

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

(大阪大学教授)

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、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不登校率、高校中退率、大学進学率という3つの指標によってとらえる。計測結果から、失業率の上昇は直接的に不登校率を上昇させるとともに、離婚率の上昇を通じて間接的にも不登校率、高校中退率を上昇させる。さらに、失業率の上昇は直接的に、そして離婚率、自殺死亡率を経由して間接的にも大学進学率を低下させる方向に働くことが明らかとなった。

【キーワード】 労働経済、労働市場、失業

目次

- I はじめに
- II 高校における人的資本形成と関連変数の特徴
- III 失業による家族関係の変化
- IV 失業は高校における人的資本形成に影響を及ぼすのか
- V 結びにかえて

I 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説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、進学を断念をもたらすならば、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、このような失業が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ると考えられる。第3に、大学進学をめざしており、その能力が十分に備わった学生が、家庭の事情により進学を断念せざるをえないならば、それは高度な人的資本形成の機会の喪失を意味し、本人のみならず社会にとって大きな損失となる。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、不登校率、中途退学率、大学進学率という3つの尺度によって測る。

われわれの研究の大きな特徴は、失業が学校教育における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。本稿では、このような失業から学校教育における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を上昇させるとともに、離婚率の上昇を通じて間接的にも不登校率、高校中退率を上昇させる。さらに、失業率の上昇は直接的に、そして離婚率、自殺死亡率を経由して間接的にも大学進学率を低下させる方向に働くことがわかった。

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と関連要因の特徴を確認する。Ⅲ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。Ⅳ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。Ⅴは結びである。

Ⅱ 高校における人的資本形成と関連変数の特徴

以下では、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(中途退学率、不登校率、大学進学率)に基づいてその推移を示すとともに、人的資本形成と関連した変数の特徴を見ておこう。表1には、1990年から2009年までの各年について、中途退学率(%), 不登校率(1000人あたりの不登校生徒

数)、大学進学率(%)の都道府県平均値と標準偏差が示されている。中途退学率は2つの尺度で測られている。最初の定義は、3年前に高校に入学したコーホートについて、入学者数と卒業生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(高校中途率1)。第2の定義は、文部科学省が発表している中途退学率であり、当該年度に中退した生徒数を年度当初の在籍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(高校中途率2)。毎年、各学年とも一定率(δ)で退学すると仮定すれば、高校中途率2は δ で表される。しかし、コーホートベースの高校中途率1は $\delta[1+(1-\delta)+(1-\delta)^2]$ によって与えられる。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』によれば、2002年度における高校における中途退学率は2.3%である。これを δ と考えれば、コーホートベースの中途退学率は6.74%となり、文部科学省が発表している値を大きく上回ることになる³⁾。事実、高校中退率1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%台という高水準で推移した後、7%台まで緩やかに低下しているが、高校中退率2は2002年度以降2%台で安定的に推移している⁴⁾。不登校率は、不登校者を在籍生徒数で除した比率である。不登校率は、データの制約上2004年度以降の数字のみ利用可能である⁵⁾。不登校率は2004年度をピーク(17.66人)に減少を続け、2007年度から2009年度は15人台まで低下している。

大学進学率は、各年度の卒業生の内、大学学部に進学した割合である⁶⁾。大学進学率は1990年から一貫して上昇を続けている。ただし、平均値の上昇とともに都道府県間の標準偏差も上昇していることに留意されたい。

次に高校における人的資本形成に対して影響を及ぼすと考えられる失業率、離婚率(人口千人対)、自殺死亡率(人口10万人対)の推移を見ておこう。図1は、1990年から2009年までの離婚率と失業率の推移を示したものである。いずれの指標も

表1 高校における人的資本形成の推移

年	高校中途率1		高校中途率2		大学進学率		不登校率	
	平均	標準偏差	平均	標準偏差	平均	標準偏差	平均	標準偏差
1990	6.16	0.94			17.73	3.99		
1991	6.21	1.01			19.37	4.42		
1992	6.27	1.20			18.33	4.18		
1993	6.03	1.13			20.50	4.51		
1994	5.61	1.05			21.72	4.56		
1995	5.46	1.15			23.32	4.88		
1996	5.51	1.13			24.95	5.03		
1997	6.02	1.01			26.94	5.28		
1998	6.78	1.09			28.91	5.57		
1999	7.43	1.21			31.16	5.66		
2000	7.75	1.08			33.25	6.01		
2001	7.84	0.99			34.09	5.85		
2002	8.12	1.02	2.3	0.33	34.24	5.88		
2003	8.17	1.03	2.2	0.32	34.43	5.82		
2004	7.80	1.11	2.1	0.32	35.15	6.05	17.66	5.38
2005	7.27	1.37	2.1	0.33	36.99	6.40	16.41	4.39
2006	7.21	1.10	2.2	0.34	39.25	6.49	16.37	4.74
2007	7.58	1.27	2.1	0.37	41.10	7.06	15.72	4.72
2008	7.54	1.24	2.0	0.31	42.72	7.35	15.66	4.47
2009	7.22	1.10	1.7	0.25	43.87	7.50	15.48	4.55

注：高校中途率1は、文部科学省『学校基本調査』所取の入学者数、卒業生数より算出。高校中途率2は、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』所取の値。

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』

90年代には一貫して上昇傾向を示しており、両者の間に高い相関があることがわかる。図2は同じ期間について自殺死亡率と失業率の推移を示したものである。自殺死亡率と失業率も90年代には上昇傾向が観察されており、正の相関を示している。

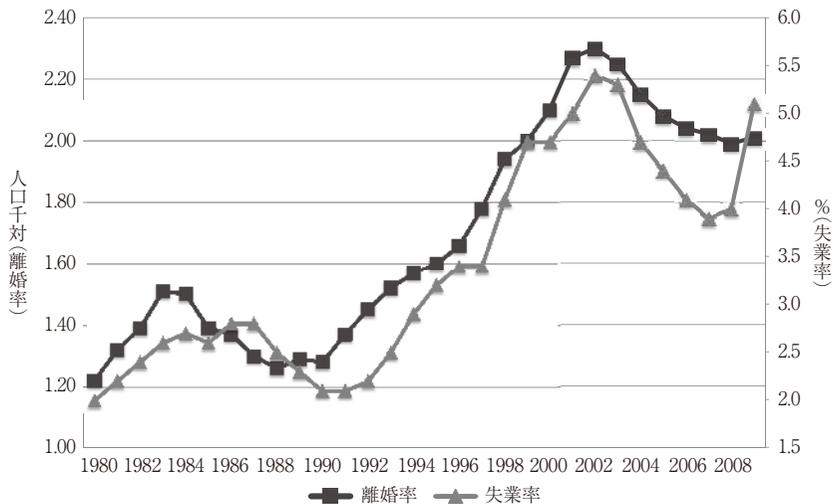
最後に、本稿で推定に使用される変数の情報が表2に纏められている。記述統計量として標本期間である1997年から2009年までの47都道府県

パネルの平均値と標準偏差が統計の出所とともに記されている。

Ⅲ 失業による家族関係の変化

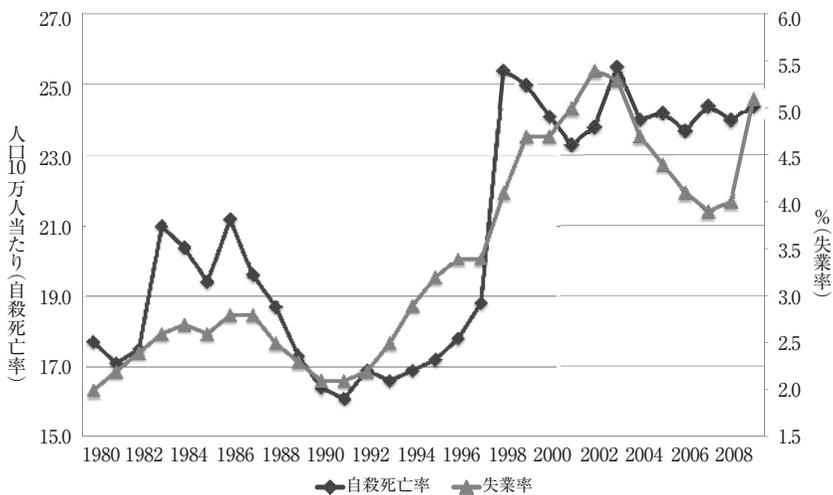
失業が子どもの学校教育における人的資本形成に影響を及ぼすチャンネルは多岐にわたっている。まず、失業に伴って所得水準が低下し、子どもの人的資産への投資が減少することが考えられる。

図1 離婚率と失業率の推移



注：離婚率は左目盛り、失業率は右目盛り
出所：総務省『労働力調査』、厚生労働省『人口動態調査』

図2 自殺死亡率と失業率の推移



注：自殺死亡率は左目盛り、失業率は右目盛り
出所：厚生労働省『人口動態調査』

表2 主要変数の記述統計と出所

変数	平均	標準偏差	出所
高校中退率1 (%)	7.44	1.25	文部科学省『学校基本調査』所収の入学者数, 卒業者数より算出
高校中退率2 (%)	2.09	0.35	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』
不登校率 (生徒数 1000 人対)	16.22	4.74	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』
大学進学率 (%)	35.55	7.92	文部科学省『学校基本調査』所収の大学への進学者数, 卒業者数より算出
失業率 (%)	4.20	1.12	総務省『労働力調査』
離婚率 (人口 1000 人対)	1.97	0.30	厚生労働省『人口動態調査』
自殺率 (人口 10 万人対)	24.82	4.54	厚生労働省『人口動態調査』
20 歳未満人口比率 (%)	20.00	1.81	総務省『人口推計』より算出
総人口社会増減率 (%)	-1.05	2.25	総務省『人口推計』
一人あたり実質県民所得 (年額: 千円)	2896.13	439.24	内閣府『県民経済計算』, 総務省『人口推計』より算出
一人あたり実質賃金所得 (月額: 千円)	340.06	45.56	厚生労働省『賃金構造基本統計調査』, 総務省『人口推計』 総務省『消費者物価指数』より算出

注: 高校中退率2の標本期間は2002年から2009年まで, 不登校率の標本期間は2004年から2009年まで。

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, 妻をはじ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, 2011) 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, Choi and Sawada (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・崔・菅野 (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。

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

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。ここではラグがない場合に加えて, ラグの長さが 1 年, 2 年, 3 年の 4 種類の中から一つずつ変数を加え, 有意なラグ付き変数のみをモデルに残す入れ子型モデル選択方法を採用した。

被説明変数は, 離婚率, 自殺死亡率である。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, 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 3 に示されている (表 3 第 2, 4 列)。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。

所得変数は離婚率には有意な正の影響を, 自殺死亡率に対しては有意な負の影響を及ぼしている。計測結果の頑健性を見るために 1 人あたり実質県民所得に代えて厚生労働省『賃金構造基本統計調査』所収の年齢階級別賃金所得を用いた分析も行った。具体的には 40 ~ 44 歳, 45 ~ 49 歳, 50 ~ 54 歳, 55 ~ 59 歳の 4 つの年齢階級について「きまって支給する現金給与額 (一般男子労働者: 月額)」を求め, それぞれの階級の労働者数をウェ

イトとして加重平均した所得変数を都道府県別に作成し, 都道府県庁所在地消費者物価指数で実質化した。この変数は, 1 人あたり実質県民所得に比べて高校生の親世代の所得水準をより忠実に反映した代理変数と考えられる。年齢階級別賃金所得を用いた計測結果が表 3 の第 3, 5 列に示されている。失業率は離婚率, 自殺死亡率に有意な正の影響を及ぼしており, 賃金所得は自殺率に対して有意な負の影響を及ぼしている。

IV 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

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, 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, 不登校率, 大学進学率という 3 つの指標である。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, 不登校率, 大学進学率

$UNEMP_{it-m}$: 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

表3 離婚率、自殺率と失業率の関係

説明変数		離婚率		自殺率	
今期	失業率	0.0921*** (12.43)	0.0812*** (9.63)	0.8523*** (4.59)	0.8599*** (4.74)
	1人あたり実質県民所得	0.3253*** (4.01)		-6.2163*** (-3.12)	
	1人あたり実質賃金所得		-0.0963 (-0.84)		-10.4431*** (-4.22)
	20歳未満人口比率	0.0037 (0.49)	0.0122 (1.04)	-0.6010** (-3.21)	-0.6530*** (-3.64)
2年前	失業率		0.0234*** (2.64)		
	1人あたり実質県民所得				
	1人あたり実質賃金所得		0.1403 (1.19)		
	20歳未満人口比率		-0.0019 (-0.15)		
大都市都道府県ダミー		0.1097* (1.70)	0.1351** (2.03)	-3.4411*** (-2.76)	-2.2767** (-1.98)
年ダミー 1998年		0.1106*** (8.41)		5.1166*** (15.09)	5.0025*** (14.52)
1999年		0.1140*** (7.44)		3.7638*** (9.55)	3.6696*** (9.23)
2000年		0.2161*** (12.96)	0.1054*** (7.60)	2.9754*** (6.96)	2.8328*** (6.62)
2001年		0.3636*** (19.08)	0.2409*** (14.16)	1.7914*** (3.68)	1.9248*** (3.92)
2002年		0.3658*** (17.10)	0.2461*** (13.15)	2.2279*** (4.08)	2.2606*** (4.12)
2003年		0.3468*** (14.96)	0.2211*** (10.15)	3.9625*** (6.74)	3.9630*** (6.75)
2004年		0.2927*** (11.85)	0.1615*** (6.36)	2.6053*** (4.20)	2.4569*** (4.01)
2005年		0.2418*** (9.49)	0.1177*** (4.13)	3.1467*** (4.95)	2.8314*** (4.55)
2006年		0.2379*** (8.81)	0.1306*** (4.22)	3.2318*** (4.84)	2.7100*** (4.18)
2007年		0.2242*** (7.58)	0.1332*** (4.13)	3.6275*** (5.00)	2.9619*** (4.24)
2008年		0.1863*** (6.02)	0.0897*** (2.68)	2.5422*** (3.33)	2.0008*** (2.67)
2009年		0.1230*** (3.74)	0.0345 (0.97)	1.7997** (2.20)	1.1603 (1.43)
定数項		-1.3174* (-1.92)	0.9465 (1.04)	80.5768*** (4.75)	92.8917*** (6.00)
自由度修正済み決定係数		0.5502	0.5902	0.3961	0.5034
ラグ選択		今期	今期, 2年前	今期	今期
標本数		611	517	611	611
推定方法		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。FE：固定効果モデル RE：変量効果モデル

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、離婚、自殺といった家族生活の大きな変化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今期の変数に加えてラグ付き変数を用いている。ラグ選択については、今期の変数と1年前から3年前までのラグ付き変数の中から一つずつ変数を加え、有意なラグ付き変数のみをモ

デルに残した。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 (INCOME) あるいは実質賃金所得 (WAGE) を用い、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4は2つの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、自殺死亡率をそれぞれ単独で使用した¹¹⁾。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。

高校中退率1は、3年前の高校入学者数と卒業者数の差に基づいて算出されたコーホートベースの概念であり、それに対応すべく説明変数は今期と過去3年間の平均値を用いた。高校中退率2に

表4 高校中退率の決定要因 (高校中退率1のケース)

説明変数				
失業率	0.0241 (0.30)		0.0540 (0.70)	
離婚率		1.2190*** (4.45)		1.2779*** (4.76)
1人あたり実質県民所得	-0.7322 (-1.11)	-0.6196 (-1.09)		
1人あたり実質賃金所得			0.0190 (0.02)	-0.0260 (-0.04)
総人口社会増減率	0.0364 (1.26)	0.0528** (1.99)	0.0313 (1.09)	0.0441* (1.68)
大都市都道府県ダミー	1.1589*** (3.13)	0.7298** (2.42)	0.9772** (2.36)	0.6132* (1.84)
年ダミー				
2001年	0.0779 (0.56)	-0.1163 (-0.83)	0.0637 (0.46)	-0.1236 (-0.88)
2002年	0.3651** (2.39)	0.0346 (0.22)	0.3304** (2.16)	0.0121 (0.08)
2003年	0.4104** (2.50)	-0.0371 (-0.22)	0.3608** (2.18)	-0.0719 (-0.42)
2004年	0.0610 (0.37)	-0.4152** (-2.35)	0.0063 (0.04)	-0.4562*** (-2.59)
2005年	-0.4314*** (-2.66)	-0.8398*** (-4.88)	-0.4970*** (-3.10)	-0.8940*** (-5.30)
2006年	-0.4649*** (-3.00)	-0.7978*** (-4.81)	-0.5366*** (-3.62)	-0.8626*** (-5.44)
2007年	-0.0527 (-0.33)	-0.3051* (-1.83)	-0.1354 (-0.94)	-0.3877** (-2.53)
2008年	-0.0622 (-0.38)	-0.2533 (-1.51)	-0.1476 (-1.01)	-0.3414** (-2.27)
2009年	-0.3940** (-2.39)	-0.5487*** (-3.31)	-0.4823*** (-3.29)	-0.6337*** (-4.24)
定数項	15.1617** (2.14)	11.2151* (1.83)	7.1538 (1.08)	4.7402 (0.84)
自由度修正済み決定係数	0.2710	0.4382	0.2541	0.4311
ラグ選択	0-3年前 平均	0-3年前 平均	0-3年前 平均	0-3年前 平均
標本数	470	470	470	470
推定方法	RE	RE	RE	RE

表4 高校中退率の決定要因（高校中退率2のケース）

説明変数				
失業率	0.0601*** (2.60)		0.0609*** (2.69)	
離婚率		0.4813*** (5.25)		0.4865*** (5.41)
1人あたり実質県民所得	0.1151 (0.50)	0.0359 (0.18)		
1人あたり実質賃金所得			0.1051 (0.40)	0.0825 (0.35)
総人口社会増減率	0.0158** (1.97)	0.0173** (2.24)	0.0164** (2.07)	0.0172** (2.27)
大都市都道府県ダミー	0.2553** (2.45)	0.2054** (2.36)	0.2492** (2.27)	0.1923** (2.06)
年ダミー				
2003年	-0.1666*** (-5.60)	-0.2163*** (-6.80)	-0.1648*** (-5.64)	-0.2171*** (-6.98)
2004年	-0.2694*** (-8.50)	-0.3817*** (-9.47)	-0.2722*** (-8.25)	-0.3854*** (-9.50)
2005年	-0.2405*** (-6.80)	-0.3463*** (-8.17)	-0.2414*** (-6.76)	-0.3498*** (-8.32)
2006年	-0.1724*** (-5.02)	-0.2717*** (-6.67)	-0.1732*** (-4.99)	-0.2750*** (-6.81)
2007年	-0.1942*** (-6.09)	-0.2738*** (-7.50)	-0.1922*** (-6.19)	-0.2759*** (-7.81)
2008年	-0.3198*** (-9.28)	-0.3814*** (-10.53)	-0.3144*** (-10.02)	-0.3821*** (-11.59)
2009年	-0.5223*** (-13.82)	-0.5873*** (-15.38)	-0.5135*** (-15.97)	-0.5867*** (-18.23)
定数項	0.9687 (0.52)	0.9629 (0.59)	1.2689 (0.83)	0.7610 (0.55)
自由度修正済み決定係数	0.4134	0.5551	0.4263	0.5601
ラグ選択	3年前	3年前	3年前	3年前
標本数	376	376	376	376
推定方法	RE	RE	RE	RE

注：高校中退率1は、文部科学省『学校基本調査』所収の入学者数、卒業者数より算出。高校中退率2は、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』所収の値。表の見方は表3の注を参照のこと。

ついては入れ子型モデル選択方法を用いて説明変数のラグ選択を行った。まず、被説明変数に高校中退率1を使ったモデルの計測結果をみていこう（高校中退率1のケース）。所得変数として一人あたり実質県民所得を使用した結果が第2、3列に示されている。失業率を用いた結果では、失業率の係数値は正であるものの有意ではなかった。離婚率を使用した場合では、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、自殺率の係数値はマイナスであり表には示されていない。以下で見ると自殺率は不登校率に対しても負の影響を与えており、予想された符号とは逆の結果が得られている。その理由は、われわれが使用している自殺死亡率はすべての年齢階級にわたる集計的な指標であり、若年層や老年層の自殺も含んでいることである。これらの年齢

階層の自殺も高校生の人的資本形成には影響を及ぼすものの、最も影響が強いと考えられるのは高校生の親世代の自殺であろう。ちなみに、各年齢階級の1998年の自殺死亡率を100とした推移を見ると、全体的には20歳代及び30歳代で自殺死亡率が高まる傾向にあるのに対し、40歳代以上では低下傾向が観察されており、高校中退率と自殺率の間の関係が検出しにくくなっていると考えられる¹²⁾。

所得変数として実質賃金所得を使用した結果が第4、5列に示されているが、失業率、離婚率、自殺死亡率が高校中退率へ及ぼす効果は、一人あたり実質県民所得を使用した場合とほとんど変わらない。

高校中退率2を被説明変数に使った計測結果に目を転じよう（高校中退率2のケース）。所得変数

の選択にかかわらず、失業率、離婚率ともに高校中退率に有意な正の影響を及ぼしている¹³⁾。このように高校中退率の定義にかかわらず、失業率や離婚率の上昇は高校中退率を高めることがわかる。

表5には不登校率を被説明変数に用いた計測結果が示されている。所得変数の選択にかかわらず、失業率、離婚率については有意な正の係数値が得られており、失業率、離婚率の上昇とともに不登校率も上昇することがわかる。自殺死亡率については正の有意な係数値は得られず計測結果は表に示されていない。

表6は大学進学率を被説明変数とした計測結果である。所得変数の選択にかかわらず、失業率、離婚率、自殺死亡率ともに大学進学率に対して有意な負の影響を及ぼしている。また、一人あた

り実質県民所得が大学進学率に対して有意な正の効果を与えている。大学進学率における所得変数の重要性については、矢野(1984)、Nakata and Mosk(1987)、金子(1986)、金子・吉本(1989)、Arai(1989)、荒井(1990)等の先行研究においても指摘されている。

ここで大学進学率に短期大学を含めていない理由について詳述しておこう。まず、表1からわかるように大学進学率は時系列的に見れば上昇傾向にある。これに対して短大進学率は低下傾向にあり、その動きが大きく異なっている。また、大学進学率の回帰分析に使用した説明変数を用いて同様の分析を行ってみたところ、失業率、離婚率、自殺死亡率ともに短大進学率に対して有意な正の影響を及ぼしていることがわかった。すなわち、失業率、離婚率、自殺死亡率が高まるにつれて、

表5 不登校率の決定要因

説明変数				
失業率	1.2053*** (2.94)		1.1981*** (2.92)	
離婚率		4.4095** (2.36)		4.4470** (2.37)
自殺率				
1人あたり実質県民所得	0.8083 (0.20)	2.97805 (0.76)		
1人あたり実質賃金所得			0.3520 (0.08)	4.3373 (0.96)
総人口社会増減率	-0.0401 (-0.27)	-0.2246 (-1.60)	-0.0355 (-0.24)	-0.2084 (-1.57)
大都市都道府県ダミー	0.7294 (0.40)	1.1050 (0.63)	0.7767 (0.39)	0.5993 (0.30)
年ダミー 2005年	-1.7110*** (-3.57)	-0.9533** (-2.30)	-1.6934*** (-3.65)	-0.9592** (-2.32)
2006年	-1.6035*** (-3.73)	-0.7551* (-1.65)	-1.5851*** (-3.83)	-0.6890 (-1.51)
2007年	-1.7443*** (-3.57)	-1.2341** (-2.25)	-1.7146*** (-3.69)	-1.0832** (-2.02)
2008年	-1.4443** (-2.43)	-1.2804** (-2.14)	-1.3945** (-2.56)	-1.0371* (-1.84)
2009年	-1.3432** (-1.97)	-1.4861** (-2.19)	-1.2743** (-2.09)	-1.1727* (-1.95)
定数項	5.4643 (0.17)	-16.1956 (-0.50)	9.8439 (0.37)	-17.8099 (-0.66)
自由度修正済み決定係数	0.0664	0.0549	0.0681	0.0390
ラグ選択	3年前	3年前	3年前	2年前
標本数	282	282	282	282
推定方法	RE	RE	RE	RE

注：表の見方は表3の注を参照のこと。

表6 大学進学率の決定要因

説明変数		1	2	3	4	5	6
1 では 1 年前	失業率	-0.7458*** (-3.44)			-0.8920*** (-4.06)		
	離婚率		-2.1199* (-1.81)			-2.1665* (-1.89)	
	自殺率			-0.1276*** (-2.92)			-0.0780* (1.79)
2 く 6 では 3 年前	1人あたり実質県民所得	8.0591*** (2.82)	0.4904 (0.18)	6.9322*** (2.86)			
	1人あたり実質賃金所得				-4.7172 (-1.46)	-4.2580 (-1.30)	-3.9620 (-1.21)
	20歳未満人口比率	0.1180* (1.65)	0.1155 (1.64)	0.1217* (1.79)	0.0719 (1.07)	0.1163* (1.69)	0.1406** (2.14)
3 年前	失業率	-0.6355*** (-2.90)					
	1人あたり実質県民所得	-1.9087 (-0.63)					
	20歳未満人口比率	0.0131 (0.18)					
大都市都道府県ダミー		8.3773*** (5.18)		6.6684*** (4.61)			
年ダミー 2001年		1.0072*** (3.01)	1.1885*** (3.44)	1.7395*** (4.43)	1.3219*** (4.24)	1.1062*** (3.27)	1.2343*** (3.18)
2002年		1.9269*** (5.08)	1.4662*** (3.89)	1.8339*** (4.93)	1.9544*** (5.30)	1.4063*** (3.85)	1.3849*** (3.78)
2003年		2.6262*** (6.59)	1.8766*** (3.98)	1.6789*** (4.68)	2.3111*** (5.96)	1.9112*** (4.06)	1.5610*** (4.52)
2004年		3.3097*** (7.12)	2.9470*** (4.42)	2.4604*** (7.13)	3.4385*** (7.37)	3.0409*** (4.63)	2.2602*** (6.63)
2005年		5.0190*** (10.01)	5.0401*** (7.59)	4.5499*** (12.43)	5.6709*** (11.32)	5.1281*** (7.77)	4.3819*** (12.19)
2006年		6.8118*** (12.94)	7.1480*** (11.05)	6.8950*** (16.46)	7.8091*** (15.80)	7.2564*** (11.21)	6.6939*** (16.20)
2007年		8.0251*** (16.56)	8.8577*** (16.46)	8.5275*** (22.41)	9.2662*** (22.72)	8.9477*** (16.53)	8.4832*** (23.19)
2008年		9.1501*** (18.60)	10.3448*** (21.91)	10.0287*** (24.63)	10.6177*** (29.45)	10.4445** (22.20)	10.1606*** (27.24)
2009年		10.7797*** (25.79)	11.4413*** (24.29)	10.9966*** (25.68)	11.5238*** (35.00)	11.5308*** (25.57)	11.2801*** (30.69)
定数項		-11.9459 (-0.58)	32.8724 (1.53)	-20.5091 (-1.07)	63.4066*** (3.37)	61.6104*** (3.20)	57.8647*** (3.04)
自由度修正済み決定係数		0.6189	0.2839	0.6122	0.1661	0.1694	0.2250
ラグ選択		1年前	3年前	3年前	3年前	3年前	3年前
標本数		470	470	470	470	470	470
推定方法		RE	FE	RE	FE	FE	FE

注：表の見方は表3の注を参照のこと。

大学進学をあきらめて短大進学へと代替が行われるのである。このように、異なった特徴をもった大学と短期大学への進学動向を合わせた大学進学率を用いて分析することによって、それぞれに含まれる重要な情報が相殺されて失われてしまうのである。

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に不登校率を上昇させるとともに、離婚率の上昇を通じて間接的にも不登校率、高校中退率を上昇させる。さらに、失業率の上昇は直接的に、そして離婚率、自殺死亡率を経て間接的にも大学進学率を低下させる方向に働くことがわかった。

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。ここでは中学校における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によって、失業率、離婚率、自殺率の係数値がどの程度変化するのか、調べてみた。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不登校と時間的な関連をつけやすいコーホートの高校中退率1、大学進学率に着目する。その理由は、t年における高校中退率、大学進学率は(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不登校率に対応するからである。具体的には高校中退率1と大学進学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不登校率を説明変数に加えることにした。計測結果が表7に示されている。中学校の不登校率を説明変数に加えても、離婚率は高校中退率に対して有意な正の影響を及ぼしている。しかし、失業率、自殺率は高校中退率に有意な効果をもたらすことはなかった。さらに、すべてのケースで中学校時における不登校率が高校中退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は有意に上昇するのである。このように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。

これに対して、大学進学率を被説明変数とする回帰分析では、中学校における不登校率を説明変数に加えても、失業率、離婚率、自殺率の係数推定値の有意性に変化はなかった。また、中学校に

表7 高校中退率1と中学校における不登校率の関係

説明変数				
失業率	0.0860 (0.98)		0.1119 (1.31)	
離婚率		1.2556*** (4.18)		1.3416*** (4.63)
中学校不登校率	0.4883*** (2.71)	0.4924*** (2.89)	0.5075*** (2.75)	0.5157*** (2.84)
1人あたり実質県民所得	-1.0419 (-1.44)	-0.7702 (-1.22)		
1人あたり実質賃金所得			-0.6897 (-0.74)	-0.6787 (-0.85)
総人口社会増減率	0.0694* (1.93)	0.0580* (1.74)	0.0596* (1.69)	0.0492 (1.55)
大都市都道府県ダミー	0.9501** (2.53)	0.6702** (2.16)	0.9301** (2.17)	0.7017** (2.03)
年ダミー 2003年	-0.0184 (-0.13)	-0.1288 (-0.93)	-0.0299 (-0.22)	-0.1406 (-1.02)
2004年	-0.4322*** (-2.97)	-0.5801*** (-3.92)	-0.4514*** (-3.11)	-0.6003*** (-4.09)
2005年	-0.9703*** (-5.94)	-1.0793*** (-6.65)	-1.0135*** (-6.32)	-1.1188*** (-7.05)
2006年	-0.9343*** (-5.77)	-0.9925*** (-6.28)	-0.9923*** (-6.32)	-1.0436*** (-6.88)
2007年	-0.4725*** (-2.60)	-0.4899*** (-2.89)	-0.5558*** (-3.19)	-0.5626*** (-3.57)
2008年	-0.4547*** (-2.34)	-0.4301** (-2.42)	-0.5494*** (-2.95)	-0.5118*** (-3.14)
2009年	-0.8078*** (-4.21)	-0.7365*** (-4.06)	-0.9125*** (-4.98)	-0.8219*** (-4.86)
定数項	17.3663** (2.23)	11.6234* (1.68)	11.4927 (1.59)	8.4433 (1.37)
自由度修正済み決定係数	0.3605	0.4694	0.3296	0.4600
ラグ選択	0-3年前 平均	0-3年前 平均	0-3年前 平均	0-3年前 平均
標本数	376	376	376	376
推定方法	RE	RE	RE	RE

注：表の見方は表3の注を参照のこと。

における不登校率は負の効果を有したもののほとんどのケースで有意ではなかった¹⁴⁾。

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、不登校率、大学進学率の変動のうち、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のクロスセクション方向の変動に着目して、それに対する失業率の寄与度を算出する。

クロスセクション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年における各都道府県の人的資本形成パフォーマンスの都道府県平均値からの乖離に対する失業率の直接的な寄与度は次式で与えられる。

$$\frac{\alpha_1(UNEMP_{i,t-m} - \overline{UNEMP}_{t-m})}{Y_{i,t} - \bar{Y}_t} \quad (2)$$

各変数上のバーは、当該年の都道府県の平均値を表しており、添字iは都道府県に対応している。t年における各都道府県の人的資本形成パフォーマンスの平均からの乖離に対する離婚率の寄与度は次式で求められる。

$$\frac{\alpha_2(DIVORCE_{i,t-m} - \overline{DIVORCE}_{t-m})}{Y_{i,t} - \bar{Y}_t} \quad (3)$$

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年における各都道府県の人的資本形成パフォーマンスの平均からの乖離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。

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

同様に、t年における各都道府県の人的資本形成パフォーマンスの平均からの乖離に対する自殺率の寄与度、自殺率を経た失業率の間接的な寄

与度を求めることができる。

クロスセクション方向の変動に関する失業率の直接、間接の寄与度が表8に示されている。表8の上パネルには2002年における2種類の高校中退率、2004年における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。また、下パネルには2002年における大学進学率の都道府県間の変動に対する失業率の寄与度を集約した指標が示されている。示されている指標は、寄与度が20%、10%を超える都道府県の数、寄与度が0%～10%、マイナスとなった都道府県の数である。

寄与度を計算する際に用いた計測式は、高校中退率1の場合には中学校不登校率を含む特定化であり、高校中退率2、大学進学率、不登校率の場合は中学校不登校率を含まない特定化である。また、所得変数については、すべて一人あたり実質県民所得を用いたモデルである。

上記の指標に照らしてみれば、高校中退率への離婚率の直接的な寄与が高いことがわかる。寄与度が10%を超える都道府県数は、高校中退率1の場合には25、高校中退率2の場合には32あり、それぞれ全都道府県の53%、68%を占めている。従って、離婚率を経る失業率の間接的な寄与も大きく、寄与度が10%を超える都道府県数はそれぞれ19、21である。高校中退率2に対しては失業率の直接的な寄与も大きく、寄与度が10%を超える都道府県数は23である。

また、不登校率、大学進学率の変動に対しては失業率の直接的な寄与が相対的に大きい。不登校率(大学進学率)では、失業率の寄与度が10%を超える都道府県数は20(18)ある。大学進学率への離婚率、自殺率の寄与は小さく、寄与度が10%を超える都道府県数はそれぞれ9、14にとどまっている。

不登校率、大学進学率の両ケースともに、失業率の寄与が大きいとはいえ、直接効果、間接効果についてマイナスの寄与度を示す都道府県数は、寄与度が10%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不登校率、大学進学率の変動が、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

表 8 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

	高校中退率 1			高校中退率 2			不登校率		
	失業率の 直接効果	離婚率の 直接効果	失業率の 離婚率を 経る間接 効果	失業率の 直接効果	離婚率の 直接効果	失業率の 離婚率を 経る間接 効果	失業率の 直接効果	離婚率の 直接効果	失業率の 離婚率を 経る間接 効果
寄与度が20%以上の 都道府県数	7	21	8	13	30	9	16	11	6
寄与度が10%以上の 都道府県数	9	25	19	23	32	21	20	16	13
寄与度が非負で10%未満の 都道府県数	20	11	10	9	4	11	5	15	12
寄与度がマイナスとなる 都道府県数	18	11	18	15	11	15	22	16	22

	大学進学率				
	失業率の 直接効果	離婚率の 直接効果	自殺率の 直接効果	失業率の 離婚率を 経る間接 効果	失業率の 自殺率を 経る間接 効果
寄与度が20%以上の 都道府県数	16	4	5	1	0
寄与度が10%以上の 都道府県数	18	9	14	1	1
寄与度が非負で10%未満の 都道府県数	7	11	24	23	23
寄与度がマイナスとなる 都道府県数	22	27	9	23	23

注：高校中退率、大学進学率は2002年、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としている。
 高校中退率1の計算においては、説明変数として中学校不登校率を含み、失業率と離婚率を単独で使用した計測式によった。
 高校中退率2の計算においては、失業率と離婚率を単独で使用した計測式によった（中学校不登校率は含まない）。
 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単独で使用した計測式によった。
 大学進学率の計算においても、説明変数として失業率、離婚率、自殺率を単独で使用した計測式によった（中学校不登校率は含まない）。
 なお、所得変数は、すべて一人あたり実質県民所得を使用した。

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。

V 結びにかえて

本稿では失業が、高校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、それが人的資本形成を阻害する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)}。

階層化の固定化を防ぐためには、親が失業や離婚を経験した子どもの人的資本形成が阻害されない政策対応を手厚く講じなければならない。2010年4月より公立高校の授業料の無償化と私立高校生に対する就学支援金の支給が開始したが、支援対象は授業料に限定されている。しかし、高校教

育を受けるためには、授業料にとどまらず、教材費、給食費、旅行費用等さまざまな経費を支払わなければならない。しかも、これらへの支出負担は授業料に匹敵するものである。従って、親が失業した子どもが就学を継続するためには、すべての教育経費の無償化が必要である。

また、家族関係の崩壊によって精神的ストレスを受け、就学が困難となっている生徒を支えるためには、学校に常駐するスクールソーシャルワーカーの存在が不可欠である。現在はこのような家庭と学校を結ぶサポート役を教員が担っており負担が過剰な状況であり、スクールソーシャルワーカーを増員することが喫緊の課題である。さらに、このようなスクールソーシャルワーカーを中学校においても積極的に活用して不登校生徒をサポートする体制を整えなければならない。というのも上でみたように中学校における不登校が高校への人的資本形成に影響を及ぼすからである。

親の失業や離婚に直面している子どもを財政、心理の両面からサポートする体制が整ってはじめて学業の継続が可能となり人的資本水準の低下を防ぐことができるのである。

最後に本稿の限界に言及しておこう。それ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り、厳密に親の失業がその子どもの人的資本形成に負の影響を及ぼすことを示したわけではない。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¹⁷⁾。

- 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。
- 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)、Khalil and Ziou-Guest (2006)、Rege, Telle and Vortuba (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) 文部科学省による中退率の過小評価については、酒井・林 (2012) においても指摘されている。
- 4) 都道府県別高校中退率²は2002年度以降のみ利用可能である。

5) 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「不登校者」である。

6) 文部科学省による大学進学率の定義は、大学学部入学者数(過年度高卒者等を含む)を3年前の中学校卒業生及び中等教育学校前期課程修了者数で除した比率であり、われわれの大学進学率の定義と若干異なる。

また、ここでの大学進学率には大学のみを含み短期大学を含まない。その理由は、後述するように短期大学への進学率が大学進学率と異なる動きを示しており、失業率、離婚率、自殺死亡率が与える影響も異なっているからである。

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, Duncan and Rodriguez (2004) を参照のこと。

8) 経済的な辛苦と子どもの発達に関する実証研究としては、Elder, Nguyen and Caspi (1985)、McLoyd (1990)、McLoyd et al. (1994)、Conger, Ruetter and Conger (2000)、Yeung, Linver and Brooks-Gunn (2002)、Ström (2002)、Sleskova et al. (2006)、Rege, Telle and Vortuba (2011) がある。また、Galambos and Silbereisen (1987)、Barling, Dupre and Hepburn (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。

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。

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) 3つの説明変数(失業率、離婚率、自殺死亡率)から2つを用いて回帰分析した結果を単独で使用した場合と比較したところ、係数推定値の符号が変化するケースが見られた。その傾向は、特に失業率と離婚率をともに含むケースで顕著に見られた。1997年から2009年までの両者の相関係数は0.7646であり、多重共線性のために不安定な係数推定値が得られたと解釈できる。

12) 内閣府 (2012) 『平成24年版自殺対策白書』を参照のこと。

13) 自殺死亡率は高校中退率²に対して負の影響を及ぼしており有意な係数値が得られなかったため計測結果は示されていない。

14) 大学進学率を被説明変数とする計測結果は紙幅の関係で割愛されているが、興味のある読者は筆者から入手可能である。

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, Gustafsson and Österberg (2000)、Beaulieu et al. (2005)、Oreopolous, Page and Stevens (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。

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

- 荒井一博 (1990) 「大学進学率の決定要因」『経済研究』第41巻第3号, pp.241-249.
- 太田聰一 (2010) 『若年者就業の経済学』日本経済新聞出版社。
- ・玄田有史・照山博司 (2008) 「1990年代以降の日本の失業：展望」日本銀行ワーキングペーパーシリーズ, 08-J4.
- 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, pp.77-90.
- 金子元久 (1986) 「高等教育進学率の時系列分析」『広島大学大学教育研究センター 大学論集』第16集, pp.41-64.
- ・吉本圭一 (1989) 「高等教育機会の選択と家庭所得——選択モデルによる規定要因分析」『広島大学 大学教育研究センター 大学論集』第18集, pp.101-126.
- 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。
- 玄田有史 (2004) 『ジョブ・クリエイション』日本経済新聞社。
- (2007) 「若年無業の経済学的再検討」『日本労働研究雑誌』No.567, pp.97-112.
- 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, pp.325-340.
- ・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』No.588, pp.67-84.
- 酒井朗・林明子 (2012) 「後期近代における高校中退問題の実相と課題」『大妻女子大学家政系研究紀要』第48号, pp.67-78.
- 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』No.598, pp.58-66.
- 内閣府 (2012) 『平成24年版自殺対策白書』。
- 樋口美雄 (2001) 『雇用と失業の経済学』日本経済新聞社。
- 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。
- 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』No.556, pp.92-105.
- 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』No.598, pp.38-47.
- 矢野真和 (1984) 「大学進学需要関数の計測と教育政策」『教育社会学研究』第39集, pp.216-228.
- Arai, K. (1989) "A Cross-Sectional Analysis of the Determinants of Enrollment in Higher Education in Japan," *Hitotsubashi Journal of Economics* 30, pp.101-120.
- 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," *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*, L. Crockett, and R. Silbereisen, (eds.), pp. 201-223, Cambridge University Press, New York.
- Corak, M., B. Gustafsson and T. Österberg (2000) "Intergenerational Influences on the Receipt of Unemployment Insurance in Canada and Sweden," IZA Discussion Paper Number 184.
- Ekhaugen, T. (2009) "Extracting the Causal Component from the Intergenerational Correlation in Unemployment," *Journal of Population Economics* 22, pp.97-113.
- Elder, G. H. Jr., T. V. Nguyen and A. Caspi (1985) "Linking Family Hardship to Children's Lives," *Child Development* 56, pp.361-375.
- 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 D. G. Blanchflower, and R. B. Freeman (eds.) *Youth Unemployment and Joblessness in Advanced Countries*, NBER, University of Chicago Press, pp.247-288.
- Haveeman, 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.
- Khalil, 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.10/231.
- 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.
- , 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.
- Nakata, Y. and C. Mosk (1987) "The Demand for College Education in Postwar Japan," *Journal of Human Resources* 22,

- pp.377-404.
- 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 L. Oxley and D. Kulasiri (eds.) MODSIM 2007 International Congress on Modeling and Simulation (Modeling and Simulation Society of Australia and New Zealand), pp.2981-2988.
- and —— (2011) "Social Security and Divorce in Japan," *Mathematics and Computers in Simulation*, vol.81, pp.1507-1517.
- Sleskova, M., F. Salonna, A. M. Geckova, I. Nagyova, R. E. Stewart, J.P. van Dijk 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 Accident 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.
- 〈投稿受付 2013 年 1 月 7 日, 採択決定 2014 年 10 月 10 日〉

おがわ・かずお 大阪大学社会経済研究所教授。最近の主な著作に "Global Financial Crisis and the Small and Medium-sized Enterprises in Japan: How Did they Cope with the Crisis?" *Small Business Economics* 41, 2013, pp.401-417 (田中孝憲との共著)。応用計量経済学専攻。