

2011 年 11 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）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、本研究の一部は科学研究費補助金（基盤研究(B) 課題番号 19330044）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（parenting）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、失業率は直接的に長期不登校率、高校中退率、卒業時無業率を有意に上昇させるのみならず、離婚率の上昇を通じて間接的にも人的資本形成のパフォーマンスを低下させることがわかった。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(図1)。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化した(図2)。1992年において失業期間が3ヶ月未満の失業者の割合は5割を超えており(51%)、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。しかし、失業期間が1年を超える失業者の割合は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。¹

わが国の雇用システムの大きな特徴は、学校を卒業し職を得てから定年で退職するまで1つの企業で働く終身雇用制が採用されてきたことであり、このため国際的に見ても低い失業率が維持されてきた。しかし、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、この雇用システムにも転機が訪れたことを示唆している。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。²

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

¹ 2002年以降については失業期間が2年以上に及ぶ失業者の数が報告されているが、2004年から2010年までその割合は18%前後で推移している。

² 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。

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。それがひいては卒業後の人的資本形成プロセスにまで影響が及ぶならば、親の失業が子どもにまで親子という世代間で波及し、子どもまでが不安定な低賃金下での雇用や失業に甘んじる状況が出現する可能性も出てくる。^{3 4} これは貧困の再生産に他ならない。

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。⁵

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（2010年3月時点では15.8%）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と考えられる。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

³ 中馬（2002）、筒井（2005）、太田（2010）は、学校教育で蓄積される基礎学力と企業内の訓練で身につける企業特殊的なスキルは補完的であると議論している。

⁴ Gregg and Machin(2000)は、英国のパネルデータを用いて労働市場における不利な状態が、教育パフォーマンスの低下というチャンネルを通じて、親子という世代間で伝播することを実証的に明らかにしている。

⁵ 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)、Kali and Ziol-Guest(2006)、Rege et al.(2007)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。両者をあわせると出生時における親の職の有無が子どもの人的資本形成に影響を及ぼすことを示唆している。しかし、そのメカニズムについては十分に解釈されているとはいえない。

つの尺度によって測る。⁶

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、直接的に不登校率、中退率、卒業時における無業率を有意に上昇させるが、その効果に加えて離婚率の上昇を通じて間接的にも人的資本形成パフォーマンスを低下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。

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上記の3つの尺度に基づいて確認する。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3は、高校卒業者に占める無業者の割合の推移を示したものである。⁷ 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4には、中途退学率、1000人

⁶ 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。

⁷ 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。

あたりの長期不登校生徒数が示されている。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。⁸ 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。⁹ 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。

表 1 は 2004 年度における中途退学の事由別構成比と長期不登校のきっかけ別構成比を表に纏めたものである。表から中途退学の事由のうち親の失業と関係があると考えられる項目を取り出してみよう。「経済的理由」や「就職を希望」の項目は、失業による世帯所得の減少による中途退学の直接的な効果に対応している。また、離婚や自殺により家庭環境が悪化し、勉学意欲が削がれる間接的な効果は、「学業不振」、「家庭の事情」に対応している。直接的な効果の大きさは 20%、間接的な効果の大きさは 11%であり、合計すると 31%に達する。

長期不登校のうち失業と関連した項目については、経済的な理由に対応する直接的な項目として「進路に係わる不安」(3.1%)、家庭環境の悪化に伴う間接的な項目として「学業の不振」(12%)、「家庭生活に起因」(10.4%)があり、すべてを合わせると 26.5%になる。このように中途退学や長期の不登校のうち、3 割前後が失業に関係していることがわかる。

最後に都道府県別のデータを用いて無業率、中途退学率そして長期不登校率の間の相関を報告しておこう。表 2 には 3 つの指標の 1990 年度から 2009 年度までの各年における相関係数が計算されている。データの制約から 2004 年度以前については無業率と中途退学率の相関係数のみが報告されている。

⁸ 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。

⁹ 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。

高卒無業率と中途退学率の相関係数は、92年度から2001年度については0.5を超えており、とりわけ90年度中頃から後半にかけて0.7台の高水準で推移している。また、高卒無業率と長期不登校率、中途退学率と長期不登校率の相関係数は高い年においても0.3後半から0.4前半台にあり、同一コーホートに対応した高卒無業率と中途退学率の相関係数ほど高くはない。

3. 失業による家族関係の変化

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、親による子どもへの人的投資を効用最大化の観点から定式化を行った。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して決定される。従って、失業により家計所得が減少すれば、それだけ子どもへの人的投資額も減少し、子どもの学校におけるパフォーマンスの低下につながるのである。¹⁰

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。¹¹

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サーベイした後、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。

¹⁰ 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、Blau(1999)は、恒常的な所得変化が子どもの発達と密接に関連しているという実証結果を提示している。また、Morris et al.(2004)は、所得水準の低下による生活保護の受給は子どもにとって不名誉なものと映り、学業パフォーマンスが低下することを指摘している。所得と子どもの発達の関連について包括的なサーベイについては Haveman and Wolfe(1995)を参照のこと。

¹¹ 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.(2007)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。

(1) 失業と家族関係に関する先行研究

村上(2010)は、家計経済研究所が実施している『消費生活に関するパネル調査』を用いて、失業の前後における家族生活を比較することによって、失業が家族生活にもたらす変化を調査している。調査より、家計の年収は大きく減少するが、生活費にはほとんど変化がなく、預貯金の取り崩しによって生活水準が維持されていることが見いだされた。また、家族内における夫婦の役割分担についても、妻が仕事に就く場合が増えるにもかかわらず、夫の家事時間にはほとんど変化がないことがわかった。夫の失業に伴って妻による代替的な労働供給が増加することは小原(2007)による同じパネル・データを用いた実証研究によっても確認されている。

上記の研究が明らかにしたように、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により所得が確保されると同時に、預貯金の取り崩しにより生活水準が維持され、大きな消費支出のカットが回避されることになる。しかし、上記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、失業に対するこのような手立てには早晩、限界がでてこよう。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は、使用したデータによって時系列データに基づく研究、都道府県別パネル・データを用いた研究、個票データに基づいた研究に分かれる。Sakata and McKenzie(2007)は、1964 年から 2006 年までの時系列データを用いて失業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。Sakata and McKenzie(2010)は、1982 年、1987 年、1992 年、1997 年、2002 年の都道府県別パネル・データを用いて同様の関係を見いだしている。

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、結婚年齢や末子年齢等の家族属性、夫や妻の職業、学歴といった夫婦の個人属性が、離婚確率にどのような影響を与えているのか、生存分析 (survival analysis) を用いて定量的に推定している。加藤(2005)は、日本家族社会学会全国家族調査委員会が 2002 年に実施した「全国調査『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)

も同様の手法に基づき、『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おり、福田(2006)が指摘するように、わが国では男性の経済的稼得者としての役割が結婚生活の安定に重要となっている。¹²

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.(2009a)は、1980 年から 2000 年までの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見いだしている。

このように家計の世帯主が失業を経験すれば、それに伴って離婚、自殺の確率が高まり、家族の心理的なストレスは高まると予想される。特に、その傾向は子どもに顕著に表れるであろう。Chen et al.(2009b)は、日本における親を自殺で失った未成年者の総数はおよそ 9 万人に上ると推定している。

(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、失業率と離婚率、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 5 は、1980 年から 2009 年までの失業率と自殺死亡率の推移を、図 6 は失業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、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、失業が長引き蓄えが底をつき、妻の労働供給をもってしても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を 1 年、2 年、3 年、1 年から 3 年の平均の 4 種類を選択した。

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

¹² 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。

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。¹³ 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。¹⁴ 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3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。まず、失業率と離婚率の関係からみていこう。ラグの長さに依存せず、失業率は離婚率に有意な正の影響を与えていることがわかる。決定係数の大きさから判断して1年前の失業率の説明力が最も大きく、1年前から3年前までの平均失業率が次いでいる。1年前失業率が1%ポイント上昇すれば、離婚率は0.0745上昇する。¹⁵

失業率から自殺率への影響に目を転じよう。3年前のケースを除いて失業率は自殺死亡率に有意な正の影響を及ぼしている。決定係数の大きさは、1年前から3年前までの平均値、1年前、そして2年前の順であるが、それほど大差はない。

1年前の失業率が1%ポイント上昇すれば、自殺死亡率は0.7628上昇する。20歳未満人口比率は自殺率に有意な負の効果を与えており、家族内の未成年者の存在は自殺の抑止効果がある。また、大都市都道府県ダミーの係数値は有意にマイナスであり、都市部より地方において自殺死亡率が高いことがわかる。

表4は失業率と並んで家庭生活に大きな影響を及ぼすと考えられる倒産率を説明変数に加えた計測結果である。¹⁶ 倒産率はほとんどの場合、離婚率、自殺率に有意に正の影響を及ぼしているが、失業率変数の有意性はほとんど影響を受けていない。1年前失業率が1%ポイント上昇すれば、離婚率は0.0741上昇する。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。

¹³ 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。

¹⁴ 安蔵(2003)は未就学児の存在が離婚確率を低下させることを、加藤(2006)も末子年齢が離婚確率に有意な影響を及ぼすことを見いだしており、「子は夫婦の鎧」を支持する結果を得ている。

¹⁵ 村上(2010)は、『消費生活に関するパネル調査』からt年に夫が失業した家族のうち、5%がt+1年に離婚していることを見いだしている。

¹⁶ 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。

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。事実、前節では都道府県別データを用いて失業率がラグを持って離婚率、自殺死亡率に有意な正の効果をもたらすことを確認した。

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。

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

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。¹⁷また、離婚率 ($DIVORCE_{it-m}$)、自殺死亡率 ($SUICIDE_{it-m}$)

¹⁷ 親の失業が子どもの高校における人的資本形成へ与える影響を見るには、高校生を子ど

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、説明変数はラグを取っている。その他の説明変数としては、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 (*LARGECITY*)、年ダミーを使用している。

表 5 は高校中退率を被説明変数に用いた計測結果である。計測結果は 4 つのパネルに分かれている。最初のパネルは、3 つの説明変数、失業率、離婚率、自殺死亡率のうち失業率のみを、第 2 のパネルは離婚率のみを、第 3 のパネルは自殺死亡率のみを、第 4 のパネルは失業率と離婚率を用いたものである。3 つの変数を独立して使用した理由は、多重共線性を避けるためである。特に、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。また、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 通りを選択した。また、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、ラグの選択にかかわらず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では、1 年前のケースを除き、離婚率は中退率に有意に正の影響を与えている。決定係数は、3 年前のラグを使用した場合に最大である。自殺率を用いた場合は、ラグの長さにかかわらず自殺率の係数値はマイナスである。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。¹⁸ 説明変数として失業率と離婚率を両方用いた場合では、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。この場合にも決定係数は 3 年前のラグを用いた場合に最大となっている。

その他の説明変数の中では、特定化にかかわらず大都市都道府県ダミーが有意な正の係数値を示しており、大都市がある都道府県では有意に高校中退率が高いことがわかる。

もに持つ年齢階層の失業率が適切な概念である。しかし、都道府県別に年齢階層ごとの失業率が入手できないので、都道府県別に推定された完全失業率の集計値を用いている。

¹⁸ 家族の自殺は、子どもに大きな精神的なショックを及ぼすにもかかわらず、高校中退率を有意に高めないのは、金銭的に見れば生命保険の支払いによって学業の維持が可能になっていることを反映しているのかもしれない。

表 6 は長期不登校率を被説明変数に用いた計測結果である。表の見方は表 5 と同様である。失業率、離婚率ともに単独で用いた場合は 2 年ラグ、1 年ラグから 3 年ラグまでの平均値を使用したケースで有意な正の係数値が得られている。決定係数から判断すれば、2 年ラグのケースが当てはまりがよい。自殺死亡率を単独で用いた場合は、いずれのケースにおいても自殺死亡率の係数値は有意ではない。また、失業率と離婚率を同時に考慮した場合も、ほとんどの場合多重共線性のため有意な係数値は得られていない。

表 7 は高卒時無業率を被説明変数とした計測結果である。失業率を単独で用いた場合には 1 年ラグ、3 年ラグが、離婚率を単独で使用した場合には 1 年ラグ、3 年ラグ、1 年ラグから 3 年ラグの平均値が無業率に有意な正の効果を与えている。決定係数の大きさについては、失業率を説明変数に用いた場合では 3 年ラグ、1 年ラグの順であり、離婚率を説明変数に用いた場合では 1 年ラグから 3 年ラグの平均値を用いたケースが他を凌駕している。自殺死亡率が無業率に与える効果については、有意な正の係数値は得られていない。失業率と離婚率を同時に考慮した場合には、1 年ラグを取ったケースで失業率、離婚率ともに有意な正の係数値が得られており、決定係数も 0.5908 と他のラグを選択したケースよりもはるかに大きい。小杉(2004)は、若年無業者の増加の家族的な背景として都市部の家計状態が厳しい点を指摘しているが、失業率と高卒時無業率の間の正の相関はこの指摘と整合的である。また、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。

以上の計測結果を要約しよう。失業率、離婚率の上昇は、ラグを伴い高校中退率、不登校率の上昇をもたらす。さらに、失業率はラグをもって離婚率を同方向に変化させるという前節の結果と合わせて考えると、失業率の上昇は直接的、間接的に高校中退率、不登校率の上昇につながるのである。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。同様の結果は、高卒無業率についても得られたが、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。¹⁹

¹⁹ 失業率上昇の高卒無業率の上昇への直接的、間接的な寄与度については、本節の後半部

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は有していなかった。

(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、調べてみる。前節でみたように、離婚率や自殺死亡率は失業率のみならず倒産率によっても影響を受けていた。倒産率を説明変数に加えることにより、人的資本形成への直接的、間接的効果を推定することが可能となる。高校中退率、長期不登校率、高卒時無業率をそれぞれ被説明変数とする回帰分析を行った結果、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。高卒時無業率を被説明変数とした回帰分析の結果が表 8 に示されている。失業率、離婚率単独のケース、失業率と離婚率をともに考慮したケース、いずれにおいても倒産率の係数値は有意に正であった。また、失業率、離婚率の係数についても正の有意な値が維持された。しかし、失業率と離婚率をともに考慮したケースでは、両変数間の多重共線性のため両変数の係数値が同時に正で有意となることはなかった。このように倒産率も失業率と並んで人的資本形成の重要な決定要因といえる。

第 2 の頑健性のチェックは、中学校における人的資本形成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。中学校における長期の不登校が、高校における人的資本形成にマイナスの影響を及ぼすならば、学校を中途退学する確率は高まると考えられる。また、たとえ卒業できても就職の上で不利な状況に置かれ、無業の状態で卒業することも考えられる。²⁰ 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

分で定量的分析を行う。

²⁰ 太田(2005)は、都道府県別データに基づいて、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。

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。高校中退率の計測結果が表9に、高卒時無業率の計測結果が表10に示されている。表9、表10から離婚率、失業率の変数選択、ラグ選択に関わらず、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、高卒無業率の上昇につながる可能性は高まる。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

失業率は、高校中退率、長期不登校率、高卒時無業率によって測られた高校における人的資本形成のパフォーマンスに対して直接的な負の影響のみならず、離婚率の上昇を通じて間接的にも負の影響を及ぼすことがわかった。人的資本形成のパフォーマンスに対するこのような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両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。

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

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、離婚率と失業率の間には前節で以下の関係式が計測された。

$$DIVORCE_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 UNEMP_{it-l} + \sum_{i=1}^k \delta_i Z_{it-l} + \omega_{it} \quad (4)$$

ただし、 Z_{it-l} ：失業率以外の説明変数

ω_{it} ：誤差項

従って、(4)式から $t-m-T$ 年から $t-m$ 年までの離婚率の変化に対する失業率の寄与度は次式で求められる。

$$\frac{\gamma_1(\overline{UNEMP}_{t-m-l}-\overline{UNEMP}_{t-m-l-T})}{\overline{DIVORCE}_{t-m}-\overline{DIVORCE}_{t-m-T}} \quad (5)$$

(3)式と(5)式を合わせると $t-T$ 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。

$$\frac{\alpha_2 \gamma_1(\overline{UNEMP}_{t-m-l}-\overline{UNEMP}_{t-m-l-T})}{\bar{Y}_t-\bar{Y}_{t-T}} \quad (6)$$

(2)式と(6)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、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。直接的な寄与度は(7)式で、間接的な寄与度は(8)式で表される。

$$\frac{\alpha_1(UNEMP_{it-m}-\overline{UNEMP}_{t-m})}{Y_{it}-\bar{Y}_t} \quad (7)$$

$$\frac{\alpha_2 \gamma_1 (UNEMP_{i,t-m-l} - \overline{UNEMP}_{t-m-l})}{Y_{it} - \bar{Y}_t} \quad (8)$$

時系列方向の変動に関する失業率の寄与度が、表 11 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、ラグの長さは失業率のケースでは 1 年前を、離婚率のケースでは 1 年前から 3 年前までの平均値を用いた。長期不登校率の場合には失業率、離婚率のケースともにラグの長さは 2 年前である。また、離婚率と失業率を結ぶ計測式は、倒産率を含まない 1 年前のラグを取ったものである。²¹

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。ラグの長さは倒産率、中学校長期不登校率を含まない場合、含む場合ともに 1 年前である。

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 17.7%、2000 年代において 20.7%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 11.9%、2000 年代において 8.0%にも及んでいる。長期不登校率の場合には、直接効果は 53%にも上り、間接効果についても 10.7%を記録している。卒業時

²¹ 倒産率を含む計測式を用いた計測式における失業率の係数値は 0.0741 であり、含まない場合の係数値 0.0745 とほとんど変わらない。

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 42.0%から 44.5%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 19.7%から 20.8%の範囲にある。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ことがわかる。ただ、90 年代においては間接効果についても 8.3%から 9.8%の大きさであり、失業率の継続的な上昇が離婚率の引き上げを経由して、さらなる人的資本形成パフォーマンスの低下をもたらせたことがわかる。²²

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 12 には 2002 年における高校中退率、長期不登校率、卒業時無業率の都道府県間の変動に対する失業率の直接的、間接的寄与度が計算されている。²³ 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。表の下部には、失業率の寄与度を集約した指標として、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を示している。前者の数が多いほど、また後者の数が少ないほどクロスセクション方向への寄与は大きいと判断できる。こ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 20%を超える都道府県数は、説明変数に倒産率を含む場合には 21、含まない場合には 20 である。また、寄与度が 10%を超える都道府県数は、倒産率の有無にかかわらず 30 近く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、倒産率を含まない場合には 13、含む場合には 12 と全都道府県の 30%を下回っている。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。高校中退率では直接効果と間接効果について、寄与度が 20%、10%を超える都道府県数を比較すれば間接効果と直接効果はほぼ同程度であり、都道府県間の高校中退率

²² 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。

²³ 長期不登校率については 2004 年におけるクロスセクション方向の変動を対象としている。

の差異を説明する上で失業率とならんで離婚率の変動も重要であることを示している。

しかし、高校中退率、長期不登校率両ケースともに、マイナスの寄与度が計算された都道府県数は、寄与度が20%を超える都道府県数を上回っている。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。失業による世帯所得の減少が学業の継続を困難にするという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。

わが国の90年代から2000年代初頭にかけての時代は、「失われた10年」と形容されるように長期的に景気が低迷し、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り、生活水準が低下した状態が持続する。このような失業による生活水準の低下に加えて、本稿で得られた実証結果は、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。しかも、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は拡大していくのである。²⁴このような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。²⁵ ²⁶

²⁴ 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)、Oreopolous et al.(2005)、Ekhaugen(2009)、Macmillan(2010)がある。

²⁵ 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。

²⁶ 荻谷(2001)は、1990年代における「ゆとり教育」という教育政策が自らの人的資本形成

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。今後このような研究が可能となるデータの蓄積を切望する。²⁷

本稿から導かれる政策的インプリケーションは明快である。親が失業した子ども達の教育水準を維持していくために最大限の努力を払われなければならないということである。教育費の援助はもとより、離婚を経験した子どもの勉学意欲を維持していくためのカウンセリングも不可欠であろう。このような手厚い政策の下で、はじめて長期的に活性化した社会が維持されるのである。

への誘因をなくした階層を生み出したことを指摘している。

²⁷ 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]

- 安蔵伸治(2003)「離婚とその要因—わが国における離婚に関する要因分析—」大阪商業大学比較地域研究所・東京大学社会科学研究所編『日本版 General Social Surveys 研究論文集[2] JGSS で見た日本人の意識と行動』25-45 ページ。
- 中馬宏之(2002)「もの造りを支える学校教育とは」『産政研フォーラム』54号、中部産政研。
- 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。
- 荻田剛彦(2001)『階層化日本と教育危機—不平等再生産から意欲格差社会(インセンティブ・ディバイド)へ』有信堂高文社。
- 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』

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。

筒井美紀(2005)「高卒就職の認識社会学—『質の内実』が『伝わる』ことの難しさ」『日本労働研究雑誌』 542 号、18-28 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 (2009a). "How is Suicide Different in Japan?" *Japan and the World Economy* 21, pp.140-150.

Chen J., Y. J. Choi, K. Mori, Y. Sawada and S. Sugano(2009b). "Those Who Are Left behind: An Estimate of the Number of Family Members of Suicide Victims in Japan," *Social Indicators Research* 94, pp.535-544.

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.
- Genda,Y., A. Kondo and S. 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
- 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(2007). ”Parental Job Loss and Children’s School Performance,” Discussion Papers No.517, Statistics Norway, Research Department.
- 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.

図1 完全失業率の推移

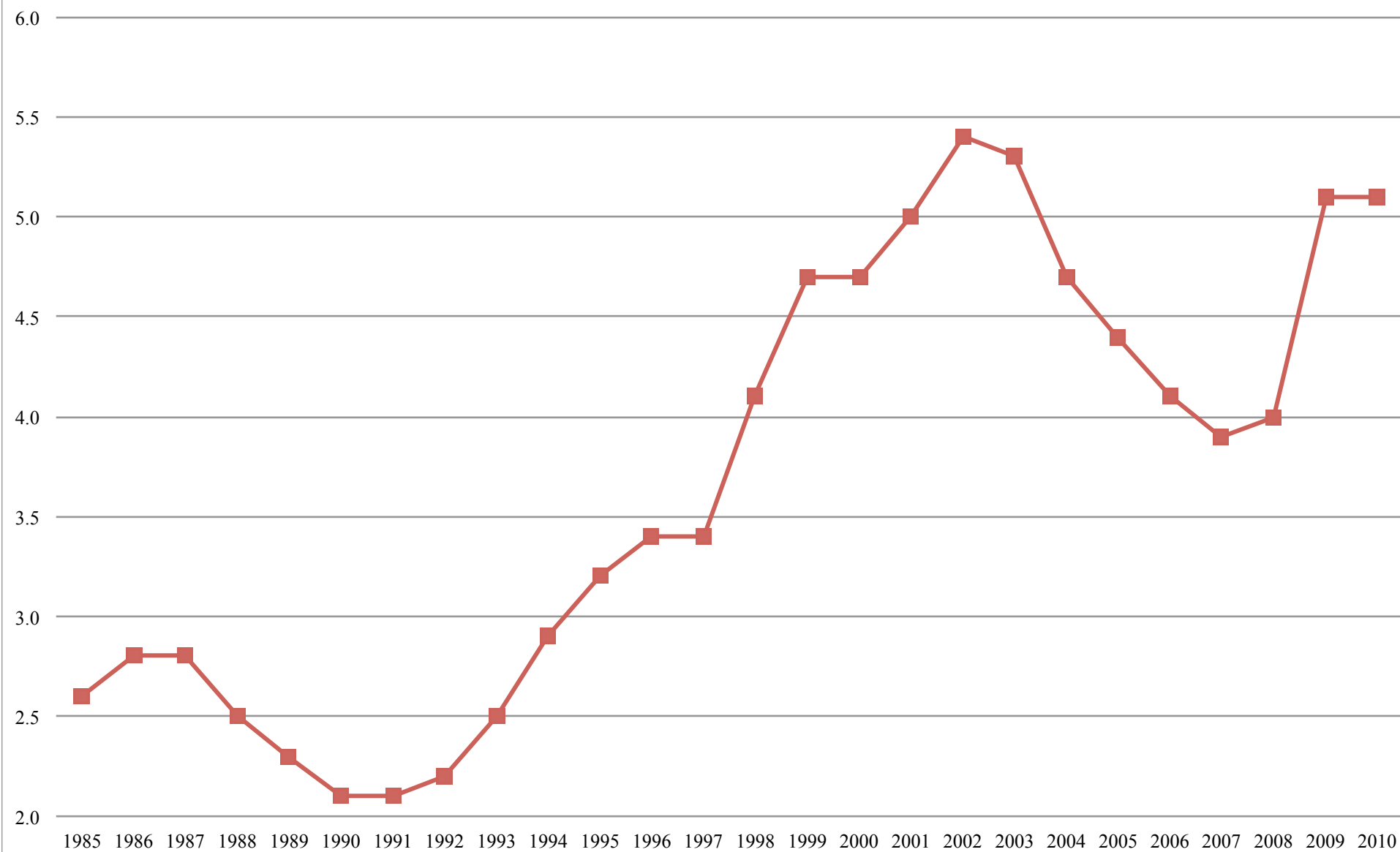


図2 失業期間の推移

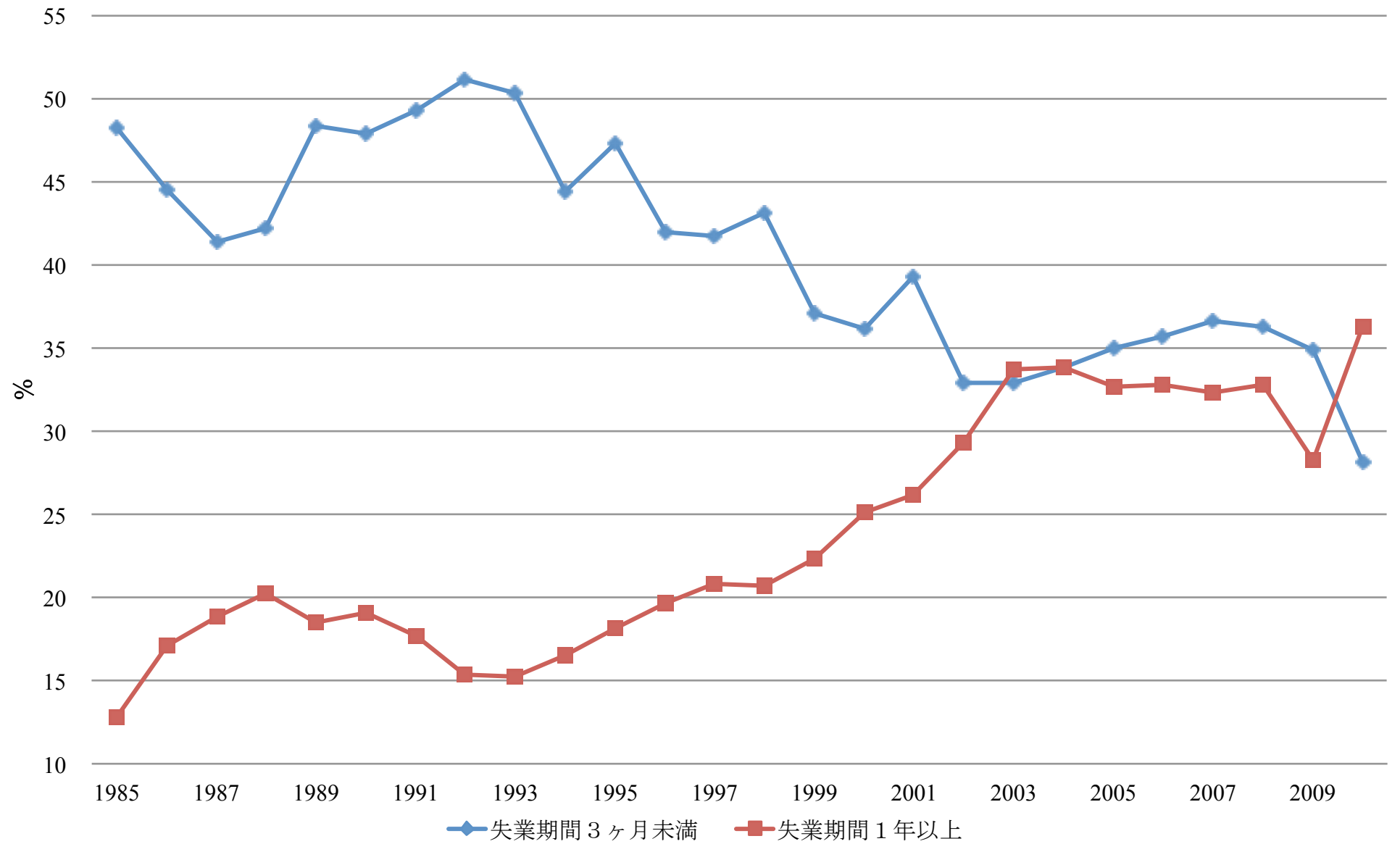


図3 高卒無業率の推移

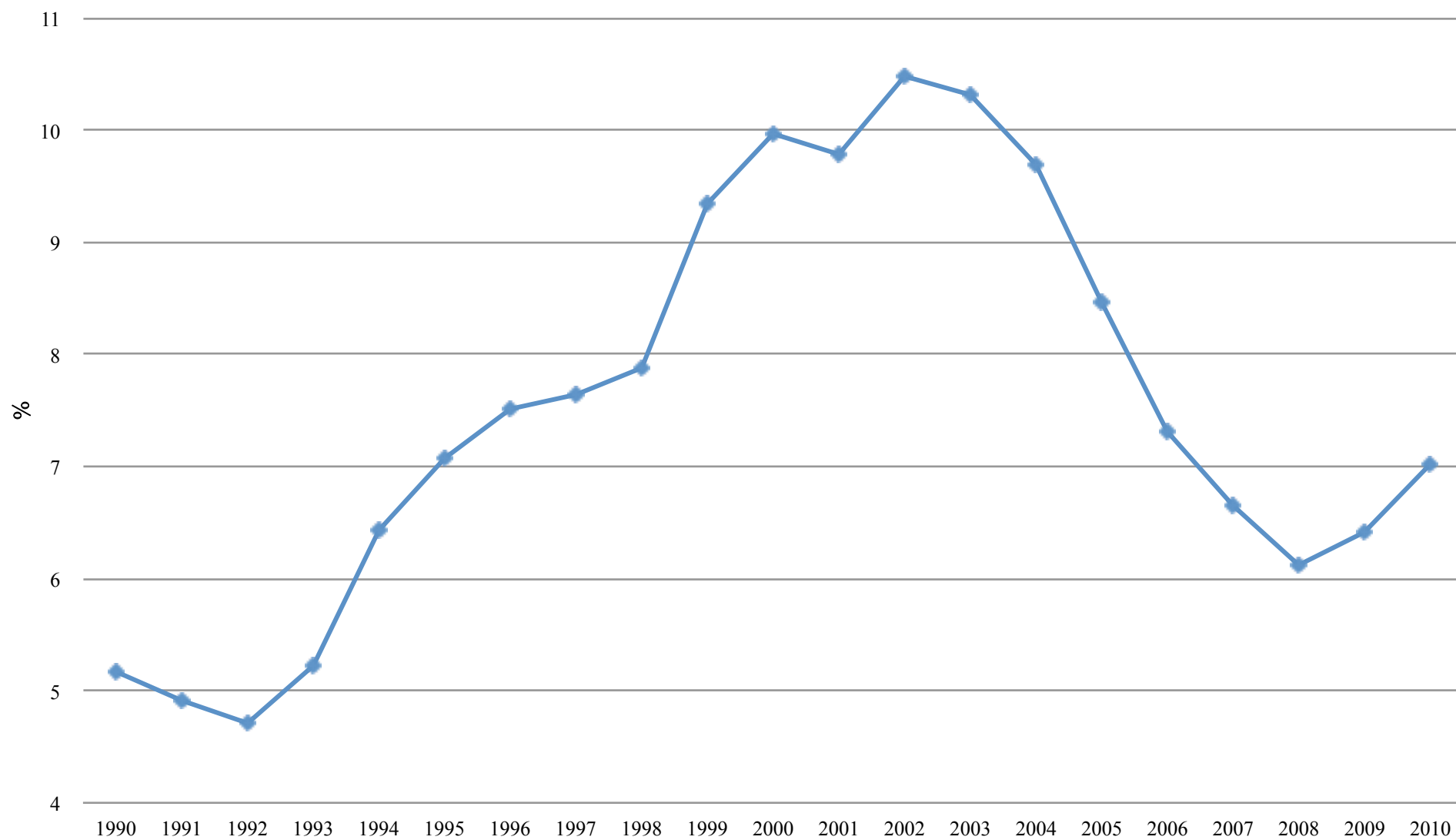


図4 高校中退率と不登校率の推移

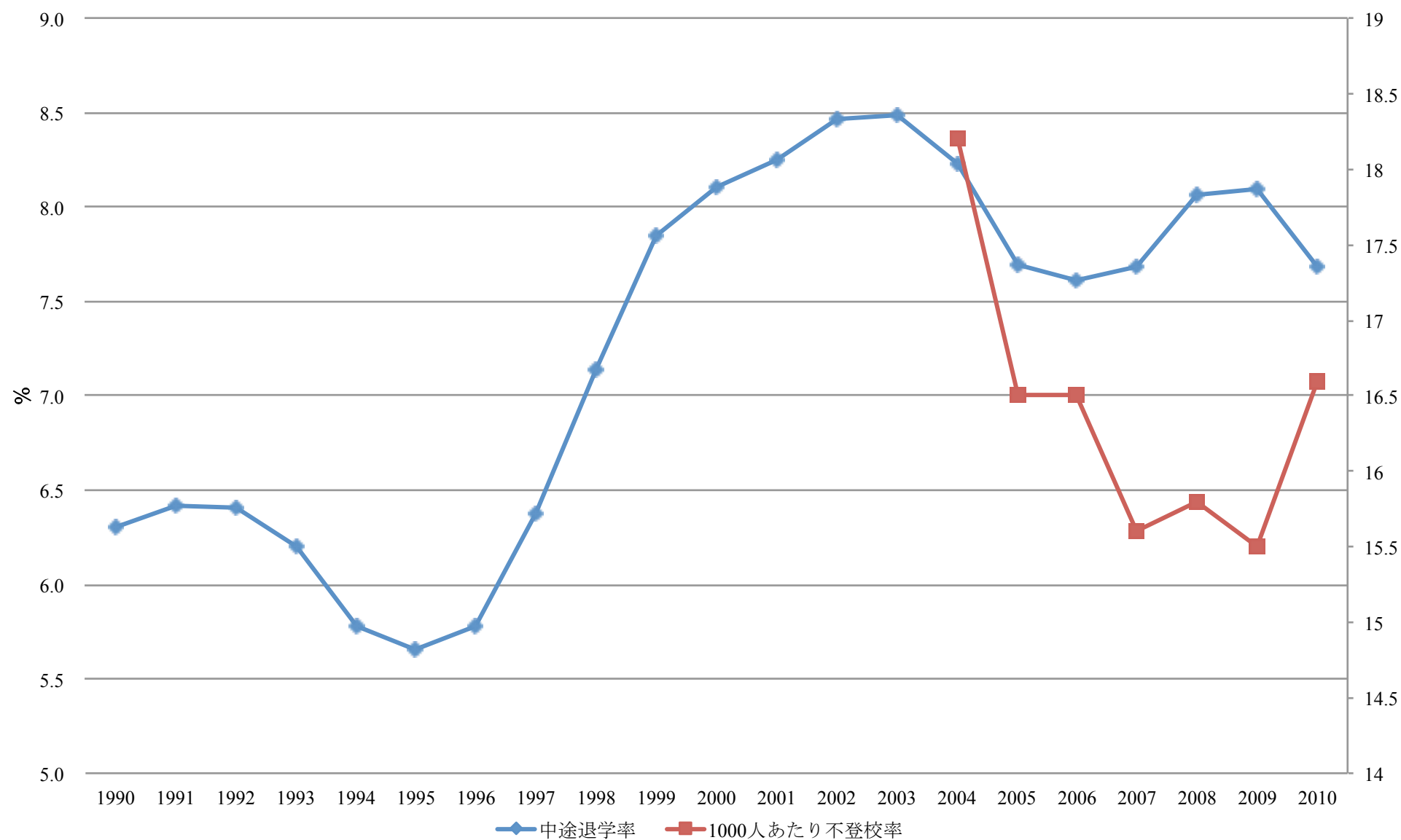


図5 失業率と自殺死亡率の推移

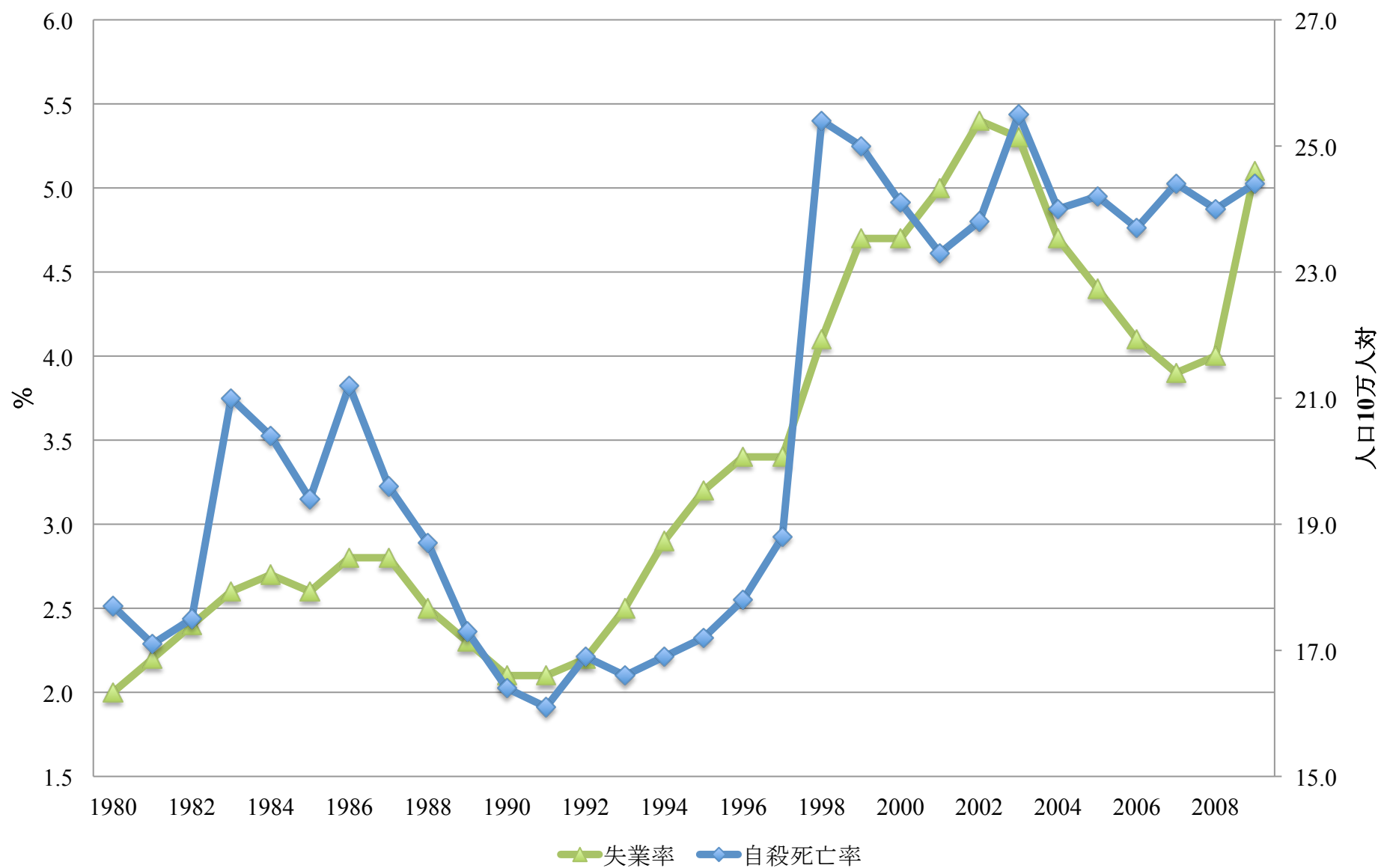


図6 失業率と離婚率の推移

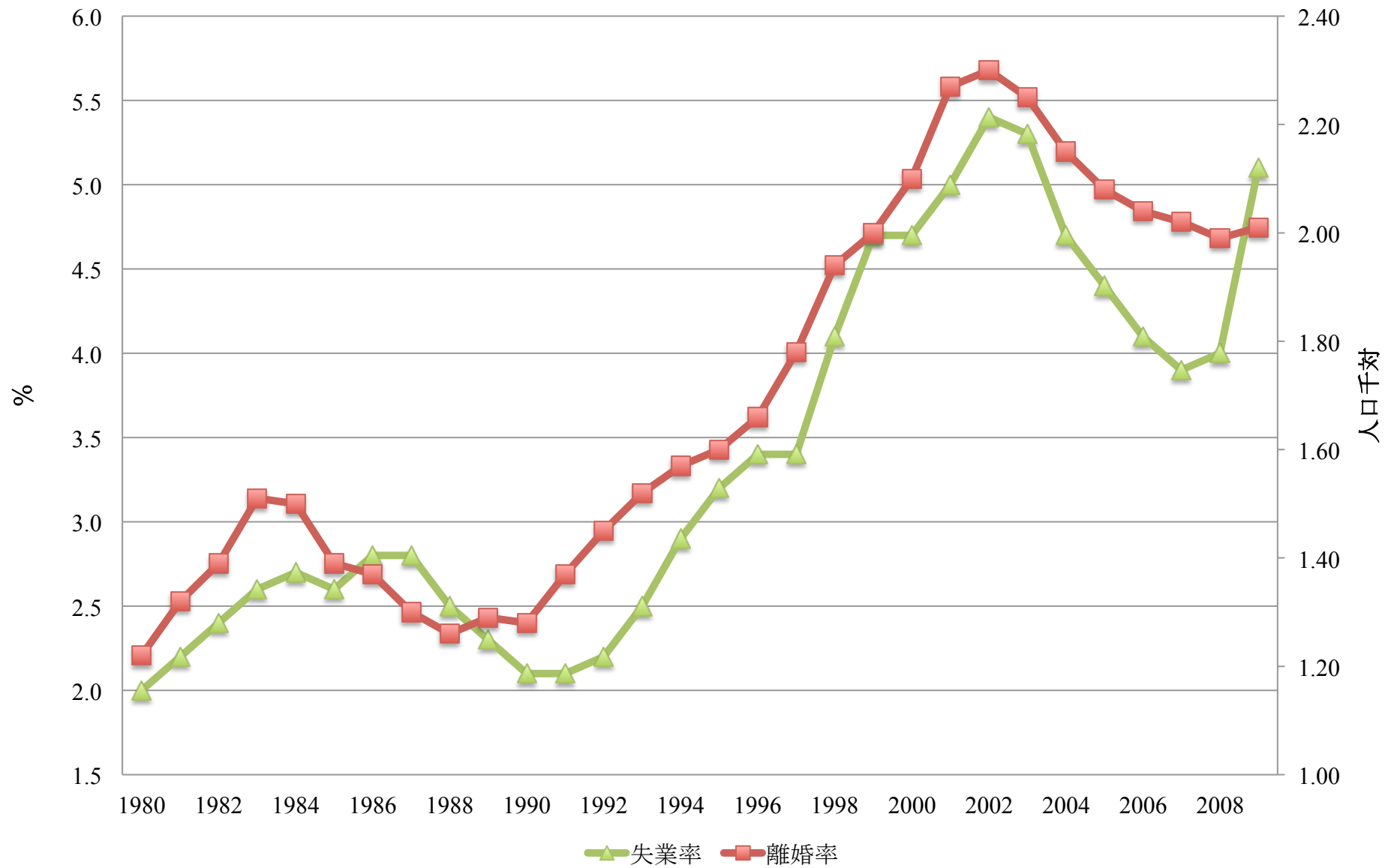


表 1

中途退学の事由別構成比と長期不登校のきっかけ別構成比：2004 年度

(1) 中途退学の事由別構成比

	構成比 (%)
学業不振	6.5
学校生活・学業不適応	37.5
もともと学校生活に熱意がない	14.6
授業に興味がない	6.7
人間関係がうまく保てない	6.8
学校の雰囲気が合わない	4.7
その他	4.8
進路変更	35.3
別の高校への入学を希望	10.3
専修・各種学校への入学を希望	2.3
就職を希望	16.2
大検を受験希望	2.5
その他	4.0
病気・けが・死亡	4.0
経済的理由	3.8
家庭の事情	4.5
問題行動等	4.8
その他の理由	3.5
計	100.0

(2) 長期不登校率のきっかけ別構成比

	構成比 (%)
学校生活に起因	39.0
友人関係をめぐる問題	12.4
教師との関係をめぐる問題	0.8
学業の不振	12.0
進路に係わる不安	3.1
クラブ活動、部活動等への不適應	1.3
学校のきまり等をめぐる問題	3.1
入学、転編入学、進級時の不適應	6.3
家庭生活に起因	10.4
家庭の生活環境の急激な変化	2.9
親子関係をめぐる問題	4.6
家庭内の不和	2.9
本人の問題に起因	38.9
病気による欠席	5.0
その他本人に関わる問題	33.9
その他	6.3
不明	5.4
計	100.0

注：不登校生 1 人につき、主たるきっかけを 1 つ選択

出所:文部科学省『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』

表 2

高卒無業率、中途退学率、長期不登校率の都道府県間相関係数

	高卒無業率 と中途退学率	高卒無業率 と長期不登校率	中途退学率 と長期不登校率
1990 年度	0.4622		
1991 年度	0.4655		
1992 年度	0.5928		
1993 年度	0.6819		
1994 年度	0.6762		
1995 年度	0.7273		
1996 年度	0.7979		
1997 年度	0.7424		
1998 年度	0.7045		
1999 年度	0.6412		
2000 年度	0.6790		
2001 年度	0.5342		
2002 年度	0.4829		
2003 年度	0.3596		
2004 年度	0.6210	0.3911	0.3038
2005 年度	0.2979	0.2923	0.0938
2006 年度	0.5260	0.1090	0.2897
2007 年度	0.3959	0.1856	0.4254
2008 年度	0.4490	0.3096	0.3777
2009 年度	0.2918	0.3362	0.3322

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』

表 3 離婚率、自殺率と経済変数の関係（1）

	離婚率 ラグ選択				自殺率 ラグ選択			
	1 年前	2 年前	3 年前	1-3 年前平均	1 年前	2 年前	3 年前	1-3 年前平均
失業率	0.0745*** (8.76)	0.0324*** (3.34)	0.0230** (2.43)	0.0495*** (3.91)	0.7628*** (3.41)	0.4467** (1.96)	0.0040 (0.02)	0.5757** (2.10)
1 人あたり実質県 民所得伸び率	-0.0018 (-1.23)	-0.0022 (-1.39)	-0.0023 (-1.33)	-0.0074** (-2.49)	-0.0296 (-0.75)	-0.0561 (-1.39)	0.0111 (0.26)	-0.1028 (-1.29)
20 歳未満人口比率	0.0266*** (2.73)	-0.0097 (-0.77)	-0.0021 (-0.19)	0.0009 (0.06)	-0.1472 (-0.59)	-0.6262** (-2.39)	-0.5887** (-2.21)	-0.4680 (-1.63)
大都市都道府県ダ ミー	0.1681*** (2.69)		0.1832*** (2.86)		-4.3014*** (-3.09)	-4.5231*** (-3.18)	-4.1257*** (-2.85)	-4.5166*** (-3.17)
決定係数	0.5380	0.2930	0.3227	0.4109	0.1990	0.1939	0.1390	0.2041
標本数	470	470	470	470	470	470	470	470
推定方法	RE	FE	RE	FE	RE	RE	RE	RE

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 4 離婚率、自殺率と経済変数の関係（2）

	離婚率 ラグ選択				自殺率 ラグ選択			
	1年前	2年前	3年前	1-3年前平均	1年前	2年前	3年前	1-3年前平均
失業率	0.0741*** (8.76)	0.0322*** (3.34)	0.0232** (2.48)	0.0739*** (6.89)	0.7581*** (3.38)	0.4511** (1.99)	0.0108 (0.05)	0.5479** (2.00)
倒産率	0.0648** (2.16)	0.0753** (2.37)	0.0856*** (2.70)	0.1262*** (3.01)	0.8413 (1.04)	1.9248** (2.37)	1.4233* (1.78)	2.6343** (2.40)
1人あたり実質県 民所得伸び率	-0.0020 (-1.40)	-0.0025 (-1.61)	-0.0027 (-1.62)	-0.0093*** (-3.10)	-0.0327 (-0.83)	-0.0649 (-1.61)	0.0030 (0.07)	-0.1220 (-1.53)
20歳未満人口比率	0.0229** (2.32)	-0.0173 (-1.33)	-0.0085 (-0.76)	0.0150 (1.25)	-0.1891** (-0.75)	-0.7541*** (-2.83)	-0.6857** (-2.53)	-0.6569** (-2.21)
大都市都道府県ダ ミー	0.1640*** (2.64)		0.1754*** (2.75)	0.1490** (2.39)	-4.3492*** (-3.11)	-4.6817*** (-3.31)	-4.2488*** (-2.93)	-4.7111*** (-3.30)
決定係数	0.5312	0.2710	0.3124	0.5237	0.2116	0.2142	0.1584	0.2289
標本数	470	470	470	470	470	470	470	470
推定方法	RE	FE	RE	RE	RE	RE	RE	RE

注：表の見方は表3の注を参照のこと。

表 5－1 高校中退率の決定要因（１）

	失業率				離婚率			
	1 期前	2 期前	3 期前	平均	1 期前	2 期前	3 期前	平均
失業率	0.0494 (0.59)	0.0409 (0.49)	0.0491 (0.59)	0.0713 (0.74)				
離婚率					-0.5197 (-0.99)	1.4684*** (4.54)	1.5144*** (4.75)	1.6852*** (4.86)
自殺率								
1 人あたり実質県 民所得伸び率	0.0150 (0.93)	-0.0033 (-0.20)	0.0242 (1.40)	0.0450 (1.39)	0.0172 (1.07)	-0.0033 (-0.20)	0.0239 (1.39)	0.0459 (1.42)
総人口社会増減率	0.0348 (1.20)	0.0139 (0.48)	0.0082 (0.27)	0.0311 (0.90)	0.0296 (0.99)	0.0300 (1.11)	0.0278 (0.97)	0.0499 (1.59)
大都市都道府県ダ ミー	1.0196*** (3.18)	1.0779*** (3.39)	1.0974*** (3.51)	1.0294*** (3.16)		0.7261*** (2.70)	0.7193*** (2.72)	0.6454** (2.37)
決定係数	0.2440	0.2464	0.2452	0.2466	0.0063	0.4257	0.4276	0.4268
標本数	470	470	470	470	470	470	470	470
推定方法	RE	RE	RE	RE	FE	RE	RE	RE

表 5－2 高校中退率の決定要因（１）

	自殺率				失業率 + 離婚率			
	1 期前	2 期前	3 期前	平均	1 期前	2 期前	3 期前	平均
失業率					-0.1744 (-1.57)	-0.1380 (-1.48)	-0.1375 (-1.48)	-0.2084* (-1.86)
離婚率					-0.2317 (-0.42)	1.7897*** (4.59)	1.8365*** (4.77)	2.2153*** (4.94)
自殺率	-0.0274 (-1.58)	-0.0361** (-2.05)	-0.0288 (-1.64)	-0.0873*** (-2.67)				
1 人あたり実質県 民所得伸び率	0.0135 (0.84)	-0.0057 (-0.34)	0.0228 (1.33)	0.0480 (1.47)	0.0170 (1.06)	-0.0037 (-0.23)	0.0247 (1.43)	0.0433 (1.34)
総人口社会増減率	0.0178 (0.64)	-0.0054 (-0.19)	-0.0077 (-0.26)	0.0027 (0.07)	0.0124 (0.39)	0.0184 (0.65)	0.0192 (0.66)	0.0311 (0.94)
大都市都道府県ダ ミー	1.0105*** (3.11)		1.0822*** (3.41)			0.8011*** (2.93)	0.7882*** (2.94)	0.7474*** (2.70)
決定係数	0.2252	0.2314	0.2290	0.0948	0.0001	0.4262	0.4284	0.4269
標本数	470	470	470	470	470	470	470	470
推定方法	RE	FE	RE	FE	FE	RE	RE	RE

注：表の見方は表 3 の注を参照のこと。

表 6 高校不登校率の決定要因（１）

	失業率 ラグ選択				離婚率 ラグ選択			
	1 年前	2 年前	3 年前	1-3 年前平均	1 年前	2 年前	3 年前	1-3 年前平均
失業率	0.3633 (0.87)	0.9535** (2.33)	-0.0143 (-0.10)	1.1562** (2.33)				
離婚率					2.7063 (1.34)	4.2996** (2.31)	2.0569 (1.18)	4.0202* (1.85)
自殺率								
1 人あたり実質県 民所得伸び率	-0.0275 (-0.44)	0.0624 (0.93)	0.0700 (1.05)	0.1259 (0.94)	-0.0279 (-0.45)	0.0624 (0.93)	0.0835 (1.24)	0.1429 (1.06)
総人口社会増減率	-0.3029** (-2.18)	-0.0767 (-0.55)	-0.0143 (-0.10)	-0.1496* (-0.83)	-0.3503*** (-2.65)	-0.1834 (-1.39)	-0.1022 (-0.70)	-0.2801* (-1.65)
大都市都道府県ダ ミー	2.5396 (1.47)	1.2969 (0.75)	0.8294 (0.48)	1.4037 (0.79)	2.4335 (1.40)	1.4797 (0.86)	1.5693 (0.90)	1.8264 (1.03)
決定係数	0.0248	0.0591	0.0711	0.0535	0.0264	0.0461	0.0537	0.0391
標本数	282	282	282	282	282	282	282	282
推定方法	RE	RE	RE	RE	RE	RE	RE	RE

表 6 (続) 高校不登校率の決定要因 (1)

	自殺率 ラグ選択				失業率 + 離婚率 ラグ選択			
	1 年前	2 年前	3 年前	1-3 年前平均	1 年前	2 年前	3 年前	1-3 年前平均
失業率					0.1597 (0.36)	0.6655 (1.46)	1.1839*** (2.60)	0.9381 (1.54)
離婚率					2.3960 (1.09)	2.9570 (1.42)	-0.2216 (-0.11)	1.6580 (0.62)
自殺率	-0.0964 (-1.31)	-0.0896 (-1.13)	-0.0318 (-0.41)	-0.1820 (-1.57)				
1 人あたり実質県 民所得伸び率	-0.0364 (-0.59)	0.0503 (0.74)	0.0835 (1.23)	0.1046 (0.77)	-0.0262 (-0.42)	0.0648 (0.97)	0.0698 (1.05)	0.1322 (0.98)
総人口社会増減率	-0.3613*** (-2.72)	-0.1908 (-1.42)	-0.1284 (-0.87)	-0.3616** (-2.07)	-0.3325** (-2.35)	-0.1136 (-0.81)	-0.0148 (-0.10)	-0.1733 (-0.95)
大都市都道府県ダ ミー	2.5406 (1.47)	1.9381 (1.13)	1.9439 (1.14)	2.1061 (1.20)	2.3418 (1.34)	1.0604 (0.61)	0.8570 (0.49)	1.3126 (0.73)
決定係数	0.0300	0.0456	0.0416	0.0436	0.0292	0.0560	0.0708	0.0527
標本数	282	282	282	282	282	282	282	282
推定方法	RE	RE	RE	RE	RE	RE	RE	RE

注：表の見方は表 3 の注を参照のこと。

表 7 高卒無業率の決定要因（１）

	失業率 ラグ選択				離婚率 ラグ選択			
	1 年前	2 年前	3 年前	1-3 年前平均	1 年前	2 年前	3 年前	1-3 年前平均
失業率	0.3849*** (2.67)	0.1006 (0.68)	0.3756*** (2.59)	0.1428 (0.76)				
離婚率					1.3585* (1.88)	1.1738 (1.60)	1.2963* (1.75)	2.1232** (2.28)
自殺率								
1 人あたり実質県 民所得伸び率	0.0167 (0.76)	-0.0065 (-0.29)	0.0147 (0.57)	0.0364 (0.81)	0.0174 (0.79)	-0.0063 (-0.28)	0.0186 (0.79)	0.0412 (0.92)
総人口社会増減率	0.0858** (1.99)	0.0106 (0.24)	-0.0037 (-0.08)	0.0131 (0.24)	0.0593 (1.44)	0.0210 (0.50)	-0.0377 (-0.84)	0.0464 (0.87)
大都市都道府県ダ ミー			2.0517*** (2.67)					
決定係数	0.3324	0.2057	0.3394	0.2178	0.3016	0.2796	0.2749	0.3660
標本数	470	470	470	470	470	470	470	470
推定方法	FE	FE	RE	FE	FE	FE	FE	FE

表 7 (続) 高卒無業率の決定要因 (1)

	自殺率 ラグ選択				失業率 + 離婚率 ラグ選択			
	1 年前	2 年前	3 年前	1-3 年前平均	1 年前	2 年前	3 年前	1-3 年前平均
失業率					0.6481*** (4.25)	0.0273 (0.18)	-0.3346** (-2.20)	-0.0443 (-0.21)
離婚率					2.5768*** (3.63)	1.1298 (1.46)	1.8584** (2.38)	2.2156** (2.16)
自殺率	-0.0400 (-1.48)	-0.0320 (-1.14)	-0.0441 (-1.59)	-0.0927** (-2.15)				
1 人あたり実質県 民所得伸び率	0.0125 (0.56)	-0.0095 (-0.41)	0.0152 (0.64)	0.0194 (0.43)	0.0213 (0.91)	-0.0063 (-0.28)	0.0216 (0.92)	0.0411 (0.91)
総人口社会増減率	0.0300 (0.75)	-0.0052 (-0.13)	-0.0718* (-1.68)	-0.0367 (-0.72)	0.1742*** (3.94)	0.0233 (0.53)	-0.0591 (-1.29)	0.0425 (0.75)
大都市都道府県ダ ミー	2.1792* (1.80)	2.2997* (1.95)	2.4107** (2.00)	2.1838* (1.82)	0.8385 (1.13)			
決定係数	0.2315	0.2298	0.2221	0.2243	0.5908	0.2870	0.1937	0.3558
標本数	470	470	470	470	470	470	470	470
推定方法	RE	RE	RE	RE	RE	FE	FE	FE

注：表の見方は表 3 の注を参照のこと。

表 8 高卒無業率の決定要因（2）

	失業率 ラグ選択				離婚率 ラグ選択			
	1 年前	2 年前	3 年前	1-3 年前平均	1 年前	2 年前	3 年前	1-3 年前平均
失業率	0.3977*** (2.79)	0.1339 (0.91)	-0.1737 (-1.21)	0.9566*** (5.60)				
離婚率					1.3585* (1.90)	2.9259*** (4.38)	3.0379*** (4.52)	1.9094** (2.08)
倒産率	1.5405*** (3.42)	1.2073*** (2.64)	1.2828*** (2.90)	2.3594*** (3.81)	1.5076*** (3.34)	1.1033** (2.40)	1.2681*** (2.86)	2.4265*** (3.98)
1 人あたり実質県 民所得伸び率	0.0108 (0.49)	-0.0129 (-0.57)	0.0113 (0.48)	0.0199 (0.42)	0.0116 (0.53)	-0.0127 (-0.54)	0.0109 (0.45)	0.0177 (0.40)
総人口社会増減率	0.0823* (1.93)	0.0136 (0.31)	-0.0815* (-1.85)	0.1589*** (2.91)	0.0543 (1.34)	0.0653 (1.55)	0.0167 (0.38)	0.0370 (0.71)
大都市都道府県ダ ミー				1.1227 (1.47)		1.5082* (1.64)	1.5757* (1.71)	
決定係数	0.3262	0.2181	0.0967	0.4993	0.2946	0.4395	0.4395	0.3332
標本数	470	470	470	470	470	470	470	470
推定方法	FE	FE	FE	RE	FE	RE	RE	FE

表 8 (続) 高卒無業率の決定要因 (2)

	失業率 + 離婚率 ラグ選択			
	1 年前	2 年前	3 年前	1-3 年前平均
失業率	0.3455** (2.29)	0.0651 (0.42)	-0.2865* (-1.89)	0.0522 (0.23)
離婚率	0.7878 (1.04)	1.0497 (1.36)	1.7464** (2.25)	1.7989* (1.77)
倒産率	1.5362*** (3.42)	1.1822*** (2.58)	1.2315*** (2.80)	2.4450*** (3.98)
1 人あたり実質県 民所得伸び率	0.0120 (0.55)	-0.0125 (-0.55)	0.0131 (0.56)	0.0177 (0.40)
総人口社会増減率	0.0882** (2.05)	0.0253 (0.57)	-0.0552 (-1.22)	0.0415 (0.75)
大都市都道府県ダ ミー				
決定係数	0.3797	0.2931	0.2052	0.3433
標本数	470	470	470	470
推定方法	FE	FE	FE	FE

注：表の見方は表 3 の注を参照のこと。

表 9 高校中退率の決定要因（2）

	失業率 ラグ選択				離婚率 ラグ選択			
	1 年前	2 年前	3 年前	1-3 年前平均	1 年前	2 年前	3 年前	1-3 年前平均
失業率	0.1242 (1.33)	0.0866 (0.93)	0.1181 (1.30)	-0.3050* (-1.76)				
離婚率					1.4700*** (4.13)	1.5223*** (4.35)	1.5920*** (4.72)	1.7444*** (4.72)
中学校 長期不登校率	0.4880*** (2.69)	0.4904*** (2.73)	0.5102*** (2.87)	0.3650* (1.69)	0.5116*** (2.99)	0.4723*** (2.79)	0.4911*** (2.94)	0.4814*** (2.85)
1 人あたり実質県 民所得伸び率	0.0114 (0.63)	-0.0263 (-1.41)	0.0161 (0.84)	0.0281 (0.73)	0.0092 (0.50)	-0.0261 (-1.40)	0.0173 (0.90)	0.0031 (0.08)
総人口社会増減率	0.0441 (1.24)	0.0384 (1.14)	0.0446 (1.28)	0.0400 (0.79)	0.0288 (0.88)	0.0376 (1.21)	0.0468 (1.43)	0.0520 (1.41)
大都市都道府県ダ ミー	0.8575*** (2.59)	0.8970*** (2.73)	0.8643*** (2.68)		0.6926** (2.45)	0.6473** (2.31)	0.5955** (2.18)	0.5604** (1.97)
決定係数	0.3253	0.3236	0.3221	0.0111	0.4479	0.4572	0.4543	0.4580
標本数	376	376	376	376	376	376	376	376
推定方法	RE	RE	RE	FE	RE	RE	RE	RE

表 9 高校中退率の決定要因（２）

	失業率 + 離婚率 ラグ選択			
	1 年前	2 年前	3 年前	1-3 年前平均
失業率	-0.0517 (-0.49)	-0.1220 (-1.15)	-0.0986 (-0.96)	-0.3815** (-1.98)
離婚率	1.6000*** (3.66)	1.8122*** (4.18)	1.8348*** (4.37)	0.8079 (0.90)
中学校 長期不登校率	0.5084*** (2.97)	0.4514*** (2.65)	0.4805*** (2.87)	0.3588* (1.66)
1 人あたり実質県 民所得伸び率	0.0087 (0.47)	-0.0261 (-1.40)	0.0179 (0.93)	0.0310 (0.81)
総人口社会増減率	0.0229 (0.66)	0.0265 (0.81)	0.0390 (1.16)	0.0449 (0.88)
大都市都道府県ダ ミー	0.7210** (2.50)	0.7184** (2.50)	0.6500** (2.33)	
決定係数	0.4492	0.4571	0.4551	0.0741
標本数	376	376	376	376
推定方法	RE	RE	RE	FE

注：表の見方は表 3 の注を参照のこと。

表 1 0 高卒無業率の決定要因（3）

	失業率 ラグ選択				離婚率 ラグ選択			
	1 年前	2 年前	3 年前	1-3 年前平均	1 年前	2 年前	3 年前	1-3 年前平均
失業率	0.4085** (2.50)	-0.0410 (-0.24)	-0.1122 (-0.70)	0.1684 (0.77)				
離婚率					1.9181** (2.42)	1.4844* (1.86)	1.5002* (1.91)	5.0235*** (6.02)
倒産率	0.5576 (1.08)	0.4756 (0.94)	0.8381* (1.70)	1.3473* (1.89)	0.5943 (1.16)	0.5019 (0.99)	0.9332* (1.91)	1.0650 (1.56)
中学校 長期不登校率	0.5888** (2.15)	0.5463** (1.99)	0.5513** (2.03)	0.5763** (2.11)	0.6021** (2.20)	0.5438** (2.01)	0.5537** (2.05)	0.5824** (2.22)
1 人あたり実質県 民所得伸び率	0.0109 (0.48)	-0.0150 (-0.63)	-0.0048 (-0.20)	-0.0127 (-0.26)	0.0090 (0.39)	-0.0157 (-0.66)	-0.0049 (-0.20)	-0.0009 (-0.02)
総人口社会増減率	0.1014** (1.99)	0.0198 (0.41)	-0.0042 (-0.08)	0.0631 (0.99)	0.0690 (1.43)	0.0418 (0.91)	0.0358 (0.74)	0.1534*** (2.68)
大都市都道府県ダ ミー								0.6227 (0.70)
決定係数	0.3778	0.1935	0.1603	0.2798	0.3846	0.3476	0.3466	0.5614
標本数	376	376	376	376	376	376	376	376
推定方法	FE	FE	FE	FE	FE	FE	FE	RE

表 1 0 (続) 高卒無業率の決定要因 (3)

	失業率 + 離婚率 ラグ選択			
	1 年前	2 年前	3 年前	1-3 年前平均
失業率	0.6666*** (3.99)	-0.1525 (-0.87)	-0.2370 (-1.40)	-0.1116 (-0.46)
離婚率	3.0473*** (4.03)	1.7105** (2.04)	1.8787** (2.26)	2.9459*** (2.61)
倒産率	0.3687 (0.71)	0.4828 (0.95)	0.8941* (1.83)	1.2281* (1.73)
中学校 長期不登校率	0.7374*** (2.75)	0.5146* (1.88)	0.5317** (1.97)	0.5524** (2.04)
1 人あたり実質県 民所得伸び率	0.0113 (0.47)	-0.0147 (-0.62)	-0.0018 (-0.07)	-0.0012 (-0.02)
総人口社会増減率	0.1607*** (3.15)	0.0291 (0.61)	0.0179 (0.36)	0.0815 (1.28)
大都市都道府県ダ ミー	0.5597 (0.74)			
決定係数	0.6265	0.3043	0.2826	0.4258
標本数	376	376	376	376
推定方法	RE	FE	FE	FE

注：表の見方は表 3 の注を参照のこと。

表 11

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：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	17.7%	11.9%	---	---
2002 年-2009 年 ¹	20.7%	8.0%	53.0%	10.7%

期間	卒業時無業率 ²			卒業時無業率 ³		
	直接効果	間接効果	合計	直接効果	間接効果	合計
1991 年-2002 年	33.8%	8.3%	42.0%	34.7%	9.8%	44.5%
2002 年-2009 年	15.9%	3.8%	19.7%	16.4%	4.5%	20.8%

注：1 長期不登校率の分析期間は 2004 年から 2009 年まで。 2 倒産率を含まない推定式により寄与度を計算

3 中学校長期不登校率、倒産率を含む推定式により寄与度を計算

高校中退率の計算においては、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。ラグの長さは失業率のケースは 1 年前、離婚率のケースは 1 年前から 3 年前までの平均値を使用。

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。ラグの長さは 2 年前を使用。卒業時無業率の計算においては、説明変数として倒産率の有無にかかわらず、失業率と離婚率とともに説明変数に含む計測式を利用した。ラグの長さは倒産率を含む場合、含まない場合ともに 1 年前を使用。

失業率が離婚率へ与える効果については、倒産率を含まない 1 年前のラグを使用した計測式を利用。

表12

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：クロスセクション方向の変動

	高校中退率			長期不登校率		
	平均からの乖離	失業率の直接効果 の寄与度(%)	失業率の間接効果 の寄与度(%)	平均からの乖離	失業率の直接効果 の寄与度(%)	失業率の間接効果 の寄与度(%)
北海道	1.17	11.8	11.8	-10.16	-10.2	-3.5
青森	-0.14	-90.7	-102.7	-4.56	-31.2	-7.0
岩手	-0.26	13.7	28.3	-2.06	-13.4	4.7
宮城	-0.57	-19.9	-16.7	5.64	20.1	5.1
秋田	-1.51	-4.2	1.2	-2.96	-25.4	-5.4
山形	-1.01	12.1	17.2	0.24	-282.1	-133.5
福島	-0.65	1.7	6.1	-4.36	-8.5	0.7
茨城	-0.43	11.2	11.2	-8.46	3.5	1.5
栃木	0.30	-20.6	-22.3	3.44	-11.4	-4.7
群馬	-0.20	37.1	42.1	-3.36	14.5	5.7
埼玉	0.84	7.5	14.8	2.54	25.9	6.3
千葉	0.16	-15.1	24.4	12.94	-1.5	-0.5
東京	1.21	5.2	11.8	-3.06	-18.4	-5.2
神奈川	-0.25	4.5	-38.0	3.74	2.3	-0.9
新潟	0.32	-22.9	-19.2	-0.66	88.1	29.1
富山	-1.26	10.8	9.4	-2.56	45.1	13.8
石川	-0.45	27.4	13.7	-1.16	91.2	27.6
福井	-1.62	10.7	10.8	-3.56	37.8	12.6
山梨	0.17	-89.1	-76.2	-1.56	61.7	24.6
長野	-0.57	39.0	24.5	-8.46	14.8	6.8
岐阜	-0.91	13.4	15.7	-2.06	37.5	15.5
静岡	-1.02	9.6	7.7	-2.06	51.4	12.4
愛知	0.51	-7.1	-0.2	-3.86	24.9	2.5
三重	-0.69	14.2	13.9	-0.06	1287.2	427.1
滋賀	-1.67	4.4	1.6	2.94	-32.8	-6.5
京都	-0.18	-76.7	-67.0	-3.56	-34.6	-9.9
大阪	2.22	14.0	12.2	16.34	15.7	4.9
兵庫	-0.32	-62.7	-58.1	-2.96	-57.7	-17.3
奈良	0.12	32.1	35.4	-3.36	-13.9	-2.9
和歌山	0.89	0.1	-7.4	6.54	-1.6	0.0
鳥取	-0.08	119.0	158.7	-5.76	18.4	4.4
島根	-0.17	51.9	108.0	0.54	-249.0	-41.5
岡山	1.24	-1.9	-2.2	6.14	-7.9	-1.0
広島	1.90	-1.2	-1.6	1.44	-27.1	-4.4
山口	-0.76	8.0	7.0	-6.06	11.2	2.6
徳島	-1.89	-3.3	0.3	1.54	5.6	10.4
香川	-0.09	68.7	84.1	12.24	-5.5	-1.3
愛媛	0.26	0.5	-6.9	-2.56	4.1	0.0
高知	1.92	6.5	4.0	-0.56	-66.4	-57.2
福岡	1.96	11.5	11.0	1.44	125.1	40.0
佐賀	-0.38	6.2	8.2	4.24	-0.2	-1.5
長崎	-1.36	-3.7	-2.5	-0.66	-56.3	-19.4
熊本	0.27	9.6	12.4	-0.26	-106.4	-24.6
大分	-0.06	38.2	71.6	2.84	-3.7	-2.3
宮崎	0.86	-7.1	-1.1	-0.66	-70.8	24.3
鹿児島	0.51	-16.9	-10.4	-2.46	27.5	9.1
沖縄	1.91	24.1	26.7	8.84	35.5	13.4
寄与度が20%以上100%未満の都道府県数		8	9		12	5
寄与度が10%以上100%未満の都道府県数		18	19		17	11
寄与度がマイナスとなる都道府県数		16	16		24	21

表12(続)

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：クロスセクション方向の変動

	高卒無業率 1				高卒無業率 2			
	平均からの乖離	失業率の直接効果 の寄与度 (%)	失業率の間接効果 の寄与度 (%)	合計 (%)	失業率の直接効果 の寄与度 (%)	失業率の間接効果 の寄与度 (%)	合計 (%)	
北海道	2.48	28.7	9.3	38.0	29.6	11.0	40.5	
青森	1.17	55.5	16.4	72.0	57.1	19.5	76.6	
岩手	-1.13	17.2	10.2	27.4	17.7	12.1	29.8	
宮城	4.42	13.2	3.0	16.2	13.6	3.6	17.2	
秋田	-1.85	-17.5	1.0	-16.5	-18.0	1.2	-16.8	
山形	-4.34	14.9	4.9	19.8	15.4	5.8	21.1	
福島	2.51	-2.6	-2.3	-4.9	-2.7	-2.7	-5.4	
茨城	2.29	-11.3	-2.5	-13.9	-11.7	-3.0	-14.6	
栃木	1.34	-24.1	-5.7	-29.8	-24.8	-6.8	-31.6	
群馬	-1.64	23.8	5.9	29.7	24.5	6.9	31.4	
埼玉	2.08	15.6	6.5	22.0	16.0	7.6	23.7	
千葉	2.74	-4.7	0.0	-4.7	-4.9	0.0	-4.9	
東京	4.50	7.2	3.0	10.2	7.4	3.5	10.9	
神奈川	5.00	-1.3	1.2	-0.1	-1.3	1.4	0.0	
新潟	-1.46	26.6	6.6	33.2	27.4	7.8	35.1	
富山	-6.54	10.9	2.9	13.8	11.2	3.5	14.7	
石川	-3.57	18.1	3.2	21.4	18.7	3.8	22.5	
福井	-4.98	18.2	5.8	24.0	18.7	6.8	25.6	
山梨	-5.07	15.4	3.4	18.8	15.8	4.0	19.8	
長野	-3.20	36.4	10.2	46.6	37.4	12.0	49.5	
岐阜	-4.56	14.2	5.9	20.1	14.6	7.0	21.6	
静岡	-0.34	153.5	39.8	193.3	157.9	47.1	205.0	
愛知	-2.22	8.7	0.9	9.6	9.0	1.0	10.0	
三重	-2.76	18.8	4.9	23.7	19.4	5.8	25.1	
滋賀	0.65	-59.9	-3.0	-62.9	-61.7	-3.5	-65.1	
京都	1.71	41.7	10.1	51.7	42.8	11.9	54.8	
大阪	3.74	43.3	12.3	55.6	44.5	14.6	59.1	
兵庫	-1.21	-85.9	-25.4	-111.3	-88.3	-30.1	-118.4	
奈良	0.63	30.7	12.1	42.8	31.6	14.3	45.9	
和歌山	0.36	0.0	-10.6	-10.6	0.0	-12.5	-12.5	
鳥取	-3.49	14.9	6.0	20.9	15.3	7.2	22.4	
島根	-1.47	30.8	11.7	42.5	31.7	13.9	45.6	
岡山	0.46	-28.3	-8.4	-36.7	-29.1	-9.9	-39.0	
広島	-1.54	8.4	2.5	10.9	8.6	2.9	11.6	
山口	-2.45	13.2	3.9	17.1	13.6	4.6	18.2	
徳島	-1.90	-17.1	-1.0	-18.1	-17.6	-1.2	-18.7	
香川	1.12	-29.0	-8.6	-37.5	-29.8	-10.1	-39.9	
愛媛	-2.80	0.0	0.7	0.7	0.0	0.8	0.8	
高知	2.00	32.4	5.8	38.1	33.3	6.8	40.1	
福岡	1.73	67.3	21.0	88.4	69.2	24.9	94.1	
佐賀	-3.01	4.3	0.0	4.3	4.4	0.0	4.4	
長崎	1.30	20.0	7.4	27.4	20.6	8.8	29.3	
熊本	0.54	24.1	10.7	34.9	24.8	12.7	37.5	
大分	-2.40	5.4	0.8	6.2	5.6	0.9	6.5	
宮崎	0.69	-46.8	-16.6	-63.5	-48.2	-19.7	-67.9	
鹿児島	-0.01	4606.2	1559.3	6165.5	4737.7	1844.0	6581.7	
沖縄	20.65	11.6	3.3	15.0	11.9	4.0	15.9	
寄与度が20%以上100%未満の都道府県数				20	21			
寄与度が10%以上100%未満の都道府県数				28	29			
寄与度がマイナスとなる都道府県数				13	12			

注：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特定化を使用した。

ラグの長さは失業率については1年前、離婚率については1年前から3年前までの平均値を使用。

長期不登校率の計算においては、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特定化を使用した。

ラグの長さは2年前を使用。

高卒無業率1は、倒産率を含まない特定化、高卒無業率2は中学校長期不登校率、倒産率を含む特定化。

卒業時無業率の計算においては、説明変数として倒産率の有無にかかわらず、失業率と離婚率とともに説明変数に含む特定化を使用

ラグの長さは倒産率を含む場合、含まない場合ともに1年前を使用。

なお、失業率が離婚率に与える効果については倒産率を含まない特定化で、ラグの長さが1年前を使用した。