

退職期間の決定要因に関する推定結果は図表 12 に示されているが、この表から分かるように、最も関心のある変数である SSAGE の係数は、全世帯および勤労者世帯の場合に負で統計的に有意であり、予想通り、年金の支給開始年齢の引き上げは退職を遅らせ、退職期間を短縮するようであり、公的年金の退職促進効果の存在を裏付ける。

それ以外の変数の係数について見ると、農家・自営業者世帯の退職期間は他の職業の人よりも短く（つまり、退職年齢が他の職業の人よりも遅く）、その差は少なくとも限界的に有意である。農家・自営業者世帯の場合は定年がないため、退職が遅いのは予想通りである。また、勤労者世帯の場合は学歴が高いほど退職期間が長く、退職年齢が早い傾向があるが、全世帯および農家・自営業者世帯の場合は学歴が高いほど退職期間が短く、退職年齢が遅い傾向がある。

3. シミュレーション分析

ここでは、推定結果に基づいた簡単なシミュレーション分析を 2 つ行う。まず、ここで用いた調査によると、日本人は公的年金によって老後の生活費の 49.1% を賄うことができているが、このいわゆる「公的年金の代替率」が 20% 引き下げられ、39.3% になったとしたら、SFRATIO（自己資金比率）が 50.9% から 60.7% まで引き上げられ、19.3% 増加することになる。全世帯のサンプルにおいて $\ln(\text{SFRATIO})$ の係数が 0.237 であるということは、公的年金の代替率が 20% 引き下げられることによって WOLDAGE（老後のための貯蓄目標額）が $0.237 \times 19.3 = 4.57\%$ 増加することを意味する。つまり、このシミュレーションによって公的年金の資産代替効果の大きさ（公的年金の給付水準の削減によって家計資産がどれだけ増加するか）が分かった。

また、勤労者世帯の場合の公的年金の支給開始年齢が 60 歳から 65 歳まで段階的に引き上げられつつあるが、この引き上げによって勤労者世帯の支給開始年齢が 0 = 8.33% 増加することになり、勤労者世帯のサンプルにおいて $\ln(\text{SSAGE})$ の係数の大きさが約 1.107 であるということは、支給開始年齢が 5 歳引き上げられることによって退職期間が $8.33 \times 1.107 = 9.22\%$ 短縮され、退職期間の平均値が 24.57 年であるため、退職期間が $9.22 \times 24.57 = 2.27$ 年短縮されることを意味する。また、余命が一定であれば、退職年齢が 2.27 年遅くなることを意味する。つまり、このシミュレーションによって公的年金の退職促進効果の大きさ（公的年金の支給開始年齢の引き上げによって退職年齢がどれだけ上昇するか）が分かり、支給開始年齢の引き上げほど大きくはないが相当なものであるということが分かった。

VIII. 結論

本章第 2 部では、郵政総合研究所（旧郵政省郵政研究所）が 1996 年に実施した第 5 回「家計における金融資産選択に関する調査」からの個票データを用いて老後貯蓄の重要度と老後目的のための貯蓄目標額・退職期間の決定要因について分析し、特に公的年金の影響に着目

した。

主な分析結果を要約すると、以下の通りである。

(1) 日本では、老後貯蓄が最も重要な貯蓄目的であり、各目的のために貯蓄をしている人々の割合を基準とした場合でも、各目的のための貯蓄目標額を基準とした場合でも、老後目的は1位である。日本では家計の47.9%が老後目的のために貯蓄をしており、老後目的のために貯蓄をしている家計のその目的のための貯蓄目標額は平均して1,658万円にも上り、年間所得の約2.4倍にも上る。また、老後目的のための貯蓄目標額の総額は全ての目的のための貯蓄目標額の総額の半分近く(47.0%)にも上る。

(2) 老後目的のための貯蓄目標額の決定要因について見ると、自己資金比率(公的年金以外の資金の比率)の係数は予想通り有意に正であり、公的年金の給付水準が高ければ高いほど、老後目的のための貯蓄目標額が低くなるという結果が得られた。つまり、公的年金の資産代替効果が確認された。

(3) 退職期間の決定要因について見ると、公的年金の支給開始年齢の係数は予想通り有意に負であり、年金の支給開始年齢の引き上げは退職を遅らせ、退職期間を短縮するという結果が得られた。つまり、公的年金の退職促進効果が確認された。また、農家・自営業者世帯の退職期間は他の職業の人よりも有意に短く、他の職業の人よりも退職が有意に遅いようである。農家・自営業者世帯の場合は定年がないため、退職が遅いのは予想通りである。

(4) シミュレーション分析の結果について見ると、公的年金の代替率が20%引き下げられれば、老後のための貯蓄目標額が4.57%増加し、勤労者世帯の場合の支給開始年齢が5歳引き上げられれば、勤労者世帯の退職年齢が2.27歳遅くなるということが分かり、公的年金の資産代替効果および退職促進効果の大体の大きさが分かった。

これらの結果を総合すると、公的年金制度は人々の貯蓄行動にも退職行動にも影響し、ライフ・サイクル仮説が支持された。政策的インプリケーションについて述べると、公的年金制度を設計する際は、その制度の人々の貯蓄行動・退職行動に与える影響について考慮する必要があるといえよう。

謝辞

データの使用を許可していただいた郵政総合研究所、本稿の作成に当たり、有益なコメントをいただいた鈴木亘先生、関田静香さん、年金総合研究所の研究会の委員に感謝の意を表す。

参考文献

Feldstein, Martin (1974), "Social Security, Induced Retirement, and Aggregate Capital Accumulation," *Journal of Political Economy*, vol. 82, no. 5 (September/October), pp. 905-926.

Horioka, Charles Yuji, and Okui, Megumi (1999), "A U.S.-Japan Comparison of the Importance and Determinants of Retirement Saving," *Economics Letters*, vol. 65, no. 3: (December), pp. 365-71.

King, M. A., and Dicks-Mireaux, L.-D.-L. (1982), "Asset Holdings and the Life-Cycle," *Economic Journal*, vol. 92, no. 366 (June), pp. 247-267.

Kotlikoff, Laurence J. (1979), "Testing the Theory of Social Security and Life Cycle Accumulation," *American Economic Review*, vol. 69, no. 3 (June), pp. 396-410.

Modigliani, Franco, and Brumberg, Richard (1954), "Utility Analysis and the Consumption Function: An Interpretation of Cross-Section Data," in Kenneth K. Kurihara, ed., *Post Keynesian Economics* (New Brunswick: Rutgers University Press), pp. 388-436.

Tachibanaki, Toshiaki, and Shimono, Keiko (1985), "Labor Supply of the Elderly: Their Desires and Realities about Full-time Jobs, Part-time Jobs, Self-employed Jobs or Retirement, 『経済研究』第 36 巻、第 3 号 (7 月)、239-250 頁。

八田達夫・小口登良 (1999)、『年金改革論：積立方式へ移行せよ』(日本経済新聞社)。

大鋸宗、中村二郎 (1999)、「公的年金と雇用促進策の高齢者の就業行動に与える影響：『高年齢者就業実態調査』による実証分析」、日本経済学会春期大会報告論文、香川大学。

清家篤 (1992)、『高齢者の労働経済学』(日本経済新聞社)。

清家篤 (1993)、『高齢化社会の労働市場』(東洋経済新報社)。

清家篤他 (1997)、「高齢化社会の労働市場における高齢者の能力活用に関する研究」、『経済分析』(経済企画庁経済研究所編集)、第 155 号 (12 月)、pp. 1-177。

清家篤、山田篤裕 (2004)、『高齢者就業の経済学：新しい経済学』(日本経済新聞社)。

高山憲之、舟岡史雄、大竹文雄、有田富美子、上野大、久保克行 (1990)、「家計の貯蓄と就労に関する経済分析：公的年金との関係に焦点を当てて」、『経済分析』第 121 号 (11 月)、1-159 頁。

〔図表 11〕 老後貯蓄の決定要因に関する推定結果

説明変数	全世帯	勤労者世帯	自営業者世帯
定数項	-0.441 2.627	-23.454 *** 6.968	-9.260 + 5.768
ln(RETEXP/YP55)	0.273 + 0.172	0.549 *** 0.204	-0.456 0.350
ln(SFRATIO)	0.237 ** 0.114	0.123 0.117	0.767 * 0.397
ln(RETSPAN)	0.060 0.847	7.294 *** 2.196	3.056 + 1.873
PVTPEN	0.162 0.133	0.196 0.138	0.832 1.124
CHILD	0.021 0.280	0.443 0.333	-0.274 0.518
Log likelihood	592.981	577.873	66.117
Number of obs.	678	562	116
定数項	-0.263 2.626	-23.170 *** 6.901	-10.188 + 6.325
ln(ASFAMT/Y55)	0.247 *** 0.088	0.241 *** 0.093	0.139 0.221
ln(RETSPAN)	0.001 0.847	7.162 *** 2.173	3.351 + 2.061
PVTPEN	0.163 0.133	0.194 0.138	0.876 1.017
CHILD	0.019 0.281	0.419 0.328	-0.229 0.474
Log likelihood	592.968	576.508	62.510
Number of obs.	678	562	116

(注) *** 1%水準で有意、 ** 5%水準で有意、 * 10%水準で有意、 + 15%水準で有意。

[図表 12] 退職期間の決定要因に関する推定結果

説明変数	全世帯	勤労者世帯	自営業世帯
定数項	6.836 *** 1.917	7.711 *** 1.303	2.996 *** 0.402
HEALTH	-0.005 0.048	0.007 0.038	0.215 0.402
JOB2	0.005 0.110	0.056 0.076	
JOB3	0.031 0.111	0.026 0.077	
JOB4	-0.413 *** 0.117		-0.380 *** 0.114
JOB5	-0.161 + 0.105		
KIB02	-0.102 0.106	-0.041 0.075	
KIB03	-0.125 0.106	-0.028 0.074	
KIB04	-0.058 0.107	0.014 0.074	
KIB05	-0.051 0.105	0.000 0.074	
EDU2	-0.061 * 0.033	0.055 * 0.029	-0.186 ** 0.089
EDU3	-0.109 *** 0.039	0.035 0.041	-0.356 *** 0.106
EDU4	-0.026 0.036	0.080 *** 0.031	-0.102 0.115
ln(SSAGE)	-0.855 * 0.463	-1.107 *** 0.314	
Log likelihood	592.981	577.873	66.117
Number of obs.	678	562	116

(注) *** 1%水準で有意、 ** 5%水準で有意、 * 10%水準で有意、 + 15%水準で有意。
推定式(13)に基づく推定結果のみを示した。

第3部 家計の労働供給に対する影響

安部 由起子
佐藤 雅代

I. はじめに

1990年代前半に日本の60-64歳男性の労働力率が上昇したことは、高齢者の就業に関する研究の中で注目を集めた(小川(1997)、三谷(1997)、安部(1998))。しかしその後、この年齢層の労働力率は低下している(図表13)。2004年には、60-64歳台男性の労働力率は1980年代後半の「底」の水準まで下がっている。65-69歳男性の労働力率は、1990年代前半に少々上昇したものの、その後低下を続け、2004年には1985年の水準を10%下回っている(図表13)。この間、60歳台前半の年齢層で厚生年金の支給開始年齢が上昇したにもかかわらず、労働力率は低下しているのである。このことは、1990年代前半の60-64歳男性の状況は、一種特殊な状況であったことを伺わせる。この間、この年齢層に属していたコーホートの男性は、その前後のコーホートに比べて、ライフサイクルという視点での就業履歴が異なっていた可能性がある。本章では、複数時点のクロスセクションデータを用いたコーホート別の分析に重点を置き、高齢者の就業・引退を理解することを試みる。

60-69歳の女性の労働力率が、図表14に示されている。60-64歳台女性の労働力率は40%程度であり、同年代の男性(71%)に比べると大幅に低い。男性と異なり、時系列での変化はさほど大きくない。65歳以上の女性についても、これと比べて顕著な労働力率の上昇は見られない。これは、25歳-59歳女性の労働力率が上昇を続けているのと対照的である。

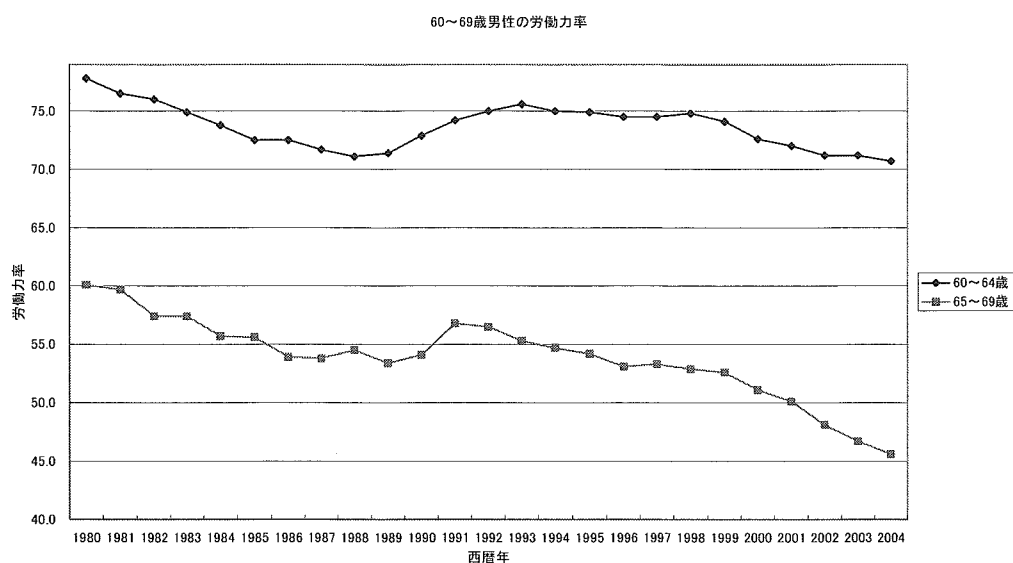
それでも、日本の60歳以上の労働力率は、諸外国に比べると高い(清家・山田(2004))。ただし、その就業の中身は変化している可能性がある。とりわけ注目されるのは、非正規雇用(パート雇用、もしくは有期雇用)就業の増加である。本章第3部では、高齢者の非正規雇用の実態について、高齢者就業実態調査およびパートタイム労働者総合実態調査(以下、パート実態調査と略す)の個票を用いた分析を行う。そして、従来あまり注目されてこなかった非正規労働の中での有期雇用の実態について、近年の推移を概観するとともに、非正規労働についての重要な政策課題の一つである被用者社会保険加入に関する分析を紹介する。本章第3部は以下のように構成されている。Ⅱ節では、複数の調査の集計データを用いて、高齢者の就業の推移を概観する。Ⅲ節では、高齢者の非正規雇用の実態およびその推移について、個票データ(高齢者就業実態調査およびパート実態調査)を用いた集計結果を紹介する。Ⅳ節では、高齢非正規雇用者の社会保険加入について、パート実態調査を用いた集計を報告する。最後のⅤ節は結論である。

II. 集計データによる高齢者就業の時系列推移

本節では、労働力調査、高齢者就業実態調査、就業構造基本調査の集計データから、高齢者の就業に関する推移を確認する。

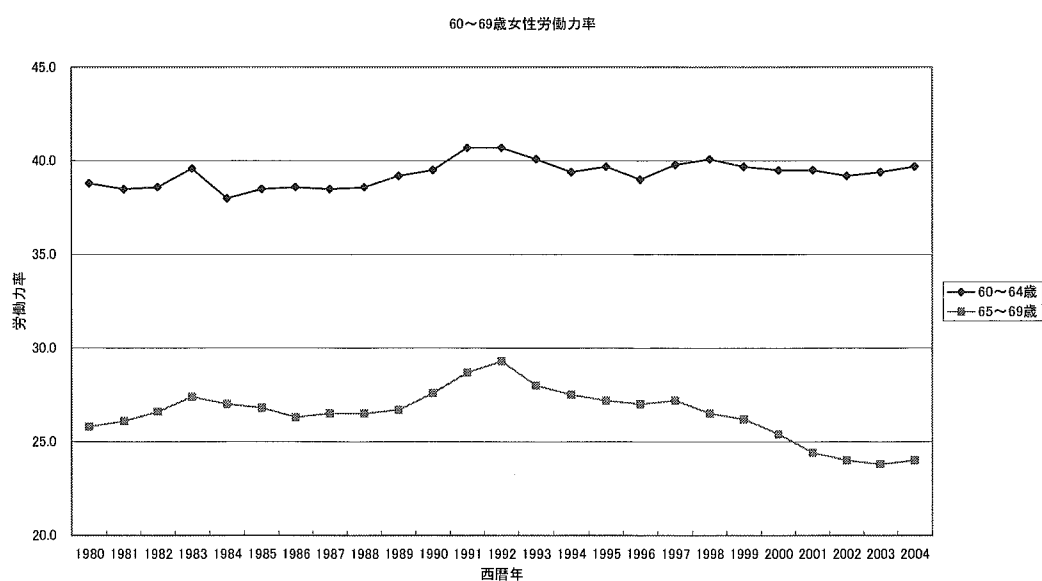
1. 労働力調査

〔図表 13〕 労働力率 (%)



出所：労働力調査

〔図表 14〕 労働力率 (%)



出所：労働力調査

ここでは1974年から2004年にかけての労働力調査の集計結果を用い、労働力率と就業率の動向を確認する。その際、5歳刻みの生年コーホートを定義し、5年離れた調査を用いてコーホート別の就業パターンの推移を追うことにより、加齢に伴う労働力率の変化を見る。これは、生年が同一の男女のライフサイクルにおける就業変化を擬似しているという意味で、集計されたレベルではあるが、ライフサイクルモデルとの対応をつけている。以下、男女別にコーホート別の就業行動とその推移の特徴をみていく。

(1) 男性

図表13に見られるように、近年、60歳以上の年齢層での労働力率の低下が見られる。55-59歳に関しては、労働力率は生年が後のコーホートで上昇している。コーホート別に労働力率の推移を表示したのが、図表15-1である。ところが、60歳以上に関しては、必ずしも生年が後のコーホートで労働力率が上昇しているわけではなく、むしろやや低下する傾向が見られる。たとえば、1935-1939年生まれのコーホートについては、65-69歳の労働力率は生年がその5年以上前のコーホートに比べて顕著に低くなっているし、1940-44年生まれのコーホートでは60-64歳での労働力率が顕著に低下している。

失業率をコーホート別にプロットしたのが図表15-2であるが、これによると、1989年と1994年に、55-59歳男性の失業率がやや低下した（1930-1934年生まれコーホートの1994年における失業率、および、1935-1939年生まれコーホートの1999年における失業率がこれに対応する）一方で、同じコーホートが60-64歳になったときの男性の失業率は上昇したことがわかる。そもそも、60歳台前半の失業率が高いのは、定年直後に失業する人が多いためであると考えられ、これまでの研究でも指摘されてきたところである。1990年代の前半には、60-64歳の失業率は5-7%で推移してきており、この水準は55-59歳と比較すると3-4%程度高かった。この差は、1990年代後半から2001年にかけて拡大し6%前後になっていたが、2002年から2004年にかけて、この乖離幅は縮小している。

このように、60歳台前半では男性の労働力率が大きく低下すると同時に、失業率が上昇する。失業をコントロールした上で就業率がどのように変化しているかを見るため、労働力調査から就業率（＝労働力率×（1－失業率））を計算し、コーホート別の就業率の推移を示したものが、図表15-3である。これによると、50歳台後半で就業が上昇し60歳台前半で低下するという傾向は、労働力率の場合と比較してもより顕著であることがわかる。すなわち、1998-2003年の間に60-64歳男性の失業率が9%を超える水準まで上昇した（ただし、これらの年の失業率がすべて図示されていない）ことにより、この時期、この年齢層の就業率は、低下している。その結果、コーホート別に見た就業率の推移は、生年が後のコーホートについて55-59歳部分では上昇する一方、60-64歳では低下している。これだけを見ると、55歳以上の男性について60歳以前の就業率が上昇し60歳以降のそれが低下するという“異時点間の代替”が生じた可能性がある。

具体的には、1934年以前生まれのコーホートについては、55-59歳と60-64歳を比較した就業率の下落は20%程度であったものの、1935-1944年生まれのコーホートについては、同じ年齢での就業率の低下幅は25%まで拡大している。

この間、厚生年金の支給開始年齢の上昇に伴い 60 歳台前半の雇用を確保するという観点から、60 歳を超えての定年延長に向けた動きが存在していたにもかかわらず、実態としては 60-64 歳男性の就業率は上昇していない。むしろ 55-59 歳の就業率が上昇したことによって、50 歳代後半から 60 歳代前半での低下幅は大きくなっている。

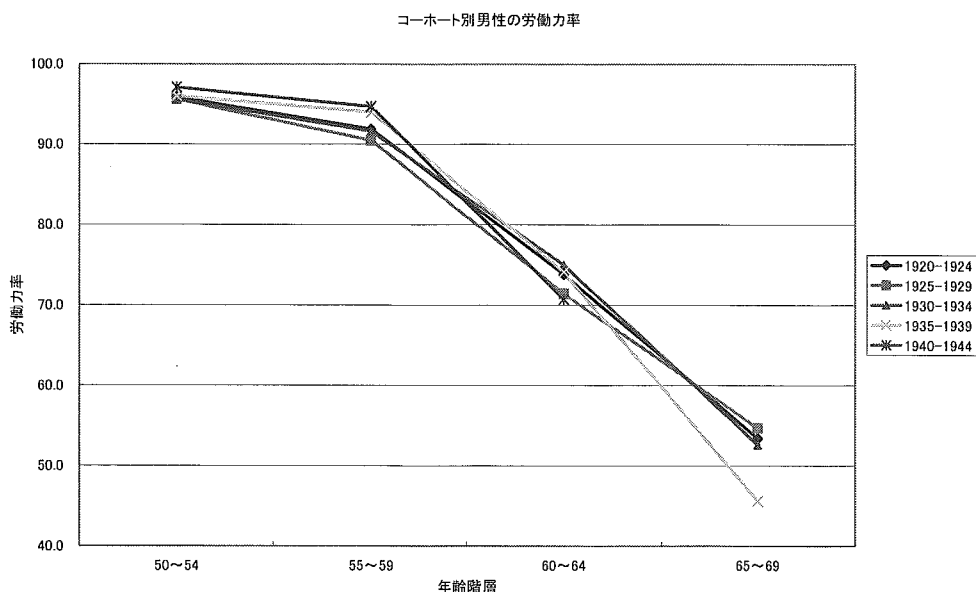
(2) 女性

男性と同様の、女性のコーホート別のプロファイルが、図表 16-1 から図表 16-3 に示されている(労働力率の年齢プロファイル(図表 16-1)、失業率の年齢プロファイル(図表 16-2)、就業率の年齢プロファイル(図表 16-3)。女性については、50 歳台の労働力率は生年が後のコーホートほど確実に上昇している。ところが、60-64 歳台の労働力率は 1920-1944 年生まれのコーホートでほぼ同一で、40%程度である。また、失業率については男性ほど大きな 60-64 歳での上昇が見られないし、また失業率の時系列変動もさほど大きくない(図表 16-2)。また 60-64 歳の失業率の水準も男性と比較すると低い。したがって、労働力率の推移と就業率の推移はほぼ連動している。

ここでの特徴は、59 歳までの就業率が上昇する一方で、60-64 歳での上昇はほとんど見られないため、50 歳台後半と 60 歳台前半での就業率の低下が、後の時点で生まれたコーホートほど大きくなっていることである。具体的には、1934 年以前に生まれたコーホートでは、60 歳にさしかかるところでの就業率の低下が 13%程度で推移したのに対し、1935-1944 年生まれのコーホートについては、そこでの就業率の低下が 17-19%となっている。

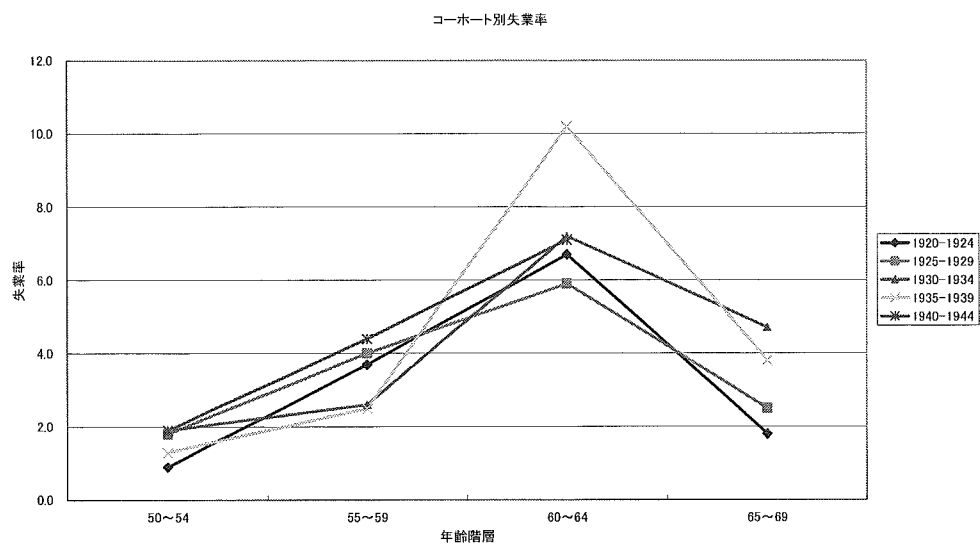
女性の引退過程は、加齢とともに就業率がなだらかに低下することが特徴であったが(高年齢者就業実態調査報告、次節を参照)、コーホート別に見ると、近年 60 歳付近での労働力率低下の度合いが大幅になる傾向にあり、ある意味では男性に近づいてきているともいえる。それと同時に、50 代後半と 60 代前半の代替が生じるようになったともいえる。

〔図 15-1〕 コーホート別男性の労働力率 (%)



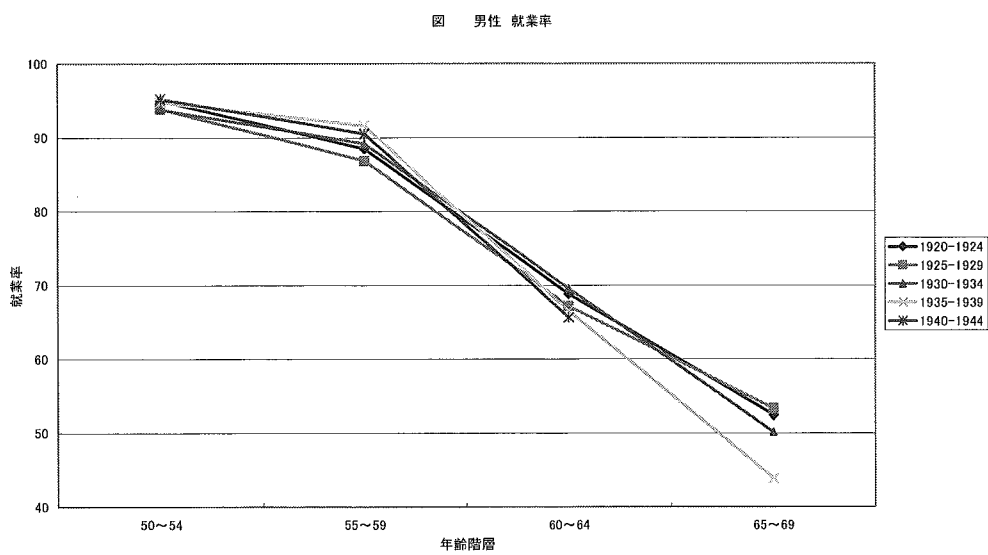
出所：労働力調査

〔図表 15-2〕 コーホート別男性失業率（％）



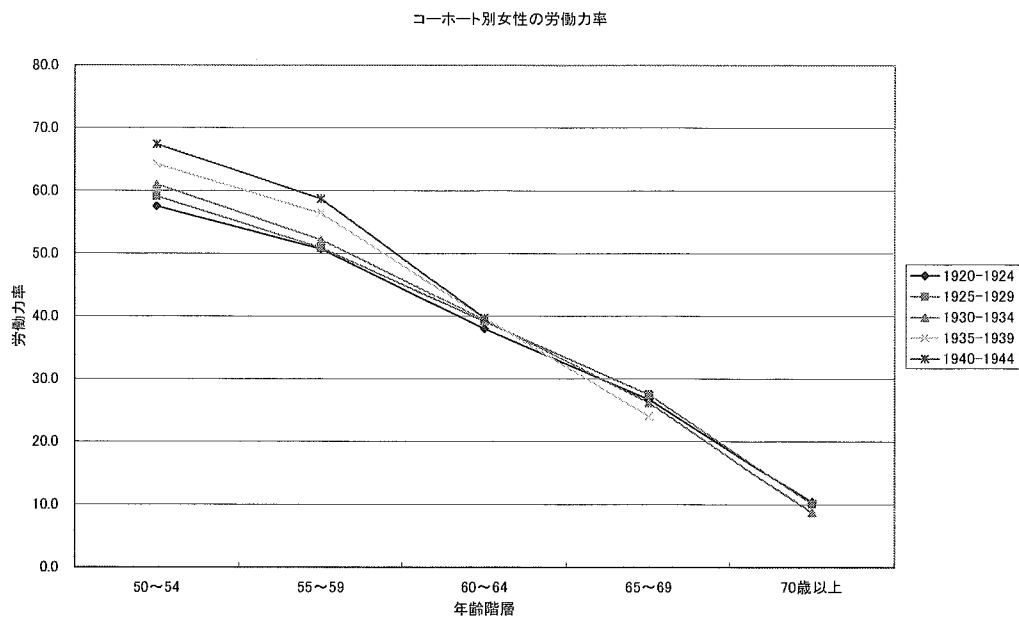
出所：労働力調査

〔図表 15-3〕 男性の就業率（％）



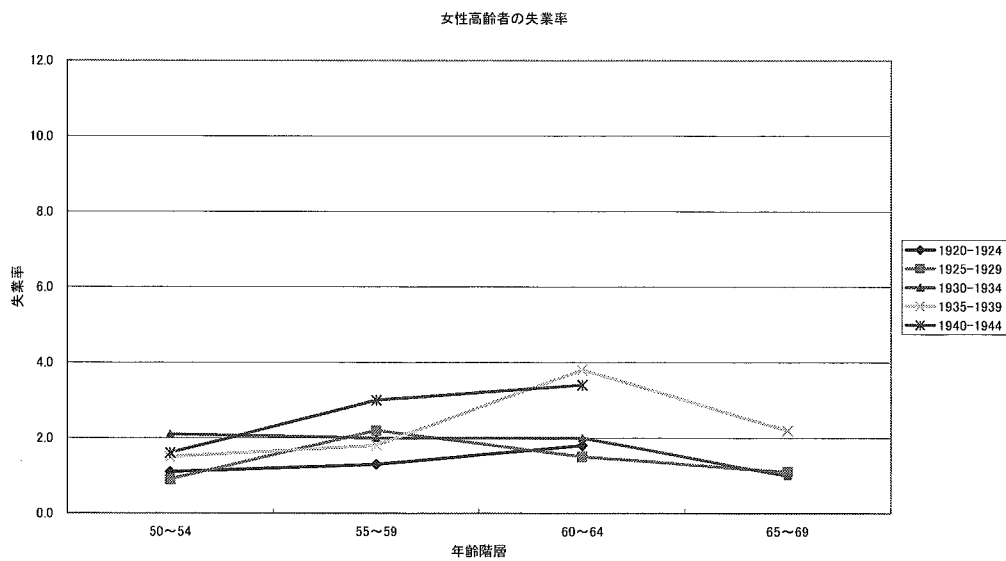
出所：労働力調査

〔図表 16-1〕 コーホート別女性の労働力率（％）



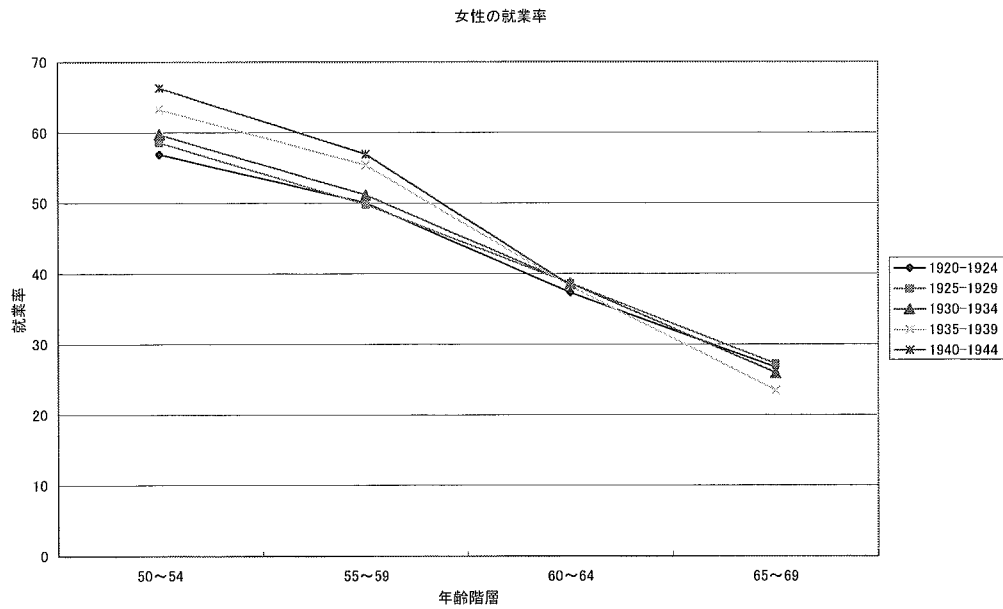
出所：労働力調査

〔図表 16-2〕 女性高齢者の失業率（％）



出所：労働力調査

〔図表 16-3〕 女性の就業率（％）



出所：労働力調査

2. 高年齢者就業実態調査

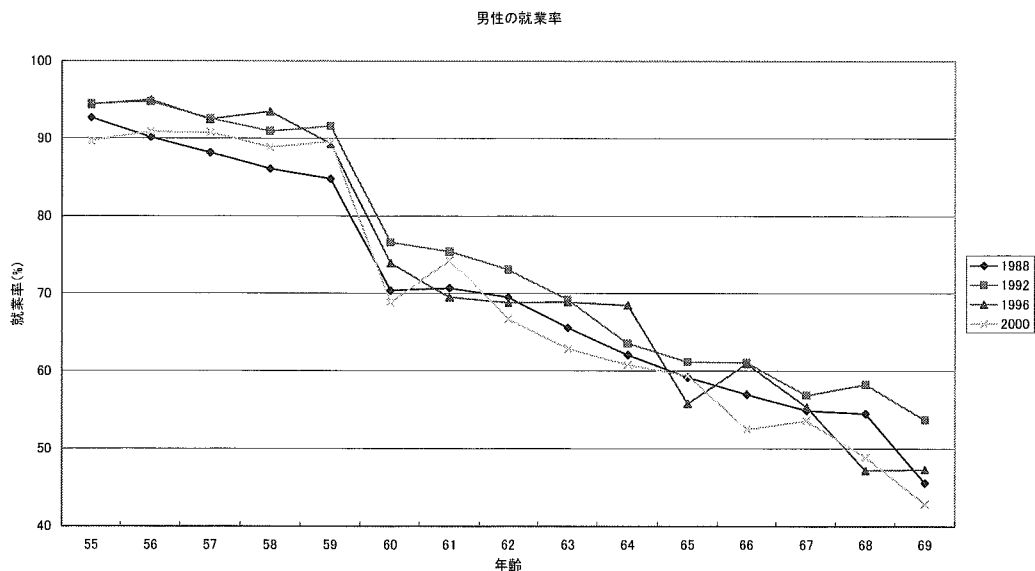
各年版の高年齢者就業実態調査報告では、1歳刻みの就業率の推移が公表されている。引退過程はたとえば60歳といった年齢で大きく変化することが予想され、5歳刻みよりも1歳刻みのほうが、より詳細に引退の実情を把握できるという利点がある。その一方で、高年齢者就業実態調査報告の集計データでは失業に関する明示的な集計が1歳刻みで公表されていないため、労働力率に関する推移を見ることはできない。

各年（1988年、1992年、1996年、2000年）の報告書に掲載された数字から、1歳刻みの就業率をプロットしたのが、図表 17-1（男性）、図表 17-2（女性）である。これらから、いくつかのパターンがあることがわかる。ここで特に注目するのは、男女の違いである。各年の報告書に掲載されている1歳刻みの就業率は、男性については60歳の1年で約15ポイントの大きな低下があるものの、女性については、引退過程での就業率の下落はよりなだらかに時間をかけて生じている。この男性についての急激な低下、および女性についてのなだらかな低下が生ずる理由については、以下のようなことが考えられる。第1は、失業の影響である。60歳付近で失業が存在していることが原因で、就業率が低下する可能性がある。ただし、前節の結果によると、労働力率も男性の場合60歳台のところ急激に低下しており、5歳刻みと1歳刻みという違いはあるものの、失業のために就業率が大きく低下しているとは考えにくい。

第2は、パート労働の影響である。一般に、女性は短時間就業・非正規雇用就業・雇用保険未加入が男性より多いと考えられる。パート労働からの引退は、フルタイム労働からの引退と比べ、なだらかに生じると予想される理由もある。たとえば、加齢とともに余暇の価値

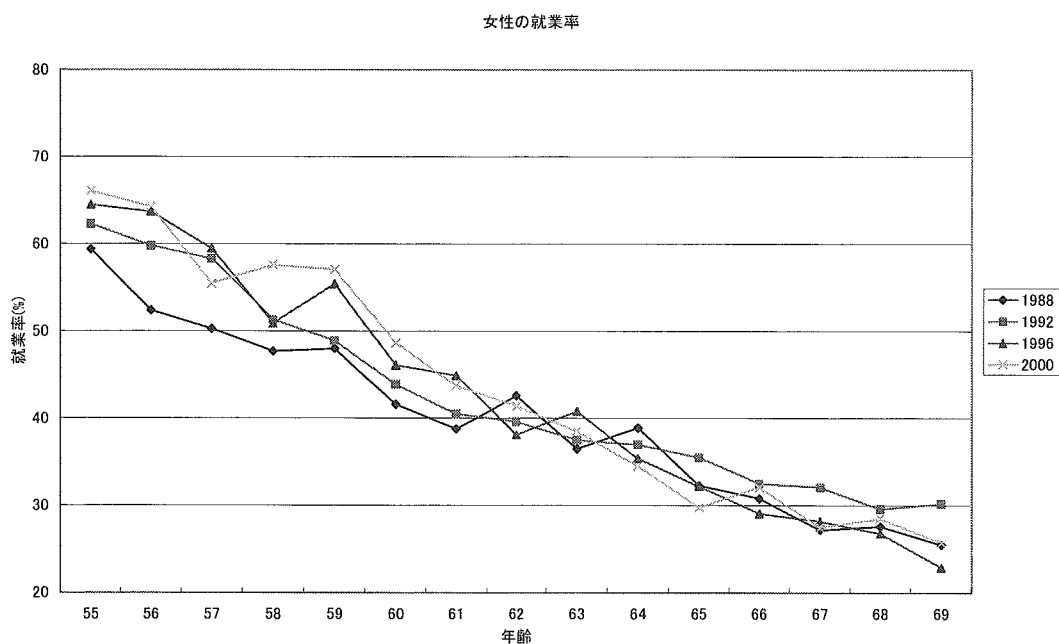
が高まり労働時間を減少させたいと考える場合、労働時間の調整がより柔軟にできるパート労働であれば、余暇を消費しながら就業を継続することが可能になるかもしれない。この仮説が正しければ、女性でもフルタイム就業からの引退は男性のようにある年齢を境に大幅に生じる可能性もあるし、男性でもパート労働からの引退は緩やかに起こる可能性もある。

〔図表 17-1〕 男性の就業率 (%)



出所：高年齢者就業実態調査報告（各年版）

〔図表 17-2〕 女性の就業率 (%)



出所：高年齢者就業実態調査報告（各年版）

3. 就業構造基本調査

従来、高齢者の労働供給について、学歴の影響を考察したものは、一部の例外を除き、少なかった。これは一部、高年齢者就業実態調査で学歴情報が得られなかったことによっていると思われる。

以下では、学歴情報が得られる就業構造基本調査（以下就調と略す、平成4年、平成9年、平成14年）の集計データを用い、学歴と雇用就業率、正規雇用就業率、パート・アルバイト雇用就業率、自営業比率について、男性についてコーホート別の動きを見る。就業構造基本調査は5年毎に行われているので、コーホートは5年の生年範囲で定義する。対象としたコーホートは、1928-32年生まれ、1933-37年生まれ、1938-42年生まれ、1943-47年生まれである。

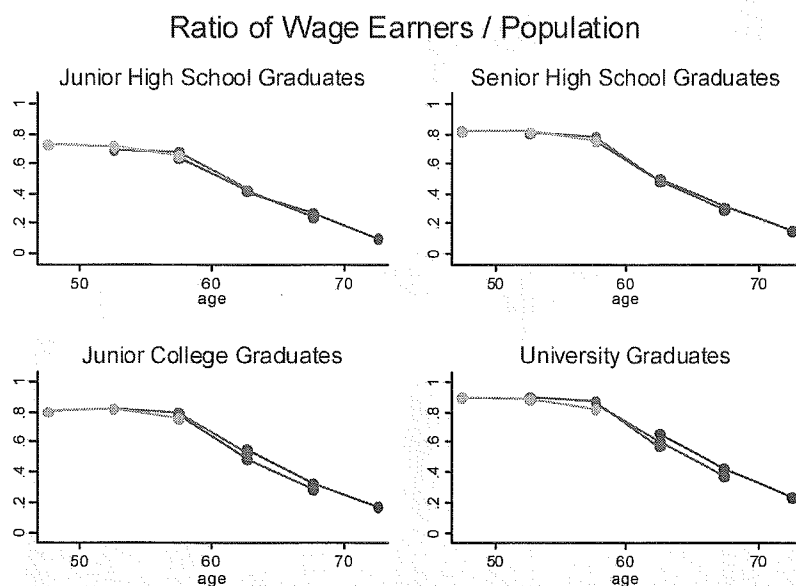
雇用就業率とは、雇用就業者の人数の人口に対する比率である。これが、図表18-1に示されているが、学歴別の違いを見ると、雇用就業比率は、中卒で低く、大卒で高いことがわかる。また、同じ図表から、雇用就業からの引退は、60歳台に入るところで一定程度生じており、ここで25ポイント程度の低下があることがわかる。

雇用就業にも、正規雇用と非正規雇用では就業内容が異なる可能性があるため、より詳しい状況を見るため、正規雇用就業者数の人口に対する比率を示したものが、図表18-2である。これから、どの学歴においても、正規雇用就業からの引退は、60歳台に入るところで起こっており、この割合がここで40ポイント程度低下することがわかる。図表18-1と図表18-2はいずれも、コーホート別に就業割合等を示しているが、これらについては、コーホートの履歴をつないだ線はほぼ重なっており、その意味ではさほど大きなコーホート効果は見られない。ただし、2002年に60歳台前半に入ったコーホートについて、60歳台での雇用就業・正規雇用就業の若干の低下が見られる。

パート・アルバイト就業者数と人口の比率をプロットしたものが、図表18-3である。近年、60歳台での非正規雇用（就調のパート・アルバイト就業）が増加している。特に、60歳台に入るところで増加している。また、60歳台後半でも、その増加が見られる（60歳台後半にもパート就業へネットで入職がある）。特に2002年に60歳台前半に入ったコーホート（1938-42年生まれ）について、中卒・高卒男性で特に大きな増加が見られ、パート・アルバイト就業者数と人口との比率が8～10%に達している。大卒男性でも、同じ1938-1942年生まれコーホートについて、パート・アルバイト就業比率が上昇している。日本の労働市場ではパート労働者が増加しているのは一般的な傾向であるが、上記の結果は、1990年代終わりから2000年代初めにかけて、高齢男性の間でもパート就業が人口比で見ても増加したことを示している。

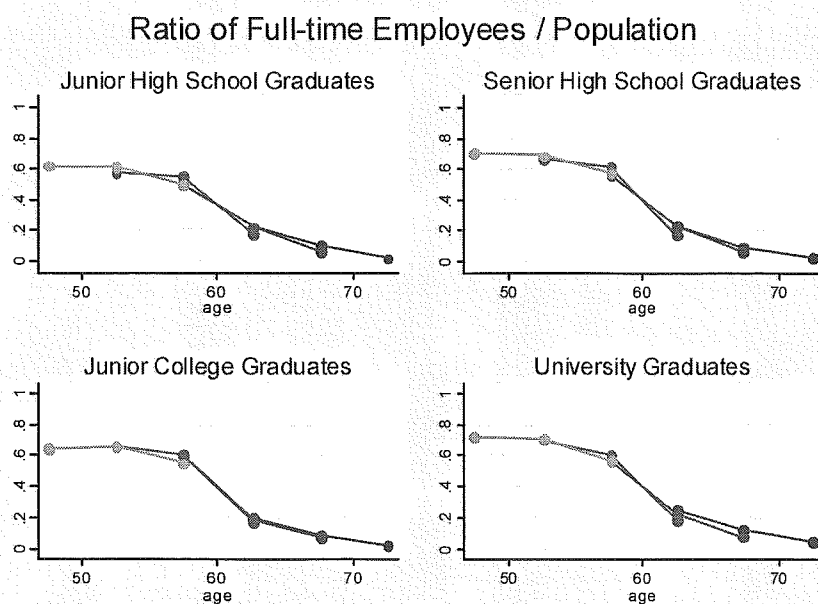
高齢者の就業形態として一般的であるのが、自営業である。図表18-4は、自営業者数の人口比率を、コーホート別にプロットしている（平成9年と平成14年のデータについてのみ）。2時点しかデータが得られていないという難点があるにせよ、コーホート別のプロファイルは、早く生まれたコーホートほど自営業就業比率が高いことを示しており、その意味で自営業就業には強いコーホート効果が見られることがわかる。

〔図表 18-1〕 男性高齢者のコーホート別雇用就業比率（％）



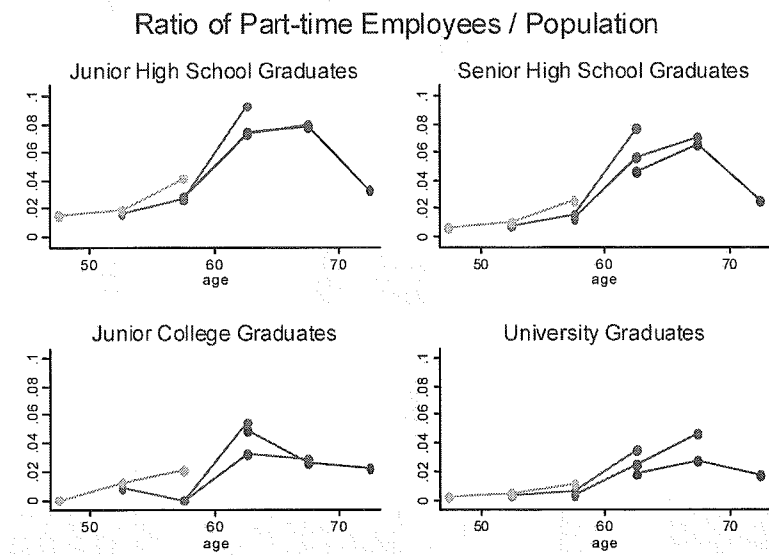
出所：就業構造基本調査報告（各年版）

〔図表 18-2〕 男性高齢者のコーホート別フルタイム雇用就業比率（％）



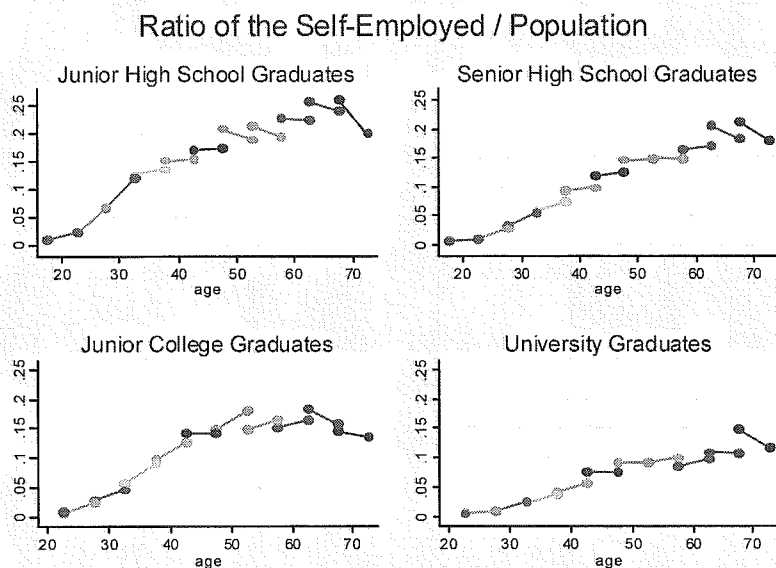
出所：就業構造基本調査報告（各年版）

[図表 18-3] 男性高齢者のコーホート別パート雇用就業比率 (%)



出所：就業構造基本調査報告（各年版）

[図表 18-4] コーホート別自営業者比率 (%)



出所：就業構造基本調査報告（各年版）

III. 高齢非正規雇用の推移と実態

1. 短時間勤務の実態

前節の集計データの分析により、近年、高齢者でも非正規就業やパート就業が増加している傾向が確認された。

各年版の高齢者就業実態調査報告書に掲載されている数字から計算すると、短時間勤務で働く雇用労働者の割合は、特に女性について顕著に高まっている。具体的には、雇用就業者に占める短時間勤務者の割合は、55-59歳女性では1988年に30.3%であったが、2000年には34.6%になり、60-64歳女性では1988年に39.4%であったが、2000年には53.1%になっている。当該年齢層の女性人口に対する短時間勤務雇用者の比率は、55-59歳女性では1988年に6.7%であったものが、2000年には13.2%になり、60-64歳女性では4.6%であったものが10.2%になっている。

前節の就業構造基本調査の集計データによると、男性でもパート・アルバイト雇用が増加していた。以下では、高年齢者就業実態調査の個票データを用いて、高齢者の非正規雇用の実態をより詳しくみていく。

非正規雇用という場合、

- (1) 呼称による分類
- (2) 労働時間による分類
- (3) 雇用期間による分類

などの分類がありうる。就業構造基本調査は(1)を、労働力調査などでは週間35時間労働などを基準にした指標が用いられている場合がある。²¹

雇用期間による分類というのは、一般的にはあまり用いられない。しかしながら、いわゆる正社員は期限の定めのない雇用者であるという考え方からは、有期雇用は必ず非正社員ということになる。

高年齢者就業実態調査では、呼称に関する調査項目は存在せず、

- ・勤務時間に関する質問（普通勤務もしくは短時間勤務）・・・上記(2)に対応
- ・雇用期間に関する質問（有期雇用か否か、有期雇用の場合は雇用期間の長さはどれだけか）・・・上記(3)に対応

に関する項目が存在する。以下では、高年齢者就業実態調査の勤務時間および雇用期間に関する質問を用いて、(1)高年齢者の労働時間はどのように推移しているか、(2)非正規雇用である有期雇用は、2000年と2004年に、それぞれどのような状況になっているか、の2点について検討する。

²¹就業構造基本調査では、いわゆる長時間パートは「パート」に含まれていると考えられる。

1992年、1996年、2000年、2004年の高年齢者就業実態調査では、調査が10月になされておられ、9月の労働日数（1992年と1996年については週間、2000年と2004年については月間）・1日あたり労働時間が質問されている。1988年については、5月の労働時間が質問されている。またそれとは別に、雇用形態として、普通勤務か短時間勤務か、短時間の場合は労働時間が短いのか日数が少ないのかが質問されている。

ここでは非正規・パート雇用について注目するため、雇用労働者に限って労働時間・雇用形態・有期雇用の分布を集計する。まず、9月に調査対象がそろっている、1992年以降のデータから、以下のように労働時間の分布を出す。1992年・1996年については、週間労働日数が調査されているので、それを月間の労働時間に直すために、月間労働時間数=1日あたり労働時間数×1週間あたり労働日数×4で月間労働時間を計算する。²² 2000年と2004年の調査については、1日あたり労働時間×9月の日数を月間労働時間とする。

このようにして計算された月間労働時間は、いくつかのところで高い割合をとっている。たとえば、80時間・100時間・120時間・160時間・180時間・200時間といった月間労働時間には、丸めによる集中が見られる。

労働時間の範囲別に分布状況を示したものが図表19である。労働時間分布からわかることは、男女雇用労働者において、労働時間が短くなっていることである。たとえば、週間労働時間20時間は雇用保険加入の基準であるが、月間労働時間80時間のあたりに一定の集中が見られる。これは、永瀬(2003)による指摘と整合的である。また、79時間以下の月間労働時間である労働者の割合は、1992年から2004年までの間、60-64歳では男女ともに着実に増加している。男性では1992年に5%であったものが2004年には10.6%に、女性では1992年に12%であったものが2004年には25.5%に増加している。55-59歳男性ではほとんど増加は見られないが、女性では8.4%から16.7%まで増加している。

60-64歳男性では、月間労働時間が120時間以下である割合は1992年には16%であったが、2004年には30%まで増加している。60-64歳女性では同様の割合が、34%から54%まで増加している。したがって、週間労働時間が30時間程度の労働は、着実に高齢就業者の間でそのシェアを増やしている。また、男性より女性のほうが短時間労働者の割合が高い。

²² 9月は合計30日であり、そのうち2日が国民の祝日であるので、4週間分を月間の日数とすることにはさほど問題はないと思われる。

〔図表 19〕 月間労働時間の分布 (%)

60-64 歳雇用労働者

労働時間範囲	男性				女性			
	1992	1996	2000	2004	1992	1996	2000	2004
～79時間	5.03	5.65	9.98	10.55	11.96	19.15	23.14	25.54
79時間超80時間以下	0.84	1.36	1.87	1.76	4.25	4.75	3.75	5.58
80時間超100時間以下	5.42	6.78	5.67	6.52	8.86	11.79	11.96	12.29
100時間超120時間以下	4.64	5.30	9.50	10.97	8.81	8.87	11.93	10.94
120時間超140時間以下	10.26	11.33	7.81	9.10	8.02	8.71	8.21	9.98
140時間超160時間以下	28.14	34.05	23.97	21.89	21.54	20.38	14.63	14.30
160時間超180時間以下	5.02	4.07	15.61	13.34	6.62	5.59	13.37	10.80
180時間超200時間以下	30.81	23.02	15.04	13.76	25.76	15.52	7.41	6.15
200時間超	9.85	8.45	10.54	12.12	4.18	5.24	5.62	4.42
サンプル数	1678	1307	1190	1206	773	642	675	708

55-59 歳雇用労働者

労働時間範囲	男性				女性			
	1992	1996	2000	2004	1992	1996	2000	2004
～79時間	1.00	1.32	1.21	2.04	8.41	11.00	13.91	16.69
79時間超80時間以下	0.27	0.29	0.42	0.49	2.47	4.51	3.20	4.36
80時間超100時間以下	1.41	1.12	0.94	0.95	7.55	8.60	9.48	10.93
100時間超120時間以下	1.23	1.61	1.10	1.88	8.02	7.43	8.20	11.78
120時間超140時間以下	5.74	7.34	3.57	3.43	6.93	9.86	8.46	8.33
140時間超160時間以下	33.71	39.04	24.05	23.97	23.05	29.48	18.57	16.57
160時間超180時間以下	7.00	9.04	24.31	21.10	7.24	5.33	16.98	15.11
180時間超200時間以下	35.94	25.05	24.17	21.85	30.74	18.72	12.88	11.20
200時間超	13.70	15.18	20.24	24.29	5.59	5.08	8.32	5.03
サンプル数	2640	2143	2042	1833	1418	1336	1403	1399

出所：高年齢者就業実態調査（平成 4 年、平成 8 年、平成 12 年、平成 16 年）からの筆者の集計

2. 有期雇用

(1) 高年齢者就業実態調査

2000 年と 2004 年の調査では、有期雇用であるか否かが調査されている。55-64 歳の男女雇用労働者について、この分布を示したものが、図表 20 である。ここから、2000 年から 2004 年の間に、期限の定めのない労働者の割合が減少し、有期雇用の割合が男女雇用労働者で増えていることがわかる。

また、60-64 歳に限ると、「期限の定めのない雇用」が女性労働者のほうで高くなっている。この点について、労働時間と有期雇用の関連を見るために、雇用契約期間と雇用形態（普通勤務か短時間勤務か）をクロス集計した結果が、図表 21 に示されている。ここで「短時間」とは、1 日の勤務時間数が短い、勤務日数が少ないか、その両方であるかのいずれかの場合に該当する場合を含んでいる。これから、女性で期限の定めがない雇用の多くが、短時間労働者で占められている反面、男性には女性に比べるとこの割合が低くなっていることがわかる。

2000 年と 2004 年を比較すると、60-64 歳男性で、「期限の定めのないフルタイム雇用」が 60-64 歳では 12 ポイント、55-59 歳でも 5 ポイント、減少している。女性では 55-59 歳

層で「期限の定めのないフルタイム雇用」が 7.8%ポイント減少しているが、これは「期限の定めのない短時間雇用」で 6%ポイント程度の上昇が見られることから、短時間勤務がより選択されるようになったと見ることも可能であろう。

2004年の集計値によると、60-64歳雇用者に占める「期限の定めのないフルタイム雇用」の割合は、男女でほとんど違いがなく、雇用労働者の30%程度である。男性の特徴は、フルタイムの有期雇用が多いことであり、女性の特徴は短時間雇用が多いことである。また、60歳を境に期限の定めのないフルタイム雇用は男性で激減する。女性でも減少するが、それは男性ほど大幅ではない。

それでは、雇用契約期間・労働時間において非正規雇用である高齢労働者の月収や時間あたり賃金は、正規雇用者と比較してどのような特徴があるのだろうか。以下ではこの点について、高年齢者就業実態調査のデータを用いて考察する。時間あたり賃金は、月間の労働収入を、上記のように算出された月間労働時間数で除して求めた。2000年と2004年について、年齢階層別・雇用契約期間別に平均賃金・平均月収を計算した結果が、図表22に示されている。男性で有期雇用が大きく増加するのは、60-64歳である。図表22によると、この年齢層においては、期限の定めのない雇用と1年を超える有期雇用とでは時間あたり賃金・月収ともに有意な違いは無い。また、1ヶ月を超え1年未満の男性有期雇用労働者の平均賃金は、期限の定めのない男性雇用労働者のそれを大きく上回っている。ただし、標準誤差は大きく統計的に有意な差があるとは確認できない。したがって、60-64歳男性の非正規雇用の主要な部分は、フルタイム雇用・期限の定めのない雇用とほぼ同水準の賃金の雇用であることがわかる。

〔図表20〕 雇用契約期間の分布（%）

60-64歳雇用労働者

雇用期間	男性		女性	
	2000	2004	2000	2004
期限の定め無し	55.54	42.66	68.20	63.82
1年越え3年の期限	14.49	---	7.05	---
1年越え5年の期限	---	20.88	---	10.60
1ヶ月越え1年以下の期限	27.47	34.17	21.64	23.01
1ヶ月以下	1.89	2.29	2.45	2.33
欠損値	0.61	0.00	0.66	0.25
サンプル数	1195	1224	677	718

55-59歳雇用労働者

雇用期間	男性		女性	
	2000	2004	2000	2004
期限の定め無し	88.87	84.23	73.79	71.79
1年越え3年の期限	4.94	---	5.04	---
1年越え5年の期限	---	9.06	---	5.83
1ヶ月越え1年以下の期限	4.64	5.77	18.67	21.00
1ヶ月以下	0.50	0.94	1.48	1.37
欠損値	0.00	0.00	0.00	0.00
サンプル数	2058	1850	1409	1415

注：高年齢者就業実態調査（平成12年、平成16年）からの筆者の集計