

年齢階層別失業率変動の国際比較

川口大司・村尾徹士

景気循環の局面において、失業率の上下動がどの年齢層に集中・分散するかは国によって大きく異なる。この論文では景気循環局面における若年失業率の変化率と壮年失業率の変化率の差がさまざまな労働市場の制度によってどの程度説明できるかを、先進18カ国の1971年から2000年までのクロスカントリーのパネルデータを用いて分析する。推定の結果、解雇規制が強い経済においては中高年失業率の変動は景気変動に対して非感応的であるが、若年の失業率変動を和らげる効果はほとんど持たないことが明らかになった。これは中高年労働者について労働保蔵のインセンティブが弱いため解雇費用の役割が相対的に大きくなるという理論的な予測と整合的である。また、労働組合の組織率が高い経済においても、経済へのショックは若年層の失業率によって吸収される傾向が強いことも示された。

JEL Classification Code: E24, J80

1. はじめに

景気循環の局面で失業率は上下動するが、その上下動がどの年齢層に集中するかあるいは分散するかは国によって大きく異なる。図1はそれぞれ米国、フランス、および日本の男性年齢階層別失業率の推移を、1960年から2008年の期間についてプロットしたものである。これらのグラフを見ると年齢階層別失業率の動きは、国によって相当異なった動き方をしていることが明らかになる。

まず米国では若年(15-24歳)および壮年(45-54歳)の失業率は平行に推移している。若年の失業率が壮年の失業率よりも高いことは確かであるが、労働市場への負のショックは各年齢層の等しい失業率の上昇となって表れている。また景気回復の局面で失業率が下がっていく時の下がり方は各年齢層で同じである。すなわち労働市場へのショックは、正のものであれ負のものであれ、各年齢層の労働者に同じように吸収されていることが確認できる。

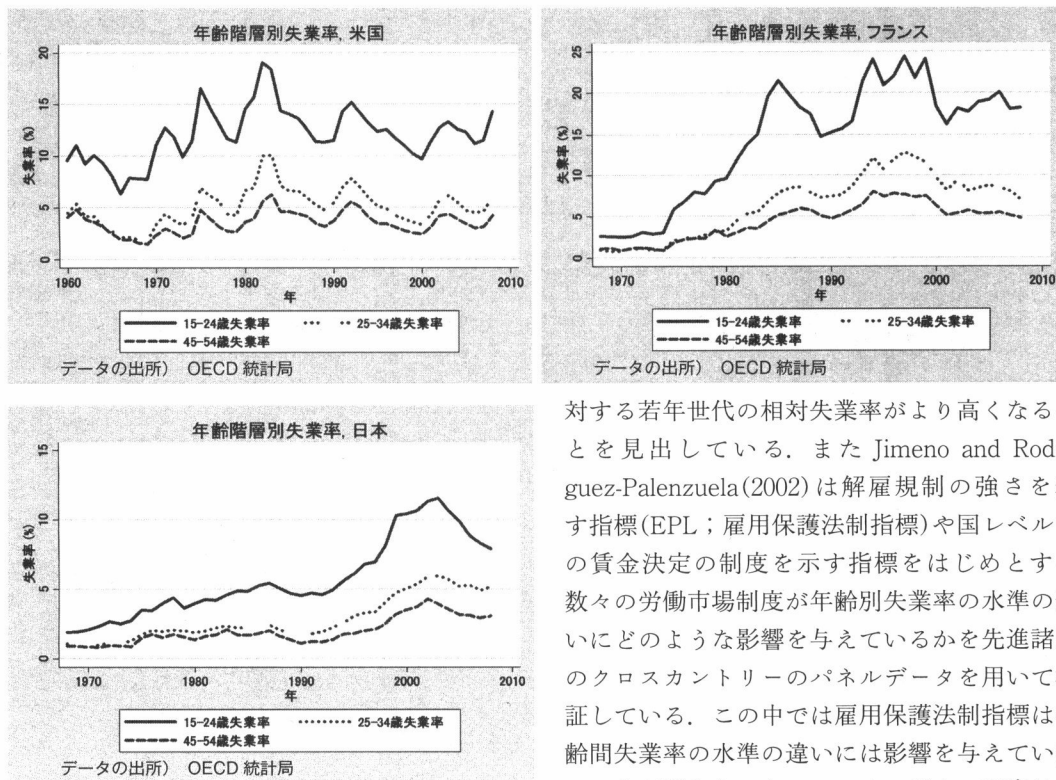
その一方で、フランスにおいては、失業率の上昇期には若年失業率の上昇幅が壮年失業率の上昇幅よりも大きい。また失業率の下降期には

若年失業率の下降幅が壮年失業率の下降幅よりも大きいことが明らかになっている。すなわち壮年の失業率は安定的に推移している一方で、若年の失業率は大幅な変動をしており、雇用の調整が若年層を中心に起こっていることがわかる。

日本における失業率はどの年齢層の失業率も比較的低位水準で推移してきたため確定的なことは言えないが、最近の景気循環の側面に着目すると、米国のものとフランスのものとの中間に位置しているといえそうである。

若年の雇用率や失業率が壮年の雇用率や失業率よりも景気感応的であることは、これまでの研究でも指摘されており、たとえば、Clark and Summers(1981)やAlba-Ramirez(1995)は若年の雇用変動が壮年のものよりも大きいことを発見している。また、Bertola, Blau and Kahn(2007)は年齢階層別失業率を被説明変数とするクロスカントリーのパネル回帰において、壮年よりも若年の失業率が全体の失業率により感応的であることを見出している。しかしながら、これらの研究は年齢別失業率の景気感応度が国ごとに違うことやその理由についての考察をしていない。

図1. 年齢階層別失業率 (米国, フランス, 日本)



また、若年失業率と壮年失業率の水準が国ごとになぜ違うのかについては理論研究、実証研究双方ともに盛んにおこなわれてきた。Caziani and Petrongolo(2001)は世代重複モデルを用いて、解雇費用は若年失業率を上昇させることを示し、クロスカントリーパネルデータを用いた実証研究で理論が支持されることを発見している。Modesto(2008)も解雇費用が高いほど若年失業率の壮年失業率に対する比率も高くなることを世代重複モデルの分析から理論的に示している。Bertola, Blau and Kahn(2007)は労働組合の組織率の違いが重要であり労働組合の組織率が高い国においては賃金水準が高めに設定され、労働供給の弾力性が大きいグループ、すなわち若年労働者、女性労働者、高年齢労働者の失業率が高くなることを指摘している。Kahn(2007)はOECDに加盟している7カ国について、International Adult Literacy Surveyのマイクロデータ(期間は1994-1998年)を用いて、より強い解雇規制のもとでは、壮年世代に

対する若年世代の相対失業率がより高くなることを見出している。また Jimeno and Rodriguez-Palenzuela(2002)は解雇規制の強さを表す指標(EPL;雇用保護法制指標)や国レベルでの賃金決定の制度を示す指標をはじめとする数々の労働市場制度が年齢別失業率の水準の違いにどのような影響を与えているかを先進諸国のクロスカントリーのパネルデータを用いて検証している。この中では雇用保護法制指標は年齢間失業率の水準の違いには影響を与えていないことが明らかになっている。以上の研究はいずれも、若年失業率と壮年失業率の平均的な水準の違いを解雇規制・解雇費用・賃金決定制度によって説明することを試みており、分析の焦点は、解雇規制や賃金決定制度が相対若年失業率に与える長期的な影響にある。

これらの分析に加えて、労働市場への短期的なショックをどの年齢階層の労働者が吸収するかという問題も年齢階層間リスク分担という観点からはきわめて重要である。仮に若年と壮年の失業率の長期的な差が同じだとしても、短期的なショックを若年者がより大きく負担する経済とすべての年齢階層が同じように負担する経済では、生まれ年の階層ごとの経済厚生が異なり、いわゆるロストジェネレーションと呼ばれるような世代が作られる可能性が高い。また Neumark(2002)や Genda, Kondo and Ohta(2010)は同じ個人を追跡した場合、若年時の就業状態が壮年時の就業状態に無視できない影響を与えることを報告しており、若年時の短期ショックの影響が長期的な影響を与えうることを

明らかにしており、生まれ年で定義される世代階層ごとの経済厚生の違いが長期的にも無視し得ない大きさとなる可能性も示唆される。

この論文では景気循環局面における若年失業率の変化率と壮年失業率の変化率の差が解雇規制に代表されるさまざまな労働市場の制度によってどの程度説明できるかを検証する。より具体的には男性労働者にサンプルを限定し、年齢階層別の失業率を経済全体の労働生産性に回帰することで年齢別失業率の景気循環への感応度を調べ、その感応度が Blanchard and Wolfers (2000)などの既存の研究によって提供されている雇用保護法制指標をはじめとした労働制度を示す指標によってどのような影響を受けているかを先進18カ国の1971年から2000年までのクロスカントリーのパネルデータを用いて実証研究する。

マクロショックを前期の労働生産性成長率でとらえ、その年齢別失業率の変動率への影響を推定した結果によれば、解雇規制が強い経済においては、中高年失業率の変動は景気変動に対して非感応的であるが、若年の失業率変動を和らげる効果はほとんど持たないことが明らかになった。この結果は解雇規制が仮に年齢にかかわらず適用されるとしても、主として中高年労働者の雇用変動を緩和する傾向があることを示唆している。これは若年層については企業は労働保蔵のインセンティブを強く持つため、解雇規制の影響を強く受けけないが、高齢層については労働保蔵のインセンティブが弱いため、解雇規制の影響を強く受けるという Cheron, Hairault and Langot (2008)の得ている理論的な結果と整合的な実証結果である。

また、高い組合組織率は若年層の失業率を大きく変動させる効果を持つ一方で、高い労働協約適用比率は若年層の失業率変動を低減させる効果を持つことが明らかになった。これは労働組合の組織率が高い一方で労働協約の組合員以外への適用が広がらない経済においては、経済へのショックが主に若年層の失業率変動によって吸収される傾向があることを示唆している。

その他、失業保険制度や賃金決定制度が年齢

別失業率変動に与える影響も分析したが、これらの制度が年齢別失業率変動にシステマティックな影響を与えているという証拠は得られなかった。

本稿の構成は以下のとおりである。2節では本稿の実証分析の背景となる理論モデルを紹介し、解雇規制は生産性ショックより発生する解雇を抑制する効果を持つものの、その効果が中高年層に集中するメカニズムを直感的に説明する。3節では実証戦略を議論する。4節ではデータについて議論し、5節で実証結果を報告する。6節で論文を総括する。

2. 理論的背景

本稿の関心は国ごとの年齢階層別の失業率変動パターンの違いを労働市場の制度の違いによって説明することにある。一般的に失業を一般均衡の枠組みの中で説明するためには雇用創出・崩壊を内生化した Mortensen and Pissarides (1994)のマッチングモデルが用いられるが、このモデルは労働者の同質性を仮定したものであるため、有限期間労働者が生きることを仮定したうえで年齢別失業率の動きを説明することはできなかった。この問題を解決して、年齢別の失業率を説明可能にするためのモデルが Cheron, Hairault and Langot (2008)によって開発されている。彼らの分析は主に理論分析にとどまっているが、この論文では彼らの理論分析から得られる予測を初めて実証分析する。

Cheron, Hairault and Langot (2008)の理論モデルは通常の Mortensen and Pissarides (1994)を拡張したもので T 期間就業したのちに引退する労働者を仮定して分析を行っている。この経済においては労働市場に摩擦があり、求人する企業と求職する労働者は確率的にしか出会わない。モデルにおいて年齢の異なる労働者は、引退までの期間を除いては同質であることが仮定されており、労働者の生産性は各期ごとに確率的に決定されるようになっている。ここで企業は特定の年齢の労働者を目指して求人活動を行うことはできないという非方向付けサーチ (non-directed search) を仮定する。各企業が最

大で一人の労働者を雇える状況を想定し、未充足求人を持つことの価値関数と仕事が埋まっていることの価値関数を労働者の年齢ごとに計算し、企業の自由参入を仮定し未充足求人を持つことの価値がゼロであることを用いると、その期の生産性の実現値がその値以下であれば、今いる労働者を解雇する生産性の閾値が計算できる。彼らのモデルは賃金がナッシュ交渉によって内生的に決定されることを仮定しているが、企業の側にある程度の交渉力があれば、以下で展開する直感は成立する。このアプローチは労働者が無限期間にわたり働くことと仮定する通常のMortensen and Pissarides(1994)の構造と基本的に同じであるが、有限期間後の退職を仮定しているため、現在の労働者を保持する価値、すなわち労働保蔵の価値が労働者の年齢によって変わってくるところがMortensen and Pissarides(1994)とは異なっている。

ある企業が負の生産性ショックを経験した時に、現在雇っている労働者を雇い続けるか解雇するかは、その労働者を抱え続けることの便益と費用に依存する。労働者を抱え続けることの便益は生産性が回復した際に、労働者を探すことなくすぐに生産ができることであり、これは労働保蔵を行うことによる便益であると考えられる。その一方で費用は生産性が低いにも関わらず賃金を支払わなければいけないことより発生する。来期に確実に退職する労働者に関しては労働保蔵を行う便益が全くないことより明らかであるが、労働保蔵を行うことの便益は、引退までの期間が長い若い労働者のほうが大きくなる。よって、解雇は年長の労働者に関してより起こりやすくなる。

この状況で法的な規制などにより年齢に無関係に単一の解雇費用が課された時に何が起こりうるかを検討してみよう。仮に負の生産性ショックを経験したとしても、企業は若年労働者については労働保蔵を行うインセンティブを強く持つため、解雇費用がかかることが企業の意思決定に与える影響は比較的小さい。その一方で、高齢労働者については、そもそも労働保蔵のインセンティブは弱かったのだが、解雇費用がか

かるようになると解雇を先延ばしにするインセンティブが発生するようになる。このため、年齢にかかわらず等しくかかる解雇費用であるとしても、高齢労働者の雇用を保護する性格をより強く持つことになる。以上がCheron, Hairault and Langot(2008)が得た結論の一部に関する直観的な説明である。

3. 実証戦略

以上の議論においては解雇規制の影響を主眼に置いたが、失業保険、労働組合、賃金決定の諸制度も国ごとに大きく異なっており、これらの制度は失業率に影響を与えると同時に解雇規制の在り方と相関している可能性も高い。よって、これらの影響も同時に制御した推定を行う。

より具体的には各年齢別の失業率の変動がマクロショックの代理指標である労働生産性に対してどのように反応するか、そしてその反応が様々な労働市場制度の指標にどのように依存するかを分析する。マクロショックは通常、ラグを伴って失業率に影響することが指摘されている。そこで労働市場に波及したマクロショックの影響をできるだけ正確に捉えるために、労働生産性成長率の1期ラグを労働市場におけるマクロショックの指標として用いる¹⁾。推定式は以下の通りである。

$$\begin{aligned} \Delta \ln(UE_t^{age}) &= \beta_0 + \Delta \ln(LP_{t-1})\beta_1 + [\Delta \ln(LP_{t-1}) \\ &\quad - \Delta \ln(\overline{LP})] * INS_{t-1}\beta_2 + INS_{t-1}\beta_3 \\ &\quad + \Delta \ln\left(\frac{Y}{POP_t}\right)\beta_4 + \Delta \ln\left(\frac{YA}{POP_t}\right)\beta_5 \\ &\quad + c_t^{age} + e_t^{age} \end{aligned} \quad (1)$$

式中の各インデックスは、ageが15-24歳・25-34歳・45-54歳の各年齢階層を、iが国を、tが年をそれぞれ表す。またLPは労働生産性、INSは7つの労働市場制度の指標変数の平均値からのかい離を標準偏差で除した後のベクトル、Y/Popは15-54歳人口に対する15-24歳人口比率、YA/Popは15-54歳人口に対する25-34歳人口比率を表す変数である。

この式における労働生産性への係数は各年齢

層の失業率成長率が労働生産性の変動と同時にどのように変動するかを示すものである。また、各制度変数への係数は解雇規制などの労働市場における制度がそれぞれの年齢層の失業率成長率に長期的にどのような影響を与えているかを示すものとなる。労働生産性成長率と制度変数の交差項に対する係数は、労働生産性と各年齢層の失業率成長率の共変動の度合いが解雇規制や失業保険・労働組合や賃金決定の各制度に依存してどのように変化するかをとらえようとするものである。

上記式の推定手法であるが、階差モデルであるため、各国の観察不能な異質性 c_i^{age} は各説明変数とは相関をもたないとの仮定の下で変量効果モデルを推定する。ただし失業率の変化率については系列相関が存在することが予想されるため、イディオシンクラティックな誤差項である e_{it}^{age} に関しては1階の自己相関を仮定した推定を行う。すなわち上記の推定式を変量効果1階自己相関モデルによって推定する。

次に、年代別失業率成長率の差を被説明変数とする推定を行う。推定式は以下の通りである。

$$\begin{aligned} & \Delta \ln(UE_{it}^{young}) - \Delta \ln(UE_{it}^{old}) \\ &= \beta_0 + \Delta \ln(LP_{it-1})\beta_1 + [\Delta \ln(LP_{it-1}) \\ & \quad - \Delta \ln(\overline{LP})] * INS_{it-1}\beta_2 + INS_{it-1}\beta_3 \\ & \quad + \Delta \ln\left(\frac{Y}{POP_{it}}\right)\beta_4 + \Delta \ln\left(\frac{YA}{POP_{it}}\right)\beta_5 \\ & \quad + c_i^{age} + e_{it}^{age} \end{aligned} \quad (2)$$

この推定式に関しても(1)式と同様に変量効果1階自己相関を想定した推定を行う。

4. データ

本稿で用いるデータは二つのソースから得た。まず、各年齢階層別の失業率、労働生産性、および人口は、OECD統計局が公開している値を用いた。年齢階層区分は、15-24歳、25-34歳、および45-54歳の3区分を用いることにする。

また、各国の労働市場制度に関するデータは、Center for Economic Performance(London

School of Economics)の提供する「CEP-OECD Institution Dataset」を用いた²⁾。「CEP-OECD Institution Dataset」は、OECD(1994)が作成したデータを中心に構築されたNickell and Nunziata(2001)によるデータセットを、Visser(2006)など他のソースの情報を使って拡充・延長したものである。このデータセットに含まれる指標は、最長で1960年から2004年まで存在するが、ほとんどの制度指標はその一部の期間に限り値が存在し、また国によってデータの存在する期間は異なる。本稿では全ての国について2000年までのデータを使用する。これは労働協約適用比率、団体交渉集権指数、団体交渉協調指数の各指標の直近の値が2000年であるためである。CEP-OECD Institution Datasetには、20カ国のOECD加盟国に関するデータが含まれる。ただし、全期間を通じてアイルランドの労働協約カバー比率は利用不可能である。また、スイスについては人口比率のデータは利用できない。そこでアイルランドとスイスを除く18カ国(オーストラリア、オーストリア、ベルギー、カナダ、デンマーク、フィンランド、フランス、ドイツ、イタリア、日本、オランダ、ノルウェー、ニュージーランド、ポルトガル、スペイン、スウェーデン、イギリス、アメリカ)を分析対象国として推定を行った³⁾。労働市場制度変数として、本稿では、雇用保護法制指数(EPL)、失業保険置き換え比率指数、失業保険給付期間指数、労働組合員比率、労働協約適用比率、団体交渉集権度指数、団体交渉協調指数の7種類の指標を用いる。CEP-OECD Institutional Datasetにおける各指標の具体的な構築方法は以下のとおりである。

1. 雇用保護法制指数(EPL)は、解雇規制が厳しいほど大きな値を取る指標である。OECD(1994)によって作成された指標を独自に適応したBlanchard and Wolfers(2000)に基づく。Blanchard and Wolfers(2000)は、OECDが提供している1960年以降の雇用保護法制指標に、Lazear(1990)の提供するデータを加工して接続した。OECDが提供する雇用保

護法制指標には version 1 から version 3 までの 3 種類が存在するが、Blanchard and Wolfers(2000)では、より長期の系列が入手できる version 1 が用いられている。以下では version 1 について雇用保護法制指標の作成方法について述べる。雇用保護法制指標(全体指標)は、「常用雇用契約」と「臨時雇用契約」の 2 つの下部指標を集計して算出される。2 つの下部指標には計 14 項目の基礎指標が存在し、それらは 0-6 の値で点数化される。最終的な全体指標は、14 項目の点数の単純平均によって算出される⁴⁾。なお、Blanchard and Wolfers(2000)は 5 年おきのデータを用いたが、Nickell(2006)は Blanchard and Wolfers(2000)のデータを補間した年次のデータを提供している。直近の 2003 年では、米国は 0.07、フランスは 1、日本は 0.6 である。

2. 失業保険置き換え比率指数(Benefit replacement ratio)：失業保険の置き換え比率に関する指標である。多くの国では、置き換え比率は家族形態や失業前所得に依存して決定される。そこで OECD では、3 種類の家族形態、2 種類の失業前所得における、失業後 5 年間の置き換え比率の平均値(%)を算出している。直近の 2003 年では、米国で 13.8、フランスで 39.4、日本で 7.8 となっている。
3. 失業保険給付期間指数(Benefit duration)：給付額で重み付けした給付期間の長さの指標で、失業保険給付期間の寛容さを表す。失業後 1 年の置き換え比率を BRR1 とし、また失業後 2 年及び 3 年の置き換え比率を BRR23、同様に失業後 4 及び 5 年の置き換え比率を BRR45 とすると、失業保険給付期間指数は、 $0.6 \times BRR23 / BRR1 + 0.4 \times BRR45 / BRR1$ によって定義される。2003 年では、米国は 0.2、フランスは 0.5、日本は 0 である。
4. 労働組合員比率(Union Density)：労働組合員の雇業者に占める割合(%)。直近の 2003 年では、米国で 12.3%、フランスでは 9.8%、日本で 19.7% である。
5. 労働協約適用比率(Union Coverage)：労働

協約が適用される労働者数の雇業者に占める割合(%)。OECD(2004)と Ochel(2001)の双方を補間した数値。直近の 2000 年では、米国で 14%、フランスで 93%、日本で 18% である。

6. 団体交渉集権度指数(Centralisation)：団体交渉の集権の度合いを表す指標。労働者と経営者間での労働条件の交渉には様々なレベル(集権の度合い)がある。集権度が高い順に、次のような大まかな分類が可能である(Calmfors and Driffill, 1988)。個別(分権)的交渉：個別の事業所レベルの交渉(カナダ、日本、米国など)。中間的交渉：部門レベル／産業レベルにおける交渉(北欧諸国)。中央での統一(集権)的交渉：全国組合および経営者団体(頂上団体)による交渉(イギリス、ニュージーランドなど)。しかしながら、多くの国において交渉は複数のレベルで行われている。そこで OECD(2004)では、この点を反映した次のような指標を提案・公表している。OECD(2004)の表 3.5 に基づく。集権的であるほど大きな値を取る。

- 1 = 企業／事業所レベルの交渉が一般的。
- 2 = 産業レベルの交渉と企業／事業所レベル
- 3 = 産業レベルの交渉が一般的。
- 4 = 産業レベルの交渉が一般的であるが、企業レベルの労使交渉も重要な役割を持つ。
- 5 = 中央(頂上団体)の合意が最も影響力を持つ。

1970 年代から 1990 年代にかけて交渉が集権的になった国は存在せず、逆にニュージーランド、スイス、オーストラリア、デンマークなどの国々では交渉の分権化が進んだ(OECD, 2004)。直近の 2000 年では、米国は 1、フランスでは 2、日本では 1 である。

7. 団体交渉協調指数(Coordination)：団体交渉における、複数労働組合間および複数使用者間の協調の双方の程度を表す指標。“[D]egree of consensus between the collective

表1. 制度指標の値(5年毎)

		雇用保護法制指標								
年	1960	1965	1970	1975	1980	1985	1990	1995	2000	2003
オーストラリア					0.3	0.3	0.3	0.3	0.4	0.4
オーストリア								0.73	0.73	0.63
ベルギー						1.07	1.07	1.07	0.73	0.73
カナダ					0.27	0.27	0.27	0.27	0.27	0.27
デンマーク						0.77	0.77	0.47	0.47	0.47
フィンランド		0.77	0.77	0.77	0.77	0.77	0.77	0.72	0.7	0.67
フランス			0.57	0.84	0.93	0.93	1	1	1	1
ドイツ			0.83	1.07	1.07	1.07	1.07	1.03	0.83	0.78
アイルランド				0.26		0.3	0.3	0.3	0.3	0.37
イタリア			1.2	1.2	1.2	1.2	1.2	1.2	0.86	0.63
日本			0.71	0.71	0.71	0.71	0.71	0.71	0.6	0.6
オランダ							0.9	0.9	0.7	0.7
ニュージーランド							0.3	0.3	0.5	0.5
ノルウェー				0.97	0.97	0.97	0.97	0.9	0.87	0.87
ポルトガル				1.08	1.34	1.4	1.37	1.28	1.23	1.23
スペイン				1.33	1.29	1.27	1.27	1.04	0.97	1.03
スウェーデン		0	0.23	0.86	1.17	1.17	1.17	0.83	0.73	0.73
スイス								0.33	0.37	0.37
イギリス						0.2	0.2	0.2	0.23	0.23
米国	0.07	0.07	0.07	0.07	0.07	0.07	0.07	0.07	0.07	0.07

注) 雇用保護法制の強さの指標。値が大きいほど、雇用保護が強い。
出所) CEP(2006)。

		失業保険給付期間								
年	1960	1965	1970	1975	1980	1985	1990	1995	2000	2003
オーストラリア					1.02	1.02	1.02	1.02	1	1
オーストリア								0.71	0.7	0.72
ベルギー						0.8	0.78	0.76	0.79	0.86
カナダ					0	0	0	0	0	0
デンマーク						0.62	0.61	1	0.9	0.8
フィンランド		0	0	0.66	0.65	0.51	0.5	0.56	0.56	0.58
フランス			0.23	0.21	0.28	0.36	0.48	0.51	0.55	0.5
ドイツ			0.57	0.62	0.62	0.6	0.6	0.59	0.6	0.6
アイルランド				0.42		0.43	0.5	0.75	0.88	1
イタリア			0	0	0	0	0	0	0.44	0.45
日本			0	0	0	0	0	0	0	0
オランダ							0.71	0.67	0.66	0.66
ニュージーランド							1.04	1.04	1	1
ノルウェー				0.37	0.49	0.49	0.49	0.51	0.6	0.38
ポルトガル				0	0	0.05	0.33	0.38	0.52	0.46
スペイン				0	0.1	0.25	0.25	0.44	0.42	0.41
スウェーデン		0	0	0.05	0.05	0.05	0.05	0.05	0.04	0.03
スイス								0.16	0.3	0.2
イギリス						0.72	0.68	0.73	0.88	0.84
米国	0	0.16	0.17	0.23	0.17	0.15	0.21	0.16	0.21	0.2

注) 支給額で重み付けした失業保険給付期間の長さの指標。
出所) CEP(2006)。

bargaining partners”(OECD, 1997). OECD (2004)では次のような指標を提案・公表している。

1=企業・事業所における部分交渉 (fragmented company/plant bargaining)であり、より上位の団体 (upper-level association)による協調はほとんど、あるいは全く存在しない。

い。

2=企業・産業レベルにおける部分交渉 (fragmented industry and company level bargaining)であり、パターン交渉 (pattern setting)はほとんど、あるいは全く存在しない。

3=産業レベルの不定期の (irregular) パターン交渉 (pattern setting)が存在し、主要なアクターの間での緩やか

年	失業保険置き換え比率									
	1960	1965	1970	1975	1980	1985	1990	1995	2000	2003
オーストラリア					23.5	23.5	25.5	27	24.7	22.5
オーストリア								32.5	32.2	31.6
ベルギー						43.1	41.8	38.7	38.7	42.2
カナダ					18.1	19.3	19.3	19.3	15.3	15.1
デンマーク						53.1	51.7	64.9	56	49.5
フィンランド	4.2	6.7	23.9	25.1	34.4	36.4	35.8	34.1	35.7	
フランス			25.6	26.3	27.7	34.4	37.3	37.4	40.2	39.4
ドイツ			29.4	29.1	29.7	28.3	28.2	26.3	28.2	29.2
アイルランド				21.3		28.3	28.2	26.3	32.5	38.1
イタリア		2	1.9	0.8	0.4	2.6	19.3	34.3	34.3	33.7
日本		12.7	13.4	8.7	10.3	10	10.2	10.7	7.8	
オランダ						54.3	52.3	52.5	52.6	
ニュージーランド							31.3	27.1	28.5	27.5
ノルウェー				7.6	24.5	38.8	38.8	38.8	41.7	34.4
ポルトガル				5.4	8	21.7	33	35.4	42.9	40.8
スペイン				21.3	24.6	34.4	33.7	39	37.1	36
スウェーデン		5.2	6.6	22	25.1	27.9	29.2	26.9	24	24.5
スイス								29.5	37.4	33.1
イギリス						20.7	17.7	17.8	16.6	16.3
米国	7.1	9.1	10.3	12.1	13.1	14.7	11.2	11.9	13.5	13.8

注) 3種の家族形態・2種の失業前所得について、失業後5年間の置き換え比率の平均値(%)。

出所) CEP(2006)。

な協調が存在する。

4 =

- a) 産業あるいは企業レベルの交渉において、頂上団体(連合)によるインフォーマルな協調が存在する。
- b) 政府が出資する政府主導の賃金スケジュールの賦課(imposition)を含む、頂上団体(連合)による協調が存在する。
- c) 組合の高度の集積かつ／または大企業による交渉の協調と相俟った定期的な(regular)パターン交渉が存在する。
- d) 政府による賃金の調停。

5 =

- a) 包括的な組合の連合による、産業レベルの交渉に関するインフォーマルな協調。
- b) 頂上団体(連合)または政府による賦課(imposition)による、平和義務(peace obligation; 労働協約の改廃を目的とした争議を行わないという取り決め)を伴った賃金スケジュール／賃金凍結に関する協調的な交渉。

直近の2000年では、米国で1、フランスで2、日本で4である。

なお、中央集権的賃金決定(Centralization)は必ずしも協調的賃金交渉(Coordination)を意味せず、また協調的賃金交渉(Coordination)も必ずしも中央集権的賃金決定(Centralization)を意味しない(OECD, 1997)。例えば賃金交渉が中央で統一的に行われていたとしても、企業ごとの生産性や収益に応じた「賃金ドリフト」が存在する場合には、協調の度合いは低くなる。またパターン交渉(pattern setting; 主要な組合・経営者が事実上のリーダーとなり決定された協約が、同一産業内の他の交渉の雛型となる)のように協調を促進する一方で集権的交渉とは代替的であるとも言える制度も存在する。CentralizationとCoordinationが失業率に与える影響については諸説が存在する。Nickell(1997)は、coordinationは賃金に対して有意に負の影響を持つものの、centralizationにはそのような効果は見られないとするOECD(1994, Table 5. 16)の結果を参照しつつ、組合間・経営者間で協調が見られるときには労働組合の雇用に対する負の影響は緩和されると述べている。他にCalmfors and Driffill(1988)は、交渉の集権度は失業率などの経済パフォーマンスにU

表 1. 制度指標の値(5年毎), 続き

年	労働組合員比率									
	1960	1965	1970	1975	1980	1985	1990	1995	2000	2003
オーストラリア					49.9	50	46.5	35.3	24.5	22.7
オーストリア								41.1	36.5	
ベルギー						52.4	53.9	55.7	55.6	
カナダ					34.9	35.4	34.4	33.8	30.9	30.2
デンマーク						78.2	75.3	77	74.4	70.4
フィンランド		38.3	51.3	65.3	69.4	69.1	72.3	79.2	76.2	77.4
フランス			21.7	22.2	18.3	13.6	10.1	9.8	9.7	9.8
ドイツ			32	34.6	34.9	34.7	31.2	29.2	25	22.6
アイルランド				55.3		54.1	51.1	47.1	37.8	34.7
イタリア			37	48	49.6	42.5	38.8	38.1	34.9	33.7
日本			35.1	34.5	31.1	28.8	25.4	24	21.5	19.7
オランダ							25.5	25.7	23.1	22
ニュージーランド							51	27.6	22.7	
ノルウェー				53.8	58.4	57.5	58.6	57.3	54.3	54.1
ポルトガル					59.7	54.6	31.7	25.4	23.5	
スペイン						8.9	11	16.3	13.9	14
スウェーデン		66.3	67.7	74.5	78	81.3	81.5	86.6	80.3	78
スイス								22.9	19.4	
イギリス						46.2	39.3	32.9	31.2	30.5
米国	30.9	28.2	27.4	25.3	22.1	17.4	15.3	14.2	12.9	12.3

注) 労働組合員の雇用に占める割合(%).
出所) CEP(2006).

年	労働協約適用比率									
	1960	1965	1970	1975	1980	1985	1990	1995	2000	
オーストラリア					84	85	81.5	80.5	83	
オーストリア								98.8	98	
ベルギー						90	91.5	90.5	93	
カナダ					38.5	39	38	35.3	32	
デンマーク						74	71	71.3	83	
フィンランド		95	95	95	94	95	94	94.7	93	
フランス					84	92	92.5	94.7	93	
ドイツ			90	90	87	90	86.5	88	68	
アイルランド										
イタリア			88	85	84	85	83	82.2	83	
日本					28	25.5	23	20.5	18	
オランダ							73	84.7	83	
ニュージーランド							65	30.5	28	
ノルウェー				65	71.5	70	71.5	70.5	73	
ポルトガル					71.5	73.8	76	73	83	
スペイン					65.5	70	74.5	78.8	83	
スウェーデン					83	83.8	84.5	89.7	93	
スイス								51.3	43	
イギリス						62	48.5	38.8	33	
米国	29	27	27	24	23.5	21	18	16.5	14	

注) 労働協約が適用される労働者数の雇用に占める割合(%).
出所) CEP(2006)

字型の影響を持つと主張している。

これらの指標の各国別時系列については表1にまとめられている。また、回帰分析に用いる分析サンプルの記述統計量は表2にまとめられている。

5. 推定結果

(1)式および(2)式の変量効果にさらに1階の自己相関を許したモデルの推定結果は表3にま

とめられている。表の1-3列目は、各年齢階層別失業率(15-24歳失業率, 25-34歳失業率, 45-54歳失業率)の成長率を被説明変数とする推定結果に対応する。また4列目は、15-24歳失業率と45-54歳失業率の成長率の差分を被説明変数とする推定結果に対応し、また5列目は25-34歳失業率と45-54歳失業率の成長率の差分を被説明変数とする推定結果に対応する。

まず最初に労働生産性成長率の1期ラグ(労

団体交渉集権度指数									
年	1960	1965	1970	1975	1980	1985	1990	1995	2000
オーストラリア					4	4	2.8	2	2
オーストリア								3	3
ベルギー						3	3	3	3
カナダ					1	1	1	1	1
デンマーク						3	3	2.4	2
フィンランド			5	5	4.4	4.6	5	5	5
フランス			2	2	2	2	2	2	2
ドイツ			3	3	3	3	3	3	3
アイルランド				4		1.9	3.4	4	4
イタリア			2	2	2.9	2.6	2	2	2
日本			1	1	1	1	1	1	1
オランダ							3	3	3
ニュージーランド							1.8	1	1
ノルウェー				4.5	3.9	4.1	4.5	4.5	4.5
ポルトガル				4.4	3.4	3	3.6	4	4
スペイン				4.4	4	3.7	3.2	3	3
スウェーデン			5	5	4.7	3.6	3	3	3
スイス								2	2
イギリス						1	1	1	1
米国			1	1	1	1	1	1	1

注) 団体交渉の集権の度合いを表す指標。集権的であるほど大きな値を取る。
出所) CEP(2006)。

団体交渉協調指数									
年	1960	1965	1970	1975	1980	1985	1990	1995	2000
オーストラリア					4.3	4.2	2.8	2	2
オーストリア								4	4
ベルギー						4	4	4.3	4.5
カナダ					1.8	1	1	1	1
デンマーク						3.6	3.4	3.6	4
フィンランド			5	5	4.4	4.6	5	5	5
フランス			2	2	2	2	2	2	2
ドイツ			4	4	4	4	4	4	4
アイルランド				4		1.9	3.4	4	4
イタリア			2	2	2.9	2.6	2.6	3.6	4
日本			4	4	4	4	4	4	4
オランダ							4	4	4
ニュージーランド							2.2	1	1
ノルウェー				4.5	3.9	4.1	4.5	4.5	4.5
ポルトガル				4.4	3.4	3	3.6	4	4
スペイン				4.4	4	3.7	3.2	3	3
スウェーデン			4	4	3.7	3.2	3	3	3
スイス								4	4
イギリス						1	1	1	1
米国			1	1	1	1	1	1	1

注) 団体交渉の協調の度合いを表す指標。各労働組合間/各経営者間がより協調的であるほど大きな値を取る。
出所) CEP(2006)。

働生産性の自然対数の階差)への係数であるが、どの年齢層の失業率に対しても係数は負の値をとっており、労働生産性の上昇が1年のラグをもって失業率の下落につながっていることを意味している。

次に解雇規制・失業保険・労働組合・賃金決定の各制度がそれぞれの年齢階層別の失業率変動に与える影響を見ていく。表の結果は、一部の例外を除き、これらの制度変数の水準は失業

率の変動に影響を与えないことを示している。一方で、これらの制度変数が労働生産性成長率が失業率変動にどのような影響を与えるかを、制度変数と労働生産性成長率を交差させた説明変数への係数は示している。まず着目すべきは解雇規制の影響であるが、強い解雇規制は若年失業率の変動と労働生産性成長率の間の関係に影響を与えないが、高年齢失業率の変動と労働生産性成長率の関係を弱める作用があることが

表 2. 記述統計量, 1971~2000

	観測数	平均	標準偏差	最小値	最大値
15~24 歳失業率	404	13.73	7.51	0.47	39.27
25~34 歳失業率	388	6.65	4.00	0.38	21.96
45~54 歳失業率	404	4.34	2.60	0.00	14.01
15~24 歳人口/15~55 歳人口 (%)	404	26.30	3.36	19.78	34.37
25~34 歳人口/15~55 歳人口 (%)	404	27.64	2.10	22.21	33.96
労働生産性	404	239.82	737.04	9.10	4232.30
雇用保護制度指標(EPL 指標)	404	0.00	1.00	-1.80	1.75
失業給付期間	404	0.00	1.00	-1.37	1.76
失業保険置き換え比率	404	0.00	1.00	-2.00	2.66
労働組合員比率	404	0.00	1.00	-1.65	2.26
労働協約カバー率	404	0.00	1.00	-2.26	1.18
団体交渉集権度指数	404	0.00	1.00	-1.34	1.86
団体交渉協調指数	404	0.00	1.00	-1.67	1.46

注) 各制度変数は平均値からのかい離を標準偏差で除したものをを用いている。

示唆される。この結果は解雇規制が厳しい経済においてはマクロ経済の負のショックの高年齢層の失業率への影響を和らげる傾向がある一方で、若年失業率への影響にはほぼ無関係であることを示唆している。

これらの結果は仮に解雇費用が年齢に無関係に一定の額であったとしても、解雇費用の存在は高齢者の解雇を抑制する効果を相対的により強く持つことを予想する Cheron, Hairault and Langot(2008)による理論分析の結果と整合的である。また、解雇規制の弱いアメリカにおいては労働生産性のショックによって代理させるマクロ経済へのショックが、すべての年齢層の失業率の同様の変動によって吸収される傾向がある一方で、フランスのように強い解雇規制を持つ経済では、若年層の失業率は変動するものの高年齢層の失業率があまり変動しないことをうまく説明する。

解雇規制(EPL)以外の結果について特筆すべきは労働生産性成長率と労働組合員比率との交差項の傾向である。労働生産性成長率と労働組合員比率の交差項は若年失業率を被説明変数とする場合には負である。一方で、壮年失業率を被説明変数とする場合には負であるものの係数の絶対値はおおよそ半分となり、統計的な有意性を持たなくなる。よって、労働組合員比率が高いとマクロ経済ショックが起こった時の若年失業率と壮年失業率の差を有意に増加させ、マクロショックが若年層に吸収される傾向を助長

することが分かる。

若年労働者にまだ雇われていないものが多く、労働組合の構成員である確率が低いと想定しよう。すると以上の結果は、労働組合がその構成員の雇用量に配慮しながら、賃金交渉を行う結果として、組合員の雇用の変動を抑えようとする一方で労働組合員でないものの雇用にしわ寄せがいくという Blanchard and Summers (1986)の内部者-外部者モデルの想定する結果と整合的である。

以上の結果は解雇規制が厳しかったり、組合組織率が高い経済において、高齢者の失業率がマクロショックから比較的独立である一方で、そのショックが若年層の失業率の変動によって吸収される傾向があることを示唆している。

また、若年人口比率に対する若年失業率の係数および若壮年人口比率の係数は、どちらも負値であるが統計的には有意ではない。米国の州別データを用いて、若年労働人口比率の増加が若年失業率及び非若年失業率(25-54歳失業率; prime-age unemployment rate)を低下させることを見出した Shimer(2001)の結果と符合は整合的であるが、統計的な有意性は低く確定的なことは言えない⁵⁾。

6. 結論

本稿では、景気循環に伴う年齢階層別の失業率の変動が、いかなる要因によって説明できるのかを検討した。既存の理論分析の結果は、厳

表 3. 労働生産性成長率が失業率変動に与える影響

推定モデル：変量効果 AR(1) モデル

被説明変数： $\Delta \ln(\text{失業率})_t$

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	15-24 歳 失業率	25-34 歳 失業率	45-54 歳 失業率	(15-24) -(45-54)	(25-34) -(45-54)
$\Delta \ln(\text{労働生産性})_{t-1}$	-1.60 (0.62)	-2.59 (0.73)	-1.67 (0.79)	-0.21 (0.66)	-1.22 (0.62)
雇用保護制度指標	-0.01 (0.02)	-0.00 (0.02)	-0.01 (0.02)	-0.00 (0.02)	-0.00 (0.02)
失業給付期間	-0.00 (0.02)	0.00 (0.02)	0.00 (0.02)	-0.00 (0.02)	-0.00 (0.02)
失業給付置き換え比率	-0.01 (0.02)	-0.02 (0.02)	-0.02 (0.02)	0.01 (0.02)	0.01 (0.02)
労働組合員比率	-0.01 (0.01)	-0.01 (0.02)	0.00 (0.02)	-0.01 (0.02)	-0.01 (0.02)
労働協約適用比率	0.00 (0.02)	0.01 (0.02)	0.00 (0.03)	0.01 (0.03)	0.01 (0.02)
団交集権度指数	-0.00 (0.02)	-0.00 (0.03)	0.01 (0.03)	-0.01 (0.03)	-0.02 (0.02)
団交協調指数	0.04 (0.02)	0.05 (0.02)	0.04 (0.02)	0.00 (0.02)	0.01 (0.02)
雇用保護制度指数 $\times \Delta \ln(\text{労働生産性})_{t-1}$	0.57 (1.03)	0.02 (1.20)	2.76 (1.30)	-2.34 (1.11)	-3.03 (1.07)
失業給付期間 $\times \Delta \ln(\text{労働生産性})_{t-1}$	0.40 (1.03)	0.29 (1.23)	1.75 (1.28)	-1.09 (1.11)	-1.46 (1.09)
置き換え比率 $\times \Delta \ln(\text{労働生産性})_{t-1}$	-0.17 (0.69)	0.30 (0.91)	0.02 (0.88)	-0.17 (0.76)	0.26 (0.81)
労働組合員比率 $\times \Delta \ln(\text{労働生産性})_{t-1}$	-2.67 (0.81)	-2.91 (0.92)	-1.23 (1.03)	-2.02 (0.86)	-2.01 (0.79)
労働協約適用比率 $\times \Delta \ln(\text{労働生産性})_{t-1}$	1.40 (1.17)	2.55 (1.34)	-0.80 (1.57)	2.76 (1.32)	3.81 (1.25)
団交集権度指数 $\times \Delta \ln(\text{労働生産性})_{t-1}$	-0.86 (1.16)	-2.19 (1.31)	-1.62 (1.52)	0.57 (1.27)	-0.32 (1.18)
団交協調指数 $\times \Delta \ln(\text{労働生産性})_{t-1}$	-0.41 (1.10)	0.60 (1.25)	-0.27 (1.39)	-0.18 (1.17)	0.65 (1.08)
$\Delta \ln(15 \text{ 歳}-24 \text{ 歳人口比率})$	-1.15 (0.73)	-0.32 (0.82)	-0.68 (0.92)	-0.60 (0.78)	0.34 (0.71)
$\Delta \ln(25 \text{ 歳}-34 \text{ 歳人口比率})$	-0.78 (0.54)	-0.95 (0.61)	0.05 (0.67)	-0.92 (0.58)	-1.06 (0.53)
定数項	-0.04 (0.05)	-0.03 (0.05)	-0.02 (0.06)	-0.02 (0.05)	-0.01 (0.05)
観察数	386	370	379	379	363
国数	18	18	18	18	18

注)

- 括弧内は標準誤差。
- 各制度変数は平均値からのかい離を標準偏差で除したものの 1 期ラグを用いている。
- 全ての特定化について、年ダミーを含む。
- 2 列目の推定のサンプルは 1 列目よりも 16 個少ないのは、オランダの 25-34 歳の失業率が 1971-1982 年まで欠損していることによる。また 5 列目の推定のサンプルが 2 列目よりも 7 個少ないのは、ノルウェーには 45-54 歳失業率が 0% の年が 4 年あるためである。

しい解雇規制はマクロショックに対応して年齢別の失業率が異なった動きを見せる可能性を示唆するが、厳しい解雇規制は若年層の失業率の変動にあまり影響を与えないものの、壮年層の失業率の変動を安定化する可能性が強いことを示唆している。

18 カ国の OECD 加盟国のパネルデータを用いた実証研究を行った結果、より厳しい解雇規制は景気循環の局面で若年失業率の変動にほぼ

影響を与えない一方で、壮年失業率の変動をより安定的にすることが分かった。すなわち解雇規制が強い経済では、労働市場への短期的なショックの影響を若年労働者が相対的により集中的に吸収する傾向が示された。また、労働組合の組織率が高い経済においても、経済へのショックは若年層の失業率によって吸収される傾向が強いことも示された。

景気循環の局面において、若年層の失業率が

より景気感応的であることや、若年層の長期的失業率が解雇規制や賃金決定の制度に依存していることは、既存の研究ですでに明らかにされてきたことである。この論文における分析は強い解雇規制や高い労働組合組織率が、マクロショックの中高齢者の失業率の変動への影響を和らげることを通じて、マクロショックが若年層の失業によって吸収される度合いを比較的強める傾向があることを初めて明らかにした。この点が既存の研究成果に加えてこの研究の独自の貢献であるといえる。どのような労働市場制度を取り入れることが望ましいのかを議論する際にはマクロショックがどの世代によって吸収されるのか、といった視点も重要であることをこの研究結果は示唆している。

この成果を踏まえて今後考えられる分析の拡張について若干述べておきたい。仮にある国の労働市場の制度が硬直的で若年層が不況の影響を一身に引き受けるような状況があるにせよ、時間がたつにつれて就業状態の遷移が起こるようであれば、特定の世代が著しい不利をこうむるということはない。本研究で用いた年齢別・国別パネルデータを用いて世代ごとの生涯平均失業率を計算し、その世代ごとの格差が各国の労働市場の諸制度にどのように依存しているかを研究することは世代間格差の問題を考える上で興味深い試みであろう。

(一橋大学大学院経済学研究科・経済産業研究所／一橋大学大学院経済学研究科博士課程大学院生)

注

* 謝辞 この論文の草稿に基づき2009年12月2日の一橋大学経済研究所定例研究会において発表を行った。指定討論者の神林龍氏ならびに阿部修人氏をはじめとする同研究会の参加者からのコメントは論文の改訂にあたりとても有益であった。また、近未来の課題解決を目指した実証的社会科学研究推進事業「高質の住宅ストックを生み出し支える社会システムの設計」(研究代表者・齊藤誠)、科学研究費補助金若手研究(A)20683003「経済格差の実証的把握と政策的な対応」(研究代表者・川口大司)から研究助成を受けた。記して深く感謝申し上げる。

1) 例えば、マッチングモデルにおける失業率変動の実証的妥当性を検討したShimer(2005)およびHall(2005)では、景気変動の源泉として労働生産性ショッ

クを考えている。

2) このデータセットは、The Center for Economic Performance(London School of Economics)のホームページ(http://cep.lse.ac.uk/_new/research/labour/default.asp)より入手できる。

3) なお、説明変数から労働協約カバー比率を除き、アイルランドを標本に含めた推定も行ったが、主要な結果は変わらなかった。

4) 常用雇用契約は8項目(解雇通知の手続きの簡便さ、解雇通知までの期間、解雇の予告期間、解雇手当、解雇の正当性・不当性の基準、常雇に対する雇用保護が適用されない試用期間、不当解雇に対する補償、不当解雇の場合の復職可能性)、臨時雇用については6項目(有期雇用契約の適用条件、有期雇用の最長更新回数、有期雇用の最長累積期間、合法的な派遣事業種、派遣労働者に対する更新回数の制限有無、派遣雇用の最長累積期間)である。より詳しい説明は、“Calculating summary indicators of employment protection strictness”(http://www.oecd.org/dataoecd/24/40/42740190.pdf)を参照のこと。

5) 世代人口比率の変動による労働市場の混雑効果を検討したKorenman and Neumark(2000)は、若年労働人口比率が、相対的な若年失業率を増加させることを示した。Korenman and Neumark(2000)の主要な結果は相対若年失業率についてのものであるが、Shimer(2001)は年齢階層別の失業率に着目している。なお、Shimer(2001)の米国の州別データを使った実証結果と理論モデルでは、若年人口比率の増加に対する若年失業率の低下幅よりも非若年失業率の低下幅の方が大きいことを見出しており、Korenman and Neumark(2000)の結果とは対立しない。Shimer(2001)は、二つの仮定—新卒労働者は企業との相性で決まる生産性が高くないために企業に雇用されながら職を探しており、また労働力に占める求職者の割合が大きいほど企業にとって雇用創出は容易である—のもとで、若年人口比率の上昇が若年失業率を低下させるとともに、非若年失業率をより大きく低下させることを示した。これは、若年労働者は相対的に流動性が高いので、企業は若年労働者の比率が高い州に雇用を創出することで、より容易に求人を満たすことができるためである。また求人増加の恩恵にあずかるため、非若年労働者の失業率も同時に低下することが示される。Shimer(2001)はクロス・カンントリー・データを用いた同様の実証分析も行っているが、州別データにおいて見られたような確定的な結果は得られていない。

参考文献

- Alba-Ramírez A. (1995) “Cross-country Differences in Cyclical Variations of Male Teenage Employment,” *Economics Letters*, Vol. 48, No. 4, pp. 419-426.
- Blanchard, O. J. and L. H. Summers (1986) Hysteresis and the European Unemployment Problem, Stanley Fischer eds, *NBER Macroeconomics Annual 1986*, 1, MIT Press.
- Blanchard O. and J. Wolfers (2000) “The Role of Shocks and Institutions in the Rise of European Unemployment: the Aggregate Evidence,” *Econo-*

- mic Journal*, Vol. 110, No. 462, pp. 1-33.
- Bertola, G., F. D. Blau, and L. M. Kahn (2007) "Labor Market Institutions and Demographic Employment Patterns," *Journal of Population Economics*, Vol. 20, No. 4, pp. 833-867.
- Calmfors, L. and J. Driffill (1988) "Bargaining Structure, Corporatism and Macroeconomic Performance," *Economic Policy*, Vol. 3, No. 6, pp. 12-61.
- Canziani, P. and B. Petrongolo (2001) "Firing Costs and Stigma: A Theoretical Analysis and Evidence from Microdata," *European Economic Review*, Vol. 45, No. 10, pp. 1877-1906.
- CEP, The CEP-OECD Institutions Data Set.
- Cheron A., Hairault J-O., and Langot F. (2008) "Life-cycle Equilibrium Unemployment," *IZA Discussion Paper Series*, No. 3396.
- Clark, K. B. and L. H. Summers (1981) "Demographic Differences in Cyclical Employment Variation," *The Journal of Human Resources*, Vol. 16, No. 1, pp. 61-79.
- Genda, Y., Kondo, A. and S.Ohta (2010) "Long-term Effects of a Recession at Labor Market Entry in Japan and the United States," Forthcoming in *Journal of Human Resources*.
- Hall, R. (2005) "Employment Fluctuations with Equilibrium Wage Stickiness," *American Economic Review*, Vol. 95, No. 1, pp. 53-69.
- Jimeno, J. and D. Rodriguez-Palenzuela (2002) "Youth Unemployment in the OECD: Demographic Shifts, Labour Market Institutions, and Macroeconomic Shocks," *ECB Working Paper*, No. 115.
- Kahn, L. (2007) "The Impact of Employment Protection Mandates of Demographic Temporary Employment Patterns: International Microeconomic Evidence," *The Economic Journal*, Vol. 117, No. 521, pp. 333-356.
- Korenman, S. and D. Neumark (2000) "Cohort Crowding and Youth Labor Markets; A Cross-national Analysis," in D. Blanchflower, and R. Freeman, eds., *Youth Employment and Joblessness in Advanced Countries*, University of Chicago Press, pp. 57-105.
- Lazear, Edward P. (1990) "Job Security Provisions and Employment," *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 105, No. 3, pp. 699-726.
- Modesto, L. (2008) "Unions, Firing Costs, and Unemployment," *LABOUR*, Vol. 22, No. 3, pp. 509-546.
- Mortensen D. T. and C. Pissarides (1994) "Job Creation and job Destruction in the Theory of Unemployment," *Review of Economic Studies*, Vol. 61, No. 3, pp. 397-415.
- Modesto, L. (2008) "Unions, Firing Costs and Unemployment," *Labour*, Vol. 22, No. 3, pp. 509-546.
- Neumark, David (2002) "Youth Labor Markets in the U.S.: Shopping Around vs. Staying Put," *Review of Economics and Statistics*, Vol. 84, No. 3, pp. 462-482.
- Nickell, S. (1997) "Unemployment and Labor Market Rigidities: Europe versus North America," *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 11, No. 3, pp. 55-74.
- Nickell, S. and L. Nunziata (2001) "Labour Market Institutions Database," CEP Discussion Paper, No. 502.
- Nickell, W. (2006) "The CEP-OECD Institutions Data Set (1960-2004)," *CEP Discussion Paper*, No. 759.
- Ochel, W. (2001) "Collective Bargaining Coverage in the OECD from the 1960s to the 1990s," *CESifo Forum*, Winter, pp. 62-65.
- OECD (1994) *Employment Outlook 1994*, Paris.
- OECD (1997) *Employment Outlook 1997*, Paris.
- OECD (2004) *Employment Outlook 2004*, Paris.
- Shimer, R. (2001) "The Impact of Young Workers on the Aggregate Labor Market," *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 116, No. 3, pp. 969-1007.
- Shimer, R. (2005) "The Cyclical Behavior of Equilibrium Unemployment and Vacancies," *American Economic Review*, Vol. 95, No. 1, pp. 25-49.
- Visser, J. (2006) "Union Membership Statistics in 24 Countries," *Monthly Labour Review*, Vol. 129, No. 1, pp. 38-49.