研究、64 (4), pp.289-302.
- 岩本光一郎・堀雅博 (2012) 「年功賃金制の劣化と生涯所得・年金定期便の履歴情報に基づく分析」 年金と経済、31(3), pp.61-70.
- 高山憲之・稲垣誠一・小塩隆士 (2012) 「『暮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について」 CIS Discussion paper series, No. 551.
- (2013) 「年金加入履歴に基づく『暮らしと仕事に関する中高年インターネット特別調査』の概要と調査客体の特徴について」 CIS Discussion paper series, No. 608.

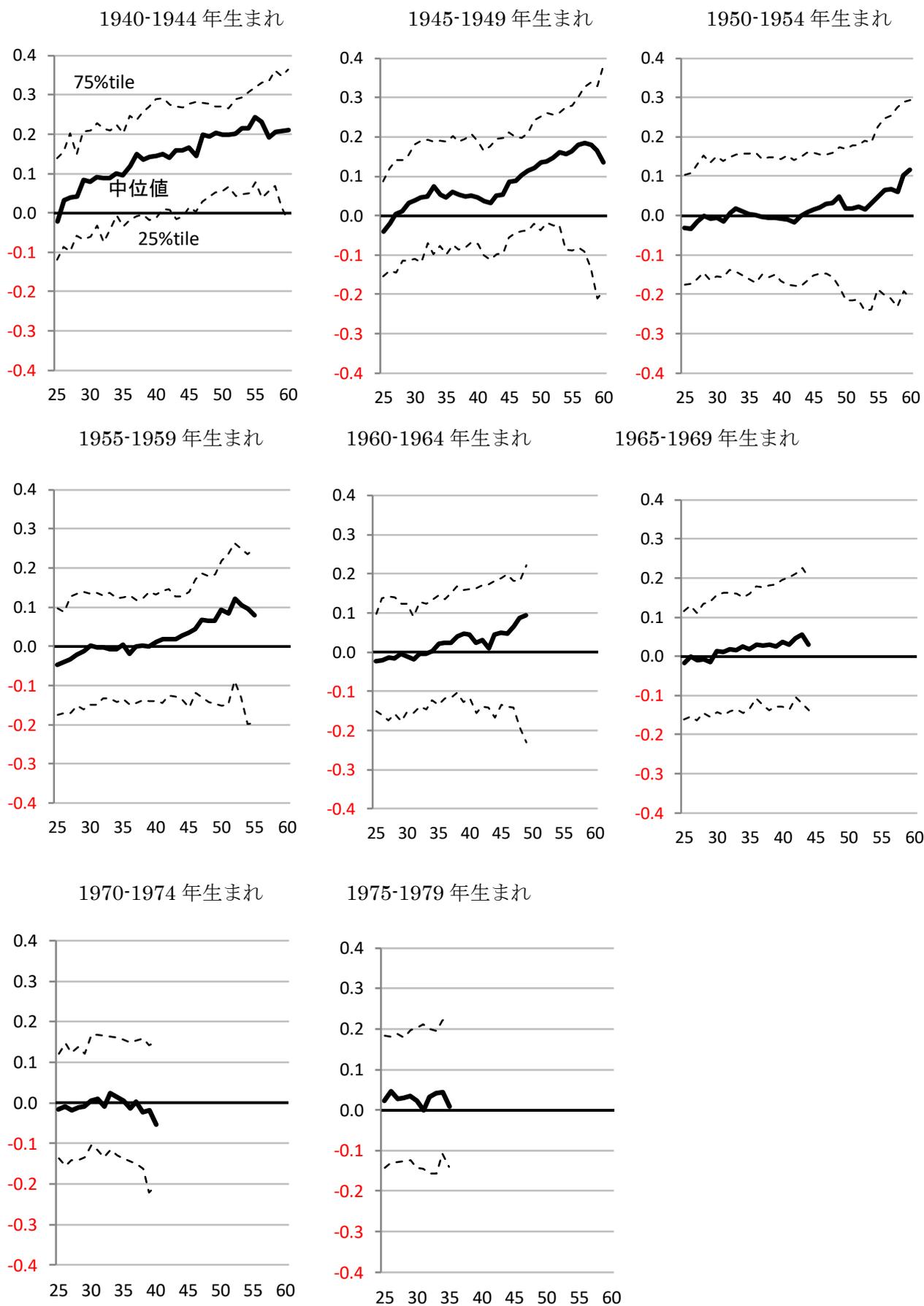
付属図表 1 賃金関数の形状

非説明変数: 標準報酬月額(対数)									
	全体	'40-44 生	'45-49 生	'50-54 生	'55-59 生	'60-64 生	'65-69 生	'70-74 生	'75-79 生
年齢	0.0981*** (0.000908)	0.115*** (0.0120)	0.128*** (0.00810)	0.0894*** (0.00668)	0.0437*** (0.00877)	0.0992*** (0.0121)	0.0755*** (0.0103)	0.0902*** (0.0142)	0.0368 (0.0232)
二乗項	-0.00101*** (0.0000113)	-0.000958*** (0.000138)	-0.00129*** (0.0000959)	-0.000938*** (0.0000819)	-0.000509*** (0.000113)	-0.00109*** (0.000170)	-0.000769*** (0.000153)	-0.00109*** (0.000231)	-0.000113 (0.000407)
企業規模ダミー(基準: ~99 人)									
~499 人	0.0424*** (0.00338)	0.0542*** (0.0167)	0.0140 (0.0106)	0.0563*** (0.00697)	0.0147** (0.00736)	0.0476*** (0.00927)	0.0831*** (0.00838)	0.0166* (0.00854)	0.0912*** (0.0115)
~4999 人	0.0712*** (0.00327)	-0.0108 (0.0151)	0.0942*** (0.0102)	0.0308*** (0.00673)	0.0686*** (0.00767)	0.0967*** (0.00913)	0.108*** (0.00772)	0.0847*** (0.00865)	0.0836*** (0.0114)
5000 人以上	0.105*** (0.00373)	-0.00916 (0.0152)	0.0969*** (0.0105)	0.0705*** (0.00813)	0.123*** (0.00898)	0.113*** (0.0105)	0.172*** (0.00921)	0.150*** (0.0103)	0.174*** (0.0133)
産業ダミー(基準: 製造業)									
農林水産	-0.145*** (0.0315)		-0.265*** (0.0950)			-0.346*** (0.0507)	-0.169*** (0.0422)	0.0802 (0.0711)	
建設	-0.0493*** (0.00500)	-0.184*** (0.0248)	0.0340** (0.0143)	-0.151*** (0.0102)	-0.128*** (0.0109)	0.109*** (0.0127)	0.0106 (0.0130)	0.000954 (0.0123)	0.0982*** (0.0176)
情報通信	0.0240*** (0.00471)	-0.212*** (0.0231)	0.0365** (0.0163)	0.00849 (0.0102)	0.0729*** (0.0113)	0.0368*** (0.0115)	0.0553*** (0.00977)	0.0488*** (0.0108)	0.0966*** (0.0151)
運輸郵便	-0.0435*** (0.00586)	-0.141*** (0.0238)	0.00175 (0.0166)	-0.0482*** (0.0138)	-0.108*** (0.0125)	0.00826 (0.0160)	-0.0789*** (0.0130)	-0.00691 (0.0159)	0.0246 (0.0206)
卸売・小売	-0.0308*** (0.00387)	-0.0642*** (0.0146)	0.0628*** (0.0101)	-0.0729*** (0.00783)	-0.0243*** (0.00863)	-0.139*** (0.0133)	-0.0462*** (0.0106)	-0.0236** (0.0107)	-0.0375** (0.0155)
金融・保険	0.0530*** (0.00565)	0.0811*** (0.0169)	0.138*** (0.0143)	0.0548*** (0.0131)	-0.0464*** (0.0129)	0.000458 (0.0169)	-0.0225 (0.0162)	0.0198 (0.0159)	0.0782*** (0.0212)
不動産	0.00327 (0.00998)		0.162*** (0.0335)	-0.0404** (0.0197)	-0.157*** (0.0240)	0.0161 (0.0195)	-0.0613** (0.0252)	0.213*** (0.0212)	0.0109 (0.0316)
学術研究	0.189*** (0.0335)					0.202*** (0.0760)	0.438*** (0.0575)	0.106* (0.0578)	0.154*** (0.0414)
宿泊・飲食	-0.0309*** (0.00993)	-0.130** (0.0572)	0.0225 (0.0298)	-0.101*** (0.0177)	0.124*** (0.0205)	-0.0282 (0.0274)	-0.177*** (0.0358)	-0.00748 (0.0254)	-0.0265 (0.0354)
娯楽	-0.0255 (0.0160)		0.0331 (0.0731)	-0.0988*** (0.0280)	-0.0134 (0.0305)	0.114** (0.0497)	-0.149*** (0.0512)	0.189*** (0.0353)	-0.0576 (0.0413)
教育	-0.0776*** (0.0120)	-0.414*** (0.0497)	0.0639 (0.0403)	-0.0692*** (0.0222)	-0.103*** (0.0279)		-0.0178 (0.0524)	-0.0947*** (0.0275)	-0.0440* (0.0240)
医療・福祉	-0.0568*** (0.00723)	-0.0528 (0.0972)	-0.134*** (0.0400)	-0.0573*** (0.0156)	-0.00742 (0.0189)	-0.133*** (0.0152)	-0.0611*** (0.0128)	0.00567 (0.0164)	0.0114 (0.0180)
その他	-0.0243*** (0.00373)	-0.117*** (0.0153)	0.0534*** (0.0116)	-0.0274*** (0.00758)	-0.0324*** (0.00841)	-0.0494*** (0.00988)	-0.0251*** (0.00889)	-0.0329*** (0.00980)	-0.0195 (0.0131)
就業状況ダミー(基準: 正規・正社員)									
働いていない	0.162*** (0.0324)	0.399*** (0.0970)	0.312*** (0.0517)	0.0368 (0.0737)		-1.338*** (0.237)	-0.556** (0.232)	-0.0838 (0.166)	
非正規	-0.365*** (0.00664)	-0.270*** (0.0284)	-0.281*** (0.0188)	-0.442*** (0.0148)	-0.443*** (0.0194)	-0.361*** (0.0225)	-0.437*** (0.0172)	-0.313*** (0.0144)	-0.313*** (0.0156)
学歴ダミー(基準: 高等学校卒業)									
中学	-0.0250*** (0.00902)	-0.158*** (0.0225)	-0.0263 (0.0258)	0.0319* (0.0171)	0.0236 (0.0218)	0.0913** (0.0376)	0.190*** (0.0426)	0.107** (0.0519)	-0.0359 (0.0623)
専門学校	0.00696 (0.00510)	0.215*** (0.0600)	0.0285 (0.0175)	0.0143 (0.0111)	0.0583*** (0.0126)	0.00169 (0.0124)	-0.0150 (0.0116)	0.0247** (0.0107)	-0.0800*** (0.0167)
短大・高専	0.0567*** (0.00634)	0.123*** (0.0230)	0.140*** (0.0176)	0.0649*** (0.0122)	0.149*** (0.0194)	0.147*** (0.0197)	0.00565 (0.0145)	-0.0698*** (0.0175)	-0.0419 (0.0264)
大学	0.0458*** (0.00284)	0.0750*** (0.0104)	-0.00893 (0.00782)	0.0730*** (0.00586)	0.0989*** (0.00693)	0.0836*** (0.00792)	0.0160** (0.00791)	0.0537*** (0.00864)	0.00623 (0.0119)
大学院	0.112*** (0.00688)	0.0768 (0.0564)	0.200*** (0.0576)	0.103*** (0.0178)	0.216*** (0.0167)	0.150*** (0.0197)	0.0388*** (0.0136)	0.0865*** (0.0122)	0.0842*** (0.0177)
定数項	2.719*** (0.214)	2.563*** (0.309)	1.901*** (0.189)	2.632*** (0.144)	3.805*** (0.278)	3.746*** (0.214)	3.728*** (0.180)	3.669*** (0.229)	4.152*** (0.341)
サンプルサイズ	63,587	6,389	10,159	16,620	8,959	5,419	6,470	5,953	3,618
R-squared	0.565	0.690	0.598	0.536	0.616	0.577	0.524	0.420	0.370

()は標準誤差であり、個人識別 ID でクラスタリングして求めている。統計的有意水準: *** 1%、** 5%、*10%
このほか、年ダミーを用いている。

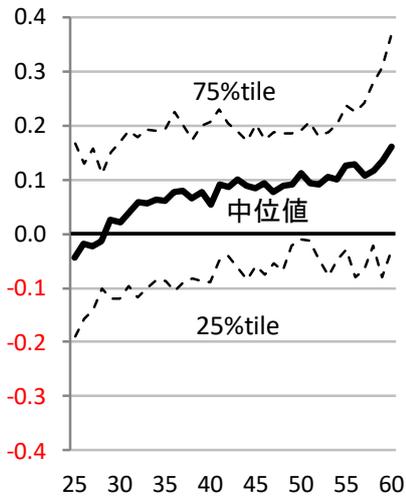
付属図表2 $\widehat{y}_{i,t}$ の分布推移

(1) 全体で推定した賃金関数から生まれる残差

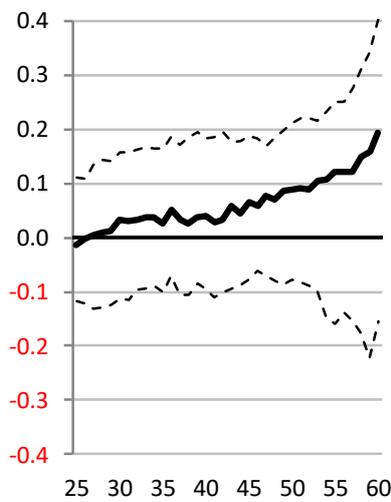


(2) 各世代の賃金関数から生まれる残差

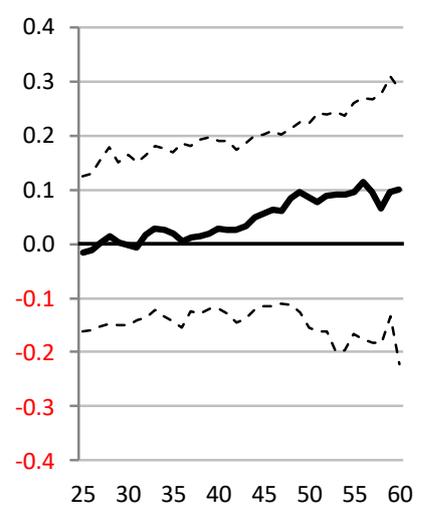
1940-1944 年生まれ



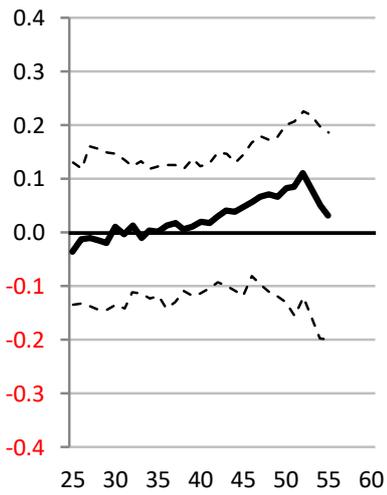
1945-1949 年生まれ



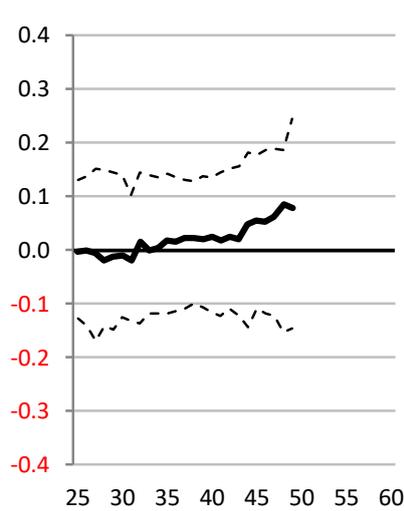
1950-1954 年生まれ



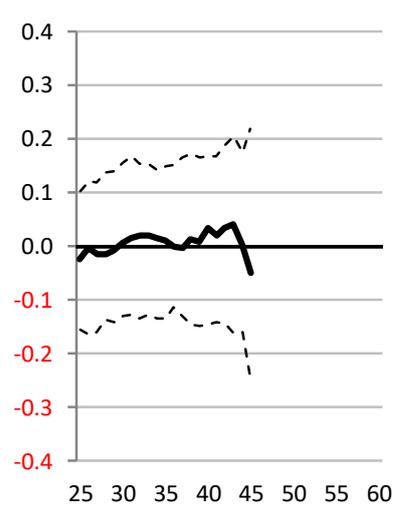
1955-1959 年生まれ



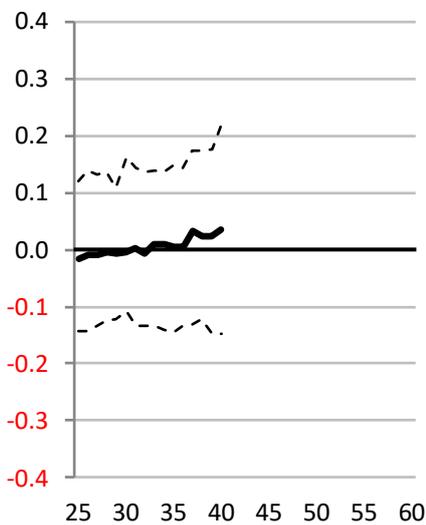
1960-1964 年生まれ



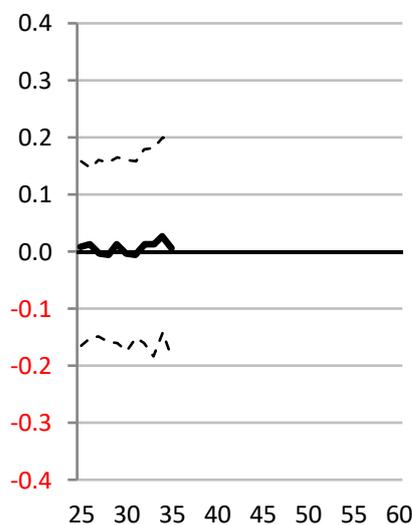
1965-1969 年生まれ



1970-1974 年生まれ



1975-1979 年生まれ



付属図表3 一時ショックの分散、恒常ショックの分散の推定値

(1) 一時ショックの分散

年齢	25	26	27	28	29	30
全体	0.00460	0.00462	0.00423	0.00516	0.00597	0.00350
40-44 生	0.00962	0.00620	0.0022	0.00578	0.00841	0.00439
45-49 生	0.00482	0.00748	0.00947	0.00625	0.00899	0.00457
50-54 生	0.00619	0.00564	0.00477	0.00776	0.00992	0.00475
55-59 生	0.00362	0.00566	0.00317	0.00473	0.00263	0.00287
60-64 生	0.00125	0.00478	0.00243	0.00356	0.00231	0.00276
65-69 生	0.00229	0.00323	0.00320	0.00121	0.00326	0.00331
70-74 生	0.00525	0.00252	0.00585	0.00561	0.00708	0.00298
75-79 生	0.00363	0.00153	0.00104	0.00491	0.00304	0.00200

年齢	31	32	33	34	35	36
全体	0.00416	0.00350	0.00395	0.00375	0.00372	0.00280
40-44 生	0.00559	0.00430	0.00457	0.0029	0.00406	0.00348
45-49 生	0.00733	0.00552	0.00256	0.00365	0.00207	0.00321
50-54 生	0.00441	0.00252	0.00358	0.00482	0.00554	0.00394
55-59 生	0.00441	0.00248	0.00363	0.00337	0.00487	0.00353
60-64 生	0.00171	0.00357	0.00347	0.00341	0.000699	0.000557
65-69 生	0.00333	0.00255	0.0063	0.00462	0.00442	0.00140
70-74 生	0.00203	0.00343	0.00503	0.00298	0.00285	0.00302
75-79 生	0.00525	0.00505	0.00152	0.00299		

年齢	37	38	39	40	41	42
全体	0.00480	0.00344	0.00302	0.00308	0.00227	0.00217
40-44 生	0.00378	0.00167	0.0000846	0.00138	0.00409	0.00303
45-49 生	0.00327	0.00233	0.00347	0.00408	0.00208	0.00325
50-54 生	0.00551	0.00474	0.00158	0.00392	0.000784	0.00175
55-59 生	0.00156	0.00368	0.00678	0.00121	0.00298	0.00177
60-64 生	0.0157	0.00315	0.00248	0.00300	0.00218	0.00187
65-69 生	0.00377	0.00413	0.00309	0.00353	0.00333	0.00193
70-74 生	0.00170	0.00195	0.00316			

年齢	43	44	45	46	47	48
全体	0.00242	0.00137	0.00115	0.00361	0.00286	0.00101
40-44 生	0.000907	0.000953	0.00141	0.00176	0.00192	0.00119
45-49 生	0.00292	0.00100	0.00125	0.00124	0.00154	0.000428
50-54 生	0.00302	0.00112	0.00098	0.00624	0.000419	0.00133
55-59 生	0.00237	-0.00018	-0.000657	0.00404	0.00848	0.00146
60-64 生	0.00173	0.00380	0.00326	0.00146	0.00346	
65-69 生	0.00224	0.00332				

年齢	49	50	51	52	53	54
全体	0.00224	0.00129	0.000551	0.00230	0.00347	0.000423
40-44 生	0.000413	0.00157	0.00054	0.00125	0.00526	-0.000734
45-49 生	0.00205	0.00116	0.000278	0.00139	0.00289	0.00326
50-54 生	0.00179	0.00194	0.000819	0.00388	0.00434	-0.00133
55-59 生	0.00438	0.000273	0.000391	0.00114	0.000359	0.00231

年齢	55	56	57	58	59
全体	0.00107	0.00137	0.0022	0.00552	0.000185
40-44 生	0.00113	0.00187	0.00169	0.0012	0.00318
45-49 生	0.00294	0.00147	0.00183	0.00895	-0.0025
50-54 生	0.000155	0.00110	0.00307	0.00498	0.000945

(2) 恒常ショックの分散

年齢	25	26	27	28	29	30
全体	0.0234	0.0198	0.0211	0.0187	0.0232	0.0165
40-44 生	0.0299	0.0209	0.0152	0.0236	0.0398	0.0217
45-49 生	0.0230	0.0400	0.0293	0.0238	0.0291	0.0213
50-54 生	0.0245	0.0208	0.0179	0.0202	0.0271	0.0190
55-59 生	0.0302	0.0174	0.0284	0.0198	0.0166	0.0114
60-64 生	0.0163	0.0194	0.0153	0.0151	0.0123	0.0108
65-69 生	0.0145	0.0129	0.0209	0.00822	0.0259	0.0129
70-74 生	0.0251	0.0125	0.0231	0.0211	0.0208	0.0188
75-79 生	0.0229	0.0153	0.0163	0.0183	0.0170	0.0152

年齢	31	32	33	34	35	36
全体	0.0164	0.0178	0.0154	0.0148	0.0145	0.0125
40-44 生	0.0214	0.0246	0.0188	0.00983	0.0358	0.0132
45-49 生	0.0227	0.0187	0.0101	0.0124	0.00706	0.0136
50-54 生	0.0182	0.0161	0.0141	0.0158	0.0170	0.0141
55-59 生	0.0134	0.0148	0.0143	0.0116	0.0138	0.0139
60-64 生	0.0106	0.0156	0.0182	0.0111	0.00921	0.00464
65-69 生	0.0153	0.0138	0.0149	0.0227	0.0136	0.00854
70-74 生	0.0120	0.0207	0.0186	0.0167	0.0119	0.0177
75-79 生	0.0199	0.0225	0.0158	0.0111		

年齢	37	38	39	40	41	42
全体	0.0166	0.0122	0.0137	0.0193	0.0170	0.00875
40-44 生	0.0134	0.00735	0.00554	0.0114	0.0812	0.00830
45-49 生	0.0116	0.00873	0.0159	0.0532	0.00933	0.0120
50-54 生	0.0152	0.0164	0.0132	0.0161	0.00882	0.00931
55-59 生	0.00731	0.0128	0.0189	0.0107	0.0106	0.00751
60-64 生	0.0382	0.00964	0.0111	0.0106	0.00703	0.00732
65-69 生	0.0171	0.0144	0.0138	0.0124	0.0162	0.00610
70-74 生	0.0196	0.00722	0.0114			

年齢	43	44	45	46	47	48
全体	0.0128	0.00874	0.00891	0.0113	0.0206	0.00777
40-44 生	0.00525	0.00469	0.00631	0.00563	0.0711	0.00472
45-49 生	0.00952	0.00563	0.00935	0.00565	0.0101	0.00483
50-54 生	0.0188	0.00690	0.0123	0.0182	0.00753	0.00972
55-59 生	0.0152	0.0141	0.00222	0.0127	0.0249	0.0101
60-64 生	0.00649	0.00836	0.0124	0.00262	0.0115	
65-69 生	0.0110	0.0249				

年齢	49	50	51	52	53	54
全体	0.0149	0.0120	0.00767	0.0167	0.0175	0.0130
40-44 生	0.0267	0.00590	0.00221	0.0116	0.0149	0.00293
45-49 生	0.00364	0.0209	0.00436	0.00928	0.0214	0.0200
50-54 生	0.0132	0.00961	0.00923	0.0254	0.0169	0.0138
55-59 生	0.0212	0.0112	0.0128	0.0122	0.0148	0.00921

年齢	55	56	57	58	59
全体	0.0101	0.0187	0.0224	0.0227	0.0150
40-44 生	0.00465	0.0294	0.0467	0.00991	0.0125
45-49 生	0.0132	0.0182	0.0114	0.0255	0.0146
50-54 生	0.0107	0.0150	0.0184	0.0293	0.0185