

Discussion Paper No. 871

失業と学校教育における
人的資本形成：
都道府県別パネルデータによる
計量分析

小川 一夫

May 2013

The Institute of Social and Economic Research
Osaka University
6-1 Mihogaoka, Ibaraki, Osaka 567-0047, Japan

2013年5月

失業と学校教育における人的資本形成：
都道府県別パネルデータによる計量分析*

小川一夫
大阪大学社会経済研究所

* 本稿は第13回マクロコンファランス（於慶應義塾大学）、兵庫県立大学現代経済学セミナーにおいて報告された。本稿を作成する上で大竹文雄氏(大阪大学)、玄田有史氏（東京大学）、川口大司氏(一橋大学)、大住康之氏(兵庫県立大学)ならびにコンファランス、セミナー参加者から数々の貴重なコメントを頂いた。ここに謝意を表したい。なお、残された誤りはすべて筆者に帰するものである。本研究の一部は科学研究費補助金（基盤研究(B) 課題番号 22330068）から研究助成を受けている。

要約

本稿は、1990年代以降のわが国における失業率の持続的な高まりが、子どもの学校教育における人的資本形成にどのような影響を及ぼしたのか、都道府県別パネルデータを用いて実証的に検討を加えたものである。親が失業した場合、家計所得の減少により子どもへの人的投資の機会が狭められてしまう。さらに、失業期間が長引けば、失業者へのストレスを通じて親業の低下や、自殺や離婚といった家族生活への深刻な変化を通じて、子どもに精神的なストレスが加わり、学校教育におけるパフォーマンスが低下することも予想される。このような直接的、間接的な経路を明示的に考慮に入れて、失業が子どもの学校教育における人的資本形成に与える影響を推定する。われわれは高等学校における人的資本形成に焦点を当て、人的資本形成のパフォーマンスを長期不登校率、高校中退率、卒業時の無業率という3つの指標によってとらえる。計測結果から、失業率は直接的効果に加えて、離婚率の上昇を通じて間接的にも長期不登校率、高校中退率、卒業時無業率を有意に上昇させたことがわかった。特に、その効果は卒業時の無業率において顕著であり、1990年代における卒業時無業率上昇のうち、4割を超える部分が失業率上昇の直接的、間接的寄与によるものであることがわかった。

JEL Classification Number: I24, J12, J24, J60, E24

キーワード：失業、離婚、自殺、人的資本形成、中退、長期不登校、無業

連絡先：大阪大学社会経済研究所 〒567-0047 大阪府茨木市美穂ヶ丘 6-1

Tel: 06-6879-8570、Fax: 06-6878-2766、E-mail: ogawa@iser.osaka-u.ac.jp

1. はじめに

1990年代から2000年代初頭にかけて、日本経済は「失われた10年」と形容される長期的に景気が低迷する時期を経験した。この期間における労働市場の大きな特徴として、失業率の持続的な上昇を指摘することができる。失業率は80年代中頃から低下傾向にあり、1991年には2.1%まで下がっていたが、それ以降上昇に転じ、90年代を通じて上昇を続けた。2002年のピーク時には5.38%にも達した。さらに失業率の上昇とともに90年代には失業の長期化も進行した。1992年において失業期間が1年を超える失業者の割合はわずかに15%程度であったが、90年代を通じて上昇を続け、2004年には33.9%に達した。失業者の3人に1人は、1年以上の失業を経験していたことになる。

90年代における急速な失業率の上昇と失業期間の長期化は、わが国の雇用システムにも大きな変化をもたらした。フリーター、ニートといった若年無業者や若者の短期的な就業パターンが注目を浴び、派遣労働や非正規雇用といった新たな雇用形態が関心を集めた。失業率の持続的な上昇やこのような就業形態の大きな変化について、その要因や帰結を中心にわが国の労働市場の構造を解明しようとする多くの研究が蓄積されてきた。¹

失業率の上昇をめぐる研究の多くは、その背後にある労働の供給者や需要者の行動の変化に着目し、労働市場内に分析を限定してきた。しかし、失業の影響は労働市場にとどまらず、家族形態や社会にまで広範な影響を及ぼす。世帯主が失業した場合には、所得水準の大幅な低下に見舞われ、子どもの教育費を含む消費支出が切り詰められるかもしれない。また、妻による代替的な労働供給が行われ、家庭内における夫婦の役割分担が見直されることも考えられる。さらに、失業が長引くにつれて、上記の対応には限界が表れ、自殺や離婚といった家族の解体にまで至ることもある。そして、家族のなかでその影響を最も受けやすいのは対処する術をもたない子ども達である。家族関係の悪化が、不登校、中途退学、無業状態をもたらすならば、それは学校教育における人的資本形成パフォーマンスの低下を意味する。

本稿の目的は、このような親の失業が子どもの学校教育を通じた人的資本形成へ及ぼす影響について、1990年代後半以降の都道府県別パネルデータを用いて実証的に検討を加えることにある。この分野における実証分析は、その重要

¹ 例えば、樋口(2001)、玄田(2004)、太田・玄田・照山(2008)、太田(2010)を参照のこと。

性にもかかわらず、筆者の知る限りわが国ではこれまでほぼ皆無であり、この点に本稿の最大の意義がある。²

われわれは失業と高等学校における人的資本形成のパフォーマンスの関係に焦点を当てる。高等学校における人的資本形成に着目するのは以下の理由による。第 1 に高校教育は義務教育ではなく、親の所得水準により子どもの学業の継続性が左右される。失業により親の所得が減少した場合、子どもは学業を中断せざるを得ない状況に追い込まれるかもしれない。第 2 に、無視できない割合の高卒者が就職する現状（2012 年 3 月時点では 16.7%）を考えると、高校における人的資本形成が職場におけるパフォーマンスに影響を与えられらる。第 3 に、高校における人的資本形成が不十分な者が、高卒時に一時的な仕事に就いたり、無業者となる可能性が高いならば、社会へのスタートアップ時点で明らかに不利な状況に置かれてしまう。以下では、高校における人的資本形成のパフォーマンスを、長期不登校率、中途退学率、卒業時の無業率という 3 つの尺度によって測る。³

われわれの研究の大きな特徴は、親の失業が子どもの人的資本形成に影響を及ぼすチャンネルを明示的に考慮した点である。失業は家計所得の減少により子どもへの投資機会を狭めることに加えて、失業者へのストレスを通じて親業（parenting）の低下や、離婚や自殺をも引き起こし、それが子どものストレスを高め、学校における人的資本形成に影響を及ぼすと考えられる。さらに、失業率の上昇は労働市場における需給関係を悪化させ、卒業時に希望する職種への就職を困難にする。本稿では、このような失業から子どもの人的資本形成への種々の経路を識別できるように実証分析をデザインする。

本稿で得られた主要な実証結果を纏めておこう。失業率の上昇は、直接的効果に加えて、離婚率の上昇を通じて間接的にも不登校率、中退率、卒業時における無業率を有意に上昇させることがわかった。特に、その効果は高卒時無業率において顕著に観察された。

² 海外における実証研究についてもその蓄積は多くない。Flanagan and Eccles(1993)、Gregg and Machin(2000)、Kali and Ziol-Guest(2006)、Rege et al.(2011)は個票データを用いた数少ない研究である。わが国では、小原・大竹(2009)が都道府県別のデータを用いて、失業率が高い時期に生まれた子どもの出生時体重が軽いこと、そして出生児体重とその後の学力の間に正の相関があることを見いだしている。

³ 15 歳から 34 歳までの学生と有配偶者を除いた「若年無業者」についてその特徴や決定要因を分析した研究としては、小杉（2004）、玄田・曲沼（2004）、太田（2005）、本田・堀田（2006）、玄田（2005、2007）を参照のこと。

本稿の構成は以下の通りである。次節では高校における人的資本形成の特徴を確認する。第3節では失業と離婚、自殺といった家族関係との関連について、既存研究をサーベイした上で、都道府県別パネルデータを用いて定量的分析を行う。第4節では、失業が高校における人的資本形成に及ぼす影響について、そのチャンネルを明示的に考慮した回帰分析を行い、各チャンネルの相対的な重要性について定量的に検討を加える。第5節は結びである。

2. 高校における人的資本形成の特徴

1990年代以降、高校において人的資本形成がどのように進行してきたのか、3つの尺度（長期不登校率、中途退学率、卒業時の無業率）に基づいてその特徴を明らかにしよう。図1には、高校卒業者に占める無業者の割合の推移が示されている。⁴ 無業率は、90年3月には5.2%であったが90年代を通して上昇を続け、2002年3月には10.5%に達している。図1には、中途退学率、1000人あたりの長期不登校生徒数も示されている。t年の中途退学率は、(t-3)年に高校に入学したコーホートについて、入学者数と卒業者数の差を中途退学者として定義し、その数を入学者数で除したものである。⁵ 長期不登校生徒数については、データの制約上2004年度以降の数字のみ利用可能である。⁶ 中途退学率は、1996年度から上昇を開始し、2002年度から2003年度にかけて8.5%という高水準で推移した。長期不登校生徒数は2004年度をピーク(18.2人)に減少を続け、2007年度から2009年度は15人台まで低下したが、2010年には再び上昇している。

このように無業率、中途退学率を見る限り、高校における人的資本形成のパフォーマンスは90年代を通じて低下し、その傾向は2000年代初頭まで続いたことがわかる。

3. 失業による家族関係の変化

⁴ 無業者には、「家事手伝いをしている者」、「外国の大学等に入学した者」、「一時的な仕事に就いた者」が含まれている。

⁵ 文部科学省が発表している中途退学率は、当該年度に中退した生徒数を年度当初の生徒数で除したものであり、その年に在学している3つのコーホートに関する平均値である。

⁶ 不登校とは、何らかの心理的、情緒的、身体的、あるいは社会的要因・背景により、生徒が登校しないあるいはしたくてもできない状況と定義されている（ただし、病気や経済的理由による者を除く）。不登校を理由に年度間に連続または断続して30日以上欠席した生徒が「長期不登校者」である。

失業が子どもの学校教育における人的資本形成に影響を及ぼすチャネルは多岐にわたっている。まず、失業に伴って所得水準が低下し、子どもの人的資産への投資が減少することが考えられる。Becker and Tomes(1986)は、資本市場が不完全な場合には、子どもへの人的投資水準は親の所得水準に依存することを示した。⁷

また、心理学、社会学の分野では、失業等の経済的な辛苦が親のストレス（肉体的、精神的な疾病を含む）を高め、子どもに割く心理的な資源を減少させ、その結果子どもへの愛情、支援といった親業がおざなりになり、子どもの発達に影響が及ぶという経路が指摘されてきた。その顕著なケースは、離婚や自殺といった家族の崩壊であろう。このように子どもを取り巻く家族環境の悪化は、学業を始めとして子どもの発達に大きな影響を与えることになる。⁸

この節では、まず離婚や自殺といった大きな家族関係の変化に焦点を当てて、失業との関連についてこれまでのわが国における先行研究を概観した後、直近までの都道府県別パネルデータを用いた計量分析を行う。

(1) 失業と家族関係に関するわが国の先行研究

村上(2010)、小原(2007)は、家計経済研究所『消費生活に関するパネル調査』を用いて、夫が失業した場合、妻を始めとする世帯員による労働供給の増加と預貯金の取り崩しにより生活水準が維持されることを見いだした。しかし、これらの実証研究は失業の前後という 2 時点における家族生活の変化に焦点を当てており、時間の経過に伴う変化は考察されていない。しかし、すでに見たように 90 年代を通じて失業は長期化する傾向にあり、このような場合には、より深刻な家族生活の変化が生じてくる。例えば自殺や離婚による家族の解体である。

失業と離婚の関連についてのわが国の実証研究に目を転じると、Sakata and McKenzie(2007,2010)は、時系列データや都道府県別パネル・データを用いて失業

⁷ 家計所得と学業成績を含む子どもの発達の関係については、Haveman and Wolfe(1995)、Blau(1999)、Morris et al.(2004)を参照のこと。

⁸ 経済的な辛苦と子どもの発達の関係についての実証研究としては、Elder et. Al(1985)、McLoyd(1990)、McLoyd et al.(1994)、Conger et al.(2000)、Yeung et al.(2002)、Ström(2002)、Sleskova et al.(2006)、Rege et al.(2011)がある。また、Galambos and Silbereisen(1987)、Barling et al.(1998)は、親の失業経験を間近にみて、子どもは自らの将来における職業観を形成し、それが学業への誘因となることを実証分析している。

率と離婚率の間に有意な正の関係があることを見いだしている。個票データに基づいた研究では、結婚から離婚に至る期間を生存確率によって描写し、生存分析 (survival analysis) を用いた離婚確率の定量的分析がある。加藤(2005)は、『戦後日本の家族の歩み』のデータを使用して、夫が無職の夫婦が離婚する確率は、夫が大企業に勤めている場合の 4.5 倍にも達していることを見いだしている。また、福田(2006)も『消費生活に関するパネル調査』を用いて、夫がパート、嘱託といった不安定な職に就く場合や無職の場合、夫婦が離婚する確率は夫が中小企業に勤務するよりも 3.3 倍高くなることを見いだしている。このようにデータの種類を問わず、わが国の場合には失業と離婚の間には正の関係が見いだされている。⁹

わが国では失業と自殺の間にも高い正の相関があることが指摘されてきた。Chen et al.(2009)は、時系列データを用いて、わが国における自殺率が他の OECD 諸国と比べて失業率等の社会経済変数とより強い相関関係にあることを見いだしている。また、京都大学(2006)や澤田他(2010)は都道府県別パネルデータを用いて失業率と自殺の間に有意な正の関係をj見いだしている。

(2)失業と離婚、自殺の関係：都道府県別パネルデータによる計量分析

計測結果を検討する前に、離婚率、自殺死亡率の時系列的な推移をみておこう。両者の間には高い相関があることがわかる。図 2 は、1980 年から 2009 年までの自殺死亡率と離婚率の推移を示したものである。いずれの指標も 90 年代には一貫して上昇傾向を示しており、失業率との間に高い相関があることがわかる。

以下では都道府県別のパネルデータを用いて失業と離婚、自殺の間の関係を計測する。標本期間は失業率のデータが都道府県別に利用できる 1997 年から 2009 年である。失業から離婚や自殺に至るには、失業が長引き生活水準の維持が困難になったときであろう。従って、失業はラグをもって離婚や自殺に影響すると考えられる。ここではラグの長さが 1 年、2 年、3 年、1 年から 3 年の平均の 4 種類の中から最も決定係数が高いケースを選択した。

被説明変数は、離婚率 (人口 1000 人あたり)、自殺死亡率 (人口 10 万人あたり) である。説明変数としては、失業率の他に経済変数として 1 人あたり実

⁹ Becker(1988)では、主要な先進諸国において失業と離婚率の間に負の関係があることを見いだしている。

質県民所得伸び率、家族構成変数として 20 歳未満の人口比率、大都市都道府県ダミー、そして年ダミーを用いた。¹⁰ 家族に未成年者がいる場合には、離婚や自殺を思いとどまる可能性があるといわれている。20 歳未満の人口比率はその効果を計測するための変数である。

計測結果は表 1 に示されている。計測方法はハウスマン検定により固定効果モデルと変量効果モデルの間で選択を行った。表から失業率は離婚率や自殺率に有意な正の影響を与えていることがわかる。

次に倒産率を説明変数に加えた計測結果に目を転じよう(表 1 第 3,5 列)。¹¹ 倒産率も離婚率、自殺率に有意に正の影響を及ぼしているが、失業率の有意性はほとんど影響を受けていない。このように失業率が離婚率、自殺死亡率に有意な正の影響を及ぼしているという結果は、その特定化に依存せず頑健である。

4.失業は高校における人的資本形成に影響を及ぼすのか

(1) 高校における人的資本形成と失業率の関係：基本ケース

親の失業は、所得の減少を通じて子どもの学業継続に影響を及ぼすかもしれない。これは親の失業が子どもの人的資本形成へ及ぼす直接的な効果である。さらに、失業が自殺や離婚といった家族関係の大きな変化をもたらすならば、精神的なストレスによって子どもの人的資本形成はさらなる影響を受けるかもしれない。これは親の失業が家族関係の変化を通じて子どもの人的資本形成へ及ぼす間接的な効果である。

この節では、都道府県別パネルデータを用いて、親の失業が子どもの人的資本形成へ及ぼす影響について、上記の経路を明示的に考慮した回帰分析を行う。被説明変数は高校における人的資本形成のパフォーマンスであり、中退率、長期不登校率、高卒時点における無業率という 3 つの指標を用いる。回帰式の基本的な特定化は次式で表される。

$$Y_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 UNEMP_{it-m} + \alpha_2 DIVORCE_{it-m} + \alpha_3 SUICIDE_{it-m} + \sum_{i=1}^n \beta_i X_{it-m} + u_{it} \quad (1)$$

¹⁰ 大都市都道府県ダミーは、埼玉県、千葉県、東京都、神奈川県、愛知県、京都府、大阪府、兵庫県、福岡県で 1、その他の都道府県では 0 をとるダミー変数である。

¹¹ 倒産率は、東京商工リサーチ『倒産月報』所収の都道府県別倒産件数を普通法人数で除して求めた。

ただし、 Y_{it} ：高校における中退率、長期不登校率、高卒時点における無
業率

$UNEMP_{it-m}$ ：失業率

$DIVORCE_{it-m}$ ：離婚率

$SUICIDE_{it-m}$ ：自殺死亡率

X_{it-m} ：その他の説明変数

u_{it} ：誤差項

添え字 i,t は、それぞれ都道府県、年を表す。

説明変数の失業率($UNEMP_{it-m}$)は人的資本形成への直接的な効果を推定するためのものである。また、離婚率 ($DIVORCE_{it-m}$)、自殺死亡率 ($SUICIDE_{it-m}$) は、前節で計測された失業率と離婚率、自殺死亡率との関係式と合わせて、失業から人的資本形成への間接的な効果の推定を可能にする。失業から人的資本形成のパフォーマンスへ効果が現れるまでには遅れを伴うと考えられるので、説明変数は前節と同様にラグを取っている。ラグについては1年前、2年前、3年前、1年前から3年前までの平均の4通りの中から決定係数の最も高いものを選択した。その他の説明変数としては、学校教育における子どもの人的資本形成の支援態勢を表す変数として生徒1人あたりの本務教員数 ($TEACHER$) 所得要因として一人あたり実質県民所得伸び率 ($GINCOME$) を、都道府県間の人口移動を考慮するため総人口社会増減率 ($MOVE$)、そして大都市都道府県ダミー ($LARGE CITY$)、年ダミーを使用している。

表2は高校中退率を被説明変数に用いた計測結果である。多重共線性を避けるために、3つの説明変数、失業率、離婚率、自殺死亡率を単独で使用した場合と失業率と離婚率の2変数を同時に用いた計測結果が示されている。¹² 推定方法についてはハウスマン検定により固定効果モデルと変量効果モデルの間で選択を行った。

計測結果をみていこう。失業率のみを用いた結果では、失業率について有意な係数値は得られていない。離婚率を単独で使用した場合には、離婚率は中退率に有意に正の影響を与えている。自殺率を用いた場合には、自殺率の係数値

¹²失業率と離婚率の間の相関は高く、1997年から2009年までの相関係数は0.7646である。

はマイナスである。自殺率が中退率に負の影響を与えるという結果を解釈することは難しい。説明変数として失業率と離婚率を両方用いた場合には、失業率の係数値は負に転じ、離婚率は有意な正の係数値を維持している。

表2には長期不登校率を被説明変数に用いた計測結果も示されている。失業率、離婚率ともに単独で用いた場合には、それぞれ有意な正の係数値が得られているが、自殺死亡率を単独で用いた場合は、自殺死亡率の係数値は負で有意となっている。また、失業率と離婚率を同時に考慮した場合には、失業率の係数値は正の有意性を維持しているが、離婚率の係数値の有意性は失われる。

表3は高卒時無業率を被説明変数とした計測結果である。失業率、離婚率を単独で使用した場合には、両変数とも無業率に有意な正の効果を与えているが、自殺死亡率は有意な影響を与えていない。失業率と離婚率を同時に考慮した場合には、両変数ともに有意な正の係数値が得られており、決定係数も0.5807と他のケースを凌駕している。また、いずれのケースについても生徒1人あたり教員数は卒業時無業率に有意な負の影響を及ぼしており、教員数の増加により高卒時の無業率が低下することがわかる。離婚率が高まれば高卒時無業率が上昇するという計測結果は、若年無業者の特徴として父との死別・離別といった家庭内の不和や不幸という事態に遭遇した者の比率が高いという本田・堀田(2006)の指摘と整合的である。

以上の計測結果と前節の結果を合わせて考えると、失業率の上昇は直接的、離婚率を経由して間接的に高校中退率、不登校率の上昇につながる。しかし、失業率と離婚率の間の高い相関により、直接効果と間接効果を定量的に識別することは困難といえる。高卒無業率については、失業率と離婚率を同時に考慮したケースにおいても、ともに正の有意な効果が計測されており、失業率上昇の直接効果と間接効果を推定することが可能となる。

自殺死亡率は高校中退率、長期不登校率、高卒時無業率いずれに対しても有意な正の効果を有していなかった。

(2) 高校における人的資本形成と失業率：頑健性の検証

上記で得られた計測結果が頑健性を持ったものなのか、推定式の特定化を変更して検討を加えてみよう。ここでは2種類の頑健性のチェックを行う。まず、説明変数に倒産率を加えることによって、失業率や離婚率の係数値がどの程度変化するのか、調べてみた。高校中退率と長期不登校率に対して倒産率は有意

な影響を及ぼさなかった。しかし、高卒時無業率に対しては有意な正の効果が得られた(表2右パネル)。また、倒産率を加えても高校中退率、長期不登校率、高卒時無業率に対する失業率、離婚率の影響には変化がなかった。

第2の頑健性のチェックは、中学校における長期の不登校率が高校時における人的資本形成に及ぼす影響を考慮することである。¹³ ここでは3つの人的資本形成指標のうち中学校時における長期不登校と時間的な関連をつけやすい高校中退率、高卒時無業率に着目する。その理由は、 t 年における高校中退率、高卒時無業率は $(t-3)$ 年に入学したコーホートに対応しており、 $(t-4)$ 年における中学校の長期不登校率に対応するからである。具体的には高校中退率と高卒時無業率を被説明変数とする回帰式において4年前の中学校における長期不登校率を説明変数に加えることにした。その計測結果が表4に示されている。すべてのケースで中学校時における長期不登校率が高校中退率、高卒時無業率に有意な正の効果を有していることがわかる。中学校時における不登校が長引けば、そのコーホートの高校中退率、高卒無業率は有意に上昇する。このように長期不登校率で測った中学校における人的資本形成は、高校における人的資本形成に引き継がれるのである。

(3) 高校における人的資本形成への失業率の寄与度

前節までの計測結果を使用して、高校における人的資本形成のパフォーマンスに対する失業率の直接効果と間接効果の相対的な重要性を定量的に評価してみよう。具体的には高校中退率、長期不登校率、高卒時無業率の変動のうち、失業率の変化によって直接的、間接的に説明される部分を求めるわけである。われわれは都道府県別パネルデータを使用しているので、変動の大きさを時系列とクロスセクションの双方向について測ることができる。

時系列方向の変動に対する失業率の寄与度は以下のように求めることができる。まず、(1)式から $t-T$ 年から t 年までの人的資本形成パフォーマンスの変化に対する失業率の直接的な寄与度は次式で与えられる。

¹³ 太田(2005)は、中学校における長期不登校が、就職希望を表明しているが求職活動を行っていない「非求職型」無業者を増加させることを見いだしている。また、本田・堀田(2006)も若年無業者の特徴として教育機関を中退した者の比率が高いこと、中学時の長期不登校を経験した者の比率が高いことを報告している。

$$\frac{\alpha_1(\overline{UNEMP}_{t-m} - \overline{UNEMP}_{t-m-T})}{\bar{Y}_t - \bar{Y}_{t-T}} \quad (2)$$

各変数上のバーは、当該年の都道府県の平均値を表している。

t-T年からt年までの人的資本形成パフォーマンスの変化に対する離婚率の寄与度は次式で求められる。

$$\frac{\alpha_2(\overline{DIVORCE}_{t-m} - \overline{DIVORCE}_{t-m-T})}{\bar{Y}_t - \bar{Y}_{t-T}} \quad (3)$$

またp年前の失業率が離婚率へ与える効果を γ_1 で表すとt-T年からt年までの人的資本形成パフォーマンスの変化に対する離婚率を経た失業率の間接的な寄与度が次式で求められる。

$$\frac{\alpha_2\gamma_1(\overline{UNEMP}_{t-m-p} - \overline{UNEMP}_{t-m-p-T})}{\bar{Y}_t - \bar{Y}_{t-T}} \quad (4)$$

(2)式と(4)式を加えたものが、人的資本形成パフォーマンスに対する失業率のトータルな寄与度である。

同様にして、クロスセクション方向の変動に対する失業率の寄与度を以下のように求めることができる。ここでは、t年における人的資本形成パフォーマンスの都道府県平均値(\bar{Y}_t)からの乖離 ($Y_{it} - \bar{Y}_t$)に対する失業率の直接的、間接的な寄与度を求めることになる。

時系列方向の変動に関する失業率の寄与度が表5に示されている。上段には高校中退率と長期不登校率に対する寄与度が、下段には卒業時無業率に対する寄与度が計算されている。高校中退率と長期不登校率に対する寄与度を計算する際には、多重共線性のため失業率と離婚率を独立して説明変数として使用した計測式を利用した。従って、失業率の直接効果と離婚率を経る間接効果を加えることはできない。寄与度を計算する際に用いた計測式は、高校中退率の場合には有意な中学校長期不登校率を含む特定化である。

また、卒業時無業率の計算においては、説明変数として倒産率、中学校長期不登校率を含む場合と含まない場合の2通りについて寄与度を求めた。寄与度の計算においては、失業率と離婚率を同時に説明変数に含む計測式を用いた。

従って、ここでは直接効果と間接効果を合計することができる。分析期間は長期不登校率については、データの利用可能性から 2004 年から 2009 年に限定した。これに対して高校中退率と卒業時無業率については 90 年代（1991 年から 2002 年まで）と 2000 年以降（2002 年から 2009 年まで）の 2 つの期間について寄与度を計算した。

失業率の寄与度は、すべての場合について無視できない大きさであることがわかる。高校中退率の場合には、失業率の直接効果は 90 年代において 17.6%、2000 年代において 21.2%であり、離婚率を経る間接効果についても 90 年代において 11.8%、2000 年代において 11.3%にも及んでいる。長期不登校率の場合には、直接効果は 37.9%にも上り、間接効果についても 10.8%を記録している。卒業時無業率の時系列変動については、失業率の寄与度は 90 年代の方が 2000 年以降を上回っている。直接効果と間接効果を合わせた総寄与度でみると、90 年代における失業率の寄与度は 44-45%を占めている。2000 年以降についても寄与度の大きさは低下するものの 20%強を記録している。直接効果と間接効果を比べると、直接効果が間接効果を凌駕しているが、90 年代においては間接効果についても 7.4-9.3%の無視できない大きさを示している。¹⁴

次に、クロスセクション方向の変動に対する失業率の寄与度に目を転じよう。表 5 の下パネルには 2002 年における高校中退率、卒業時無業率、2004 年における長期不登校率の都道府県間の変動に対する失業率の直接的、間接的寄与度を集約した指標が示されている。それは、寄与度が 20%（10%）を超え、100%未満の都道府県の数と寄与度がマイナスとなった都道府県の数である。使用した計測式は、時系列方向の変動に対する寄与度を計算したのと同じものである。

クロスセクション方向の変動に対する失業率の寄与は、時系列方向の変動に対する寄与に比べてそれほど顕著ではない。上記の指標に照らしてみれば、高卒時無業率への寄与が最も大きいことがわかる。寄与度が 10%を超える都道府県数は、説明変数への倒産率の有無にかかわらず 29 あり全都道府県のほぼ 60%を占めている。マイナスの寄与度が計算された都道府県数は 13 であり、全都道府県の 30%を下回っている。

¹⁴ Genda et al.(2010)は、卒業時点における失業率の高まりが、卒業後 10 年以上にわたって中卒、高卒の男性の雇用確率を低下させることを見いだしている。このような世代効果を勘案すると、卒業時における失業率は卒業以降の無業率にも影響を与え続け、失業率の無業率への寄与度はさらに大きいといえる。

高校中退率、長期不登校率への失業率の寄与は、高卒時無業率ほど大きくない。高校中退率、長期不登校率ともに、寄与度が 20%、10%を超える都道府県の数と比較すれば直接効果が間接効果を上回っていることがわかる。しかし、高校中退率、長期不登校率両ケースともに、マイナスの寄与度を示す都道府県数は、寄与度が 20%を超える都道府県の数を上回っている。その理由は、クロスセクション方向における高校中退率、長期不登校率の変動が、都道府県固有の要因によって大きな影響を受けており、その分だけ失業率という共通変数による寄与が相対的に低下するからである。

5. 結びにかえて

本稿では親が職を失った場合、その子どもの学校教育における人的資本形成にマイナスの影響が及ぶことを、都道府県別パネルデータを用いて実証的に明らかにした。失業の直接的効果のみならず、失業の長期化が離婚率を高め、それが子どもへの精神的ストレスを高め学業への誘因を奪うという間接的効果も無視できない大きさであることがわかった。

わが国では「失われた 10 年」の期間に失業率が持続的に上昇し、失業期間も長期化の一途をたどった。いったん失業を経験すると失業前の経済状況に復帰することはきわめて困難である。このような失業による生活水準の低下に加えて、本稿では、失業が世代を超えてその子どもの人的資本形成にも悪影響が及ぶという長期的により深刻な問題をもたらすことを示した。親の世代の失業による劣悪な生活環境がその子どもにも引き継がれるという貧困の再生産を伴いながら格差が拡大していき、階層の固定化が進めば、下層に位置する子どもたちから、自らの人的資本形成に励むという誘因は奪われてしまい、閉塞的な停滞した社会が現出する。^{15 16}

本稿の限界は、集計されたデータを用いた推定結果に基づいて議論が構築されていることである。失業に端を発した世代を超えた格差の伝播メカニズムを解明するには、マイクロデータによる詳細な実証分析が不可欠である。今後この

¹⁵ 親の失業が親子間で世代を超えて引き継がれるのか、もしそうだとすればその要因は経済的なものなのか遺伝的なものなのか、実証的に検討した研究としては、Johnson and Reed(1996)、O'Neill and Sweetman(1998)、Corak et al.(2000)、Beaulieu et al.(2005)、Oreopoulos et al.(2005)、Ekhaugen(2009)、Macmillan(2010)がある。

¹⁶ 本田・堀田(2006)は、若年無業者の将来に対する考え方の特徴として、将来の夢や準備が欠けていることを見いだしている。

ような研究が可能となるデータの蓄積を切望する。¹⁷

¹⁷ 玄田(2007)は、就業の断念がその子どもに波及し、親子間で無業状態が伝播する可能性を指摘している。その結果、貧困が再生産され格差が拡大していくことになる。

引用文献

[日本語文献]

福田節也(2006)「離婚の要因分析」『平成16年度「消費生活に関するパネル調査」研究報告書』所収 家計経済研究所。

玄田有史(2004)『ジョブ・クリエーション』日本経済新聞社。

玄田有史(2005)『働く過剰』NTT出版。

玄田有史(2007)「若年無業の経済学的再検討」『日本労働研究雑誌』567号、97-112ページ。

玄田有史・曲沼美恵(2004)『ニート』幻冬舎文庫。

樋口美雄(2001)『雇用と失業の経済学』日本経済新聞社。

本田由紀・堀田聰子(2006)「若年無業者の実像」『日本労働研究雑誌』556号、92-105ページ。

加藤彰彦(2005)「離婚の要因：家族構造・社会階層・経済成長」熊谷苑子・大久保孝治編『コーホート比較による戦後日本の家族変動の研究』日本家族社会学会全国家族調査委員会、77-90ページ。

小原美紀(2007)「夫の離職と妻の労働供給」林文夫編『経済停滞の原因と制度』所収、勁草書房、325-340ページ。

小原美紀・大竹文雄(2009)「子どもの教育成果の決定要因」『日本労働研究雑誌』588号、67-84ページ。

小杉礼子(2004)「若年無業者増加の実態と背景」『日本労働研究雑誌』533号、4-16ページ。

京都大学(2006)『自殺の社会経済的要因に関する調査研究報告書』京都大学。

村上あかね(2010)「夫の「失業」にともなう家族生活の変化」『日本労働研究雑誌』598号、38-47ページ。

太田聡一(2005)「若年無業の決定要因—都道府県別データを用いた分析」『青少年の就労に関する研究会報告』内閣府。

太田聡一(2010)『若年者就業の経済学』日本経済新聞出版社。

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シリーズ 08-J-4

澤田康幸・崔允禎・菅野早紀(2010)「不況・失業と自殺の関係についての一考察」

『日本労働研究雑誌』 598 号、58-66 ページ。

[英語文献]

- Barling, J., K. Dupre and C. Hepburn (1998). "Effects of Parents' Job Insecurity on Children's Work Beliefs and Attitudes," *Journal of Applied Psychology* 83, pp.112-118.
- Beaulieu, N., J. Duclos, B. Fortin and M. Rouleau (2005). "Intergenerational Reliance on Social Assistance: Evidence from Canada," *Journal of Population Economics* 18, pp.539-562.
- Becker, G.S. (1988). "Family Economics and Macro Behavior," *American Economic Review* 64, pp.317-319.
- Becker, G.S. and N. Tomes (1986). "Human Capital and the Rise and Fall of Families," *Journal of Labor Economics* 4, pp.S1-S39.
- Blau, D.M. (1999). "The Effect of Income on Child Development," *The Review of Economics and Statistics* 81, pp.261-276.
- Chen J., Y. J. Choi and Y. Sawada (2009). "How is Suicide Different in Japan?" *Japan and the World Economy* 21, pp.140-150.
- Conger, K., M. Rueter and R. Conger (2000). "The Role of Economic Pressure in the Lives of Parents and their Adolescents: The Family Stress Model," in *Negotiating Adolescence in Times of Social Change*, Crockett, L. and R. Silbereisen, (eds.), pp. 201-223, Cambridge University Press, New York.
- Corak, M., B. Gustafsson and T. Osterberg (2000). "Intergenerational Influences on the Receipt of Unemployment Insurance in Canada and Sweden," IZA Discussion Paper Number 184.
- Elder, G.H. Jr., T.V. Nguyen and A. Capsi (1985). "Linking Family Hardship to Children's Lives," *Child Development* 56, pp.361-375.
- Ekhaugen, T. (2009). "Extracting the Causal Component from the Intergenerational Correlation in Unemployment," *Journal of Population Economics* 22, pp.97-113.
- Flanagan, C. and J. Eccles (1993). "Change in Parents' Work Status and Adolescents' Adjustment at School," *Child Development* 64, pp.246-257.
- Galambos, N. and R. Silbereisen (1987). "Income Change, Parental Life Outlook, and Adolescent Expectations for Job Success," *Journal of Marriage and the Family* 49,

pp.141-149.

- Gregg, P. and S. Machin(2000). "Child Development and Success or Failure in the Youth Labor Market," in Blanchflower, D.G. and R. B. Freeman (eds.) *Youth Unemployment and Joblessness in Advanced Countries*, NBER, University of Chicago Press, pp.247-288.
- Haveman,R. and B.Wolfe(1995)." The Determinants of Children's Attainment: A Review of Methods and Findings," *Journal of Economic Literature* 33, pp.1829-1878.
- Johnson,P. and H.Reed(1996)." Intergenerational Mobility among the Rich and Poor: Results from the National Child Development Survey," *Oxford Review of Economic Policy* 12, pp.127-143.
- Kalil,A. and K.M.Ziol-Guest(2006)."Parental Job Loss and Children's Academic Progress in Two-Parent Families," Working paper, University of Chicago.
- Macmillan,L.(2010)." The Intergenerational Transmission of Worklessness in the UK," The Center for Market and Public Organisation, University of Bristol, Working Paper No.10/23.
- McLoyd, V.C.(1990)." The Impact of Economic Hardship on Black Families and Children: Psychological Distress, Parenting, and Socioemotional Development," *Child Development* 61, pp.311-346.
- McLoyd, V.C., T.E.Jayaratne, R.Ceballo and J.Borquez(1994)." Unemployment and Work Interruption among African American Single Mothers: Effects on Parenting and Adolescent Socioemotional Functioning," *Child Development* 65, pp.562-589.
- Morris, P., G.J.Duncan and C.Rodriguez(2004)." Does Money Really Matter? Estimating Impacts of Family Income on Children's Achievement with Data from Random-Assignment Experiments," mimeographed, Northwestern University.
- O'Neill,D. and O.Sweetman(1998)." Intergenerational Mobility in Britain: evidence from Unemployment Patterns," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 60, pp.431-447.
- Oreopolous,P., M.Page and A.H.Stevens(2005)." The Intergenerational Effects of Worker Displacement," NBER Working paper 11587.
- Rege, M., K. Telle, and M.Votruba(2011). "Parental Job Loss and Children's School Performance," *Review of Economic Studies* 78, pp.1462-1489.

- Sakata, K. and C. R. McKenzie(2007).” A Time Series Analysis of the Divorce Rate in Japan Using a Precedent-Based Index,” in Oxley, L. and D. Kulasiri (eds.) MODSIM 2007 International Congress on Modeling and Simulation (Modeling and Simulation Society of Australia and New Zealand), pp.2981-2988.
- Sakata, K. and C. R. McKenzie(2010).” Social Security and Divorce in Japan,” forthcoming in *Mathematics and Computers in Simulation*.
- Sleskova,M., F.Salonna, A.M.Geckova, I.Nagyova, R.E.Stewart,J.P. van Dijik and J.W.Groothoff(2006).” Does Parental Unemployment Affect Adolescents’ Health?” *Journal of Adolescent Health* 38, pp.527-535.
- Ström,S.(2002).” Keep out of the Reach of Children: Parental Unemployment and Children’s Accicident Risks in Sweden 1991-1993,” *International Journal of Social Welfare* 11, pp.40-52.
- Yeung, W.J., M.R.Linver and J. Brooks-Gunn(2002).” How Money Matters for Young Children’s Development: Parental Investment and Family Processes,” *Child Development* 73, pp.1861-1879.

表 1 離婚率、自殺率と失業率の関係

	離婚率		自殺率	
失業率	0.0745*** (8.76)	0.0741*** (8.76)	0.5757** (2.10)	0.5479** (2.00)
倒産率		0.0648** (2.16)		2.6343** (2.40)
1人あたり実質県民所得 伸び率	-0.0018 (-1.23)	-0.0020 (-1.40)	-0.1028 (-1.29)	-0.1220 (-1.53)
20歳未満人口比率	0.0266*** (2.73)	0.0229** (2.32)	-0.4680 (-1.63)	-0.6569** (-2.21)
大都市都道府県ダミー	0.1681*** (2.69)	0.1640*** (2.64)	-4.5166*** (-3.17)	-4.7111*** (-3.30)
自由度修正済み決定係数	0.5380	0.5312	0.2041	0.2289
ラグ選択	1年前	1年前	1-3年前平均	1-3年前平均
標本数	470	470	470	470
推定方法	RE	RE	RE	RE

注：注：大都市都道府県ダミーは、埼玉県、千葉県、東京都、神奈川県、愛知県、京都府、大阪府、兵庫県、福岡県で1、その他の都道府県では0をとるダミー変数。括弧内はt値。*, **, *** 10%、5%、1%水準で有意。

なお、年ダミーの係数値は省略されている。FE：固定効果モデル RE：変量効果モデル

表2 高校中退率と高校長期不登校率の決定要因

	高校中退率の回帰分析				高校長期不登校率の回帰分析			
失業率	0.0803 (0.83)			-0.1957* (-1.74)	1.1379*** (2.79)			1.1531** (2.52)
離婚率		1.6626*** (4.79)		2.1674*** (4.82)		4.3497** (2.32)		-0.1338 (-0.07)
自殺率			-0.0319* (-1.79)				-0.2048* (-1.72)	
生徒1人あたり 教員数	-31.3776 (-1.61)	-22.9400 (-1.32)	-28.0055 (-1.45)	-20.0513 (-1.16)	102.3921 (1.07)	85.4329 (0.84)	103.8263 (0.93)	106.8436 (1.08)
1人あたり実質県民所得 伸び率	0.0371 (1.13)	0.0392 (1.20)	-0.0078 (-0.47)	0.0374 (1.15)	0.0762 (1.14)	0.0621 (0.93)	0.1134 (0.84)	0.0760 (1.14)
総人口社会増減率	0.0148 (0.41)	0.0355 (1.07)	-0.0154 (-0.53)	0.0195 (0.57)	0.0200 (0.13)	-0.1456 (-1.03)	-0.2054 (-1.64)	0.0196 (0.13)
大都市都道府県ダミー	0.7332** (1.96)	0.4456 (1.43)	0.7888** (2.16)	0.5659* (1.78)	1.8683 (0.93)	2.2844 (1.14)	2.9745 (1.48)	1.9007 (0.94)
自由度修正済み決定係数	0.2501	0.4260	0.2308	0.4279	0.0553	0.0373	0.0358	0.0547
ラグ選択	1-3年前 平均	1-3年前 平均	2年前	1-3年前 平均	3年前	2年前	1-3年前 平均	3年前
標本数	470	470	470	470	282	282	282	282
推定方法	RE	RE	RE	RE	RE	RE	RE	RE

注：表の見方は表1の注を参照のこと。

表3 高卒時無業率の決定要因

	倒産率なし				倒産率あり			
失業率	0.4477*** (3.12)			0.6999*** (4.61)	0.9939*** (5.85)			0.5684*** (2.89)
離婚率		4.2510*** (5.37)		2.3095*** (3.27)		1.7987** (1.98)		3.6504*** (4.16)
自殺率			-0.0303 (-1.12)				-0.0122 (-0.44)	
倒産率					2.1332*** (3.47)	2.0817*** (3.37)	0.9429** (2.08)	1.9670*** (3.25)
生徒1人あたり 教員数	-132.937*** (-3.47)	-117.463*** (-3.19)	-105.042*** (-2.90)	-109.402*** (-3.25)	-127.533*** (-3.53)	-115.022*** (-2.77)	-116.473*** (-3.23)	-110.015*** (-3.08)
1人あたり実質県民所得 伸び率	0.0118 (0.54)	0.0194 (0.42)	0.0086 (0.39)	0.0160 (0.69)	-0.0051 (-0.11)	-0.0013 (-0.03)	-0.0214 (-0.94)	0.0069 (0.15)
総人口社会増減率	0.0432 (0.97)	0.0571 (1.06)	-0.0083 (-0.20)	0.1297*** (2.85)	0.1009* (1.80)	-0.0149 (-0.27)	-0.0378 (-0.91)	0.1365** (2.45)
大都市都道府県ダミー		0.0352 (0.04)	1.1975 (0.95)	-0.1875 (-0.23)	-0.0950 (-0.11)		1.2098 (0.98)	-0.4874 (-0.59)
自由度修正済み決定係数	0.3705	0.4999	0.2328	0.5807	0.5109	0.3606	0.2341	0.5996
ラグ選択	1年前	1-3年前 平均	1年前	1年前	1-3年前 平均	1-3年前 平均	2年前	1-3年前 平均
標本数	470	470	470	470	470	470	470	470
推定方法	FE	RE	RE	RE	RE	FE	RE	RE

注：表の見方は表1の注を参照のこと。

表4 高校中退率、高卒時無業率と中学校における長期不登校率の関係

	高校中退率と 中学校における長期不登校率			高卒時無業率と 中学校における長期不登校率		
失業率	0.1590 (1.52)		-0.1565 (-1.26)	0.4192*** (2.59)		0.6788*** (4.09)
離婚率		1.5156*** (4.36)	2.1564*** (4.40)		4.8485*** (5.82)	2.9179*** (3.88)
中学校長期不登校率	0.5047*** (2.82)	0.4839*** (2.87)	0.4778*** (2.84)	0.5380** (1.98)	0.5509** (2.11)	0.7274*** (2.73)
倒産率				0.5231 (1.03)	0.9943 (1.47)	0.4074 (0.80)
生徒1人あたり 教員数	-30.1559 (-1.44)	-25.6401 (-1.44)	-21.8552 (-1.19)	-130.402*** (-2.76)	-99.701** (-2.38)	-92.909** (-2.47)
1人あたり実質県民所得 伸び率	-0.0058 (-0.15)	-0.0280 (-1.50)	-0.0051 (-0.13)	0.0067 (0.30)	-0.0150 (-0.31)	0.0069 (0.29)
総人口社会増減率	0.0399 (0.92)	0.0228 (0.70)	0.0162 (0.39)	0.0552 (1.04)	0.0978 (1.59)	0.1195** (2.25)
大都市都道府県ダミー	0.5158 (1.34)	0.4139 (1.29)	0.4610 (1.40)		-0.2366 (-0.25)	-0.3058 (-0.37)
自由度修正済み決定係数	0.3380	0.4611	0.4663	0.3858	0.5515	0.6228
ラグ選択	1-3年前 平均	2年前	1-3年前 平均	1年前	1-3年前 平均	1年前
標本数	376	376	376	376	376	376
推定方法	RE	RE	RE	FE	RE	RE

注：表の見方は表1の注を参照のこと。

表 5

高校における人的資本形成パフォーマンスの変動に対する失業率の寄与度

(1) 時系列方向の変動

期間	高校中退率		長期不登校率	
	直接効果	間接効果	直接効果	間接効果
1991年-2002年	17.6%	11.8%	---	---
2002年-2009年 ³	21.2%	11.3%	37.9%	10.8%

期間	卒業時無業率 ¹			卒業時無業率 ²		
	直接効果	間接効果	合計	直接効果	間接効果	合計
1991年-2002年	36.5%	7.4%	43.9%	35.4%	9.3%	44.7%
2002年-2009年	17.2%	3.4%	20.5%	16.7%	4.2%	20.9%

(2) クロスセクション方向の変動⁴

期間	高校中退率		長期不登校率		卒業時無業率 ¹	卒業時無業率 ²
	直接効果	間接効果	直接効果	間接効果	直接効果+間接効果	直接効果+間接効果
寄与度が20%以上100% 未満の都道府県数	10	6	11	5	21	21
寄与度が10%以上100% 未満の都道府県数	19	14	18	11	29	29
寄与度がマイナスとな る都道府県数	18	14	20	21	13	13

注：1 倒産率を含まない推定式により寄与度を計算 2 倒産率を含む推定式により寄与度を計算

3 長期不登校率の分析期間は2004年から2009年まで。

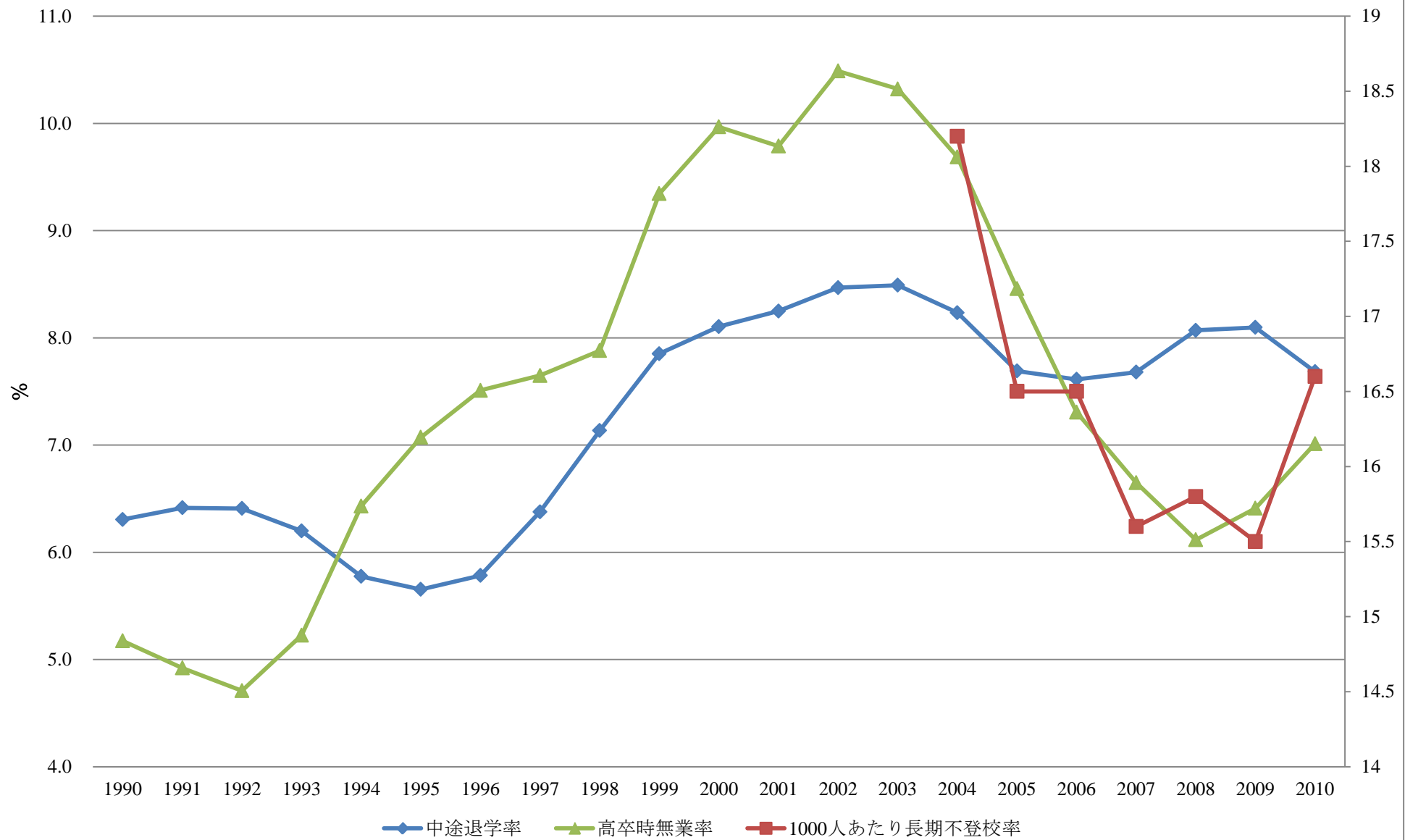
4 高校中退率、卒業時無業率は2002年、長期不登校率は2004年におけるクロスセクションの変動を対象にしている

高校中退率の計算においては、説明変数として中学校長期不登校率を含み、失業率と離婚率をそれぞれ単独で使用した計測式によった。

長期不登校率の計算においても、説明変数として失業率と離婚率をそれぞれ単独で使用した計測式によった。

卒業時無業率の計算においては、1) 中学校長期不登校率、倒産率を含まないケース 2) 中学校長期不登校率、倒産率をともに含むケースに分けて寄与度を求めた。計測式は失業率と離婚率をともに説明変数に含む式を使用した。

図1 高卒時無業率、高校中退率と長期不登校率の推移



出所:文部科学省『学校基本調査』、『児童生徒の問題行動等生徒指導上の諸問題に関する調査』、高卒時無業率、中途退学率は左目盛り、1000人あたり長期不登校率は右目盛り

図2 自殺死亡率と離婚率の推移

