

イギリスの若者の教育と職業への非参加に対する貧困の効果

— 貧困政策と実証分析の課題 —

卯月 由佳

■ 要約

イギリスでは教育を媒介とした社会的流動性の低下を背景に、貧困世帯に育つ若者が十分な教育訓練機会を得ていないことが問題視され、現在の貧困政策では社会保障よりも教育訓練に投資することが優先されている。そこで本稿は、18歳時の若者の教育と職業への非参加(Not in Education, Employment or Training)に対する、16歳時の世帯所得の効果进行明らかにし、教育投資を通じた所得再分配政策の妥当性を評価することを目的とする。世帯パネル調査の分析を通じて、16歳時の世帯所得は若者の非参加に対して有意な効果をもつが、詳細に検討すると、若者本人が16歳時にフルタイム就学したかどうか重要な効果をもつことが明らかとなる。この結果からイギリス政府の方針の妥当性を認めるとともに、その限界がどこにあるのか、今後の分析課題として指摘する。

■ キーワード

イギリス、貧困、若者の非参加、パネル調査

I はじめに

貧困は先進国でも依然として大きな社会問題であり、その要因と帰結をデータに基づいて確認し、どのように改善の道へとつなげるのかということは、学問と政策の両方が取り組む課題である。イギリスもその取り組みが盛んな国の1つである。高度な技能をもつ労働力への需要が増えるなかで、個人の教育達成や技能レベルが人生の長期にわたってライフチャンスとリスクを決定していることが実証分析で明らかにされている(Hobcraft 2002; Sigle-Rushton 2004)。しかし、このことは本人の実力によって移動が可能になったことを意味するわけではない。むしろ世代間移動は減少しており、その理由は親の所得が教育達成を規定する傾向が強くなっていることにであると指摘される(Blanden and Gregg 2004; Hills 2004)。1980年

代から1990年代にかけて子どものいる世帯の相対的貧困が拡大したことを背景に(Bradbury and Jäntti 2000; Gregg, Harkness and Machin 1999)、イギリスでは貧困世帯の子どもの被る不利益が、個人と社会の両方にとって深刻になっている。

こうした状況のもと、若者が教育訓練機会を逃すことは本人が将来貧困に陥るリスクを高める要因となるばかりか、それが親世代の貧困の帰結であるという点で切実な問題と見なされる。本稿は後者の問題について検討する。教育にも職業にも職業トレーニングにも参加していない(本稿ではこの状況を「教育と職業への非参加(non-participation)」と定義する)16歳から18歳の若者は、1997年に労働党政権のもとで設立されたSocial Exclusion Unit(SEU)によって、問題解決の必要なグループの1つに指定された。その報告書によれば、16歳から18歳の若者の約9%が非参加

の状況にあり、貧困世帯に育つ若者において特にそのリスクが高い(SEU 1999)。しかし、貧困と非参加の間に関連があるとはいえ、本当に貧困そのものが非参加の要因となっているのか、貧困に関連のあるその他の特徴が要因となっているのではないかということを検証することは単純ではなく、適切なデータと方法による詳細な検討を必要とする。本稿は先行研究で応用されている方法を検討し、実際に British Household Panel Survey (BHPS) のデータを分析することを通じて、若者の教育と職業への非参加に対する貧困の効果について論じることを目的とする。

本稿は貧困指標として世帯所得を用いて分析する。次節では世帯所得が若者のライフチャンスに及ぼす影響についての主要な先行研究を整理し、世帯所得を指標とすることの限界と意義について確認した上で、本稿の分析課題を明確にする。III 節ではデータと変数について説明し、IV 節では分析結果を提示する。最終節ではイギリス貧困政策の方針の妥当性について評価し、今後の分析課題と日本へのインプリケーションを述べる。

II なぜ世帯所得の効果を検討するのか

1. 所得の効果—先行研究のレビュー

世帯所得が若者のライフチャンスに負の影響を及ぼすことは、既によく知られている(Blanden and Gregg 2004; Clark-Kauffman, Duncan and Morris 2003; Duncan and Brooks-Gunn 1997; Ermisch and Francesconi 2001; Ermisch, Francesconi and Pevalin 2001; Mayer 1997)。この知見は世帯所得に関連すると考えられる他のさまざまな特徴、例えば親(大人の世帯メンバー)の失業、教育レベル、年齢、また単親世帯であるかどうかなどを、可能な限り統制した上で導き出されている。しかし、これらの特徴のほか、観察不可能な世帯間の不均一性が各世帯の所得の違いを生み出している可能性が

あり、これを統制するためには方法論上の工夫が必要である(Blanden and Gregg 2004)。

主に英米で蓄積されてきた方法論上の工夫として、社会実験、きょうだいの固定効果モデル、「結果」以後の所得の統制などが挙げられる(Blanden and Gregg 2004)。本稿はそのうちMayer(1997)が提案した、「結果」以後の所得の統制を応用する。たとえ「結果」以前の所得に差が見られなくても、将来の所得が上昇するかどうかで親の能力に、将来の所得増を予期しているかどうかで現在の消費・貯蓄行動に、それぞれ違いがあると考えられる。そうした「結果」以前のデータでは観察不可能な世帯の特徴の影響を、「結果」以後の親の世帯所得を代理変数として統制することによって取り除く(Mayer 1997)。

この代理変数を用いると、パネル調査が可能にした貧困への動態的アプローチが重視する、貧困の2つの要素に着目することも可能になる。一時点で観察される貧困は、変動的貧困と恒常的貧困から成り立っている(Hill and Jenkins 2001)。測定可能性の問題からそれぞれに普遍的かつ厳密な定義を与えることは難しいが、ここでは前者が一時的な貧困、後者が長期にわたる貧困であるとおおまかに区別して構わない。本稿は、前者を変動的所得、後者を恒常所得によってとらえることにする。生活水準に対する影響は変動的貧困よりも恒常的貧困のほうが大きいと考えられるが、観察可能なのは変動的貧困の要素を含む、ある一時点での貧困である。恒常的貧困は任意に切り取られた期間のなかで測定するしかなく、仮にそれが妥当であるとしても、十分長い期間の情報を入手するためには調査コストがかかる。そのため貧困政策はたいてい現在所得か、または直前の過去の情報に基づいて実行される(Hill and Jenkins 2001)。そこで、ある時点の現在所得が目的となる「結果」(若者の非参加)に本当に影響を与えているのかどうかを検証することが、政策インプリケーションにとって

重要となる。そのとき、「結果」以後の所得を恒常所得の変数として統制するのが有益であることを、後で詳しく説明する。

ある時点の変動的貧困に関するこれまでの知見としては、アメリカでは5歳以下の低年齢時における貧困政策が後々の教育達成に対して最も強い効果をもつこと(Clark-Kauffman, Duncan and Morris 2003)、イギリスでもやはり5歳以下の時期の貧困が後々の教育・経済的地位達成に最大のマイナス効果を及ぼすことが明らかにされている(Ermisch, Francesconi and Pevalin 2001)。一方、ライフコースのさまざまなタイミングの間の比較とは別に、16歳時の所得が23歳時の労働市場での成功や義務教育以降の教育への参加に対して、恒常所得を統制した上でも統計的に有意な影響力をもつことも明らかにされている(Blanden and Gregg 2004; Gregg and Machin 2000)。本稿もこの16歳時の世帯の現在所得の、18歳時の教育と職業への非参加に与える効果を検証する。

16歳時に着目する理由は、先行研究と問題を共有するほか、イギリス政府が義務教育以降、つまり16歳(16/17歳)以降の教育へと若者を参加させることに熱心であり、そのための貧困政策を進めている点にある(次項で概要に触れる)。SEUは16歳から18歳の若者の非参加を問題としたが、16歳時に参加していても年々ドロップアウトするものが現れ、18歳時には特に非参加率が高くなる(本稿のサンプルに関する数値は付表1を参照のこと)。そのため、18歳時の帰結を問題とすることが重要である。ここに本稿の分析のオリジナリティがある。この研究領域で用いられてきたイギリスの主なデータはNational Child Development Study(1958年生まれのコホートパネル)とBritish Cohort Study(1970年生まれのコホートパネル)であるが、これらは18歳時には追跡していない。毎年追跡しているBHPSでは18歳時の情報入手することが可能だが、BHPSがこの目的で分析さ

れ始めたのは比較的最近のことである。数少ない研究事例のなかでErmisch, Francesconi and Pevalin(2001)はBHPSを用いているが、分析対象の年齢コホートは本稿よりも幅広く、また若者の経済的な帰結についても特に18歳時に焦点を当てているわけではない。

2. 低所得世帯への政策的支援

イギリスでは、低所得世帯の若者に16歳以降もフルタイムの教育を受けるよう促すことを目的とする教育扶助手当(EMA: Education Maintenance Allowance)が2004年から本格的に導入された。これは若者の教育と職業への非参加に対する政策としても提案され(SEU 1999)、本格実施以前にも1999年から15の地域で試験的に導入されていた。年間の課税前所得が30,000ポンド以下の世帯の若者が就学を条件に受給可能であり、世帯所得の額に応じて1週間当たり10ポンド、20ポンドまたは30ポンドの現金給付を受けられる。教育を継続して受け、良好な成績を収めた場合には100ポンドのボーナスも与えられる(DfES 2005)。EMAの若者の就学に対する効果に関して全国的な調査結果はまだ得られないが、試験期間のパイロット調査によれば、統計的に有意なプラス効果が報告されている(Middleton et al. 2003)。

3. 貧困指標としての世帯所得の限界と意義

本稿は世帯所得を貧困の指標として用いるが、当然のことながら現金収入が生活水準のすべての側面を表せるわけではない。所得の指標に対する第一の批判は、Townsendの剥奪指標とSenの潜在能力アプローチに代表される、貧困を多元的にとらえることを提唱する立場から向けられる(Sen 1993; Townsend 1979)。しかし、現金収入が人間生活の最終目的ではないことを理解するのが重要であり、現金収入が何らかの目的に対する手段となり得る事実は、Senも否定していない。同じ量の現

金収入があっても、ある目的を実現する可能性は潜在能力によって異なるということである(Sen 1993)。後述する本稿の分析モデルは、世帯所得が若者の教育と職業への非参加を抑制する手段となるのかどうかを検討した上で、世帯所得が同程度の場合に、他のどのような条件が非参加のリスクを高めるのかという問題にも着目することができる。第二の批判は、世帯所得を指標とするときに、世帯の内部では所得が平等に分配されていることが前提とされている点に向けられる(Bradbury, Jenkins and Micklewright 2001)。世帯の内部で、例えば親と子ども間で所得が不平等に割り当てられている場合、この前提は意味を失う。しかし、この問題に対する解決方法を一般化することはまだ難しく、多くの先行研究で世帯内の平等という前提を保持したままである(Bradbury, Jenkins and Micklewright 2001)。本稿もその慣例に従うことにする。

世帯所得はいくつかの限界を示しつつも、貧困の長期的な趨勢を観察する場合や国際比較をする場合には信頼性の高い指標となるため、世界的に広く採用されている(Hills 2004)。イギリスの全国サンプルの可処分所得データをもとに世帯の消費水準を推計し、貧困の趨勢について分析しているHouseholds Below Average Income (HBAI)シリーズでも、世帯所得を指標とし、世帯内の平等を前提としている(DWP 2005)。このように広く流通する指標に合わせて変数を作成することは、実際的なインプリケーションを導くためには有益だろう。

4. 分析モデル

世帯所得の2つの要素を考慮に入れた上で、16歳時の世帯所得の18歳時の教育と職業への非参加に対する効果を説明するモデルを説明する。まず、両者の関係を最も単純な形で表すと、

$$N_{i18} = \beta Y_{i16} + \varepsilon_{i18} \quad (1)$$

となる。 N_{i18} は個人*i*の18歳時の非参加を、 Y_{i16} は同じ個人*i*の16歳時の世帯の現在所得を表し、 ε_{i18}

は誤差項である。ところが、時点*t*の現在所得である Y_{it} は、変動所得 Y_{it}^{tra} と恒常所得 Y_{it}^{per} という2つの要素から成っている。

$$Y_{it} = Y_{it}^{tra} + Y_{it}^{per} \quad (2)$$

そこで分析の戦略は、 Y_{i16} を Y_{i16}^{per} で統制し、(3)式に示す係数 β_1 を検討することにある。

$$N_{i18} = \beta_1 Y_{i16} + \beta_2 Y_{i16}^{per} + \varepsilon_{i18} \quad (3)$$

係数 β_1 は18歳時の非参加に対する、世帯の恒常所得を統制した上での16歳時の世帯の現在所得の効果を表す。ただし、恒常所得は観察不可能なので観察可能な変数から求められる代理変数を用いる。その変数と実際の恒常所得との相関係数が1であれば、係数 β_1 は16歳時の変動所得の真の効果を表すことになる。だが、ここでは代理変数としてある数年間における現在所得の平均値を用いるので、平均値の算出のもとになった時期の変動所得の要素が含まれることになる。恒常所得の代理変数として19歳以降の親の世帯所得を用いれば、それがそれ以前である18歳時の「結果」に影響を与えることはあり得ないため、その問題は軽減されるだろう(Blanden and Gregg 2004)。

さらに Y_{it} は、世帯の経済的水準とは異なる質的な特徴 C_i とも関連している。そのため係数 β_1 は、実際の値よりも大きく推定されてしまう。(3)式は Y_{i16}^{per} を投入することで、 Y_{i16}^{per} と関連する世帯の質的な特徴の影響を部分的には統制しているが、 β_1 のバイアスを抑えるためには、さらに世帯の質的な特徴を統制する必要がある。ただし、(4)式で示すように、世帯の質的な特徴もまた観察可能な要素 Q_i と観察不可能な要素 R_i から成っている。

$$C_i = \alpha Q_i + R_i \quad (4)$$

変数として手に入るのは観察可能な特徴なので、これを統制変数として投入すると、(3)式は(5)式へと変換される。

$$N_{i18} = \beta_1 Y_{i16} + \beta_2 Y_{i16}^{per} + \beta_3 Q_i + \varepsilon_{i18} \quad (5)$$

(5)式は、恒常所得とその他の質的な世帯の特徴を統制した上での、16歳時の世帯の現在所得の

効果を説明しようとするモデルである。この式では観察不可能な世帯の特徴 R_i は省略される。そのため、これが実際の世帯の特徴と関連をもっているという前提のもとでは、係数 β_1 は引き続き大きめに推定されてしまう。そのバイアスがどの程度なのかを知ることはできないが、 Q をいくつかの要素に分けて順に統制し、どの要素が β_1 を下方修正するのかに注目しながら、世帯所得の効果について解釈する。

最後に、16歳時の現在所得が、本人の16歳時の就学状況 (E_{i16}) を統制した上でも効果をもつかどうか、それとも所得の効果に見えるものが実は就学の効果であるのか、次の(6)式で確認する。

$$N_{i18} = \beta_1 Y_{i16} + \beta_2 Y_i^{per} + \beta_3 Q_i + \beta_4 E_{i16} + \varepsilon_{i18} \quad (6)$$

III データと変数

1. データとサンプル

本稿は、BHPSの第1ウェーブから第10ウェーブのデータセットから作成したサンプルを用いる。BHPSのサンプルは1991年(調査開始時)におけるGreat Britain全域の世帯¹⁾を母集団とし、層化抽出法によって選ばれた約5,500世帯と、それを構成する10,000人の個人からなる²⁾。各世帯の16歳以上の大人全員が、毎年インタビュー調査の対象となる。メンバーがもともとの世帯を離れた場合、移動先の新しい世帯もサンプルに含まれ、その世帯の大人全員が新たにインタビュー調査の対象となる。その世帯の子どもは16歳に達すると、それ以降毎年インタビュー調査の対象となる。第3ウェーブ以降のデータ回収率(前年の回答者が引き続き回答した割合)は約95%であり、2000年の第10ウェーブでは、第1ウェーブで回答した個人の60%強が追跡されている(Taylor et al. 2005)。そのためBHPSのサンプルの脱落は深刻なものではないと考えてよいだろう。

BHPSには、イギリスの他のパネルデータに比

べて次のような長所がある。第一に、BHPSはより若い世代のコーホートを含んでおり、貧困がより深刻化しつつある時代に育った若者に焦点を当てることができる(Ermisch, Francesconi and Pevalin 2001)。第二に、BHPSは世帯所得について毎年質問しているため、恒常所得を知る必要のある本稿の目的に適している。親の世帯の所得は、若者がその世帯を離れた後についても追跡可能なので、「結果」以後の親の世帯所得(恒常所得の代理変数)を入手することができる(Blanden and Gregg 2004)。一方で、BHPSには次のような短所もある。まず、出生コーホート調査ではないため、特定の年齢コーホートを取り出そうとすると、必然的にサンプルサイズは小さくなる。もう1つの短所は、BHPSに限らず多くの大規模な社会調査が抱える問題であるが、ホームレスの人や公共の住居施設に住む人は母集団から除かれている。つまり、社会の最も周辺的な位置に隔絶されているグループにはアクセスできないのである。

分析に使用する擬似コーホート・サンプルのデータセットは、1974年9月から1979年8月の間に生まれた若者のデータをプールして作成した。このコーホートはSEUが問題提起した時点での16-18歳よりも古い世代にあたる。図1に示すように、1974/75年(1974年9月から1975年8月)生まれの若者については、16/17歳(16歳)時のデータをウェーブ1から、18/19歳(18歳)時のデータをウェーブ3から得られる。同様にして、それ以降の各年に生まれた若者についても、各年齢時のデータを図中の対応するウェーブから得られる。そして各年齢時の変数が、プールされたデータセットでは同一の変数となるように、それぞれの年齢コーホートのデータを結合した³⁾。サンプルサイズの限界は、観察不可能な時代効果を統制するという利点によって補うことができ、現存するデータのなかでは、現代のイギリスの若者に関する分析に非常に適したサンプルであると言える。

ウェーブ	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
調査年	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000
生年										
1974/75	16/17	17/18	18/19	19/20	20/21	21/22				
1975/76		16/17	17/18	18/19	19/20	20/21	21/22			
1976/77			16/17	17/18	18/19	19/20	20/21	21/22		
1977/78				16/17	17/18	18/19	19/20	20/21	21/22	
1978/79					16/17	17/18	18/19	19/20	20/21	21/22

注：太線のなかの数字は、それぞれのウェーブにおける調査対象者の年齢である。

図1 擬似コーホート・サンプルの作成

2. 変数⁴⁾

① 教育と職業への非参加（従属変数）

従属変数は18歳時においてフルタイムの教育にも職業にも政府の職業訓練にも参加していない場合を1、その他の場合を0とする2値変数である。非参加のカテゴリーには、付表1で示される「失業者」と主に家事労働に従事する「その他」が含まれる。ここでの失業の定義では、求職活動の有無は問題とされていない。ただし、障害や病気を理由に非参加である場合には、明らかに貧困とは異なる要因の影響が大きいと考えられるので、分析対象からは除く。また、非参加の状況はその期間の長さによって深刻さが異なるが(SEU 1999)、サンプルサイズの都合により細かい分類は今後の課題とする。

② 世帯所得（独立変数）

多変量回帰分析では、世帯の16歳時の現在所得と恒常所得という2つの世帯所得変数を用いる。恒常所得の代理変数は、先述したように19歳以降の親の世帯所得の平均値とする。ただし、4年以上にわたる平均値を用いるとサンプルサイズが著しく縮小するため、19歳から21歳までの世帯所得を用いることにする⁵⁾。世帯所得は、2003年1月の物価を基準にデフレートし、McClements Before Housing Costs (BHC) の尺度を用いて世帯規模を調整した年間世帯純所得を用いる⁶⁾。使用する所得変数の値の分布は正規性を満たしていな

いため、その自然対数を回帰分析に投入する。

③ 統制変数

まず(3)式を確認するため、基本的な統制変数として性別(男性ダミー)、エスニシティ(ホワイトダミー)を投入する【モデル(a)】。次に(5)式を確認するため、世帯の特徴として誕生時の親の年齢、世帯類型(16歳時に単親世帯で暮らしていた場合を1とするダミー変数)を統制する【モデル(b)】。親の年齢を統制するのは、それが親の経済的地位に影響を与えると考えられるからである(Ermisch, Francesconi and Pevalin 2001)。単親世帯で育った若者について父親の情報の欠損が多いため、母親の変数で代表させる。単親世帯の所得は低い傾向があり、その環境で育つことが子どもの福祉や教育に影響を与えることが明らかにされている(Ermisch and Francesconi 2001; McLanahan 1997)。さらに、若者のアスピレーションや学業成績などに影響を与えると考えられる特徴として、世帯の就業状況(親がどちらも働いていない場合、単親世帯では母親が働いていない場合を1とするダミー変数)、親の教育レベル(親がいずれの教育資格ももたない場合を1とするダミー変数)を投入する。親の教育レベルについては、誕生時の親の年齢と同様、母親に関する変数を用いる。世帯の就業状況と親の教育レベルには強い相関があり、本稿のサンプルでは、母親が教育資格を全くもっていない場合は何らかの資格をもっている場合に比べ

て、非就業世帯となるオッズは約4.2倍である。そこで、まずはこれらの変数を別々に投入してそれぞれの効果を確認し【モデル(c) (d)】、続いて両方を投入したモデルを検討する【モデル(e)】。最後に(6)式を検討するため、以上5つのモデルに、本人が実際に16歳時にフルタイム就学したかどうかのダミー変数を加えたモデルを検討する【モデル(f)～(j)】。

IV 分析結果

18歳時の教育と職業への非参加に対する16歳時の世帯所得の効果を検討するための、プロビット・モデルの推定結果を表1に示す。モデル(a)で、恒常所得を統制した上でも16歳時の世帯所得が効果をもつことが示される⁷⁾。さらにモデル(b)と(c)から、世帯の特徴のうち、親の年齢、世帯類型、親の就業状況を統制した場合も、係数の絶対値は小さくなるものの、世帯所得は引き続き効果をもつ。所得の効果は親の失業という世帯環境が子どもに及ぼす影響によっては説明しきれない。しかし、モデル(d)と(e)で親の教育レベルを統制すると、世帯所得の効果は統計的に有意ではなくなる(5%水準)。これは親の教育レベルが世帯所得に影響を与えているためだろう。またもう1つの理由として、モデル(d)と(e)では本人の教育に関する変数を統制していないことも考えられる。親のリテラシーや教育レベルが子どものそれに影響を及ぼすことはイギリスでも確認されている(Moser 1999)。そのため親の教育レベルは、子どものリテラシー、学業成績や就学の有無に影響を与えるという経路を通じて、子ども(若者)の非参加率にも影響を与えているという解釈も成り立つ。BHPSではリテラシーや学業成績を示す変数は手に入らないが、就学の有無については知ることができる。そこで、義務教育以降のフルタイム就学が非参加率を低下させるのかどうかを次に確認する。

モデル(a)から(e)に16歳時のフルタイム就学のダミー変数を加えたのがモデル(f)から(j)である。モデル(f)と(g)では、就学ダミーを統制した上でも世帯所得の効果は有意であるが、係数の絶対値は減少している。そのため、よりシンプルなモデルで見られた世帯所得の効果が、部分的には本人のフルタイム就学の効果であったことを示す。ただし、モデル(f)と(g)では世帯の質的な特徴が十分に統制されていないモデル(a)と(b)との対応であるため、世帯所得の効果について有力な結論を導けない。そこで、世帯の就業状況や親の教育レベルを統制した上で、世帯所得とフルタイム就学の相対的な効果を示すのがモデル(h)から(j)である。それぞれ、モデル(c)から(e)に比べて世帯所得の係数の絶対値は減少し、特に(c)では有意であったのに対して(h)では有意でなくなる(5%水準)。16歳時のフルタイム就学の効果は、モデル(j)を除いて5%水準で有意である。ただし、III節2.③で述べたように、世帯の就業状況と親の教育レベルを同時に統制するべきかどうかは明確ではないので、モデル(h)と(i)の結果も重視したい。以上の分析結果は、18歳時の非参加の問題を軽減するために、EMAの導入によって貧困世帯の子どもに義務教育以降の教育への参加を促すことの妥当性を支持している。

それと同時に、就学のために世帯所得の不足を埋め合わせるだけでは、非参加の問題を十分に解決できないことも、以上の分析結果から示唆される。最後まで有意な効果をもつ性別と親の教育レベルについて、この点を補足する。貧困に関するあらゆる要因を統制した上でも、女性は男性に比べて18歳時に非参加となる確率が高い。親の教育レベルは、モデル(i)と(j)でも依然として有意な効果をもち、特にモデル(j)ではフルタイム就学の独立した効果が消えた後でもなお、有意な効果をもち続けている。就学するか否かは、当然のことながら世帯所得だけではなく、先述したように親

の教育レベルの影響が現れるリテラシーや学業成績、さらにはアスピレーションにも左右されることからこうした結果が生じると考えられる。また、親の教育レベルは本人の進学後の学業成績や就学を継続する意欲に対しても影響を与えていると予想され、そのことがこの変数の効果を持続すると

いう解釈も可能である。そうであれば、単に所得補助によってフルタイム就学の機会を得られるかどうかだけでなく、その機会を本人が有効利用するかどうか、後に非参加となるリスクに影響することを示す。

表1 18歳時の教育と職業への非参加についてのプロビット・モデルの推定結果

	(a)		(b)		(c)		(d)		(e)	
	β	S.E.	β	S.E.	β	S.E.	β	S.E.	β	S.E.
性別(女性基準)	-0.447	0.204 *	-0.513	0.211 *	-0.517	0.215 *	-0.492	0.215 *	-0.496	0.218 *
エスニシティ(マイノリティ基準)	0.134	0.562	0.152	0.565	0.180	0.567	0.145	0.594	0.184	0.596
16歳時の世帯所得(対数)	-0.711	0.261 **	-0.669	0.280 *	-0.597	0.284 *	-0.508	0.289 +	-0.457	0.293
19-21歳時の平均世帯所得(対数)	-0.124	0.268	-0.073	0.271	-0.002	0.275	0.018	0.277	0.066	0.280
誕生時の母親の年齢			-0.042	0.025	-0.040	0.025	-0.039	0.025	-0.037	0.025
16歳時の世帯類型(両親世帯基準)			-0.099	0.304	-0.223	0.324	0.037	0.312	-0.070	0.331
16歳時の世帯の就業状況(就業基準)					0.548	0.290 +			0.444	0.299
母親の教育レベル(資格あり基準)							0.574	0.222 *	0.526	0.227 *
定数	6.682	2.323 **	6.898	2.395 **	5.376	2.528 *	4.167	2.606	3.092	2.723
-2 ln L	193.65		190.33		186.84		183.71		181.54	
df	4		6		7		7		8	
p	0.001		0.001		0.001		0.000		0.000	
サンプルサイズ	322		322		322		322		322	
	(f)		(g)		(h)		(i)		(j)	
	β	S.E.	β	S.E.	β	S.E.	β	S.E.	β	S.E.
性別(女性基準)	-0.508	0.210 *	-0.561	0.216 **	-0.567	0.220 *	-0.539	0.219 *	-0.544	0.222 *
エスニシティ(マイノリティ基準)	-0.097	0.568	-0.069	0.571	-0.037	0.573	-0.055	0.597	-0.017	0.599
16歳時の世帯所得(対数)	-0.636	0.264 *	-0.595	0.281 *	-0.529	0.286 +	-0.458	0.289	-0.411	0.293
19-21歳時の平均世帯所得(対数)	-0.040	0.274	-0.007	0.276	0.054	0.279	0.064	0.280	0.108	0.283
誕生時の母親の年齢			-0.038	0.026	-0.035	0.026	-0.035	0.025	-0.033	0.026
16歳時の世帯類型(両親世帯基準)			-0.049	0.308	-0.172	0.328	0.073	0.316	-0.034	0.334
16歳時の世帯の就業状況(就業基準)					0.523	0.297 +			0.428	0.305
母親の教育レベル(資格あり基準)							0.531	0.224 *	0.487	0.228 *
16歳時のフルタイム就学(就学以外基準)	-0.546	0.225 *	-0.509	0.228 *	-0.491	0.231 *	-0.458	0.231 *	-0.449	0.234 +
定数	5.790	2.392 *	6.023	2.457 *	4.650	2.575	3.700	2.623 *	2.702	2.733
-2 ln L	187.85		185.44		182.41		179.87		177.94	
df	5		7		8		8		9	
p	0.000		0.0003		0.000		0.000		0.000	
サンプルサイズ	322		322		322		322		322	

注：** p<.01, * p<.05, + p<.10.

V 結論

若者のライフチャンスの平等を目的とした所得再分配政策に実効がなければ、その公共支出が非効率的になるばかりか、目的とする平等が達成されないという問題が生じる。本稿は、実際にイギリスで導入されている貧困政策(EMA)を念頭に置きつつ、18歳時の教育と職業への非参加に対する16歳時の世帯所得の効果について分析した。その結果、世帯所得が非参加率を決定する要因となっているように見えたが、より詳細に検討すると、本人がフルタイム就学したかどうかはその直接の要因として重要であることが明らかとなった。そのため、教育への投資を条件とした所得再分配政策、すなわち社会保障よりも教育訓練を重視しようというイギリスの貧困政策の方針は妥当であると言える。

しかしながら非参加の問題は、義務教育以降の就学を可能とする所得補助によってすべて解決するわけではない。この点については分析結果の解釈でも最後に触れたが、再びその論点に立ち戻り、今後の実証分析の課題を指摘する。まず、世帯所得を一定とした場合にも親の教育レベルが非参加率に影響を及ぼすことから、義務教育以前と以降のどちらにおいても、親の教育レベルが子どもの学業成績や就学に影響を及ぼす経路を断ち切る必要がある。各世帯への所得分配とは別の意味での社会的な教育投資の重要性が示唆される。このような政策インプリケーションの妥当性を検討するため、リテラシー、学業成績やアスピレーションについての変数を用いたさらなる実証分析が求められる。この問題把握は既に多くの先行研究で共有されているが、本稿の結果もその意義を強調することとなった。

一方、貧困対策としての教育投資を考えると、ききにそれほど着目されていないのは、教育達成をその後の参加へと結びつけられない場合の問題である。本稿では踏み込むことができなかったが、

非参加に対する性別の効果がこの問題を浮き彫りにする。世帯所得を含めた他の条件を一定としたとき、女性のほうが18歳時に非参加に陥る確率が高いという傾向は一貫して確認された。だが、現在のイギリスで教育における男女差としてイシューとなっているのは、就学前の認知的スキルから、学業成績、義務教育以降の中等教育就学率に至るまで、女性の優位である(West and Pennell 2003)。なぜ教育達成がその後の非参加を必ずしも防止することができないのか。これを明らかにすることは、所得の再分配により教育訓練の機会を提供する貧困政策だけでは不十分な点について見極め、参加の促進を目的とした、より包括的な政策インプリケーションを導くための鍵となる。

日本でも、教育にも職業にも参加しない若者の存在が注目されている。高度に発展した産業社会として、日本とイギリスには社会移動の構造に共通点もあると考えられ、教育訓練を重視した類似の貧困政策が有効であると予想される。そのため、日本の調査データが入手できない間は、イギリスに関する知見も参照に値するだろう。しかし長期的な視野に立てば、日本でも適切な調査データが収集され、独自の実証分析によって貧困政策の根拠となる知見が出されることが望ましい。

投稿受理(平成17年11月)

採用決定(平成18年2月)

注

- 1) BHPSにおける「世帯」とは、Office for National Statisticsが採用している定義に従い、住所が同じで、住居または一日に少なくとも一度は食事をともにするメンバーのことである。先に挙げたHBAIもこれに従っている(DWP 2005)。
- 2) BHPSのサンプリング方法に関して、調査対象となる個人は個々独立に選ばれているのではなく、世帯と地域といったより大きなクラスターを通じて選ばれているという点に注意する必要がある。このことは統計的検定の前提に反してしまう。世帯所得の効果を分析する場合には、世帯を共有するきょうだいの類似性が特に問題となる可能性がある。しかし、クラスター

を考慮に入れずに分析を行った場合の推定結果の歪みは極めて小さいことが報告されているため(Lambert 2001)、本稿でも特別な処置は取らずに分析を行うことにする。

- 3) こうして作成した擬似コーホート・サンプルは、厳密にはある調査年の母集団について一般化することを目的としていないため、サンプルの脱落や無回答を調整するための重み付けは行っていない。異なる調査年のデータをプールしたものに重み付けすることは不適切であると指摘されている。また、回帰分析を行う場合の重み付けには、重みが標準誤差を増大させる可能性があるため賛否両論ある(Buck and Gershuny 2005)。
- 4) 変数の単純集計と基本統計量を付表1に示す。
- 5) BHPSのデータで同様の手法を採用しているBlanden and Gregg (2004)は、18歳から21歳までの平均世帯収入を用いている。
- 6) この調整は、世帯の人数と構成(大人と子どもの数)

を考慮に入れ、実際の生活水準を表す指標を求めることを目的としている。この方法はHBAIでも用いられており、詳細はDWP (2005)のAppendix 2を参照のこと。BHCの難点は、大都市で住居の質とは不釣合いに住居費が高い場合に、生活水準を正確に反映しないことである。しかしAfter Housing Costs (AHC)を用いたとしても、BHCとは逆に、質の高い住居に高額な支出をすることからもたらされる生活水準を過小評価するという限界が残される(DWP 2005)。本稿は、Bardasi and Jenkinsの貢献により入手可能になっているBHCの変数を採用した(Bardasi and Jenkins 2004)。

- 7) 分析の結果、本稿のサンプルでは恒常所得の効果は有意ではないが、理論的にはII節で説明したように、恒常所得の効果を経済制した上で16歳時の現在所得の効果を確認するほうが説得的である。また、恒常所得の変数を投入することによって β_1 の値が減少する点は、16歳時の就学を従属変数としたBlanden and Gregg (2004)の分析と一致している(ただし、その論

付表1 変数の単純集計と基本統計量 (n=322)

変数	全体 (%)	男性 (%)	女性 (%)
18歳時の就学・就業状況			
就学(フルタイム)	44.4	43.6	45.2
就業	40.7	43.6	37.6
職業訓練	4.7	6.1	3.2
失業	7.8	6.7	8.9
その他(主に家事従事)	2.5	0.0	5.1
} 非参加			
16歳時の就学・就業状況			
就学(フルタイム)	77.3	74.6	80.3
就業	13.4	17.0	9.6
職業訓練	5.6	5.5	5.7
失業	3.7	3.0	4.5
性別			
男性	51.2		
女性	48.8		
エスニシティ			
ホワイト	96.6		
その他のエスニック・グループ	3.4		
16歳時の世帯類型			
両親	86.7		
単親	13.4		
16歳時の世帯の就業状況			
親のどちらかが就業	90.1		
親がどちらも(単親世帯の場合は母親が)非就業	9.9		
母親の最終的な教育資格			
大学以上	6.5		
高等職業資格	20.2		
Aレベル	5.3		
Oレベルまたはそれと同等の資格	28.3		
Oレベル未満	10.6		
無資格	29.2		
	平均値	標準偏差	
16歳時の世帯所得(対数)	9.49	0.46	
19-21歳時の親の平均世帯所得(対数)	9.81	0.45	
誕生時の母親の年齢	26.18	4.11	

文では16歳時の現在所得の限界効果のみが報告されている)。

参考文献

- Bardasi, Elena, and Stephen P. Jenkins. 2004. *Documentation for Derived Current and Annual Net Household Income Variables, BHPS waves 1-12*. Colchester: UK Data Archive.
- Blanden, Jo, and Paul Gregg. 2004. "Family Income and Educational Attainment: A Review of Approaches and Evidence for Britain." *Oxford Review of Economic Policy* 20:245-263.
- Bradbury, Bruce, and Marcus Jäntti. 2000. "Child Poverty Across the Industrialised World: Evidence from the Luxembourg Income Study." Pp. 11-32 in *Child Well-being, Child Poverty and Child Policy in Modern Nations: What Do We Know?*, edited by Koen Vlemingckx and Timothy M. Smeeding. Bristol: Policy Press.
- Bradbury, Bruce, Stephen P. Jenkins, and John Micklewright. 2001. "Conceptual and measurement issues." Pp. 27-61 in *The Dynamics of Child Poverty in Industrialised Countries*, edited by John Micklewright, Bruce Bradbury, and Stephen P. Jenkins. New York: Cambridge University Press.
- Buck, Nick, and Jonathan Gershuny. 2005. *BHPS 2 Day Introductory Training Course*. Colchester: Institute for Social and Economic Research, University of Essex.
- Clark-Kauffman, Elizabeth, Greg Duncan, J., and Pamela Morris. 2003. "How Welfare Policies Affect Child and Adolescent Achievement." *American Economic Review* 93:299-303.
- DfES (Department for Education and Skills). 2005. "Education Maintenance Allowance: Be in the Know." <http://www.dfes.gov.uk/financihelp/ema/>.
- Duncan, Greg J., and Jeanne Brooks-Gunn (Eds.). 1997. *Consequences of Growing Up Poor*. New York: Russell Sage Foundation.
- DWP (Department for Work and Pensions). 2005. *Households Below Average Income: An Analysis of the Income Distribution 1994/5-2003/04*. Leeds: Corporate Document Services.
- Ermisch, John, and Marco Francesconi. 2001. "Family Structure and Children's Achievements." *Journal of Population Economics* 14: 249-270.
- Ermisch, John, Marco Francesconi, and David J. Pevalin. 2001. *Outcomes for Children of Poverty*. DWP Research Report 158. Leeds: Corporate Document Services.
- Gregg, Paul, and Stephen Machin. 2000. "Childhood Disadvantage and Success or Failure in the Labour Market." Pp. 247-288 in *Youth Employment and Joblessness in Advanced Countries*, edited by David Blanchflower and Richard B. Freeman. Chicago: University of Chicago Press.
- Gregg, Paul, Susan Harkness, and Stephen Machin. 1999. *Child Development and Family Income*. York: York Publishing Services for Joseph Rowntree Foundation.
- Hill, Martha S., and Stephen P. Jenkins. 2001. "Poverty among British Children: Chronic or Transitory?" Pp. 174-195 in *The Dynamics of Child Poverty in Industrialised Countries*, edited by John Micklewright, Bruce Bradbury, and Stephen P. Jenkins. New York: Cambridge University Press.
- Hills, John. 2004. *Inequality and the State*. Oxford: Oxford University Press.
- Hobcraft, John. 2002. "Social Exclusion and Generations." Pp. 62-83 in *Understanding Social Exclusion*, edited by John Hills, Julian Le Grand, and David Piachaud. Oxford: Oxford University Press.
- Lambert, Paul S. 2001. "Individuals in Household Panel Surveys: Dealing with Person- group Clustering in Individual Level Statistical Models Using BHPS Data." in *British Household Panel Survey Research Conference*. University of Essex, Colchester, UK.
- Mayer, Susan E. 1997. *What Money Can't Buy: Family Income and Children's Life Chances*. Cambridge, MA: Harvard University Press.
- McLanahan, Sara S. 1997. "Parent Absence or Poverty: Which Matters More?" Pp. 35-48 in *Consequences of Growing Up Poor*, edited by Greg J. Duncan and Jeanne Brooks-Gunn. New York: Russell Sage Foundation.
- Middleton, Sue, Sue Maguire, Karl Ashworth, Kate Legge, Tracy Allen, Kim Perrin, Erich Battistin, Lorraine Dearden, Carl Emmerson, Emla Fitzsimons, and Costas Meghir. 2003. *The Evaluation of Education Maintenance Allowance Pilots: Three Years Evidence, A Quantitative Evaluation*. DFES Research Report 499. Nottingham: DFES Publications.
- Moser, Claus. 1999. *Improving Literacy and Numeracy: A Fresh Start*. London: Department for Education and Employment.
- Sen, Amartya 1993 "Well-Being and Capability." Pp. 30-53 in *The Quality of Life*, edited by Martha C. Nussbaum and Amartya Sen. Oxford: Oxford University Press.
- SEU (Social Exclusion Unit). 1999. *Bridging the Gap: New Opportunities for 16-18 Year Olds Not in Education, Employment or Training*. London: The Stationery Office Ltd.

- Sigle-Rushton, Wendy. 2004. *Intergenerational and Life-course Transmission of Social Exclusion in the 1970 British Cohort Study*. London: Centre for Analysis of Social Exclusion. London School of Economics.
- Taylor, Marcia F. (ed.) with John Brice, Nick Buck, and Elaine Prentice-Lane 2005. *British Household Panel Survey User Manual Volume A: Introduction, Technical Report and Appendices*. Colchester: University of Essex.
- Townsend, Peter. 1979. *Poverty in the United Kingdom: A Survey of Household Resources and Standards of Living*. Harmondsworth: Penguin.

West, Anne, and Hazel Pennell. 2003. *Underachievement in Schools*. London: RoutledgeFalmer.

[付記] 本稿は、文部科学省科学研究費補助金の交付を受けた研究成果の一部である。BHPSのデータはUK Data Archiveから入手した。このデータはエセックス大学のESRC Research Centre on Micro-social Change(現在はInstitute for Social and Economic Researchに編入されている)によって収集された。分析の誤りと解釈の責任は筆者のみが負う。

(うづき・ゆか 日本学術振興会特別研究員)