

少子高齢化は若年者にとって有利だったか

——世代サイズが若年労働市場に及ぼす影響をめぐって

太田 聰一

(慶應義塾大学教授)

長期間の時系列データを用いて、世代間の失業率・賃金格差を規定する要因としてのコホート・クラウディング（世代の混雑）仮説を検証した。この仮説にしたがえば、日本における長期的な若年人口の減少は、若年者の相対的な希少性を高め、他世代と比較した場合の若年失業率の抑制要因となる。分析の結果、若年者と他世代との失業率格差は、若年者の構成比が小さくなることによって縮小していた。このことは逆に、第2次ベビーブーム世代が労働市場に参入した当時、若年失業率が他世代に比べて若干押し上げられた可能性が高いことを意味する。その一方で、世代間の人口比率が賃金格差に与える影響は性別および用いる賃金格差の定義によって異なる傾向があった。すなわち、男性の場合には人口比率の影響は時間あたり賃金率では検出されたが、月取については観察されなかった。女性の若年者では世代サイズが相対的に小さくなると、短期的に若年層の相対賃金が上昇していた。また、世代サイズが相対的に小さい若年雇用者の平均教育年数は、他世代に比べて相対的に長期化する傾向が明らかになった。これらの点を総合すれば、「(若年者のコホートサイズの相対的縮小という意味での)少子高齢化は若年者にとって有利だったか」という問いに対しては、少なくとも否定的な結果は得られなかった。

目次

- I はじめに
- II 先行研究
- III 失業率格差の時系列分析
- IV 分析の拡張
- V 結語

I はじめに

日本の年齢構成は、これまで大きく変化してきた。その背後には出生率の長期的な変動がある。終戦直後の1947年の合計特殊出生率は4.54という高い水準で、そこから3年間は4を上回る出生率を記録した（第1次ベビーブーム世代）。しかし、その後は急低下していき、早くも1952年には3を下回り、1961年には2を割り込んだ。その後やや回復したものの、1975年に再び2を割り、そ

れ以降は長期的な低下傾向が続くことになった¹⁾。こうした出生率の変化に伴って、日本社会の年齢構成も大きな変化を経験してきた。近年最も注目されているのは、65歳以上の人口比率であり、この急激な上昇が社会保障財政に及ぼす影響が懸念されている。また、若年層のシェアが低下していくことで、新技術への対応が困難になるなど、社会全体の活力が低下するリスクも存在している。

では、一国内の年齢構成の変化は、賃金や雇用といった労働市場の変数にどのような影響を与えるのであろうか。この点については、2つの観点を区別して考える必要がある。日本の年齢構成の変化が年齢計の完全失業率に与える影響を例にとろう。年齢計の完全失業率は、年齢階級別完全失業率の加重平均として表現することができる。その際の加重平均のウェイトは、各年齢階級の労働

力シェアとなる。よって、人口が高齢化すれば、労働力に占める若年層のシェアが低下し、高齢者のシェアが高くなる。そして、第1の観点は、年齢構成の変化によってもたらされた加重平均のウェイトの変化が、全体の完全失業率の水準に及ぼす影響に関するものである。

この観点からの分析例としては、太田・玄田・照山(2008)が挙げられる。この研究は、年齢構成を1974年に固定したときの仮想失業率の系列と実際の失業率の比較を行った。その結果、1990年代までは男性の完全失業率と仮想失業率にはほとんど差異はないが、2000年以降は徐々に両者の乖離が拡大し、2005年前後には0.4%ポイント近く仮想失業率が完全失業率を上回っていたことが判明した。これは、失業率の高い若年層の比率が低下したことで全体の失業率が抑制されたことに加えて、増大した高齢者層の失業率が低下したために、全体としての失業率を低下させる方向に働いたためであった。一方、女性の場合には、仮想失業率は1980年代から現実の失業率を上回るようになっており、2005年前後にはその差は0.6%ポイント近くに達していた。これは、女性の場合には男性に比べて高齢者の失業率が低いことから、早くから高齢化に伴う失業抑制効果が発現したことによる。しかしながら、この研究では、単純化のために年齢構成の変化は年齢階級別の失業率とは独立に変化するという強い想定を置いている点で限界があった。ここで第2の観点が重要になってくる。

第2の観点は、年齢構成の変化が各年齢階級の相対的な労働供給量を変化させることを通じて、各年齢階級の失業率水準を変化させる可能性である。例えば、企業の生産活動にとって年齢の異なる労働者が提供する労働サービスが不完全代替であれば、企業は市場で成立する年齢間の相対賃金の水準に応じて相対的な労働需要水準を定めることになる。相対賃金水準が超過需給に応じてフレキシブルに変化するならば、市場全体の相対労働需要曲線と、人口構成によって定まる年齢間の相対労働供給曲線の交点で需給の均衡がもたらされる。しかし、かりに相対賃金の調整が十分でなければ、相対的に人口の増えた年齢層では相対的な

失業水準の上昇がもたらされ、相対的に人口が減った年齢層では相対的な失業率の低下がもたらされてもおかしくない。これらの形で大きなコホート(同じ年に生まれた集団)に属する個人が被る影響を、コホート・クラウディング(cohort crowding)という。

このようなコホート・クラウディング現象は、若年雇用問題を考える際に重要な視点を提供する。多くの先進諸国では、出生率の低下によって若年の人口は他世代に比べて減少傾向にある。もしもコホート・クラウディングの議論が正しければ、それは若年失業率を低下させたり、賃金水準を上昇させたりする要因として働いてきたはずである。コホート・クラウディング効果の大きさを見極めることができれば、今後さらに若年層のシェアが小さくなる中で、労働市場における若年の立場がどのように変わっていくかについての、重要な判断材料を提供することになる。

もちろん、こうした需給バランスだけでなく、世代によって失業の規定要因が異なる面はあるかもしれない。実際、若年者と中高年では、失業への平均的なルートが異なっており、若年者では自発的離職を契機にした失業が多いが、中高年では非自発的な離職を契機にした失業や、失業からの離脱の困難さが失業率を規定する程度が若年よりも高い(太田2010a)。このような発生理由の差異によって、年齢構成変化がもたらす影響が変わっても不思議ではない。しかも、日本では高齢労働者の継続雇用措置が進んでおり、そうした制度的な側面も失業率の年齢構造に影響を及ぼし得る。

本稿の目的は、この第2の観点から、日本における人口の年齢構成変化が賃金や雇用に与えてきた影響を検討することにある。とりわけ、本稿では若年者に焦点を絞りたい。1990年代後半以降の日本では、若年者の雇用問題が大きな社会問題となり、若年労働市場の研究蓄積も進んだ。そこで明らかになった重要な結論のひとつは、学卒時に十分な求人が得られなかった若年者は、比較的長期間にわたって賃金面や雇用面で不利な立場に置かれるという点であった(Genda, Kondo and Ohta 2010)。今後、若年者シェアの相対的低下が進むなかで、若年者の労働市場における立場が(他世

代に比べて)改善するかどうかは、これからの若年者就業の動向を予測する上でも重要だろう。

そこで本稿では雇用指標として失業率を取り上げ、若年者と他世代との失業率格差が、人口動態とどのように関係しているかを探る。具体的には、時系列データを用いて年齢構成の変化が世代間の失業率格差に与える影響を分析する。年齢階層間の失業率格差を明示的に取り上げた研究例は日本では少ないので、こうした分析には一定の意義があるものと思われる。世代別の失業率ではなく、世代間の失業率格差に焦点を絞ることの最大のメリットは、全年齢層の失業率に共通して作用すると考えられる様々な変動要因を、格差をとることである程度制御することができる点にある。この利点は、サンプルサイズが小さいために説明変数間の多重共線性の問題がシリアスになりやすいケースでより顕著となろう。それに加えて、本稿では同じフレームワークを用いて世代間の賃金格差や教育格差を検討する。かりに、若年者の人口比率が高い時期に相対的な所得が低く、かつ相対的な失業率水準が高い傾向があるならば、今後の若年者シェアの低下は若年者の雇用環境の改善に結び付く可能性がある。

本稿は以下のように構成されている。次節では主要な先行研究を紹介する。Ⅲでは世代間失業率格差の実証分析を行う。Ⅳでは、若干の追加的分析を行うとともに、世代間賃金格差および教育格差の分析を行う。最後に、Ⅴは結語にあてられる。

Ⅱ 先行研究

コホートの大きさが当該コホートの労働市場のパフォーマンスに及ぼす影響を分析した研究は少なくない。以下ではコホートサイズが賃金および失業率に及ぼす影響を分析した既存研究を順次見ていく。

コホートサイズが賃金に及ぼす影響を分析した古典的な研究としては、Welch (1979) が著名である。この研究は、1967年から1975年のCPSデータを用いて、より人数の大きいコホートに属する労働者の賃金は低くなり、労働時間も短くなる傾向を見出した。その理由としてWelch (1979) は、

年齢の異なる労働者が、企業の生産技術にとって不完全代替であれば、サイズの大きなコホートでは労働供給プレッシャーの増大を通じて賃金と労働時間に下落圧力がかかる点を強調した。ただし、こうした効果が顕著なのは経験年数の短い労働者であり、労働市場におけるキャリアが長くなるにしたがって低減する。この発見事実については、経験年数が長くなるほど人々はスキルを身につけていくので、年齢間でのスキルの差が小さくなり、その結果としてコホートの大きさの効果は小さくすると解釈された。

Welch (1979) の研究は、その後の米国における賃金格差研究に大きな影響を及ぼした。例えば、Card and Lemieux (2001) は同じ学歴水準の労働者であっても、年齢が異なると不完全代替となることに注目し、米国における学歴間賃金格差の動向が年齢階級間で異なることを説明した。具体的には、1950年代初頭生まれ以降のコホートで、大学進学率が停滞したことが、当該コホートにおける学歴間賃金格差を拡大させたことを示した。

日本においても、世代サイズが賃金に及ぼす影響を分析した研究がいくつかある。Welch (1979) に即した形で日本における実証分析を行った研究としては岡村 (2000) が挙げられる。結論としては、大卒男女の賃金はコホートサイズが大きくなると低下する傾向があるが、女性では職場経験を積み重ねるにつれてその効果は解消していくのに対して、男性では解消の傾向がほとんど見られなかった。Martin and Ogawa (1988)、玄田 (1997)、大竹・猪木 (1997) といった研究も、世代サイズが賃金に及ぼす影響を検出しており、日本でも賃金に対する効果はかなり頑健なものと考えられる。

最近では国際比較研究も登場している。例えば、Brunello (2010) は、欧州11カ国の国別パネルデータを用いることで、コホートサイズの大きさは若年層よりもむしろ中高年に賃金抑制的に働くことを示した。

もちろん、コホートの大きさの影響は賃金に限らない。労働市場において、労働サービスの需給バランスに対する賃金の調整が十分でない場合には、そうした影響が労働サービスの取引量に表れてもおかしくはない。例えば、特定の世代の人口

が大きくなると、労働の超過供給が生じやすくなることから、その世代の失業率が高くなる可能性がある。こうした観点から若年労働市場に注目した研究は少なくないが、それらは用いるデータのタイプによって①一国の時系列分析、②国際比較分析、③一国内の地域パネル分析、の3つに大きく分けることができる。

若年人口と若年失業率の関係を一国の時系列データを用いて検証する方法は、最もわかりやすいと思われる。Layard (1982), Zimmermann (1991), Gunderson, Sharpe and Wald (2000) などがこうした系列に属する。Layard (1982) は、英国の若年者と全体の失業率格差を労働市場の需給指標、賃金格差、人口比率で説明する回帰分析を行い、若年人口シェアの上昇が若年失業率の相対的な上昇に結び付きやすいとする結果を示している。Zimmermann (1991) は、西ドイツの長期時系列データを用いて、年齢階級別の失業率を被説明変数、景気循環を表す指標や若年人口比率などの説明変数を用いて説明し、若年人口比率の上昇が若年失業率を上昇させる傾向を発見している。そして、Gunderson, Sharpe and Wald (2000) は、カナダの若年と中高年の失業率格差の推移を人口比率、景気指標、トレンドなどの要因で説明する回帰分析を行い、若年層の人口減少が失業率格差の拡大を抑制していたことを見出した。

日本の研究には太田 (2010b) がある。1979年から2008年までの日本の時系列データを用いて、異なる年齢階級 (5歳刻み) 相互の失業率格差を相互の人口比率と有効求人倍率で回帰した。誤差項の系列相関への対処は Prais-Winsten 法を採用した。その結果、若年者の年齢階級とその他の年齢階級との少なくとも組み合わせにおいて、若年人口比率の上昇と若年失業率の相対的な上昇が結び付いていた。この研究は日本におけるコホート・クラウディング仮説の検証例としては先駆的ではあるものの、データ期間がやや短いこと、5歳刻みの異なる年齢階級同士の比較であることから必ずしも全体の傾向が把握できていないこと、時系列データの取り扱いとして自己回帰の可能性を無視していることなど、限界が多い。本稿の目的のひとつは、これらについて改善した結果を示すこ

とにある。

このように時系列データを利用した研究は少なくないが、分析手法としては潜在的な弱点がある。人口に関する時系列データは、マクロ経済指標のように短期間で大きく変動はしない。そのため、得られるデータの時点が少なければ、他のトレンド的な要因との識別が難しくなる。国際比較や地域データの活用は、こうした懸念のもとで進められてきたと言えるだろう。

コホート・クラウディングの国際比較研究としてとくに重要なものが、Korenman and Neumark (2000) である。OECD 諸国のデータをプールして分析した結果、大きなコホートサイズの世代は、失業率が高い傾向があり、その弾力性は0.5から0.6に相当することを明らかにした。より最近では、Biagi and Lucifora (2008) が教育水準とコホートで区分された欧州諸国のパネルデータを用いて分析を行っている。その結果によると、出生率の低減は若年失業に好影響を及ぼすが、中高年に対しては影響を与えなかった。先進国以外の分析では、Newhouse and Wolff (2014) が83の発展途上国のデータを用いて同様の検討を行った。この研究によると、中所得国では若年層のコホートサイズの縮小は、雇用にプラスの影響をもたらすことを明らかにした。

このような国際比較は、時系列データがもつ識別困難性を緩和している面はあるものの、得られた推定結果はあくまで多くの国の平均値であり、ある特定の国でコホートサイズの変化が生じた場合の影響を推測することは難しい。一国のデータを用い、かつ識別のためにクロスセクションの情報を活用する方法として、地域パネルデータを用いることが考えられる。そうした研究としては Shimer (2001), Skans (2004), Garloff, Pohl and Schanne (2013) などがある。ただし、この手法にも留意すべき点がある。まず、地域間移動があれば地域別の人口は内生変数となるので、それを操作変数法等で処理しなければならない。また、地域区分を越えるような広域的な労働市場が存在している場合には、さらに難しい問題が生じる。

総じて、これまでの多くの研究では、コホート・クラウディング現象は実際に生じているという結

論を得ているが、地域別データを用いた分析を中心にそれを否定する研究も存在している。また、利用するデータ種別についても一長一短があることから、それらは相互に補完的な分析手法だと考えるべきであろう。

Ⅲ 失業率格差の時系列分析

1 データとモデル

本節の目的は、世代間の人口の違いが世代間の失業率格差を説明するかどうかを検証することにある。分析の方法としては、時系列データを活用する。前節で述べたように、地域別のデータなどクロスセクションの情報を加味して人口構成効果の識別を容易にするという考え方はありうるが、地域間移動の要因が介在するために別の難しい問題が生じる。その一方で、時系列データの利用は、日本全体の動向を把握する意味では優れているが、サンプルサイズが小さいことや、非正常性や系列相関といった推定上の問題を惹起する。そうした困難はあるにせよ、時系列データの分析は、一国におけるコホート・クラウディングを検証するためのベーシックな方法であることは間違いのないと思われる。幸いなことに、失業率については40年以上に及ぶ信頼性の高いデータを利用することができるので、系列が比較的スムーズであるにもかかわらずデータ期間が短いという問題は緩和されるものと考えられる。最初に失業率格差の分析を行った後に、同様の手法で賃金格差等の分析を行うことにする。

以下では世代間の失業率格差を分析対象とするが、格差ではなく世代別の失業率の決定要因を分析の方がより直接的であるという見解もあり得る。本稿では以下の2つの理由から世代間の失業率格差に注目する。

まず、マクロ的なミスマッチの程度や景気変動の影響など、各世代の失業率に共通して影響を及ぼす変数の影響がある場合、格差に注目することでそうした変数の影響をある程度制御することができるかもしれない。世代別の失業率の時系列的な動きには共通する部分が多いことから、こうし

た処理は人口変化の影響をピックアップするため有効であろう。

また、理論的な観点からも、格差系列を分析対象にすることは合理的である。実際、労働者間の賃金格差を分析するための典型的な経済モデルでは、相対労働供給が相対賃金および相対雇用水準に影響を与えると考える (Cahuc, Carcillo and Zylberberg 2014: Chapter 10)。このような、相対労働供給が相対雇用水準の規定要因になるという理論モデルの立場からは、相対人口比率が相対失業率に影響を与えるという定式化が望ましくなる。

本稿で注目する失業率格差変数は対数差として定義され、具体的には以下のようになる。

$$du_{it} = \ln(u_{it}) - \ln(\hat{u}_{it}) \quad (1)$$

ここで i は年齢層、 t は時点、 u_{it} は当該年齢層の当該時点における完全失業率、そして \hat{u}_{it} は当該年齢層以外の年齢層の完全失業率を表す。例えば、 u_{it} が25歳未満の完全失業率であったときには、 \hat{u}_{it} は25歳以上層の失業率となる。

年齢階級別の完全失業率は、『労働力調査』(総務省統計局)から5歳刻みで毎年得ることができるが、本稿では若年者の定義として、25歳未満、30歳未満、35歳未満の3種類を検討する²⁾。データ期間は沖縄県がデータに加わった1973年から直近の2015年までとする。ただし、差分を用いた推定を行うために、実際の推定期間は1974年から2015年までとなる。さらに、性別によって労働市場が一定程度分断されている可能性を考慮し、以下では男女別に分析を行うことにする。

実際に世代間失業率格差の推移を観察しよう。図1および図2それぞれに男性および女性の世代間失業率格差を示している(附表に記述統計量を示した)。いくつかの点が注目に値する。

第1に、男性では、全ての失業率格差の系列で1991年がピークとなっており、その時点まで上昇し、その後はほとんど横ばいかわずかに低下するパターンを描く。すなわち、バブル期の最も労働市場の需給が逼迫していた時期に、若年者の失業率が他の世代の失業率を大きく超えていた。実際に労働市場の逼迫度と世代間失業率格差との間に関連性があるかどうかは、定量的に確かめる必

要がある。失業率格差は25歳未満で最も大きく、30歳未満、35歳未満と順次他世代との格差は小さくなるが、2000年代半ば以降、格差は収斂しつつあるように見える。

女性の失業率格差も全体的には男性と似た動きだが、1993年と1996～7年の2時点にほぼ同じくらいのピークを形成しており、この点は男性とは異なる。また、年齢区分毎の格差は以前から男性よりも小さかった。これは、若年層における年齢階級別の失業率格差が女性よりも男性で大きかったという事実による。

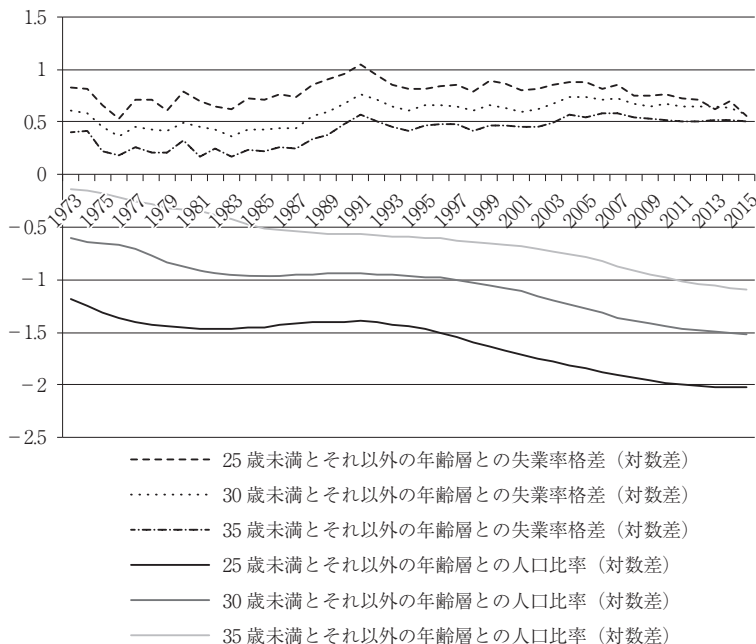
第2に、若年者と中高年の失業率格差は必ずしも近年拡大してきたわけではない。この点は、1990年代半ば以降の若年雇用問題の悪化を想起すると、やや不思議に受け取られるかもしれない。実は、年齢間の失業率の「差」として格差を定義すると、全体の失業率が趨勢的に高まる局面において若年の失業率は他の世代に比べて悪化してきた。しかし、本稿のように格差を「比（対数差）」でとらえると、比較的安定した動きを示す。この点は注意が必要なので、もう少し例を挙げたい。仮想的な状況として、若年者の失業率が5%から10%へ変化し、中高年の失業が1%から2%に変

化したとしよう。この場合、若年者の%ポイントの増加幅の方が大きい、以前に比べて2倍になるという意味では両世代とも変わらない。また、失業者全体に占める若年と中年の割合は変化しないので、若年と中年は同等のショックに見舞われたと考えた方がわかりやすい。以下では、式(1)のように失業率格差を比（対数差）で把握する。

図1および図2には失業率格差に対応する年齢区分での人口比率（対数差）を示している。人口は失業率と同じく『労働力調査』の数値を採用した。これらの図からわかるように、若年層の相対的な減少に伴って人口比率も緩やかな低下傾向を示しているが、第2次ベビーブーム世代の影響のために、やや振幅を伴った動きも見せている。ただし、この図からは失業率格差と人口比率の関連性は明らかではない。

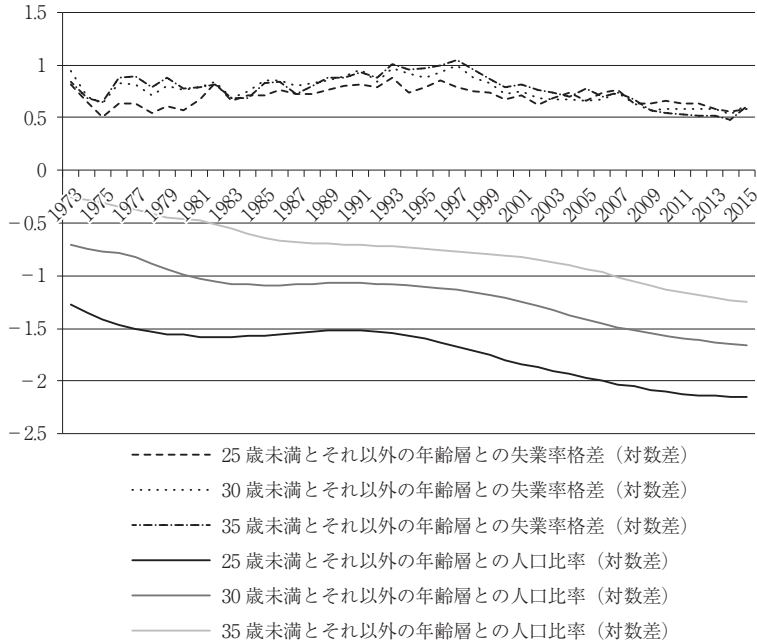
そこで、ひとつの試みとして、失業率格差および人口比率の双方の系列からトレンドおよび有効求人倍率の影響を取り除いた系列を作成し、それらと比較してみることにしたい³⁾。そうすれば、もう少し両者の関係が明瞭になるかもしれない。具体的には、失業率格差および人口比率の系列をそれぞれ対数有効求人倍率とトレンド項と定数項

図1 失業率格差と人口比率の推移（対数差）（男性）



出所：総務省統計局『労働力調査』

図2 失業率格差と人口比率の推移 (対数差)(女性)



出所：図1と同じ。

を説明変数とした最小二乗法で推定し、それらの残差を求めて比較する。

男性についての結果が図3～5に、女性についての結果が図6～8に示されている。双方の残差は系列相関を示しているが、その長期的な動きは似通っていることがわかる。第2次ベビーブーム世代の年齢によって、世代間人口比率の系列のピーク時点が規定されるが、少なくとも25歳未満と30歳未満の区分については、人口比率の上昇・下落時期と失業率格差の拡大・縮小時期はかなり近接している。ただし、女性35歳未満の年齢区分では、やや関連性が薄いように見える。いずれにせよ、さらに議論を進めるためには統計的な分析が必要である。

そこで、本稿において中心となる推定式を導入する。被説明変数は、式(1)で導入した第*i*年齢階級と他世代の失業率格差の1階(1年)差分である。主要な説明変数は、世代間人口比率と有効求人倍率であるが、ある程度複雑な動学的調整も許容できるように、有効求人倍率と人口比率についてはその1階差分、それに加えて失業率格差、有効求人倍率、人口比率の3変数については前年の水準、さらにトレンド変数と定数項を導入した。

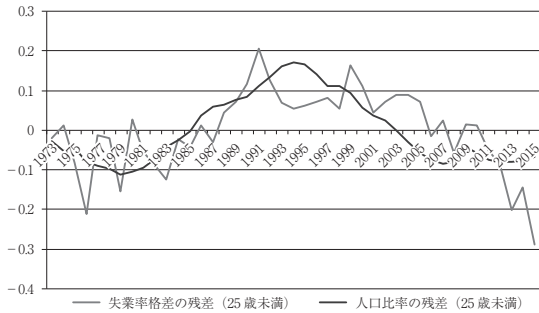
$$\begin{aligned} \Delta du_{it} = & \beta_{0i} + \beta_{1i}TREND + \beta_{2i}\ln(JOR_t) \\ & + \beta_{3i}\Delta dPOP_{it} + \beta_{4i}du_{it-1} \\ & + \beta_{5i}\ln(JOR_{t-1}) + \beta_{6i}dPOP_{it-1} + \varepsilon_{it} \quad (2) \end{aligned}$$

ここで、 β_{0i} から β_{6i} は推定すべきパラメータ、 JOR_t は有効求人倍率、 $dPOP_{it}$ は対数でみた世代間人口比率、 $TREND$ はトレンド項、 ε_{it} は誤差項を表す。

推定式(2)を書き直すと、被説明変数の水準が、1年前の被説明変数の水準、現時点および1年前の説明変数の水準、そしてトレンドに依存する形になっているが、このような定式化は確定的トレンド付の自己回帰分布ラグモデル (autoregressive distributed lag model) として知られている。

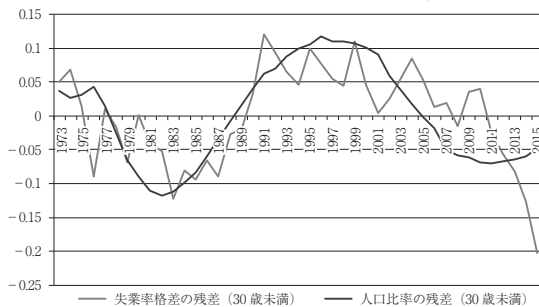
本稿の関心から最も重要なパラメータは β_{3i} と β_{6i} である。かりに、 $\beta_{3i} > 0$ であれば、1年前から現時点にかけての瞬時的な若年世代の相対的増大が、若年世代の失業率の相対的上昇に結び付くことを意味する。また $\beta_{6i} > 0$ であれば、長期均衡において若年世代の相対的増大が当該世代の失業率の相対的上昇をもたらすが、そのインパクトは $-\beta_{6i}/\beta_{4i}$ として把握される。この式から明らかのように、失業率格差が $\beta_{4i} < 0$ すなわち動学的安定性の

図3 失業率格差と人口比率の残差の推移（男性，25歳未満）



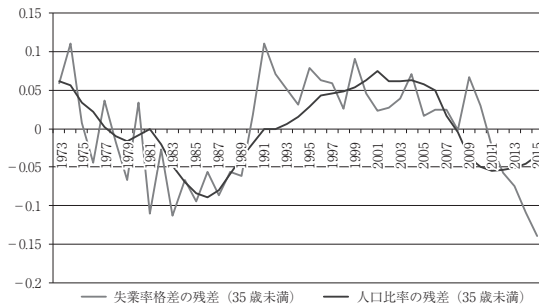
注：失業率格差および人口比率を被説明変数，有効求人倍率，トレンド項，定数項を説明変数とする回帰分析の残差をプロットしたもの。

図4 失業率格差と人口比率の残差の推移（男性，30歳未満）



注：図3に同じ。

図5 失業率格差と人口比率の残差の推移（男性，35歳未満）

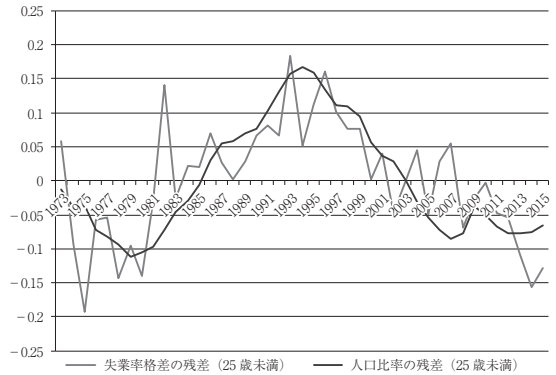


注：図3に同じ。

条件を満たせば， $\beta_{6i} > 0$ のときに人口比率の変化が失業率格差に影響を及ぼす。そして， β_{4i} の絶対値が小さい，つまり自己回帰係数が大きいときには，持続的な人口比率の変化は将来の失業率格差に大きな影響を与える。

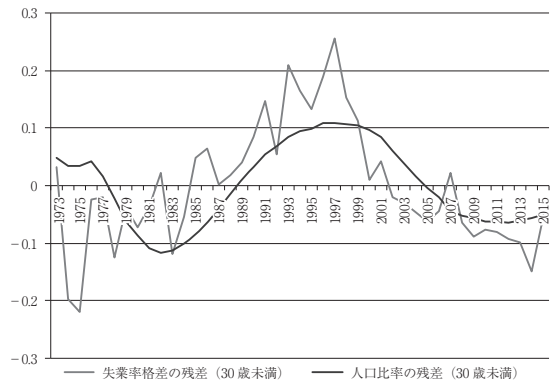
もうひとつの説明変数である有効求人倍率の係数についても，同様の解釈が適用される。次節で推定結果を述べる際には，以上のような点を考慮に入れて，1年前の有効求人倍率および人口比率の係数については β_{5i} や β_{6i} のみならず， $-\beta_{5i}/\beta_{4i}$ および $-\beta_{6i}/\beta_{4i}$ も「長期の効果」として報告する

図6 失業率格差と人口比率の残差の推移（女性，25歳未満）



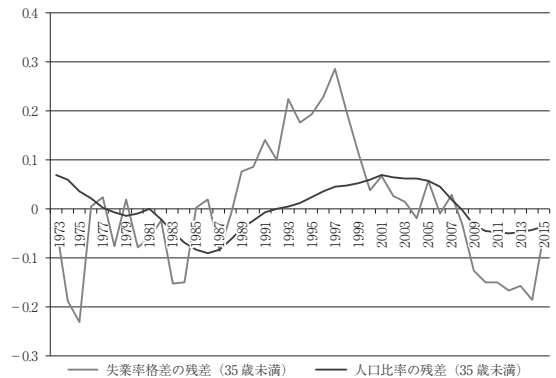
注：図3に同じ。

図7 失業率格差と人口比率の残差の推移（女性，30歳未満）



注：図3に同じ。

図8 失業率格差と人口比率の残差の推移（女性，35歳未満）



注：図3に同じ。

ことにする。

2 推定結果

ここでは推定式(2)を1974年から2015年までの年次データで推計する。有効求人倍率のデータ出所は厚生労働省「職業安定業務統計」であり，

新規学卒者を除き、パートタイムを含む系列を利用する。男性の推定結果を表1に掲載している。

推定結果を見ると、どの年齢区分においても前年失業率が有意に負であり、動学的に安定的な系列となっている。短期の影響については、30歳未満あるいは35歳未満の若年層区分の場合に有効求人倍率の前年差が世代間失業率格差の前年差に正の影響を及ぼしている。世代間人口比率の係数は35歳未満の場合にのみ正で有意となっている。人口比率の効果は、長期でより顕著に観察される。前年の世代間人口比率の係数はすべて正となっており、その効果も0.3から0.6程度と大きい。長期的な効果で見ると、0.7から0.9あたりとなる。すなわち、1%の世代間人口比率の増大は、長期的な影響として世代間失業率格差を0.8%増大させる。

前年有効求人倍率の係数は25歳未満を除いて正で有意となっている。これは、労働市場が逼迫しているときには若年失業率が相対的に中高年の失業率よりも高くなりやすいことを意味する。ひとつの解釈は、若年失業率は労働市場需給バランスに対して中高年ほど感応的ではない、というものだろう。実際、太田(2010a)は年齢階級別失業率の労働市場の需給バランスに対する反応度を計測しているが、概して若年者の反応度が低くなっていた⁴⁾。その解釈として、若年者は好景気のときには求職活動をするために失業プールに流入することが中高年に比べて多いために、自発的離職の少ない中高年よりも好況期に失業率が高くなる傾向があるという仮説を提示している。

次に女性の結果を調べる(表2)。女性の場合にも、前年失業率格差の係数は負になっているが、35歳未満を若年者として定義したときには、その絶対値はかなり小さくなる。また、女性の場合には有効求人倍率の係数は有意ではなく、男性とは大きな対照を見せている。経済変動に応じた失業行動の世代差が、女性は男性よりも小さい可能性がある。その一方で、人口比率の係数は、25歳未満と30歳未満の区分において、対前年差および前年水準ともに有意に正となっている。そして、この両区分の長期係数の値は男性とあまり変わらない。35歳未満区分については、決定係数

も低く、他に比べて特異な傾向を示している。

総じて、若年人口が他世代に比べて多いときには、若年者の失業率は中高年に比べて高くなりがちであることが判明した。その一方で、表1および表2は新たな疑問をもたらす。まず、男女を比較すると、男性の方は年齢区分が上昇するにしたがって推定式のフィットが良くなるが、女性は逆にフィットが悪くなっている。図3~8で示したように、男女間で世代間失業率格差の残差の形状はかなり異なる。しかしながら、本稿の分析は、その理由については明らかにしていない。失業者の労働市場へのアタッチメントが労働者の性別・年齢によって異なることが関与していると推測されるが、この点についての検討は今後の課題となる。

他にも、とくに男性の推定結果において顕著に見られる正のトレンド効果が何を意味しているかということもある。この点について筆者は、60歳代前半の失業率が近年低下したことによって、若年者の失業率が高齢者に比べて高くなった効果を反映していると解釈している。従来、定年退職の年齢に到達した労働者の少なくない部分が次の仕事を求めて職探しをしてきたために、60歳代前半の失業率は年齢計の失業率に比べてかなり高い水準にあった。ところが、公的年金の支給開始年齢が65歳になっていくのに伴い、高齢者にとって収入の空白期間が生じないような政策的対応が求められるようになった。そこで、継続雇用を推進するための諸施策、例えば高齢雇用継続給付制度などが導入されるとともに、2008年には高齢者雇用安定法が改正され、65歳定年制をはじめとする継続雇用制度の導入を段階的に進めることが義務付けられた。これらの政策は高齢者雇用に大きな影響をもたらした。60歳代前半の失業率は大きく低下していった。こうした点が、若年者の他世代に対する相対失業率を押し上げ、それが推定におけるトレンド効果をもたらした可能性がある。実際、60歳代前半の失業率の1年差分系列(男性)は、低下トレンドを示す一方で、若年失業率を含めた他の年齢階級の差分系列はとくに明確なトレンドを持たない。

かりにこの解釈が正しいとすれば、たしかに少子高齢化によって若年者の希少価値が高まったこ

表1 世代間失業率格差の推定結果（男性，1974～2015年）

		若年年齢区分			
		25歳未満	30歳未満	35歳未満	
推定式(2)	Δ有効求人倍率（対数，対前年差）	0.103 (0.068)	0.115*** (0.039)	0.108** (0.044)	
	Δ世代間人口比率（対数差，対前年差）	0.071 (0.646)	-0.155 (0.412)	1.098* (0.632)	
	前年失業率格差（対数差）	-0.513*** (0.178)	-0.469*** (0.166)	-0.736*** (0.179)	
	前年有効求人倍率（対数）	0.022 (0.046)	0.075** (0.035)	0.131*** (0.038)	
	前年世代間人口比率（対数）	0.460** (0.181)	0.362** (0.141)	0.612*** (0.221)	
	トレンド項	0.008** (0.004)	0.010** (0.004)	0.019*** (0.006)	
	定数項	0.963*** (0.326)	0.462*** (0.155)	0.323*** (0.081)	
	長期効果	前年有効求人倍率（対数）	0.044 (0.086)	0.161*** (0.056)	0.178*** (0.040)
		前年世代間人口比率（対数）	0.897*** (0.269)	0.773*** (0.220)	0.832*** (0.226)
		Durbin-Watson d	2.05	1.67	1.98
	自由度修正済決定係数	0.184	0.286	0.418	
	サンプルサイズ	42	42	42	

注：推定方法は最小二乗法（OLS）。被説明変数は世代間失業率格差（対数差）の対前年差。格差（比率）はすべて若年者の対数値からそれ以外の世代の対数値を差し引いたものとして定義されている。「長期効果」は推定式(2)の係数を前年失業率格差の係数で除してマイナスの符号をつけたもの。（ ）内は標準誤差を表す。***は1%水準，**は5%水準，*は10%水準で統計的に有意であることを示している。

表2 世代間失業率格差の推定結果（女性，1974～2015年）

		若年年齢区分			
		25歳未満	30歳未満	35歳未満	
推定式(2)	Δ有効求人倍率（対数，対前年差）	0.018 (0.059)	0.099 (0.059)	0.102 (0.070)	
	Δ世代間人口比率（対数差，対前年差）	1.112** (0.546)	2.017*** (0.712)	1.635 (1.327)	
	前年失業率格差（対数差）	-0.801*** (0.167)	-0.483*** (0.137)	-0.270* (0.133)	
	前年有効求人倍率（対数）	-0.026 (0.037)	-0.009 (0.040)	0.016 (0.048)	
	前年世代間人口比率（対数）	0.599*** (0.169)	0.391* (0.203)	0.142 (0.307)	
	トレンド項	0.011*** (0.003)	0.005 (0.004)	0.001 (0.006)	
	定数項	1.367*** (0.319)	0.760*** (0.255)	0.336* (0.196)	
	長期効果	前年有効求人倍率（対数）	-0.033 (0.046)	-0.018 (0.083)	0.059 (0.186)
		前年世代間人口比率（対数）	0.748*** (0.147)	0.809** (0.327)	0.525 (1.050)
		Durbin-Watson d	1.90	1.74	1.97
	自由度修正済決定係数	0.370	0.288	0.078	
	サンプルサイズ	42	42	42	

注：表1に同じ。

とによって若年失業率が相対的に低くなった可能性は高いが、少子高齢化は同時に高齢者の就業を促進するための強力な政策対応をもたらしたこ

とで、若年失業率を相対的に上昇させる効果をも持ち合わせたことになろう。

IV 分析の拡張

1 係数の安定性

前節では、若年失業率においてコホート・クラウディング効果が観察されるという結論を得た。しかしながら、こうした結果が1974年から2015年という特定の期間を用いた場合にのみ観察されるならば、それは頑健な推定結果とは判断できないであろう。したがって、様々な異なった期間を抽出し、それぞれの期間内で回帰分析を行い、係数の安定性を判断することが必要となる。ここでは、ローリング回帰の手法を用いることにする。

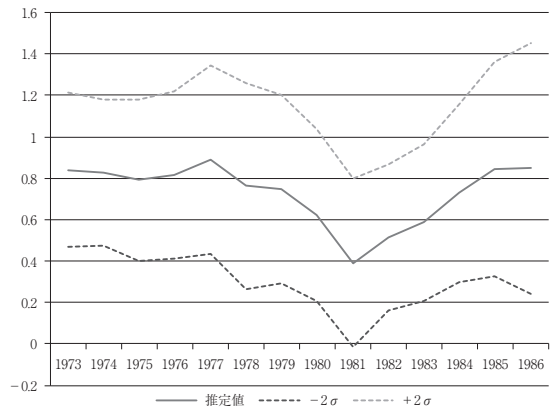
用いるウィンドウの期間は30年とする。すなわち、1973年から2002年のデータ、1974年から2003年のデータ、という具合に1年ずつずらせた30年間（ウィンドウ期間）のデータセットを14個構築する。そして、それぞれに対して先ほどと同様の回帰分析を行い、特定の時期のデータに結果が依存していないかどうかをチェックする。ここでは、最も回帰式の当てはまりが良かった男性・35歳未満区分に焦点を絞る。また、考察する係数は、人口比率の長期効果を用いることにする。表1から、人口比率の長期効果は0.83と推定されているので、その値がイレギュラーなものでなければ先ほどの推定は頑健であるということになる。

図9に、結果を示している。スタート時点が1970年代の時期には安定的にほぼ0.8前後を動いている。1981年前後に何かイレギュラーな事態があったためか、係数の値はその直前に低下して1981年に0.4近くになった。その後は元の0.8の水準まで戻った。なお、0.4近くになったときでも、統計的に有意であった。総じて、0.8前後という人口比率の長期効果の値は、信頼してもよいと思われる。

2 賃金格差

世代間失業率格差の動きの背後で、賃金格差は世代間でどのように動いていたであろうか。シンプルな経済学に基づけば、世代間の相対的な人口比率は、世代間の相対的労働供給を変化させるので、それに伴って相対賃金を動かさずと推測される。

図9 ローリング推定の結果（人口比率の長期効果）



注：男性・30歳未満を若年者として定義した場合の失業率の世代間格差を推定。定式化は推定式(2)に基づく。データ期間は30年間として、1973～2002年、1974～2003年、と次々に推定期間をずらして推定した結果から、人口比率の長期効果の係数値と2σ区間をプロットしたもの。横軸の年はサンプルのスタート年を表す。

具体的には、より多くなった世代の相対賃金水準が下落すると考える。もちろん、相対人口の変化が賃金格差にそれほど影響を及ぼしていないことが、失業率に関してのコホート・クラウディング現象をもたらすと解釈すれば、大きな賃金格差の変化は観察されないかもしれない。これらの点を確かめるために、本節では1981年から2015年までの厚生労働省『賃金構造基本統計調査』の公表データから得た賃金系列を使って実証分析を行いたい。ただし、差分を用いた推定を行うために、実際の推定期間は1982年から2015年までとなる。

賃金の指標として、ここでは「きまって支給される現金給与額」を使う。被説明変数は、対数差で表示した世代間賃金格差の1次の差分とし、説明変数はこれまでのものを用いる。推定結果は表3（男性）および表4（女性）にある。まず、男性ではいずれのケースにおいても人口比率は有意ではない。少なくとも男性については、人口比率は世代間賃金格差に影響を及ぼしていなかった。一方、女性についてはやや微妙となった。まず、すべての年齢区分において、対前年差の人口比率の増大は賃金格差の対前年差を縮小させる。この部分については経済理論と符合している。ただし、前年人口比率の影響、つまり長期の影響については25歳未満で有意に負、30歳未満で有意ではなく、35歳未満では有意に正となった。このように、長期の効果については、はっきりしない結果で

表3 世代間賃金格差の推定結果（男性，1982～2015年）

		若年年齢区分			
		25歳未満	30歳未満	35歳未満	
推定式(2)	Δ有効求人倍率（対数，対前年差）	-0.005 (0.008)	0.008 (0.006)	0.008 (0.005)	
	Δ世代間人口比率（対数差，対前年差）	0.214 (0.127)	-0.047 (0.090)	-0.068 (0.103)	
	前年賃金格差（対数差）	-0.870*** (0.190)	-0.525*** (0.140)	-0.226** (0.083)	
	前年有効求人倍率（対数）	-0.006 (0.006)	0.000 (0.004)	0.002 (0.003)	
	前年世代間人口比率（対数）	0.016 (0.021)	-0.026 (0.020)	0.023 (0.021)	
	トレンド項	0.002*** (0.001)	0.001* (0.000)	0.001** (0.000)	
	定数項	-0.472*** (0.108)	-0.270*** (0.078)	-0.085** (0.036)	
	長期効果	前年有効求人倍率（対数）	-0.007 (0.007)	0.000 (0.008)	0.008 (0.016)
		前年世代間人口比率（対数）	0.019 (0.024)	-0.049 (0.030)	0.101 (0.111)
	Durbin-Watson d		2.03	2.41	2.57
自由度修正済決定係数		0.338	0.377	0.466	
サンプルサイズ		34	34	34	

注：推定方法は最小二乗法（OLS）。被説明変数は世代間賃金格差（対数差）の対前年差。格差（比率）はすべて若年者の対数値からそれ以外の世代の対数値を差し引いたものとして定義されている。「長期効果」は推定式(2)の係数を前年失業率格差の係数で除してマイナスの符号をつけたもの。（ ）内は標準誤差を表す。***は1%水準，**は5%水準，*は10%水準で統計的に有意であることを示している。

表4 世代間賃金格差の推定結果（女性，1982～2015年）

		若年年齢区分			
		25歳未満	30歳未満	35歳未満	
推定式(2)	Δ有効求人倍率（対数，対前年差）	-0.001 (0.010)	-0.005 (0.010)	-0.008 (0.009)	
	Δ世代間人口比率（対数差，対前年差）	-0.232* (0.126)	-0.343** (0.138)	-0.339* (0.184)	
	前年賃金格差（対数差）	-0.403** (0.173)	-0.404** (0.166)	-0.583*** (0.197)	
	前年有効求人倍率（対数）	0.013* (0.006)	0.010 (0.006)	0.007 (0.006)	
	前年世代間人口比率（対数）	-0.046* (0.026)	-0.017 (0.026)	0.123*** (0.033)	
	トレンド項	-0.002** (0.001)	-0.001 (0.001)	0.002*** (0.001)	
	定数項	-0.136** (0.059)	-0.072 (0.043)	-0.010 (0.024)	
	長期効果	前年有効求人倍率（対数）	0.033 (0.024)	0.024 (0.021)	0.012 (0.012)
		前年世代間人口比率（対数）	-0.114* (0.057)	-0.042 (0.056)	0.211*** (0.072)
	Durbin-Watson d		2.55	2.38	2.15
自由度修正済決定係数		0.214	0.239	0.341	
サンプルサイズ		34	34	34	

注：表3に同じ。

あった。

ここまで考察してきたのは世代間の月収格差であったが、時間当たり賃金の格差にすればどうなるであろうか。そこで、時間当たり賃金を「きまっ

て支給する現金給与額」を「所定内実労働時間」と「超過実労働時間」の合計で割ったものとして定義し、同様の方法で分析し直した。紙幅の都合上、詳細な結果は掲載しないが、男性・30歳未

満区分において、人口比率の長期効果が -0.086 と有意に負となった。その一方で、女性の場合には同じ年齢区分で短期の効果が -0.26 となり有意に負であった。ただし、その他の年齢区分においては、コホート・クラウディングと符合する効果は検出されなかった。このように、年齢構成が賃金格差に及ぼす影響は、性別や用いる賃金の定義によって微妙に異なるが、総じてコホート・クラウディングの議論と符合した結果が得られている。

しかしながら、ここで用いたデータはパートタイマー等の非正規労働者の多くを含んでいないことには注意すべきであろう。若年層ほど非正規比率が高くなっている事実を考えれば、上記の結論は控え目にとらえておくべきかもしれない。より包括的な賃金データを用いた分析は今後の課題である。

3 教育年数

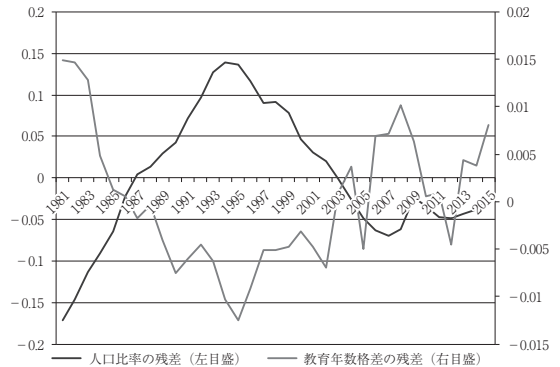
相対的な世代サイズが失業率や賃金格差に影響を及ぼすとしても、その背後にあるメカニズムが労働市場における需給バランスだけであるとは限らない。別のルートとして人的資本の蓄積を考えることもできる。世代サイズが小さい場合には、1人当たりの教育リソースが大きくなり、その分だけ人的資本水準が向上する可能性がある。例えば、Babcock, Bedard and Schulte (2012) は、米国の全国規模のデータを用いて幼稚園入学者が10%増えると0.5ポイントだけ次のグレードに進むコホートの比率が小さくなることを示した。この研究は教育内容を通じた効果を問題にしているが、コホートサイズが学校入学に与える影響も重要な論点である。コホートサイズが小さい場合には入学競争が緩くなり、進学的意思決定を行いやすくなるかもしれない。その一方で、世代サイズの大きさの変化が賃金格差の変化をもたらし、それが進学的意思決定に影響を及ぼす可能性もある(Falaris and Peters 1992)。

本節では、コホートサイズと教育年数の関係を、これまでの実証フレームワークを用いて分析する。そのためには世代別の教育年数の分布が年次で必要となるが、本節では対象を雇用者に絞ることにして、厚生労働省『賃金構造基本統計調査』

を用いる。被説明変数は、世代間の平均教育年数格差の前年差とする。平均教育年数格差は、若年世代の平均教育年数の対数値から中高年世代の平均教育年数の対数値を差し引いたものとして定義する。平均教育年数の算出においては、中学卒は9年、高校卒は12年、短大・高専卒は14年、大学・大学院卒業は16年の教育年数として数値化した。

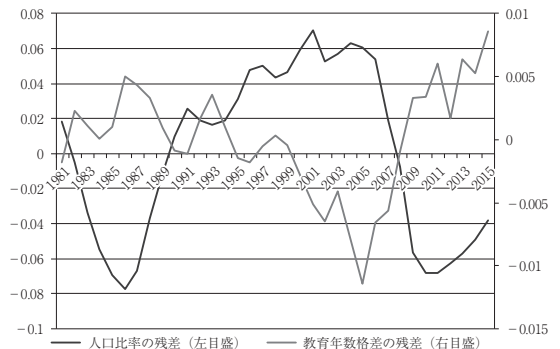
実際に回帰分析を行う前に、図3～8と同じ方法で構築した残差系列を観察しておきたい。ここでは代表的なケースとして男性の25歳未満区分と35歳未満区分を取り上げる。結果は図10および図11に示している。これらの図から明らかのように、教育年数格差の残差系列は、人口比率の残差系列と比較的明確に相反した動きをしている。すなわち、世代サイズが小さいときには教育年数は長くなる傾向がある。この点を確認するために回帰分析を行ったところ、表5のような結果を得た。人口比率の係数は、差分でも前年の水準

図10 教育年数格差と人口比率の残差の推移(男性, 25歳未満)



注：教育年数格差および人口比率を被説明変数、有効求人倍率、トレンド項、定数項を説明変数とする回帰分析の残差をプロットしたものだ。

図11 教育年数格差と人口比率の残差の推移(男性, 35歳未満)



注：図10に同じ。

でも全てのケースで有意に負になった。すなわち、世代サイズが大きくなると、雇用者の平均教育年数は低下する傾向がある。逆に、世代サイズが相対的に小さくなると、相対的な教育年数が長くな

る。表6には女性の結果を示している。回帰式のフィットは男性に比べて低下するが、25歳未満、30歳未満では、長期の効果において人口比率が有意に負になっている。

表5 世代間平均教育年数格差の推定結果（男性，1982～2015年）

		若年年齢区分			
		25歳未満	30歳未満	35歳未満	
推定式(2)	Δ有効求人倍率（対数，対前年差）	-0.003 (0.004)	0.001 (0.002)	0.000 (0.002)	
	Δ世代間人口比率（対数差，対前年差）	-0.077 (0.053)	0.056 (0.041)	0.023 (0.034)	
	前年教育年数格差（対数差）	-0.903*** (0.204)	-0.894*** (0.194)	-0.636*** (0.177)	
	前年有効求人倍率（対数）	0.005* (0.003)	0.001 (0.001)	0.002 (0.001)	
	前年世代間人口比率（対数）	-0.074*** (0.019)	-0.067*** (0.014)	-0.057*** (0.015)	
	トレンド項	-0.003*** (0.001)	-0.003*** (0.001)	-0.003*** (0.001)	
	定数項	-0.065*** (0.018)	0.027*** (0.009)	0.053*** (0.017)	
	長期効果	前年有効求人倍率（対数）	0.006* (0.003)	0.001 (0.002)	0.003 (0.002)
		前年世代間人口比率（対数）	-0.082*** (0.011)	-0.075*** (0.006)	-0.090*** (0.013)
	Durbin-Watson d		2.06	1.88	2.05
自由度修正済決定係数		0.396	0.433	0.364	
サンプルサイズ		34	34	34	

注：推定方法は最小二乗法（OLS）。被説明変数は世代間平均教育年数格差（対数差）の対前年差。格差（比率）はすべて若年者の対数値からそれ以外の世代の対数値を差し引いたものとして定義されている。「長期効果」は推定式(2)の係数を前年失業率格差の係数で除してマイナスの符号をつけたもの。（ ）内は標準誤差を表す。***は1%水準，**は5%水準，*は10%水準で統計的に有意であることを示している。

表6 世代間平均教育年数格差の推定結果（女性，1982～2015年）

		若年年齢区分			
		25歳未満	30歳未満	35歳未満	
推定式(2)	Δ有効求人倍率（対数，対前年差）	0.002 (0.003)	-0.001 (0.002)	0.000 (0.002)	
	Δ世代間人口比率（対数差，対前年差）	-0.044 (0.046)	-0.026 (0.032)	-0.026 (0.022)	
	前年教育年数格差（対数差）	-0.275 (0.198)	-0.476** (0.218)	-0.182 (0.180)	
	前年有効求人倍率（対数）	0.004* (0.002)	0.001 (0.001)	0.002* (0.001)	
	前年世代間人口比率（対数）	-0.020 (0.013)	-0.024** (0.010)	-0.005 (0.008)	
	トレンド項	-0.001 (0.001)	-0.002** (0.001)	-0.001 (0.001)	
	定数項	-0.001 (0.014)	0.045* (0.024)	0.024 (0.026)	
	長期効果	前年有効求人倍率（対数）	0.016 (0.015)	0.002 (0.003)	0.012 (0.016)
		前年世代間人口比率（対数）	-0.074** (0.034)	-0.051*** (0.010)	-0.027 (0.033)
	Durbin-Watson d		1.56	1.47	1.89
自由度修正済決定係数		0.147	0.196	0.147	
サンプルサイズ		34	34	34	

注：表5に同じ。

附表 主要変数の記述統計量

		平均	標準偏差	最小	最大	
失業率格差	男性	25歳未満	0.783	0.110	0.532	1.056
		30歳未満	0.590	0.115	0.365	0.769
		35歳未満	0.411	0.135	0.168	0.591
	女性	25歳未満	0.701	0.090	0.507	0.885
		30歳未満	0.767	0.127	0.530	1.004
		35歳未満	0.779	0.143	0.485	1.050
賃金格差	男性	25歳未満	-0.531	0.020	-0.559	-0.492
		30歳未満	-0.438	0.022	-0.471	-0.396
		35歳未満	-0.362	0.020	-0.390	-0.327
	女性	25歳未満	-0.208	0.021	-0.241	-0.156
		30歳未満	-0.150	0.016	-0.172	-0.110
		35歳未満	-0.114	0.016	-0.144	-0.080
平均教育年数格差	男性	25歳未満	0.001	0.020	-0.030	0.047
		30歳未満	0.048	0.026	0.016	0.094
		35歳未満	0.065	0.030	0.027	0.112
	女性	25歳未満	0.060	0.029	0.019	0.117
		30歳未満	0.096	0.029	0.055	0.147
		35歳未満	0.109	0.029	0.067	0.157
世代間人口比率	男性	25歳未満	-1.604	0.246	-2.020	-1.187
		30歳未満	-1.058	0.257	-1.516	-0.606
		35歳未満	-0.617	0.265	-1.100	-0.141
	女性	25歳未満	-1.728	0.254	-2.158	-1.280
		30歳未満	-1.188	0.266	-1.664	-0.708
		35歳未満	-0.755	0.273	-1.253	-0.259
対数有効求人倍率		-0.269	0.322	-0.747	0.567	

注：すべての系列は対数差（格差）あるいは対数系列である。データの定義については本文参照。

以上のように、日本では人口の小さい世代が長期間の学校教育を享受してきた。世代サイズの縮小に直面してきた若年者は、教育面においても、教育年数の上昇というメリットを享受してきたと考えられる。教育年数の上昇が人的資本の水準を引き上げ、それが労働市場における対応力を高めるならば、それは失業リスクを低下させるかもしれない。失業率格差についてのコホート・クラウディング効果の一部は、こうした教育水準の上昇効果を反映している可能性もあろう。

V 結 語

本稿は、長期間の時系列データを用いて、世代間の失業率・賃金格差を規定する要因としてのコホート・クラウディング現象を検証した。結論として、若年者と他世代との失業率格差は、若年者の構成比が小さくなることによって縮小していた。このことは逆に、第2次ベビーブーム世代が労働市場に参入した時期には、その世代の失業率が他世代に比べて若干押し上げられた公算が大きいこ

とを意味する。今後は若年労働者の人口シェアが低下していくことが見込まれるので、その点では他世代に比べて若年失業率の抑制が図られやすいかもしれない。ただし、高齢者の失業率が政策的な対応で急速に低下してきたことを考慮すれば、全世代に対する若年者の相対的な地位は高齢者雇用の進展とも密接な関連をもつと推測される。

その一方で、世代間の人口比率が賃金格差に与える影響は性別や賃金の定義によって異なるという意味で複雑であった。男性の場合には人口シェアの影響は月給では検出されなかったが、時間あたり賃金では部分的に検出された。女性の若年者では世代サイズが相対的に小さくなると、短期的に若年層の相対賃金が上昇する傾向が見られた。また、世代サイズが相対的に小さい場合には雇業者の平均教育年数が上昇することが判明した。これらの点を総合すれば、「(若年者の人口シェアの低下という意味での)少子高齢化は若年者にとって有利だったか」というコホート・クラウディング効果の存否についての問いに対しては、否定的な結論は得られなかった。

本稿はきわめてナイーブな時系列分析の方法を用いて、日本におけるコホート・クラウディングの問題を検討した。得られた結論は総じて経済メカニズムと整合的であったが、それが本当に労働市場の需給バランスを経由した効果によるものかどうかは検証していない。実際、団塊の世代の定年退職問題が高齢者雇用政策を促したように、世代サイズの大きさは様々なルートを通じて労働市場に影響を及ぼし得る。また、雇用と賃金への影響を同時にとらえる工夫も必要であろう。急速な少子高齢化を経験している日本において、この分野の研究がさらに進むことが期待される。

* 本稿は太田 (2010b) で論じた問題を、あらためて詳細に分析するとともに、議論を大幅に拡張したものである。

- 1) 国立社会保障・人口問題研究所「人口統計資料集」、厚生労働省「人口動態統計」による。
- 2) 20歳未満層とそれ以上の年齢層との対比も可能であるが、20歳未満で労働市場に参入する人数が進学率上昇によって減少していることもあり、若年者としての代表性を考慮して分析には含めなかった。
- 3) 当然ながら、人口比率と有効求人倍率の系列にはほとんど相関はない。
- 4) 1979年から2008年までの年齢階級別対数失業率を前年の対数失業率、対数有効求人倍率、トレンド項、トレンドの二乗項で回帰分析を実施したところ、対数有効求人倍率の係数は他の年齢階級では0.3～0.4であったが、10～20歳代では0.2～0.3程度であった。

参考文献

太田聡一 (2010a) 「若年者就業の経済学」日本経済新聞出版社。
 —— (2010b) 「失業におけるコホート・クラウディング——世代間相対失業率の決定要因」JILPT 資料シリーズ 78号『失業構造の理論的・実証的研究』第3章。
 太田聡一・玄田有史・照山博司 (2008) 「1990年代以降の日本の失業——展望」日本銀行ワーキングペーパーシリーズ、08-J4。
 大竹文雄・猪木武徳 (1997) 「労働市場における世代効果」浅子和美・福田慎一・吉野直行編『現代マクロ経済分析』第10章、東京大学出版会。
 岡村和明 (2000) 「日本におけるコホート・サイズ効果——キャリア段階モデルによる検証」『日本労働研究雑誌』No.481, pp.36-50。
 玄田有史 (1997) 「チャンスは一度——世代と賃金格差」『日本労働研究雑誌』No.449, pp.2-12。
 Babcock, Philip, Kelly Bedard and Jennifer Schulte (2012) “No Cohort Left Behind?” *Journal of Urban Economics*, 71, 3, pp.347-354。
 Biagi, Federico and Claudio Lucifora (2008) “Demographic and Education Effects on Unemployment in Europe,” *Labor Economics*, 15, pp.1076-1101。

Brunello, Giorgio (2010) “The Effects of Cohort Size on European Earnings,” *Journal of Population Economics*, 23, pp.273-290。
 Cahuc, Pierre, Stéphane Carcillo and André Zylberberg (2014) *Labor Economics 2nd ed.*, MIT Press。
 Card, David E. and Thomas Lemieux (2001) “Can Falling Supply Explain the Rising Return to College for Younger Men? A Cohort-based Analysis,” *Quarterly Journal of Economics*, 116, 2, pp.705-746。
 Falaris, Evangelos and Elizabeth Peters (1992) “Schooling Choices and Demographic Cycles,” *Journal of Human Resources*, 27, 4, pp.551-574。
 Garloff, Alfred, Carsten Pohl and Norbert Schanne (2013) “Do Small Labor Market Entry Cohorts Reduce Unemployment?” *Demographic Research*, 29, pp.379-406。
 Genda, Yuji, Ayako Kondo and Souichi Ohta (2010) “Long-term Effects of a Recession at Labor Market Entry in Japan and the United States,” *Journal of Human Resources*, 45, pp.157-196。
 Gunderson, Morley, Andrew Sharpe and Steven Wald (2000) “Youth Unemployment in Canada, 1976-1998,” *Canadian Public Policy*, 26, S1, pp.85-100。
 Korenman, Sanders and David Neumark (2000) “Cohort Crowding and Youth Labor Markets (A Cross-National Analysis),” in David G. Blanchflower and Richard B. Freeman (eds.), *Youth Employment and Joblessness in Advanced Countries*, University of Chicago Press。
 Layard, Richard (1982) “Youth Unemployment in Britain and the United States Compared,” in Richard B. Freeman and David A. Wise (eds.), *The Youth Labor Market Problem: Its Nature, Causes, and Consequences*, University of Chicago Press。
 Martin, Linda G. and Naohiro Ogawa (1988) “The Effect of Cohort Size on Relative Wages in Japan” in Ronald D. Lee, W. Brian Arthur, and Gerry Rodgers (eds.), *Economics of Changing Age Distributions in Developed Countries*, Oxford University Press。
 Newhouse, David and Claudia Wolff (2014) “Cohort Size and Youth Employment Outcomes,” IZA Discussion Paper Series, No.8197。
 Shimer, Robert (2001) “The Impact of Young Workers on the Aggregate Labor Market,” *Quarterly Journal of Economics*, 116, 3, pp.969-1007。
 Skans, Oskar (2005) “Age Effects in Swedish Local Labor Markets,” *Economics Letters*, 86, issue 3, pp.419-426。
 Welch, Finis (1979) “Effects of Cohort Size on Earnings: The Baby Boom Babies’ Financial Bust,” *Journal of Political Economy*, 87, 5, pp.S65-97。
 Zimmermann, Klaus (1991) “Ageing and the Labor Market: Age Structure, Cohort Size and Unemployment,” *Journal of Population Economics*, 4, 3, pp.177-200。

おおた・そういち 慶應義塾大学経済学部教授。最近の主な著作に「地方公務員給与の決定要因——般市データを用いた分析」(『日本労働研究雑誌』No.637, 2013年)。労働経済学専攻。