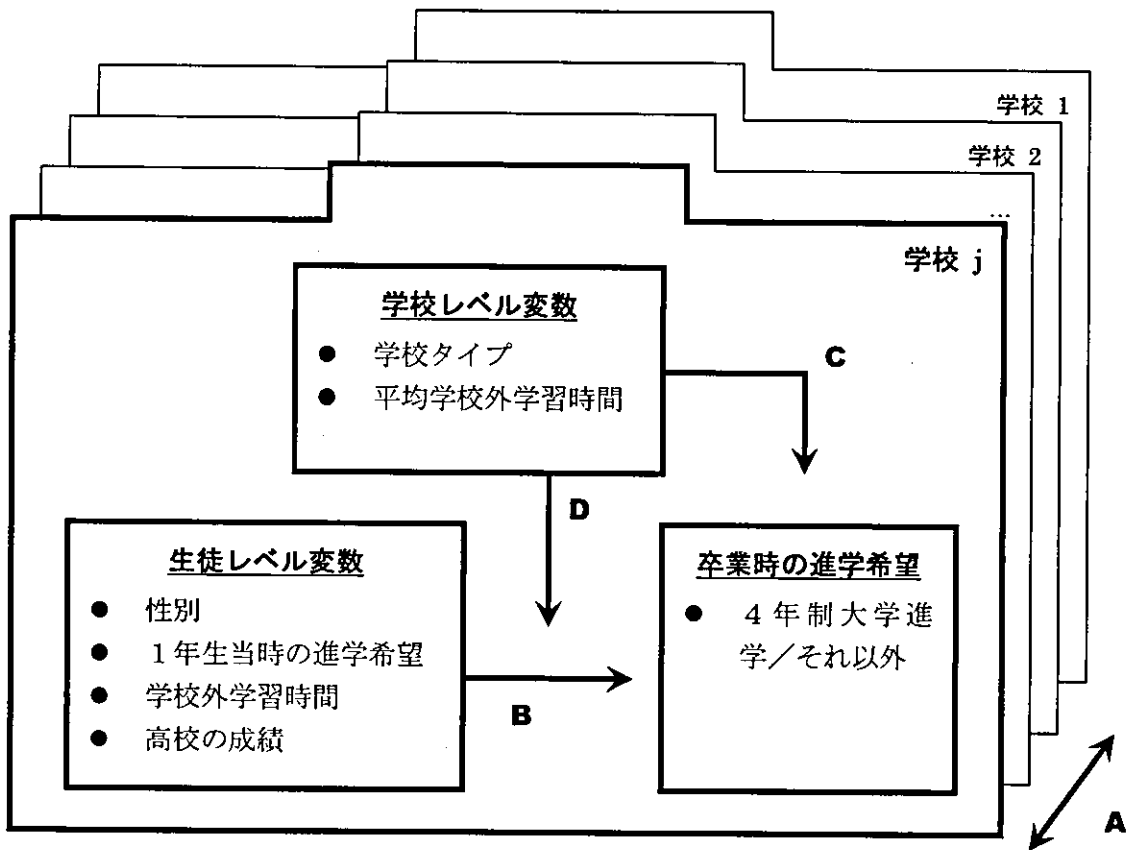


図1 分析枠組み



3. 方法・データ・変数

3.1 分析方法

3.1.1 階層線形モデル

本章では、階層線形モデル (Hierarchical Linear Modeling: HLM) と呼ばれる方法を用いて分析を行う。生徒がある学級に所属し、学級や担任の教諭は学校に、さらに学校や校長は市町村・都道府県にというように、ある分析対象がその一つ上の階層にある集団・組織に所属し、上位レベルから何らかの影響を受けることは、教育研究ではしばしば見られる状況である。このような入れ子構造になっているデータを用い、ある一つのレベルで生じる現象、例えば中学生のテストの成績と、一つ上のレベルの要因 (学校の時間割編成など) との関係进行分析する際、通常は、テストの点数を集計し、学校を分析単位として要因間の関連を探ることになる。あるいは生徒を分析単位とし、学校の時間割編成に関する要因として、すべての生徒に同一の値を割り当てて分析を行う。前者の場合、集計レベルで得られた変数間の関係が、個人レベルでは必ずしも一般化できないという問題が生じ、後者の場合、所属集団の効果を (誤差項において) 適切に考慮することが難しい。階層線形モデルなどマルチレベル分析の手法は、こうしたデータを適切に扱うために開発が進んできた分野である⁽¹⁾。

3.1.2 3つのモデル

階層線形モデルでは一般に、分析対象とするレベルごとに、最尤法を用いて回帰式を推定する。例えば、本章のような2段階 (two-level) モデルの場合、生徒レベル (レベル1) では大学進学希望など、生徒レベル変数 (Y) を従属変数に、学校レベル (レベル2) では、生徒レベルの回帰係数 (β_0 や β_1) をそれぞれ従属変数にとり、予測ないし説明を行う。

階層線形モデルは、2段階でも様々なモデルを考えることができるが、大きくは次の3つのタイプに分類される。教育研究への応用例では、これらのモデルを順に推定していくことがしばしば見られるが、本章でもそれにしたがう (Lee & Burkam, 2003)。

①完全無条件モデル (fully unconditional model: FUM)

一つ目はもっとも単純なモデルで、レベル1にもレベル2にも独立変数を投入しないものである。無制約の (unconstrained) モデルとも言える。ランダム効果をとまなう一元配置分散分析 (one-way random-effects ANOVA) と考えることもできる。応用例を見てみると、このモデルは、後により複雑なモデルを検討していくための出発点として用いられることが多いようだ。本章ではこのモデルを用い、個々の生徒が大学進学を希望する確率が、学校によって異なるかどうかを検証する。

②学校内モデル (within-school model)

ランダム切片モデル (random-intercept model) と呼ばれるものである。レベル1の切片 (β_0) の効果は、レベル2の分析単位 (ここでは学校) の間でランダムに変動するものの、その他のレベル1変数の係数 (β_1 など独立変数の傾き) の効果は変動しない (つまり固定的 fixed) と仮定する。それぞれ、ランダム効果ないし変量効果 (random effects)、固定効果 (fixed effects) と呼ばれる。本章のように、個々の生徒の卒業時進学希望は学校間で異なるが、高校での成績が進学希望に及ぼす効果は異ならないと考える場合、学校内モデルを推定する。

③学校間モデル (between-school model)

今度は、レベル1の切片のみならず、傾きの効果もランダムに変動するモデルを考える。これはランダム係数モデル (random-coefficients regression model) と呼ばれる。傾きの効果だけが変動するモデルを使うことも可能だが、教育研究での分析例を見ると、切片と傾きの両方を学校間で変動させていることが多いようである。このモデルでは、レベル2変数と、レベル1の独立変数との間のクロスレベル交互作用 (cross-level interaction) を想定する。後に見るように、ある学校のタイプ (例えば、普通科 C) が、そこに通う生徒の卒業時進学希望に及ぼす効果は、彼女の高校外での学習時間に関わらず同じであるのか、それとも、長い時間勉強する生徒ほど強く働くのか、といった問いを検証することが可能となる。

なお2段階モデルを推定する場合、これらのいずれのタイプにおいても、レベル2変数の係数 (γ_0 や γ_1 など) の効果は固定的である。また、「学校内モデル」「学校間モデル」というのは、教育研究の中でも、学校効果研究など学校という組織レベル変数が、生徒個人変数に及ぼす効果を分析する研究の文脈でのみ用いられる呼称であることには注意を要する⁽²⁾。

3.1.3 従属変数が二値変数の場合

従属変数が連続変数ではない場合、その変数の特徴に応じて、レベル1には様々なモデルが採用される。これらは総称して階層一般化線形モデル (Hierarchical Generalized Linear Modeling: HGLM) と呼ばれるが、本章ではたんに階層線形モデルと呼ぶことにする。二値変数を従属変数にとる場合、レベル1はロジット分析、レベル2は通常の階層線形モデルと同じである。本章で推定する回帰式を、学校間モデルのみ次に示した。

$$\text{Prob}(\text{大学進学希望}_{ij} = 1 | \beta_j) = \varphi_{ij}$$

$$\text{Log}[\varphi_{ij} / (1 - \varphi_{ij})] = \eta_{ij}$$

$$\eta_{ij} = \beta_{0j} + \beta_{1j} (\text{女子}_{ij}) + \beta_{2j} (1 \text{ 年時進学希望}_{ij}) \\ + \beta_{3j} (\text{学習時間}_{ij} - \text{学習時間} \cdot \text{学校平均}_j) + \beta_{4j} (\text{成績}_{ij} - \text{成績} \cdot \text{全体平均}_j)$$

$$\beta_{0j} = \gamma_{00} + \gamma_{01} (\text{普通科A}_j) + \gamma_{02} (\text{普通科B}_j) + \gamma_{03} (\text{普通科C}_j) \\ + \gamma_{04} (\text{平均学習時間}_j - \text{平均学習時間} \cdot \text{全体平均}_j) + u_{0j}$$

$$\beta_{1j} = \gamma_{10}$$

$$\beta_{2j} = \gamma_{20}$$

$$\beta_{3j} = \gamma_{30} + \gamma_{31} (\text{普通科A}_j) + \gamma_{32} (\text{普通科B}_j) + \gamma_{33} (\text{普通科C}_j) \\ + \gamma_{34} (\text{平均学習時間}_j - \text{平均学習時間} \cdot \text{全体平均}_j) + u_{3j}$$

$$\beta_{4j} = \gamma_{40}$$

3.2 データ

分析には、卒業を控えた (または卒業目前の) 高校3年生が対象の「高校生の生活と進路に関するアンケート」 (以下、高校生調査) から得られた生徒レベルのデータと、高校の進路指導担当教諭を対象に実施された「高校生の進路指導に関するアンケート」 (以下、高校調査) によって得られた学校レベルのデータの、両方を使用する。分析にあたっては、欠損値はリストワイズ法で除去した。高校生調査の有効回答数7,563 (101校から回答を得ている)、高校調査の有効回答数78のうち、最終的に本章で分析に使用するのは、76校に所属する5,570人分のデータである⁽³⁾。データ解析には、SPSS 11.0およびHLM 6 Student editionを使用した⁽⁴⁾。

3.3 分析に使用する変数

使用する変数を次のように定義する。いずれも無回答・非該当は欠損値として扱っている。

卒業時の進学希望 生徒個人の高校卒業後の予定進路が「4年制大学」(進学先が決まっている場合、決まっていない場合の両方を含む) を1、「それ以外」を0とする二値変数。

性別 女子を1、男子を0とする二値変数。

1年生当時の進学希望 高校1年の頃、卒業後は「大学進学」（短大を含まない）をしたいと考えていた場合は1、「それ以外」の場合は0をとる二値変数。

学校外学習時間 高校3年の1学期に、家と塾・予備校でそれぞれ勉強していた時間に（1週間あたり）、次のように値を割り当てて合計した。「まったく勉強しなかった／行かなかった=0」「1時間未満=0.5」「1～3時間=2」「4～6時間=5」「7～9時間=8」「10～12時間=11」「13～15時間=14」「16～20時間=17.5」「21時間以上=21」。

高校の成績 生徒の調査回答時の成績（自己申告、5点尺度）に対して、「下のほう」から「真ん中ぐらい」、「上のほう」へと進むにしたがって、それぞれ1から5の値を割り当てた。

学校タイプ⁽⁵⁾ 「普通科A」「普通科B」「普通科C」「専門学科」の4カテゴリー。高校生調査の所属学科に関する回答に基づき、各学校を、「普通科」（または理数科）のみをもつ高校と、「専門学科」（または総合学科）のみをもつ高校の2つに分けた上で、前者をさらに、高校調査より得られた現役大学・短大進学率（2004年3月卒業予定者数にしめる4年制大学・短期大学進学予定者数の割合。浪人を含まない）に基づいてA、B、Cに分類した（それぞれ、進学率70%以上、40～70%、40%未満）。なお実際の分析では、ダミー変数として使用する（基準カテゴリーは「専門学科」）。

平均学校外学習時間 生徒個人の「学校外学習時間」（先述）の、学校ごとの平均値。

4. 分析結果

4.1 学校による大学進学希望のちがい

はじめに、本章で推定に用いるサンプルの特徴を把握しておきたい。表1は、生徒レベル変数、学校レベル変数それぞれの単純集計を、学校タイプ別に示したものである。卒業時の大学進学希望率は全体では41.4%だが、学校タイプによって大きな差が見られる（ $p < .001$ ）。専門学科に所属する生徒の進学希望率が約15%であるのに対し、普通科Aでは、平均して約8割の生徒が進学を希望している。普通科Bで約5割、普通科Cでは22%ほどである。なお41.4%という数字は、高校生調査への回答者全体の進学希望率（42.1%、 $N = 7,553$ ）に比べてやや小さい。

その他の変数については、まず性別を見ると、生徒全体の半分以上が女子だが、専門学科のみの高校では男子の割合の方が高いことがわかる。興味深いのは、高校1年生当時の進学希望である。各学校タイプとも、平均的には、進学希望率は1年生の時からほとんど変化していない。むしろ、いずれの学校タイプにおいても、全体の増加に伴って希望率が（タイプ間の差を残したまま）やや増加している。週あたりの学校外学習時間は、平均して3時間ほどだが、やはり学校タイプによって大きく異なっている（ $p < .001$ ）。なお標準偏差が平均値より大きいことは、分布の偏りを示している。高校の成績の平均値は、どの学校タイプでもほぼ3である。生徒の学校外学習時間を、学校ごとに集計した値（ここでは平均値）を学校タイプ別に見ても、やはり生徒レベルで見られた差異が同様に観察される。

表1 生徒レベル変数・学校レベル変数の単純集計（学校タイプ別）

| | 全体 | 普通科A | 普通科B | 普通科C | 専門学科 |
|----------------|-------|-------|-------|-------|----------|
| 生徒レベル変数 | | | | | |
| 卒業時の進学希望 (%) | | | | | |
| 4年制大学 | 41.4 | 79.6 | 51.9 | 21.8 | 14.8 *** |
| それ以外 | 58.6 | 20.4 | 48.1 | 78.2 | 85.2 |
| 性別 (%) | | | | | |
| 男子 | 45.7 | 42.2 | 42.9 | 42.2 | 54.9 *** |
| 女子 | 54.3 | 57.8 | 57.1 | 57.8 | 45.1 |
| 1年生当時の進学希望 (%) | | | | | |
| 大学進学 | 40.0 | 76.9 | 50.0 | 21.0 | 14.6 *** |
| それ以外 | 60.0 | 23.1 | 50.0 | 79.0 | 85.4 |
| 学校外学習時間 | 3.3 | 6.6 | 3.6 | 1.7 | 1.4 *** |
| (標準偏差) | 5.8 | 8.1 | 5.7 | 3.1 | 3.4 |
| 高校の成績 | 3.0 | 2.9 | 3.0 | 2.9 | 3.0 |
| (標準偏差) | 1.2 | 1.2 | 1.2 | 1.2 | 1.3 |
| <i>N</i> | 5,570 | 1,301 | 1,467 | 1,353 | 1,449 |
| 学校レベル変数 | | | | | |
| 平均学校外学習時間 | 3.2 | 6.9 | 3.7 | 1.7 | 1.4 *** |
| (標準偏差) | 2.9 | 3.7 | 1.7 | 0.7 | 0.6 |
| <i>N</i> | 76 | 16 | 20 | 18 | 22 |

離散変数にはカイ二乗検定、連続変数には分散分析を用いて有意差を検定。

*** $p < .001$.

それでは以下、3節にかかげた仮説を検討していく。完全無条件モデルの結果を表2に示した。このモデルでは、レベル1、レベル2のいずれにも予測変数を投入せず、レベル1の切片 (β_0) の効果が、レベル2でランダムに異なるかどうかを分析する。つまり、生徒が卒業時に大学進学を希望するオッズの対数が、学校間で異なるかどうかを検証している。レベル2の誤差項 (u_0) の分散がゼロであるとする帰無仮説は棄却され、レベル1切片の効果が有意に異なるという結果を得た ($p < .001$)。よって仮説1は支持される (β_0 の信頼性は.953)。

このモデルで推定される係数は、レベル2の切片 (γ_{00}) の効果である (固定効果)。係数の値は-.543であり、大学進学希望の対数オッズの、すべての生徒 (5,570人) の平均値を示している。したがって、代表的な学校においては (ランダム効果 u_0 がゼロ)、期待される生徒の進学希望確率は.367となる。

表2 卒業時進学希望の完全無条件モデル

| | | <i>B</i> | 標準誤差 | オッズ比 | <i>p</i> 値 | |
|-------------------------|-----------------------------|----------|-------|------|------------|------------|
| 固定効果 | | | | | | |
| 切片 | ($\beta_0 = \gamma_{00}$) | -.543 | .194 | .581 | .007 | |
| <i>Chi square table</i> | | | | | | |
| | | 標準偏差 | 分散 | 自由度 | χ^2 | <i>p</i> 値 |
| 切片 | (u_0) | 1.655 | 2.738 | 75 | 1525.9 | .000 |

4.2 学習時間と進学希望の関係

次に学校内モデルを用いて、仮説2と仮説3を検討する。分析結果は表3に示すとおりである。完全無条件モデルの結果と比較すれば、学校内モデルの結果がまず示すのは、生徒レベルの予測変数を考慮に入れても、依然、進学希望の対数オッズには学校間で差が見られることである（ \cdot_0 の信頼性は.938）。レベル2の誤差項（ u_0 ）は、有意にゼロと異なっている（ $p < .001$ ）。

個々の学校の中に目を転じてみよう。各学校においては、どのような生徒が大学進学を希望しているのだろうか。表3が示すのは、モデルに投入した4つの生徒レベル変数が、いずれも結果変数と有意に関連していることである（ $p < .001$ ）。他の変数を一定にすれば、男子の方が女子よりも、1年生の時に進学を希望していた生徒の方が、そうでない生徒よりも、卒業時に4年制大学への進学を希望する傾向にある。また、学校外学習時間が長いほど、高校の成績がよいほど、進学希望をもつ可能性が高い。仮説2も支持されよう。

では仮説3はどうか。生徒個人の学校外学習時間が及ぼす効果は、学校間で異なるのだろうか。学校外学習時間と進学希望との関連を示す係数（ \cdot_3 ）を各学校ごとに集計し（ \cdot_3 ）、その分布を見たとき、誤差項（ u_3 ）の分散は有意にゼロと異なっているわけではない（ $p = .101$ ）。したがって、ここでは仮説3は支持されない（ \cdot_3 の信頼性は.188）。

なお、性別や1年生当時の進学希望、成績が卒業時進学希望に及ぼす効果は、ここでは所属する学校によって異ならないと考えている（つまり固定されている）。それに対し、学習時間の効果は変動するものと仮定している。さらに、実際のモデルの推定においては、成績は全体平均（grand mean）との差をとって回帰式に投入しているのに対し、学習時間は、グループごと、つまり各学校の平均（group mean）との差をとって使用している（この手続きをセンタリングcenteringと呼ぶ）。したがって、最初の3つの変数は、分析対象の生徒全体について係数を推定しているのに対し、学習時間の場合は、この変数の各学校における傾きを全ての学校でプールし、その平均的な効果をみたものと解釈される。

表3 卒業時進学希望の学校内モデル

| | | <i>B</i> | 標準誤差 | オッズ比 | <i>p</i> 値 | |
|-------------------------|-----------------------------|----------|-------|-------|------------|------------|
| 固定効果 | | | | | | |
| 性別 | | | | | | |
| 女子 | ($\beta_1 = \gamma_{10}$) | -1.128 | .116 | .324 | .000 | |
| 1年生当時の進学希望 | | | | | | |
| 大学進学 | ($\beta_2 = \gamma_{20}$) | 1.311 | .097 | 3.710 | .000 | |
| 高校の成績 | ($\beta_4 = \gamma_{40}$) | .411 | .041 | 1.509 | .000 | |
| ランダム効果 | | | | | | |
| 切片 | (β_0) | | | | | |
| 切片 | (γ_{00}) | -.512 | .206 | .599 | .015 | |
| 学校外学習時間 | (β_3) | | | | | |
| 切片 | (γ_{30}) | .064 | .010 | 1.066 | .000 | |
| <i>Chi square table</i> | | | | | | |
| | | 標準偏差 | 分散 | 自由度 | χ^2 | <i>p</i> 値 |
| 切片 | (u_0) | 1.552 | 2.407 | 75 | 1204.7 | .000 |
| 学校外学習時間 | (u_3) | .037 | .001 | 75 | 91.0 | .101 |

4.3 学校タイプが進学希望に及ぼす効果

学校内モデルの結果が示したのは、個人レベルの変数を考慮してもなお、生徒が卒業時に進学を希望する見込みが学校間で異なっているということであった。そこで、そのバリエーションが、学校のどのような特徴と関わっているのかを検討するのが学校間モデルの目的である。興味のある変数は学校タイプだが、各学校の平均的な（学校外）学習時間も考慮する。なお、生徒個人の学習時間と卒業時の進学希望との関係については、学校によって有意に異なるわけではなかった。ただ、有意水準を10%とやや寛大にとれば、マージナルな領域にあると言えないこともない。そこで、ここでは学習時間の係数をもレベル2の従属変数とし、先と同様の学校レベル変数によって説明を試みることにした。

学校間モデルの結果を示したのが表4である。ここでもまず、Chi-square tableを最初に検討する。学校タイプの要因（普通科A、普通科B、普通科Cのダミー変数）、平均学校外学習時間の要因を考慮してもなお、大学進学希望は学校によって異なっている ($p < .001$)。また、このモデルの結果では、学校外学習時間と進学希望との関連にも学校間で有意な差がみられる ($p < .05$)。したがって、先の仮説3は完全に棄却されたとは言えないだろう（なお β_0 と β_3 の信頼性はそれぞれ.736と.241である）。

表4 卒業時進学希望の学校間モデル

| | | <i>B</i> | 標準誤差 | オッズ比 | <i>p</i> 値 | |
|-------------------------|-----------------------------|----------|------|-------|------------|------------|
| 固定効果 | | | | | | |
| 性別 | | | | | | |
| 女子 | ($\beta_1 = \gamma_{10}$) | -1.122 | .111 | .326 | .000 | |
| 1年生当時の進学希望 | | | | | | |
| 大学進学 | ($\beta_2 = \gamma_{20}$) | 1.297 | .097 | 3.660 | .000 | |
| 高校の成績 | ($\beta_4 = \gamma_{40}$) | .416 | .042 | 1.517 | .000 | |
| ランダム効果 | | | | | | |
| 切片 | (β_0) | | | | | |
| 切片 | (γ_{00}) | -1.271 | .226 | .280 | .000 | |
| 学校タイプ | | | | | | |
| 普通科A | (γ_{01}) | 1.779 | .290 | 5.923 | .000 | |
| 普通科B | (γ_{02}) | 1.249 | .269 | 3.488 | .000 | |
| 普通科C | (γ_{03}) | .530 | .268 | 1.700 | .052 | |
| 平均学校外学習時間 | (γ_{04}) | .324 | .051 | 1.382 | .000 | |
| 学校外学習時間 (β_3) | | | | | | |
| 切片 | (γ_{30}) | .098 | .024 | 1.103 | .000 | |
| 学校タイプ | | | | | | |
| 普通科A | (γ_{31}) | -.070 | .040 | .933 | .086 | |
| 普通科B | (γ_{32}) | -.039 | .030 | .961 | .196 | |
| 普通科C | (γ_{33}) | -.013 | .039 | .987 | .746 | |
| 平均学校外学習時間 | (γ_{34}) | .005 | .008 | 1.005 | .494 | |
| <i>Chi square table</i> | | | | | | |
| | | 標準偏差 | 分散 | 自由度 | χ^2 | <i>p</i> 値 |
| 切片 | (u_0) | .626 | .392 | 71 | 303.7 | .000 |
| 学校外学習時間 | (u_3) | .046 | .002 | 71 | 99.8 | .014 |

次に、個々の変数の効果を検討していく。まず固定効果だが、性別、1年生当時の進学希望、高校の成績の効果は、符号、大きさ、また有意水準とも、学校内モデルの結果と大きくは異ならない ($p < .001$)。具体的には、大学進学希望の対数オッズは女子の場合、男子にくらべて 1.12 小さい。これをオッズで言えば、女子生徒が卒業時に 4 年制大学への進学を希望するオッズは、男子よりも 67% 低い。1 年生当時に進学を希望していた生徒は、そうでない生徒にくらべ、卒業時においても進学を希望する見込みが 3.66 倍大きい。また、高校の成績が 5 段階評価で 1 ポイント増えるのに伴い、進学希望の相対オッズは 1.517 増加する (いずれも、他の変数の影響を一定にした場合)。

ランダム効果の検討にうつろう。学校タイプは生徒の卒業時進学希望に有意な影響を与

えている。普通科 A に所属する生徒が大学進学を希望する見込みは、(他の変数を一定にして) 専門学科の 5.92 倍である ($p < .001$)。同様に、普通科 B で 3.49 倍 ($p < .001$)、普通科 C で 1.70 倍大きい ($p < .10$)。学校外学習時間の学校平均が 1 時間増えるにしたがって、生徒の進学希望のオッズは 1.38 倍高くなる。よって仮説 4 は支持されよう。

これに対して、生徒個人の学校外学習時間が、進学希望に与える影響の差が有意に認められるのは、ここで検討した学校のプロフィールでは普通科 A と専門学科との間だけである(有意水準を厳しくとれば認められない)。普通科 A の係数はマイナスとなっている。つまりこのタイプの学校に通う生徒にとって、学習時間の 1 単位の増加が進学希望に与える効果は、専門学科と比べて低いことになる ($p < .10$)。以上から、全体として学習時間の効果が学校タイプに依存するとは必ずしも言えないし、アグリゲートの学習時間によって異なるとも言えない。よって仮説 5 は支持されない。

以上の結果の実質的な意味をもう少し検討しておきたい。表 4 において、レベル 2 の切片 (γ_{00}) の係数・1.271 が示すのは、すべての独立変数がゼロの値をとる一人の生徒が(連続変数は平均値を差し引いて回帰式に投入しているため、平均との差がゼロ。つまりもとの変数の平均値を意味する)、卒業時に大学進学を希望するオッズの対数である。つまり、専門学科に通う男子生徒で、高校 1 年生の時は大学進学を希望しておらず、高校の成績は本章に登場した 5,570 人の高校生の平均に位置するという生徒を想定する。また、この高校に通う生徒の(学校外)学習時間の学校平均は、全体平均に一致すると考える。彼の卒業時の進学希望確率は.219 となる。同じ(特徴をもつ)高校に通い、同様の特徴をもった女子生徒の場合、対数オッズは-2.393 であり、進学を希望する確率は.084 とさらに低くなる。

これと同様の考え方に基づいて、卒業時進学希望の予測確率を算出しグラフ化したものが、図 2 である。性別・学校タイプ別に、生徒個人の学習時間の変化に伴って(ただし平均との差。したがって X 軸上のゼロは学校平均)、進学希望確率がどう変化するかを 5~95 パーセンタイルのレンジについて示した。これら以外の変数はすべてゼロ、つまり、1 年生の時に大学進学を希望せず、高校の成績は全体の平均、そして学校平均の学校外学習時間は全体の平均に一致するという場合である。これを見ると、普通科 A に通う男子生徒の進学希望確率は、本人の学習時間にかかわらず、女子や他のタイプの学校に通う生徒よりも一貫して高いことがまず読み取れる。3 年生の 1 学期に学校外でほとんど勉強しない場合でも(Y 軸上の点)、6 割程度の確率で大学進学を希望する。普通科 B と普通科 C の係数は 10% 水準でも有意ではないため、これ以上の解釈は控えるが、いくつかのグラフが交差していることは、学習時間が増えるにしたがって進学希望確率が性別・学校タイプ間で逆転する可能性を示唆している。

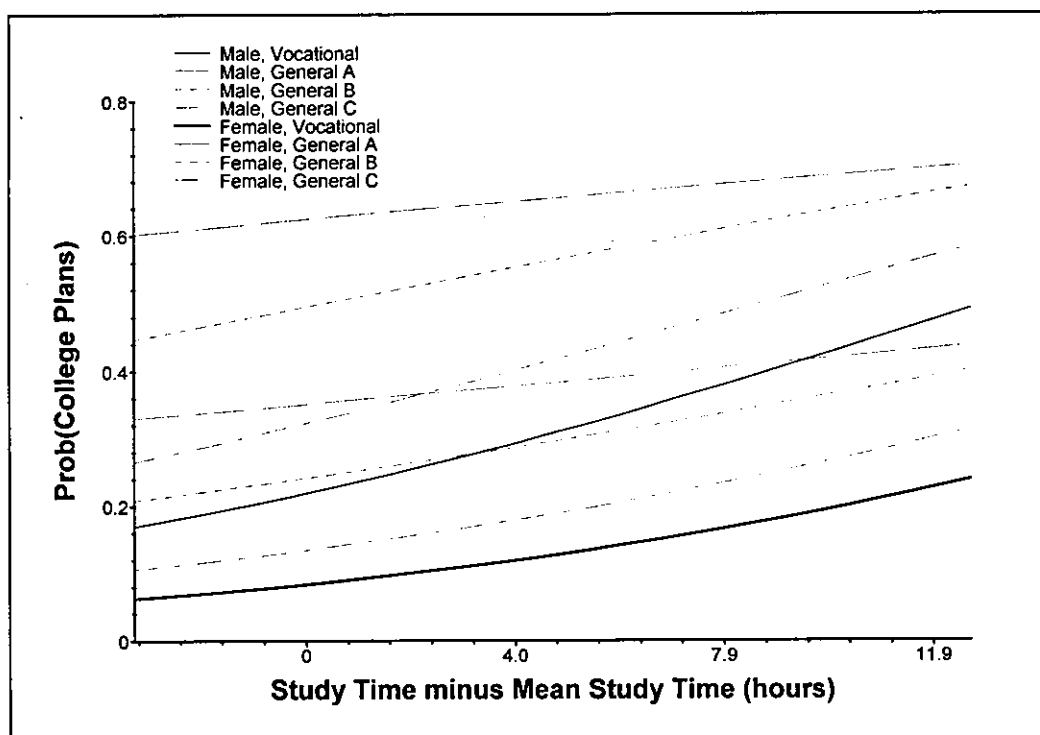


図2 卒業時進学希望の予測確率（性別・学校タイプ別）

5. まとめにかえて

本章では、階層線形モデルを用いて、高校3年生が卒業時に4年制大学への進学を希望するか否かという選択に、学校タイプが及ぼす効果を分析した。分析の結果は次のようにまとめられよう。第一に、卒業時の進学希望率は学校によって異なる。第二に、生徒の性別や高校1年生当時の進学希望、学校外学習時間、高校の成績が、卒業時の進学希望に影響を及ぼす。第三に、生徒が所属する学校のタイプや学校外学習時間の学校平均も、本人の進学希望に影響を与える。しかしながら第四に、生徒個人の学校外学習時間と卒業時進学希望との間の関係が、学校によって異なるとは必ずしも言えない。第五に、同様に、生徒個人の学校外学習時間が卒業時進学希望に及ぼす効果は、所属する学校のタイプや、平均的な学習時間レベルに依存するということもできない。

これらの分析結果が示すのは、生徒がどのようなタイプの高校に通うかによって、卒業後の進路選択の機会集合は確かに異なるということである。学校タイプ間で、集計レベルの進学希望率には大きな違いが見られた。本章の分類で言えば、専門学科に比べて普通科C、普通科Cより普通科B、さらには普通科Aでより多くの生徒が進学を希望している。このことは、個々の生徒が進学を希望する確率についても、さらには様々な生徒レベル要因、学校レベル要因を統制した後でもあてはまる。

他方、個人属性の違いによる差も大きい。高校の成績など他の要因を一定にしても、男子生徒の方が女子より進学を希望する見込みが高い。これは進学選択をめぐって、男女の間に何らかの構造的な差異があることを示唆する。

また、以前の進路希望による影響も重要である。本章の推定サンプルにおいては、高校1年生の時に4年制大学への進学を希望していた生徒の割合と、卒業時の進学希望率は、集計レベルではどの学校タイプでもほとんど変わらない。生徒個人の進学希望確率に焦点を当てると、1年時に進学希望をもっていた生徒は、そうでない者に比べて卒業時に進学を希望している見込みが実際に高い。4年制大学への進学は、全体として以前よりも容易になっているとは言え、なお相当期間にわたる準備を要するものであることを示唆している。こうした進学希望は、すでに中学生の時に形成されていると指摘されるが (Kariya & Rosenbaum, 1987)、そうした事実は依然、支配的であるのかも知れない。

以上の結果は、従来この分野で蓄積されてきた知見とも整合的である。先行研究は、第一に、家庭背景と進学する学校のタイプとが関連し、第二に、学校タイプが上級学校への進学のチャンスとも関連することを様々な形で明らかにしてきた。しかしこの二つは一応区別できる問題であり、後者は見方を変えれば、「学校は個人のもって生まれたバックグラウンドに関わらず、彼/彼女のライフチャンスに影響を与えることができるのか」という課題と捉えることもできる。こうした関心は、これまでは必ずしも高かったとは言えないのではないか。進学した学校で得られるリソース (例えば進路指導) や、生徒個人のコントロールが及ぶ要因 (例えば、自分に適した進学先をどれだけ熱心に探すか) など、進学のチャンスを増大させる要因は様々に存在する。本章が探ろうとしたのは、個人の属性要因や、個人のコントロールできる要因を考慮した上で、所属集団・組織が及ぼす効果をより適切な方法で分析する可能性であった。

しかしながら、本章には様々な限界がある。第一に、家庭背景に関する変数も同時に考慮する必要があるが、それは今後の課題として残されている。第二に、生徒個人のコントロールが及ぶ要因として、分布の偏りが大きい学習時間を使用したことの問題性である。今回は、推定できるモデルの制約から連続変数として扱ったが、より適切な変数を作成・選択する必要がある。第三は、学校タイプが実質的に何を意味するかが自明ではないことである。学校が、卒業生を上級学校や職業世界に送り出す上で、ポジティブに働くリソースの多寡を示すのか、それとも、ピアグループ効果を示唆するのか。より多くの学校レベル変数の影響を検討していくことが必要になる。第四に、個々の生徒が高校3年間を通してどのようなカリキュラムを学習し、授業を履修していくかということを学校タイプとは別に考慮する必要があるが、今回は扱えなかった。科目選択制などの拡大に伴って、重要性が増している課題である (荒牧 2003)。第五に、最も重要な点として、所属集団の効果を分析する上で、階層線形モデルがすべての推定上の問題を解決するわけではないことである (Gamoran, 1992)。生徒のある (タイプの) 高校への進学そのものが、その最終的な成果 (つまり卒業後の進路) に対する予期に基づいて選択される以上、学校の効果として析出されるものは、たんに異なるタイプの学校に所属する生徒間に、あらかじめ存在していた差異を反映したものにすぎない (その可能性は、本章についてもあてはまる)。個

人の機会選択とその構造、及び帰結については、今後も様々な視点と方法によりアプローチされる必要があると言えよう。

[注]

(1) 以下、階層線形モデルに関する説明は、特に断りのない限り Raudenbush & Bryk (2002)、および Luke (2004)よりまとめた。国立教育政策研究所教育課程研究センター (2005)、小宮山 (2004)、村山 (2003) をも参照。

(2) マルチレベル分析を用いた学校効果研究のレビューとしては、Rumberger & Palardy (2004)を参照。

(3) 本章の分析では、2つのデータファイルを、学校の ID 番号を用いて1つに統合したデータセットを使用するため、学校レベルデータの欠損値が1つ増えることは、その学校に所属する生徒のデータがすべて使用できないことを意味する。この事態を避けるため、学校レベル変数の作成には注意を払ったが、それでもサンプルサイズが有効回答数に比べ、相当小さくなることは避けられなかった。なお、欠損値のために、使用できる学校レベルデータの観測値があまりに減少してしまう場合、欠測箇所に適当な値を代入することなどによって処理する方法もあるが、ここでは行っていない。

(4) HLM はマルチレベル分析を行うための専用ソフトウェアの一つである (Raudenbush et al, 2004)。Student edition は、Scientific Software International 社のウェブサイトより無料でダウンロードでき、市販されているバージョンと同じ分析を行うことが可能である。しかし、2段階モデルの場合、分析に使用できる観測値の数がレベル1 (本章では生徒レベル) で 7,200、レベル2 (学校レベル) で 350 まで、また、モデルに投入できる独立変数 (切片を含む) の数も各レベル5つまで、という制限がある (www.ssicentral.com)。

(5) 学校タイプ変数を作成する前提となる、学科についてのデータ (学校レベル変数) は、高校調査の回答から作成することが必ずしも容易ではないと判断したため、次の手続きに従って、高校生調査の回答から作成した。まず、生徒の回答した所属学科を学校 ID 番号ごとに見てみると、一校の全員が、同一の回答 (例えば、普通科) をしているケースがほとんどであった。その場合、その学科をそのまま学校レベルデータに加えた。一つの学校につき複数の学科からの回答を (クラス単位で) 得ているケースは、101 校中 8 校あった。その場合、普通科と理数科の組み合わせや、専門学科どうしの組み合わせ (総合学科を含む) の場合、本章の学校タイプ変数の作成には特に支障にならない。問題となるのは普通科と専門学科の組み合わせであり、2校が該当する。これらについては、「普通科」に分類した。一校または一クラスの中で、1、2名だけ他の生徒と異なる学科名を回答しているケースは、欠損値を含め 25 あったが、それらの回答はここでは無視できると判断した。なお、以上の説明からも明らかとおり、学科は厳密に言えば学校レベル変数ではないが、本研究では学校レベルとして扱った。

[参考文献]

- 荒牧草平 2003, 「現代都市高校におけるカリキュラム・トラッキング」『教育社会学研究』第73集, 25-42頁.
- 尾嶋史章編著 2001, 『現代高校生の計量社会学——進路・生活・世代』ミネルヴァ書房.
- 荻谷剛彦 2000, 「学習時間の研究——努力の不平等とメリトクラシー」『教育社会学研究』第66集, 213-230頁.
- 国立教育政策研究所教育課程研究センター 2005, 『平成13年度小中学校教育課程実施状況調査データ分析に関する報告書』国立教育政策研究所教育課程研究センター.
- 小宮山智志 2004, 「階層線形モデルによる“地域不公平感”の分析」『新潟国際情報大学情報文化学部紀要』第7号, 161-179頁.
- 樋田大二郎・耳塚寛明・岩木秀夫・荻谷剛彦編著 2000, 『高校生文化と進路形成の変容』学事出版.
- 村山航 2003, 「学習方略の使用と短期的・長期的な有効性の認知との関係」『教育心理学研究』第51巻第2号, 130-140頁.
- Bidwell, C. E., & Kasarda, J. D. (1980). Conceptualizing and Measuring the Effects of School and Schooling. *American Journal of Education*, 88(4), 401-430.
- Gamoran, A. (1992). The Variable Effects of High School Tracking. *American Sociological Review*, 57(6), 812-828.
- Kariya, T., & Rosenbaum, J. E. (1987). Self-Selection in Japanese Junior High Schools: A Longitudinal Study of Students' Educational Plans. *Sociology of Education*, 60(3), 168-180.
- Lee, V. E., & Burkam, D. T. (2003). Dropping out of High School: The Role of School Organization and Structure. *American Educational Research Journal*, 40(2), 353-393.
- Luke, D. A. (2004). *Multilevel modeling*. Thousand Oaks: Sage Publications.
- Ono, H. (2001). Who Goes to College? Features of Institutional Tracking in Japanese Higher Education. *American Journal of Education*, 109(2), 161-195.
- Raudenbush, S. W., & Bryk, A. S. (2002). *Hierarchical linear models: Applications and data analysis methods* (2nd ed.). Thousand Oaks: Sage Publications.
- Raudenbush, S. W., Bryk, A. S., Cheong, Y. F., & Congdon, R. (2004). *HLM 6: Hierarchical linear and nonlinear modeling*. Lincolnwood: Scientific Software International.
- Rumberger, R. W., & Palardy, G. J. (2004). Multilevel Models for School Effectiveness Research. In D. Kaplan (Ed.), *The Sage handbook of quantitative methodology for the social sciences*. Thousand Oaks: Sage Publications.

高校生の進路決定

意図せざる結果としてのフリーター

松澤康平

(武蔵大学大学院)

近年増加していると言われるフリーター。官公庁の統計等を見てもその増加傾向は見る事ができる。それでは、そうしたフリーターは果たして自ら望んだ結果としてフリーターを選択しているのだろうか、あるいは意図せざる結果としてフリーターを選択せざるを得ないのだろうか。本章では各時期の進路希望の質問を使い、どの進路からどの進路へ移動したかをクロス集計した結果、進路希望をフリーターとする者の参入は、高校3年生の後半に特に多く、他の進路をあきらめて仕方なくというフリーターを選択したという様相が見えた。また、一貫して進路を変えない者が比較的多い、大学進学や就職とは違い、フリーターを一貫して希望している者少なくほとんどの人がフリーターに強い希望を持っていなかったことを示唆していた。こうした結果からもフリーターは自発的というよりも非自発的要因によりならざるを得なかったということ明らかになった。

1. はじめに

1.1 『学校基本調査』から見たフリーター

2004年度『学校基本調査』によれば、2004年度高等学校（全日制課程・定時制課程）卒業者はおよそ123.5万人。そのうち、大学等進学者55.9万人、専修学校（専門課程）進学者23.7万人、専修学校（一般過程）等入学者10.2万人、公共職業能力開発施設等入学者0.9万人、就職者20.6万、一時的な仕事に就いた者2.7万人、そしてその他が9.2万人となっている⁽¹⁾（表1）。このうち、一時的な仕事に就いた者というのは、2004年度から付け加えられたものである。この項目が、新たに追加された背景としては、新卒後、非正規社員として働く者いわゆるフリーターの増加や新卒後、働きも勉強も職業訓練も受けない者いわゆるニートの増加を受けのことであろう。従来までの区別の仕方では、それらは、一緒くたにされ、大学受験のための専修学校つまり予備校などには、通わないで、在宅で次年度の大学入試を目指す者と、上記のフリーター、ニートが左記以外の者として同じカテゴリーに入っていた。2004年度『学校基本調査』で付け加えられた「一時的な仕事に就いた者」というカテゴリーはこうした分析上の問題から生じたものであるということは想像に難しくない。

〔表1〕進路別卒業生数（高等学校〔全日制課程・定時制課程〕）

| 区分 | 計 | A 大学等進学者 | | B 専修学校 (専門課程)進 学者 | C 専修学校 (一般課程)等 入学者 | D 公共職業能 力開発施設 等入学者 | E 就職者 (左記A～ Dを除く) | F 一時的な 仕事に就 いた者 |
|-------|-----------|------------------|---------|----------------------------|-----------------------------|-----------------------------|----------------------------|--------------------------|
| | | うち通信への 進学者を除く | | | | | | |
| 1955年 | 715,916 | ... | 131,526 | ... | * | | 332,261 | * |
| 1960年 | 933,738 | ... | 160,386 | ... | * | | 566,618 | * |
| 1965年 | 1,160,075 | ... | 294,540 | ... | * | | 690,051 | * |
| 1970年 | 1,402,962 | ... | 340,217 | ... | * | | 802,817 | * |
| 1975年 | 1,327,407 | ... | 453,842 | ... | * | | 576,768 | * |
| 1980年 | 1,399,292 | ... | 445,875 | 120,076 | 162,551 | | 581,430 | * |
| 1985年 | 1,373,713 | 418,952 | 418,296 | 156,879 | 182,079 | | 547,372 | * |
| 1990年 | 1,766,917 | 539,953 | 538,890 | 278,743 | 247,974 | | 607,737 | * |
| 1995年 | 1,590,720 | 597,986 | 896,853 | 265,892 | 217,654 | | 395,796 | * |
| 1999年 | 1,362,682 | 602,078 | 601,396 | 228,390 | 124,478 | 10,687 | 269,154 | * |
| 2000年 | 1,328,902 | 599,747 | 599,120 | 228,672 | 115,512 | 10,192 | 241,703 | * |
| 2001年 | 1,326,844 | 598,849 | 598,202 | 232,625 | 115,147 | 9,496 | 240,176 | * |
| 2002年 | 1,314,809 | 589,674 | 589,016 | 236,791 | 118,902 | 9,847 | 221,359 | * |
| 2003年 | 1,281,334 | 571,959 | 571,331 | 241,931 | 115,393 | 9,506 | 210,017 | * |
| 2004年 | 1,234,953 | 559,729 | 559,079 | 236,878 | 102,916 | 9,120 | 206,492 | 26,991 |

| 区分 | G 左記以外 の者 | H 死亡・ 不詳の者 | A, B, C, Dのうち 就職している 者(再掲) | 大学等進学率 (%) | | 専修学校 (専門課程) 進学率 (%) | 就職率 (%) |
|-------|-----------------|------------------|-------------------------------------|---------------|------------------|------------------------------|------------|
| | | | | | うち通信への 進学者を除く | | |
| 1955年 | 209,778 | 42,351 | 8,268 | ... | 18.4 | ... | 47.6 |
| 1960年 | 181,669 | 25,065 | 5,884 | ... | 17.2 | ... | 61.3 |
| 1965年 | 164,481 | 11,003 | 10,210 | ... | 25.4 | ... | 60.4 |
| 1970年 | 253,483 | 6,445 | 13,899 | ... | 24.2 | ... | 58.2 |
| 1975年 | 288,625 | 8,172 | 14,669 | ... | 34.2 | ... | 44.6 |
| 1980年 | 86,243 | 3,117 | 18,263 | ... | 31.9 | 8.6 | 42.9 |
| 1985年 | 66,325 | 2,106 | 16,540 | 30.5 | 30.5 | 11.4 | 41.1 |
| 1990年 | 91,415 | 1,095 | 14,593 | 30.6 | 30.5 | 15.8 | 35.2 |
| 1995年 | 112,510 | 882 | 12,118 | 37.6 | 37.5 | 16.7 | 25.6 |
| 1999年 | 127,341 | 554 | 6,705 | 44.2 | 44.1 | 16.8 | 20.2 |
| 2000年 | 132,456 | 620 | 5,371 | 45.1 | 45.1 | 17.2 | 18.6 |
| 2001年 | 129,875 | 676 | 4,329 | 45.1 | 45.1 | 17.5 | 18.4 |
| 2002年 | 137,902 | 334 | 3,333 | 44.8 | 44.8 | 18 | 17.1 |
| 2003年 | 132,246 | 282 | 2,846 | 44.6 | 44.6 | 18.9 | 16.6 |
| 2004年 | 92,589 | 238 | 2,379 | 45.3 | 45.3 | 19.2 | 16.9 |

このような一事からも分かるように、90年代半ばから特に、近年高校、大学卒業後、つまり学卒後の進路というものに、人々の関心を集めている。内閣府が出している2003年版の『国民生活白書』では、「デフレと生活－若年フリーターの現在」という副題が付けられ、若年の雇用を全面的に取り上げている。その中で、「学校基本調査」をもとに高校卒業者と大学卒業者の進路について分析され、独自の定義でフリーター率を算出している。高卒のフリーターに関しては、「進路が未定であることがあきらかな人で、『大学進学者』、『専修学校進学者』及び『就職者』のいずれにも該当しない人」とし、大卒者のフリーターに関しては、「進路が未定であることがあきらかな人で、『大学進学者』、『専修学校進学者』及び『就職者』のいずれにも該当しない人」をフリーターとしている。

同分析では、フリーターと就職者の合計に占めるフリーターの割合を「フリーター比率」としている。それによると、高卒フリーター比率は、1980年で12.9%、1985年で10.8%、1990年で13.1%、1995年で22.1%、2000年で35.4%、2002年で38.4%となっており、大卒フリーター比率は1980年で11.3%、1985年で10.4%、1990年で7.4%、1995年で18.9%、2000年で32.3%、2002年で31.3%となっている。

この数値を比較してみると確かに、1995年以降顕著に進路未定者の割合が増加していることが分かる。高卒、大卒共に同様の現象が起こっているが、山田昌弘によれば高卒と大卒では深刻度は異なり、大学院や大学卒業者は職のレベルを落とせば、定職は見つかるかもしれないが、高卒では運が良い一部の者は正社員になって定収入が得られるが、契約社員になればよい方で、多くの割合で何の保証もないフリーターとならざるを得ない状況になっているという〔山田,2004:121〕。また、これと同様に、大卒よりも高卒でその状況は深刻であるという指摘は、「男女ともフリーターの実に半数は高卒者が占めている。つまり、若者の就業行動の変化と呼ばれる現象は、おもに高卒者をめぐって起こっている」〔堀,2002:199〕などでされており、高卒者ではその深刻度が高いとされている。

2. 高校生の進路

2.1 卒業後の進路

まず、高校3年生のアンケート回収時(1月～3月)の高校卒業後の進路予定についての質問(問3)から新たに進路予定のカテゴリーを再編成した図を見ていただきたい。1.卒業後正社員として働くことを予定し既に就職先が決まっている者「正社員内定者」、2.卒業後正社員として働くことを予定しているがまだ就職先が決まっていない者「正社員未内定者」、3.卒業後大学、短大、および専門・各種学校に進学を予定し進学先が既に決まっている者「進学決定者」、4.卒業後大学、短大、および専門・各種学校に進学を予定するがまだ進学先が決まっていない者「進学未決定者」、5.進学でも就職でもアルバイトやパートで生活することを予定しているもの「フリーター」、6.自営を含む「家事手伝い」、7.未定、8.無回答である。それぞれの人数とパーセントは表2に示した。

ここで見ると、高校3年生の1月から3月の時点でフリーターを予定しているものは、7563人中151人で2.0%となっている。この人数に、家事手伝い、未定を加えても274人で全体の3.6%でしかない。しかし、既出の2003年版『国民生活白書』で分析されている学校基本調査から作成された高校卒業者の分析では、2002年で就職者が22万人、専修学校進学者が37万人、大学進学者が59万人であり、フリーター⁽²⁾は14万人の計132万人である〔内閣府,2003:51〕。これをパーセント表記に変えてみるとフリーター率⁽³⁾は10.6%となる。これと同じ算出方法を使い2004年で同様の分析をすると、就職者21万人、専修学校進学者34万人、大学進学者56万人、フリーター12万人、計123万人。同様にフリーター率を算出すると9.7%となる。2002年から比べ若干フリーター率は減少しているが、およそ、高校卒業者の10%ほどがフリーターとして進路を取っていることになる。

【表2】 高校3年の1月から3月頃の進路予定

| | 正社員内定 | 正社員未内定 | 進学決定 | 進学未決定 | フリーター | 家事手伝い | 未定 | 無回答 | 合計 |
|-------------|-------|--------|------|-------|-------|-------|-----|-----|-------|
| 【全体】 | | | | | | | | | |
| 度数(人) | 1413 | 347 | 3439 | 2080 | 151 | 25 | 98 | 10 | 7563 |
| 有効パーセント(%) | 18.7 | 4.6 | 45.5 | 27.5 | 2.0 | 0.3 | 1.3 | 0.1 | 100 |
| 【性別】 | | | | | | | | | |
| 男性 | | | | | | | | | |
| 度数(人) | 824 | 157 | 1515 | 1070 | 58 | 18 | 38 | 3 | 3683 |
| 有効パーセント(%) | 22.4 | 4.3 | 41.1 | 29.1 | 1.6 | 0.5 | 1.0 | 0.1 | 100.0 |
| 女性 | | | | | | | | | |
| 度数(人) | 583 | 190 | 1921 | 1000 | 93 | 7 | 60 | 7 | 3861 |
| 有効パーセント(%) | 15.1 | 4.9 | 49.8 | 25.9 | 2.4 | 0.2 | 1.6 | 0.2 | 100.0 |
| 無回答 | | | | | | | | | |
| 度数(人) | 6 | 0 | 3 | 10 | 0 | 0 | 0 | 0 | 19 |
| 有効パーセント(%) | 31.6 | 0 | 15.8 | 52.6 | 0 | 0 | 0 | 0 | 100.0 |

卒業生全体におけるフリーター率では、今回の調査の2.0%、より広くとって3.6%という数字になっており、この10%という数字の開きがでてくる。まず考えられるのはサンプルの問題である。今回の調査では4県と限定してサンプルとした。このことが、調査結果に与えた影響という可能性は否定できない。しかし、UFJ総合研究所の丸山俊が総務省の「就業構造基本調査」(2002年)から、算出したフリーター率の地域分布を見ても〔丸

山,2004 : 46] 今回サンプルとした県が、他見に比べフリーターが極端に少ないという結果は見られず、4県合わせるとほぼ平均となる。このようなことを踏まえて考えるならば、ここでの調査時点での数値と、実際の進路との数値の乖離はサンプルの取り方以外の要因での結果である可能性が高い。このような数字の開きはどのようなことが原因となっているのか、またフリーターを進路として選択した人と他の進路を選択した人とは、高校1年生の頃から比べてどのような進路希望経路をたどっていったのか。

2.2 フリーターへの流入

繰り返し数値を挙げているが、高校3年生の1月から3月にかけて行なった調査の地点で進路をフリーターとしているものは、2.0%ないし3.6%である。それに対して実際にフリーターになるものは、およそ10.0%である。この数字の開きは何を意味するか。このうち多くは表1で挙げたカテゴリーのうち、正社員未内定者、進学未決定者が、フリーターというカテゴリーに流入してくるケースであると思われる。

特に正社員未内定者は、「新規高卒に対する企業の採用選考開始時期も、また国（職業安定機関）によって決められており、近年ではそれは毎年9月中旬とされている…（中略）…有力企業の場合には、選考の開始が認められてから1週間から10日間ほどの次期に集中して一斉に採用選考を行い、この第一回目の選考を通じてその年に採用を予定した新規高卒者を一括して決めてしまう」〔中島,2002 : 104〕とあるように、この調査時点で未内定であった場合、卒業まで未内定である可能性は高い。対して、進学の方は、調査を行なった1月から3月というのは、大学の一般入試が最もよく行なわれる時期である。試験が遅い学校では、3月に入ってから試験が行なわれるということも珍しくない。このような事情を考慮してみるとこの時点で進学未決定者であっても、この後進学が決定する可能性も残されている。しかし、進学未決定者は2080人にも上り全体の27.5%である。そのうち全ての人が決定するというのは、考えにくい。このような事情を考えると正社員未決定、進学未決定となっている人の中からフリーターに流入するということは明らかであろう。もちろん、正社員内定者、進学決定者の中からそうした人々がでてこないわけではないが、おそらく少数であると考えられる。このことから、推察されるのは、フリーターになる場合、それは望まざる結果である場合が過半数を超えていることである。同様のことは、『国民生活白書』の分析でも見られる。内閣府の「若年層の意識実態調査」（2003年）により作成された、グラフによると現在の雇用形態がフリーターの者でも「あなたは現状とは関係なく、どのような就業形態でありたかったと思いますか。」という問の答えで、正社員希望と答えている人は72.2%となっている〔内閣府,2003 : 79〕。

3. 進路希望の変遷

3.1 各時点での進路希望変化

それでは、次に調査時点で、進路予定を一体いつの時点でその進路を決定しているか、この点に注目していく。今回の調査では、自分の進路を高校1年の頃、高校2年の頃、高校3年の4月頃、高校3年の8月頃の時点での進路希望について過去を振り返って答えてもらっている。表3は、高校1年から高校3年までの各時点での進路希望を聞いたものである。それぞれの進路での加減を見てみると、17%を越え目立っているものの、ほとんど、進路ではそれほど極端な加減は見られない。特に大学進学はほとんど変化がないと言っても過言ではないぐらいに安定している。ここで問題になってくるのは、フリーターを選択して者である。高校1年の頃でフリーターと進路を決めていたものは、40人、0.5%に過ぎない。その後の増加について見てみても高校2年の頃では53人で0.7%、高校3年生の4月頃の頃で57人、0.8%そして高校3年生の8月頃にですら72人、1.0%である。ここに「迷っていた」と考えていなかったという人を加えても326人で4.3%である。つまり、フリーターを自ら望んで、進路希望としている人は、極少数であるということが分かる。

〔表3〕各時点での進路予定

| | 就職 | 専門・各種学校 | 短大進学 | 大学進学 | フリーター | 迷っていた | 考えていなかった | その他 | 無回答 | 合計 |
|-----------|------|---------|------|------|-------|-------|----------|-----|-----|------|
| (人) | 1217 | 1011 | 318 | 3072 | 40 | 519 | 1285 | 46 | 55 | 7563 |
| 高校1年の頃(%) | 16.1 | 13.4 | 4.2 | 40.6 | 0.5 | 6.9 | 17 | 0.6 | 0.7 | 100 |
| 高校2年の頃 | 1348 | 1233 | 432 | 3167 | 53 | 768 | 442 | 43 | 77 | 7563 |
| | 17.8 | 16.3 | 5.7 | 41.9 | 0.7 | 10.2 | 5.8 | 0.6 | 1 | 100 |
| 高校3年の4月頃 | 1603 | 1328 | 512 | 3256 | 57 | 543 | 137 | 48 | 79 | 7563 |
| | 21.2 | 17.6 | 6.8 | 43.1 | 0.8 | 7.2 | 1.8 | 0.6 | 1 | 100 |
| 高校3年の8月頃 | 1778 | 1419 | 589 | 3302 | 72 | 214 | 40 | 56 | 92 | 7562 |
| | 23.5 | 18.8 | 7.8 | 43.7 | 1 | 2.8 | 0.5 | 0.7 | 1.2 | 100 |

進路希望をフリーターとしている者以外についても詳しく見ていく。フリーター希望を除きこの中で最も変化していないものは、「大学進学」である、割合にしておよそ高校1年の頃で全体の40.6%だったのが、高校3年生8月の頃には43.7%とほとんど変化がない。また「短大進学」と、「専門・各種学校進学」は人数こそ違え、大学進学とそれほど大差の変化しか見られずそれほどドラスティックな変化とはなっていない。次に就職であるが、

就職は具体的な進路予定を述べているものとしては、最も増加が著しい。高校1年の頃、1217人、16.1%ものが、高校3年の8月頃には1778人、23.5%にまで上昇している。割合にして7.4%に過ぎないが、進学希望者に比較すると、増加率は高い。このような分析からでは、進学希望者は一貫して進学を希望しているのに対して、就職希望者は、進学希望者よりも一貫して就職を決めている人の割合が少ないような印象を受ける。しかし、実際には高校1年の頃の答えと高校2年の頃、高校3年の頃4月、8月の頃との間には入れ替わりがある可能性がある。この点を考慮する必要があるだろう。

表4、表5、表6はそれぞれ、高校1年の頃の進路希望と高校2年の頃の進路希望をクロス、高校2年頃と高校3年4月頃の進路希望をクロス、高校3年4月頃と高校3年8月頃の進路希望のクロス、そして高校3年の8月頃と高校3年の1月～3月頃をクロスしたものを表にしたものである。このうち、太字にした部分は、それぞれの時点で進路希望が変わっていない者の人数と割合をあらわしている。

3.2 高校1年頃から高校2年頃の進路希望変化

表4は、高校1年の頃と高校2年の頃を比較したものであるが、一目して分かるように、高校1年の頃の進路希望と、高校2年の頃の進路希望が変わっていない人が多い。就職、専門・各種学校、短大進学、大学進学、フリーター、その他⁽⁴⁾と特定の進路を挙げているものでは全てで60%を越えている。特に、大学進学と就職を希望している人は、それぞれ2652人で86.3%、955人で78.5%と高い割合で、進路希望を変えていない。

一方で「考えていなかった」、「迷っていた」というカテゴリーからの移動は多く、進路について意識していなかった者たちの中で、この時期になり意識をし始めた多かったためであろう。当然といえば当然であるが、逆に言えば、ここで「考えていなかった」、「迷っていた」というカテゴリーから移動している者たちは、高校に入学する前から進路を決めていたのではなく入学してから進路を決めているということが分かる。しかし高校1年生の頃「考えていなかった」と答えている人が高校2年生の頃に「迷っていた」と移動した者もまだ多くいることから見ても、まだこの期間では正確に進路を決めていなかった層が存在している。