九州大学学術情報リポジトリ
Kyushu University Institutional Repository

高校生の職業・教育期待における階層差の生成メカニズム : PISAデータによる検討

荒牧, 草平
九州大学大学院人間環境学研究院 : 准教授

https://doi.org/10.15017/2231039

出版情報：九州大学教育社会学研究集録. 12, pp.1-17, 2011-03-31. Seminar of Sociology of Education, Department of Social and Human Developmental Sciences, Graduate School of Human-Environment Studies, Kyushu University
バージョン：
権利関係：

九州大学教育社会学研究集録　第 12 号　2010 年

高校生の職業・教育期待における階層差の生成メカニズム
－PISA データによる検討－

Generating Mechanisms of Class Differences in
Expected Occupation and Education of High School Students

荒牧　草平

1．関心と目的

高校生の職業期待や教育期待の階層差はなぜ生じるのだろうか。この問いへのアプローチは様々に存在しうるが、ここでは＜親の地位からの下降移動を回避しようとする意思＞に着目した説明を中心とした、諸仮説の説明可能性を検討してみたい。

こうした説明のベースになったのは、教育達成の階層差を説明するために、Breen and Goldthorpe（1997：以下 BG97）が提示した相対的リスク回避（Relative Risk Aversion：以下 RRA）仮説である。RRA 仮説のキーとなるアイディアは、人々が自分の階層（父親の職業）を基準として、そこからの下降移動とならないような職業を希望し、その職業への到達を可能とする教育選択を行うというものである。つまり、図 1 に示したように、親の職業（階層的地位）を参照した下降移動回避の心理（RRA 心理）に基づいて職業期待が形成され、その職業へ到達するのに必要な教育水準を期待するという因果連鎖を想定して、教育達成の階層差を説明する仮説である。

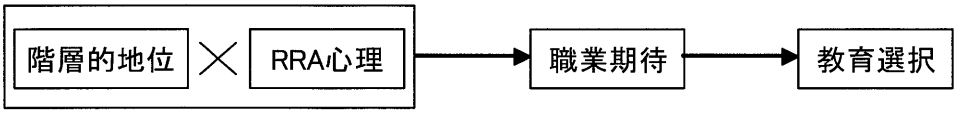

図 1　RRA 仮説の論理

この仮説が、現代の日本社会における青少年の職業・教育期待における階層差の生成メカニズムを上手くとらえているか否かを検討するには、いかなる分析戦略が有効であろうか。まず、ほとんどの者が高校へ進学している現実を考慮すれば、考察対象とする行為者は高校生が望ましいだろう。この場合、仮説が成立するには、高校生が父親より下の階層とならない職業を期待することが、まずもって必要な条件となる。したがって、そうした関連が認められるか否かを確認するのが、第 1 の課題となる。

なお、BG97 は必ずしも実際の個々人の行為選択の説明を目指した訳ではなく、現象の

背後にあるメカニズムを合理的選択理論の枠組からモデル化したものである。したがって、行為者の意識に立ち入って、こうした検討を試みることは、BG97 の意図とは異なるとも言える。とはいえ、実際の行為者の主観に照らして妥当しなければ意義は低いとも言え、そうした側面からアプローチすることも大いに意味があると考えられる。実際、RRA 仮説の検証を試みたと主張する研究にも、行為者の意識を直接に測定したデータに基づくものが既に多数ある（Becker 2003； Van de Werfhorst and Hofstede 2007；Stocké 2007 など）[1]。ここでも、行為者の主観的な意識に着目して検討してみたい[2]。

ところで、高校生の主観的な意識の側面に着目した研究を参照すると、図 1 の関連を前提とした説明には少なくとも 2 つの意味で疑問符がつく。第 1 の疑問は、高校生の主観における教育期待と職業期待は相対的に独立したものではないかというものだ。先述の通り、RRA 仮説の論理は、地位達成を最終目標とした教育達成という見方に基づいている。確かに、現代社会の職業達成には学歴が大きく関与しているから、両者の強固な結びつきを想定するのは常識的な考え方だと言える。ここから高校生の職業希望に着目した過去の研究においても、こうした枠組（学歴=地位達成モデル）に沿った解釈が主流であった。しかし、この点を疑問視する研究によれば、少なくとも高校生の主観的な意識においては、職業期待と教育期待の間に「学歴=地位達成モデル」が想定するほど強固な結びつきはないことが明らかとなっている（荒牧 2001）。

もう 1 つの疑問点は、高校生が進路選択時に準拠する価値志向性に関連する。学歴=地位達成モデルでは、高校生の希望職業を地位達成の観点からのみとらえていたが、現代の高校生の職業期待が、自己実現志向など社会経済的な地位達成とは別の基準にも影響されるとの報告もある（荒牧 2001；片瀬 2005 など）。

以上の結果は、RRA 仮説の想定する因果連鎖（図 1）が、少なくとも現代日本の高校生の主観的な職業・教育期待の形成状況とはそぐわないことを示唆している。ただし、これらの知見は、高校生の期待形成過程を、あくまで彼ら自身の主観的な心理の側面からとらえたにすぎず、期待形成の階層化については問われていない。一方、結果的に高校生の表明する教育・職業期待に階層差が認められるのであれば、その形成に階層的背景が何らかの形で関与していると考えなければならない。つまり、RRA メカニズムは、高校生の主観的な期待形成を解釈する枠組としては妥当性が低いかもしれないが、期待の階層差生成を上手く説明する余地は残される。したがって、この観点からの検討を第 2 の課題としたい。

以上の考察は、日本社会を念頭においているが、他の国ではどうなのかも気になるところである。RRA 仮説自体は普遍的な理論を構想したものであろうが、その基本的な発想は、ヨーロッパ社会での観察に基づいており、これを実証データによって検証する試みも、主としてヨーロッパ社会の個別の国を対象として進められてきた（Need and De Jong 2000, Davis, Heinesen and Holm 2002, Van de Werfhorst 2002, Becker 2003, Breen and Yaish 2006, Van de Werfhorst and Hofstede 2007, Stocké 2007, Holm and Jæger 2008 など）。

ここで、日本社会を含めて、複数の国々を対象に同一の設計による調査データに基づいて比較研究を行えば、この仮説の妥当する範囲について一定の判断が可能となる。本稿では後述の理由により PISA 調査のデータを用いて分析を行うが、幸い PISA 調査は様々な国において相互の比較が可能となるよう設計されており、調査対象国の中には先行研究によって RRA 仮説の検証が行われた国々も含まれている。したがって、それらの国々を対象にした比較分析も補足的に行うこととする。

2．相対的リスク回避（RRA）仮説

BG97 の提示した RRA 仮説とは、教育不平等の生成メカニズムを、個人の合理的な意思決定の観点から説明する試みである。人々は自分の子どもが自分より下の階層（職業）になる確率を最小化するような教育選択（educational choice）を行うというのが中心的なアイディアと言える。これは親の階層を基準とした相対的な下降移動のリスクを回避しようとする点に着目した考え方であるため、相対的リスク回避仮説と呼ばれる。

BG97 のモデルは、階層による文化や規範の違いではなく、社会的位置に応じた費用と利益と成功確率の評価に基づく合理的行為による階層差生成に着目するのが特徴である。階層差生成の観点からみたポイントは、下降移動の回避意識（図 1 の「RRA 心理」）はどの階層でも同じだが、基準となる出身階層（図 1 の「階層的地位」）が異なるため、結果としての合理的な教育選択に差が生じると考える点にある。

RRA 仮説のもう 1 つの重要なポイントは、あくまで「職業」の下降移動回避を根拠として、教育選択における階層差生成に注目した仮説だという点にある。ところが、RRA 仮説の実証を試みたと主張する先行研究には、データ上の制約という消極的な理由から、「職業」でなく「学歴」の下降回避傾向を検証するに留まっている物が多い。こうした世代間での学歴継承における RRA 的傾向は、吉川（2006）にならい、「学歴下降回避」傾向と呼ぶことにしよう[3]。

なお、どちらも＜親の地位からの下降移動を回避しようとする意思＞に着目しているので、その意味では両者をまとめて相対的下降回避説と呼ぶことができる。ただし、職業期待と教育期待の形成は互いに重なりを持ちつつも相対的に独立したメカニズムによって形成されている可能性もあるので、本稿では、両者を区分した上で、それぞれと家庭背景との関連を探って行くこととする。

3．諸仮説に対応した具体的な分析課題

RRA 仮説では、上記の通り、「親の職業→職業期待→教育選択」という因果関係を想定している。高校生の教育・職業期待形成から見たポイントは、それが親の職業を基準とし

た下降移動回避の観点から形成されると考える点にある。この場合、親の職業と生徒の期待する職業は、必要とされる学歴水準にしたがって序列づけられたものとして想定されている。したがって、この仮説が正しければ、費用や成功確率に関連する変数、および他の先行研究で重要視されてきた諸変数をコントロールしても、父職と高校生の職業期待には、RRA 心理を反映した序列的対応関係が認められるはずである。例えば、父職と高校生の職業期待を学歴水準の低い物から順に、C1、C2、C3 とカテゴライズしたとすると、以下のような関連を示すと期待される。親の学歴と高校生の教育期待の関連においても、同様のことが言える。したがって、こうした関連が認められるか否かを検討するのが相対的下降回避説の説明可能性を検討する主な分析課題となる。

イ．C3 の出身者は、他の変数を統制しても、C1 や C2 の出身者と比べ、C3 を期待する。
ロ．C2 の出身者は、他の変数を統制しても、C1 の出身者と比べ、C2 を期待するが、C3 までは期待しない。
ハ．C1 の出身者は、他の変数を統制しても、C2 や C3 の出身者と比べ、C2 や C3 を期待しない。

しかし、上記のような理解とは異なり、高校生の職業期待と教育期待は、別々のメカニズムによって形成されている可能性もある。荒牧（2001）は、高校生の職業期待について以下のような指摘を行っている。

①教育期待は学力やトラッキングの制約を強く受ける一方、職業期待はあまり制約を受けない（就業までの時間的な遠さ、就業条件やプロセスおよび職業内容に関する知識の不足等のため）ので、職業期待には職業に対する夢や希望が相対的に強く反映されている可能性がある。
②実際に自己実現志向など、社会経済的な地位達成とは別の基準にも影響されるという分析結果が得られている。
③そもそも全体に専門職希望が多い。

まず、③の事実のみをもって、父職を基準とした RRA 傾向が、高校生の職業期待を形成する主な要因だとは考えられないという主張が成り立ちうる。しかも②のように、職業期待には自己実現の観点から形成される側面があるから、学歴=地位達成の枠組みに留まる RRA 仮説では、高校生の職業期待形成を上手く把握できないのではないかと考えられる。

ただし、職業期待に階層差が認められるとすると、夢や希望の形成（①）に階層的背景

が関与している可能性もある。つまり、RRA メカニズムは、高校生の職業期待形成の解釈枠組としては妥当しないかもしれないが、職業期待における階層差の説明には妥当する余地が残される。

とはいえ、夢や希望の形成に対する出身階層の影響は、RRA メカニズムに限られると考える必要はない。この点に関しては、むしろ文化的背景の影響を指摘する研究、とりわけ Bourdieu の文化資本論（Bourdieu et Passeron 1970 ; Bourdieu 1979）に基づく研究が積み重ねられてきたと言える。したがって、そうした影響についても検討しておく必要があるだろう。ちなみに、アムステルダムの中等学校生を対象とした調査データを用いて、RRA 仮説と文化資本仮説の妥当性を検討した Van de Werfhorst and Hofstede(2007)は、Boudon（1973）の IEO モデルにおける 1 次効果には文化資本のみが、2 次効果には RRA 傾向のみが作用すると報告している。なお、IEO モデルとは、教育における不平等が「文化的遺産のメカニズム（1 次効果）」と「社会的位置に応じた決定のメカニズム（2 次効果）」という 2 つのメカニズムによって生じるとするものである[4]。

ところで、職業期待と教育期待では、その形成メカニズムに差異があるとするなら、教育期待の階層差についてはどのように考えればよいだろうか。まず、わが国の教育達成においては、進学先の高校によるトラッキングが強いことが繰り返し指摘されているから、高校生の教育期待形成は、在籍高校のトラックから導かれる成功確率による制約を強く受け、主体的な選択の余地は — したがって、そこに階層の関与する余地も — 小さいと予想される。ここから、家庭背景の影響は主として進学先の高校を決定するまでに関わると想定したとしても道理と言えよう。しかしながら、各地の高校生に対する意識調査のデータに基づき、教育期待の階層差を分析した諸研究（樋田ほか 2000 ; 尾嶋 2001 ; 荒牧 2002 ; 片瀬 2005 など）は、高校ランクなどをコントロールしても、階層の直接的な関与が少なからず観察されることを報告している。したがって、わが国の高校生の教育期待を問題にする場合でも、職業期待と同様にして、出身階層の直接的な影響を検討する余地がある。なお、BG97 のモデルでは、職業期待の形成を前提として教育期待（教育選択）をとらえており、〈職業に関する下降移動の相対的リスク〉を回避しようとすると解釈していた。しかし、教育期待の形成においては、親の学歴に準拠して〈学歴の下降移動〉を直接的に回避しようとする学歴下降回避心理が作用している可能性がある。こうした理解の妥当性についても検討してみよう。

4．分析方法

4. 1. データ

青少年の主観的な期待形成において学力要因は重要な役割を担っていると考えられ、RRA 仮説でも成功確率を表す指標としてモデルの重要な要素とみなされている。しかしな

がら、高校生の期待形成を扱った従来の研究の多くは、特定の地域を対象とした調査データに基づいており、学力に関する情報も主観的評価に限られる場合が多かった。一方、本稿で用いる、OECD の実施した PISA 調査のデータは、各国の 15 歳の生徒（日本では高校 1 年生）を代表するような調査設計に基づいて収集されており、また生徒の客観的な学力に関する情報が利用できる。これに加えて、親の階層的地位に関する情報も豊富に含まれている点、および他の国々においても調査がなされており、相互の比較が可能となるよう設計されている点も PISA データの大きなメリットと言える。

なお、職業期待に関する質問項目は PISA2006 にのみ、教育期待については PISA2003 にのみ含まれているので、職業期待の分析には前者を、教育期待の分析には後者を用いることになる。調査時点に 3 年間のズレがあるため、異なる生徒集団を母集団とすることになるが、どちらの調査も 15 歳の生徒全体を代表するよう入念に設計されており、この間にその性質が大きく変化したとも考えにくい。したがって、本稿の分析課題を検討する限りでは、どちらも現代の高校生に対する調査の結果として同様に扱うことに大きな支障はないと考えられる。

4. 2. 職業（期待）の分類

RRA 仮説の観点から高校生の職業期待と親の職業階層の関連を検討するには、就業に必要とされる学歴水準にしたがって職業をカテゴライズする必要がある。幸い PISA データでは親の職業および高校生の職業期待に ISCO（ILO の国際標準職業分類）コードが付与されている。ISCO コードは必要とされる学歴水準（スキル・レベル）にしたがって大分類が作られているので、これを用いて分類を行う（2005 年社会階層と社会移動調査研究会 2007）。ただし、管理職には様々な学歴レベルが混在しており学歴水準は定義されていないので別カテゴリーとする。また、ISCO コードでは必要とされる学歴水準について中等学歴レベルと初等学歴レベルを区分しているが、日本では義務教育が中学校（前期中等レベル）までと両者を区分する必要がないため、初等レベルと中等レベルは統合する。

上記にしたがって、「1：管理職」「2：専門職（4 年制大学レベル）」「3：準専門職（短大・専修学校レベル）」「4：その他（初中等レベル）」の 4 分類を作成した。2～4 については必要とされる学歴水準に関して序列があるので、RRA 仮説が正しいならば、3 節で述べたイ～ハの関連が認められるはずである。

4. 3. その他の変数

- **親の学歴と高校生の教育期待**：親の学歴と高校生の教育期待は「中学」「高校」「短大・高専」「大学・大学院」の 4 段階に分類した。
- **家庭の資源・資本**：経済的資源については、これに関する合成変数として予め PISA のデータセットに含まれている「wealth」変数[5]を、文化資本変数としては、「文学作品」

「詩集」「美術品」の有無および「本の数」の4変数の主成分得点を用いた。

・**成功確率**：成功確率に関する変数として、「学力」と「学校ランク」を用いる。「学力」の指標としては、読解力・数学的リテラシー・科学的リテラシーの3科目に関する学習到達度調査の得点（推定値）の主成分得点[6]を、学校ランクは前記の主成分得点の学校平均を元に6つに層化した変数[7]を用いた。

・**その他の統制変数**：女子ダミー。職業科高校ダミー。学校所在地の人口規模[8]。

5．分析結果

5.1. 父親の職業と子どもの職業期待の関連

はじめに、父親の職業と子どもの職業期待の関連を確認しておく。図1は父職別にみた高校生の職業期待の分布である。3節に引用した③の指摘と同様に、全体として「専門職」を期待する者が多く、父職「その他」層をのぞくと「専門職」の選択率が最も高い。その意味では先の指摘通り、父職を基準としたRRA傾向が、高校生の職業期待を形成する主な要因だとは考えにくい。しかし、職業期待に階層差が認められるのも事実なので、そうした違いがRRA傾向によって説明できるかどうか、多変量解析によって確認してみよう。

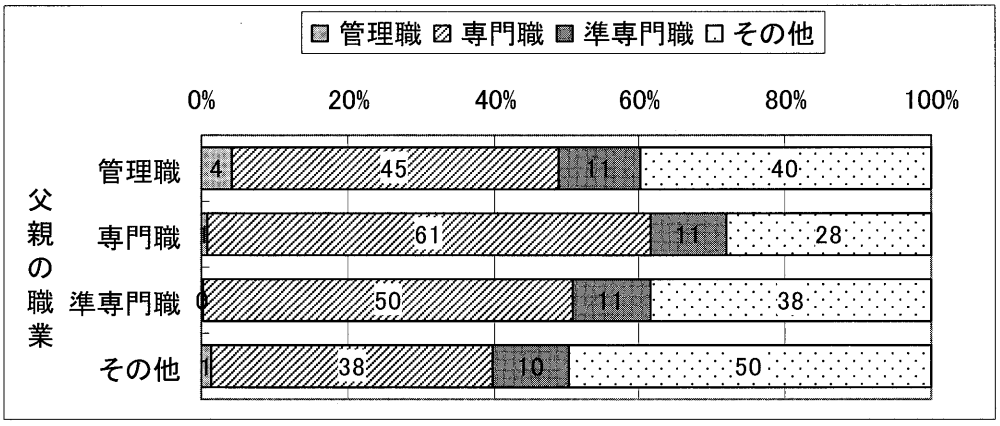

図1　父職別にみた高校生の職業期待

5.2. 職業期待の多項ロジット

表1は、先に示した諸変数を統制した場合の父職と高校生の職業期待の関連を調べるため、多項ロジットモデルを適用した結果である。従属変数（高校生の職業期待）は「その他」を基準に示してある。父「専門職」層は、他の変数をコントロールしても「専門職」を期待する傾向が強く、RRA仮説に合致している。ただし、それは父職「その他」を比較基準とした場合であり、「準専門職」層を基準にとって計算し直すと（表1の右端列）成立しなくなる。また、父「準専門職」層は「準専門職」を期待する傾向が強くない。これらの結果はRRA仮説の想定と一致しない。

なお、「管理職」層は他の変数をコントロールしても「管理職」を期待する傾向が有意である。ここから、「専門職」層と「管理職」層に関しては、父親と同じ職業階層を期待する傾向があると指摘することができる。ただし、「準専門職」層ではこの傾向が認められないので、一般に、父親と同じ職業階層を期待する傾向があるとは言えない。

ところで、吉川（2006）は、大学進学機会の階層差を成立させるメカニズムとして、親の職業を基準とした RRA 仮説よりも、親の学歴を基準とした学歴下降回避説が有効なのではないかと主張している。また社会意識一般に対しては、職業階層よりも学歴階層の説明力が高いという分析結果も示している。ここからは、高校生の職業期待の階層性も、親の職業でなく学歴に強く規定されるとの推測が導かれうる。そこで父職の代わりに父学歴をモデルに投入してみたところ、表 2 に示したように父学歴の効果はいずれも有意とはならなかった。この結果は、成人の意識を想定した吉川の主張が地位達成過程にある高校生には必ずしもあてはまらないことを示すとともに、職業期待と教育期待を切り分けて考えるべきであるという本稿の立場を支持するものと言える。

表1　職業期待の多項ロジット

	管理職	専門職	準専門職	再掲（準専門職基準）専門職
学力	-.07	.09 **	.06 *	.03
女子ダミー	-1.73 **	.10	.01	.09
経済資本	.00	.01	.04	-.03
文化資本	.36 **	.20 **	.10 *	.10 *
学校ランク	-.01	.22 **	.09	.13 +
職業学科ダミー	-.73 +	-.32 **	-.38 *	.06
都市規模	.10	.09 +	.10	-.01
父親の職業				
管理職	1.33 **	.10	.10	.00
専門職	-.20	.56 **	.29	.27
準専門職	-1.06	.22	.10	.12
定数	-3.16 **	-1.26 **	-2.01 **	.75 *

Pseudo R2＝.075　基準カテゴリーは「その他」。右端は「準専門職」を基準にした場合。
N=3,155　** p<.01　* p<.05　+ p<.10

表2　職業期待の多項ロジット（父学歴でみた場合）

	管理職	専門職	準専門職
学力	-.07	.08 **	.05 +
女子ダミー	-1.81 **	.10	.04
経済資本	.10	.03	.05
文化資本	.36 **	.20 **	.11 *
学校ランク	.07	.23 **	.13 +
職業学科ダミー	-.72 +	-.30 **	-.37 *
都市規模	.22	.11 *	.12
父親の学歴			
高校	-.66	-.01	-.06
短大・高専	-1.78	.25	.40
大学・大学院	-.78	.17	-.07
定数	-2.84 **	-1.34 **	-2.13 **

Pseudo R2＝.070　基準カテゴリーは「その他」。
N=3,126　** p<.01　* p<.05　+ p<.10

なお、どちらの場合にも、経済資本の効果は認められないが、文化資本は統計的に有意な効果を持っていることが確認できる。その効果が「管理職」への期待で最も大きい点は、Bourdieu の想定とは異なるが、本稿の分析に用いた文化資本指標が、高校生の職業期待に対して、独自の効果を持っていること自体は明白と言える。

5.3. 教育期待の多項ロジット

上記の通り高校生の職業期待を RRA 仮説の論理で解釈するのは困難であったが、教育期待は父学歴を基準とした学歴下降回避説によって解釈できるだろうか。

表3　学歴期待の多項ロジット

	短大・高専	大学・大学院
学力	.08 **	.25 **
女子ダミー	.93 **	-.25 *
経済資本	.04	.05
文化資本	.06	.26 **
学校ランク	.16 **	.53 **
職業学科ダミー	-.49 **	-2.03 **
都市規模	-.08	.19 **
父親の学歴		
高校	.33 *	.37 *
短大・高専	.72 **	.54 *
大学・大学院	.69 **	1.35 **
定数	-.97 **	-1.58 **

Pseudo R2=.269　基準カテゴリーは「高校」。
N=3,427　** p<.01　* p<.05　+ p<.10

表 3 は、従属変数を職業期待から教育期待に切り替えて、先ほどと同様の多項ロジットモデルを適用した結果である。父学歴「大学・大学院」層は、他の変数をコントロールしても「大学・大学院」を、「短大・高専」層は「短大・高専」を期待する傾向が強く、これらの点では学歴下降回避説に合う結果が得られている。ただし、これ以上進学せずとも下降移動の回避されている父学歴「高校」層でも、高等教育進学期待が有意に高い点は、この仮説では説明できない結果である。「大学・大学院」層が「短大・高専」を期待する傾向が統計的に有意であるのも仮説に合わない結果と言える。むしろ、パラメータの値から一貫して読み取れるのは、父親の学歴が高いほど、相対的に上位の学歴を求める傾向が強いということである。なお、職業期待の場合と同様、文化資本指標が統計的に有意な効果を示している点は、改めて指摘しておきたい。

6．職業期待の国際比較

上記の通り、日本の高校生の教育・職業期待に認められる階層差は、相対的下降回避説

の論理にしたがって理解することは難しいように思われる。しかしながら、他の国々において行われた RRA 仮説を検証する試みの中には、この仮説が妥当するという結論を導き出しているものもある。このように異なる結論が得られた一因は、検討方法（データの性質から分析手法まで）の違いにあると考えられるが、分析対象とした国自体の違いに起因する可能性もある。幸い PISA 調査は各国において同様の方法によって行われるよう配慮がなされているため、同一の分析手法を用いれば前者に起因する結果の揺れを統制することができる。したがって、最後に国際比較を行うこととしよう。

比較対象は実証データによる RRA 仮説の検証が行われている国々が望ましい。ここでは重要な研究成果が報告されている、ドイツ（Becker 2003；Stocké 2007）、オランダ（Need and de Jong 2000；Van de Werfhorst and Hofstede 2007）、デンマーク（Davis, Heinesen, and Holm 2002）を取り上げる。ちなみに、Stocké（2007）を除くと、少なくとも部分的には RRA 仮説が支持されるとの結論が報告されている（荒牧 2010）。

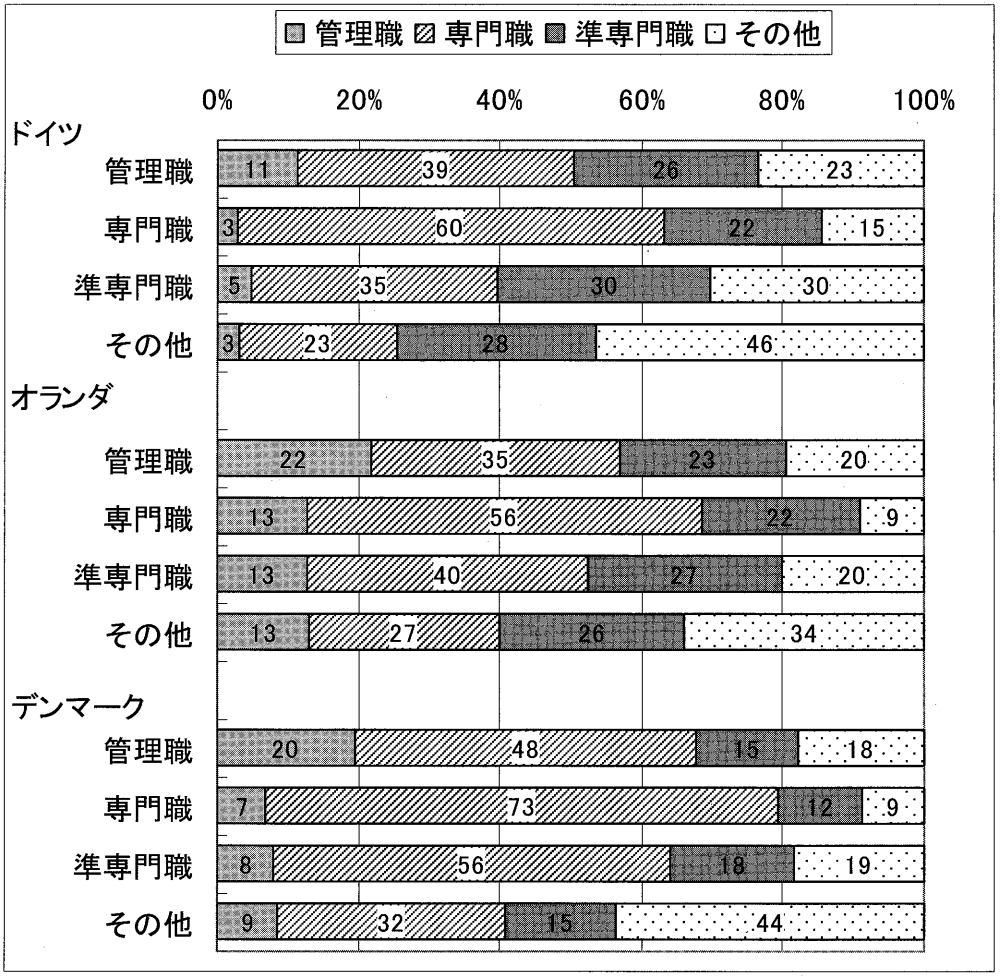

図 2　父職別にみた生徒の職業期待（ドイツ・オランダ・デンマーク）

これらの国々についても、初めに父親の職業別に子どもの職業期待を集計しよう（図 2）。細かな分布の状況は、恐らく現実の職業構成や職業に対する評価などの相違を反映して、

国による違いが認められる。また、相対的に「管理職」や「準専門職」を期待する者の割合が多い点は、3 国に共通した日本との違いと言える。しかしながら、全体に「専門職」を期待する者が多く、父職「その他」以外では選択率が最も多いこと、および「準専門職」の期待割合にはあまり大きな階層差が認められないことは、日本も含めた各国に共通している。以上の結果からは、これら 3 国においても、15 歳の職業期待形成の主要因として、父職を基準とした下降移動回避を持ち出すのは不適切であるように思われる。ただし、どの国でも階層差は認められるので、その説明には RRA 仮説が妥当する余地がある。

そこで日本の場合と同様の多項ロジットモデルを適用してみた。表 4〜6 に示した結果より、3 国とも父「専門職」層が「専門職」を期待する傾向が日本より顕著であり、「準専門職」を比較基準にしても（各表の右端列）統計的に有意であることがわかる。しかし、父「専門職」層が「準専門職」や「管理職」を期待していたり、「準専門職」層が「準専門職」を特に期待していないなど、RRA 仮説の想定とは異なる傾向も認められる。結局、これらの国でも RRA 仮説を職業期待の階層差を生み出す主要なメカニズムとして強く主張するのは難しいように思われる。

最後に日本との相違を確認すると、1 つには父職と生徒の職業期待との関連が強い傾向にあるとは言えそうである。これらの国では職業階層のリアリティが日本より強く、それが生徒の期待形成にも影響していることが推察される。また、経済資本の効果は国によって異なっているが、デンマークでは強い効果が確認できる点は大きな違いである。しかし、そうした違いがあるにも拘わらず、RRA 仮説の妥当性については、日本と同様に否定的な結論が得られたこと、「専門職」希望において文化資本が統計的に有意な効果を持つこと（ただし、オランダの場合は 10%水準）が確認された点は強調しておく必要があるだろう。

7．考察

現代の日本社会において、父親の職業と高校生の職業期待には、他の変数をコントロールしても一定の関連が認められた。しかしながら、それを RRA 仮説の論理に従って理解するのは無理があると判断された。同様にして、高校トラックや学力などをコントロールしても教育期待の階層差が観察されたが[9]、それらを生みだす主たるメカニズムとして学歴下降回避説を主張するのは難しいと判断された。以上が本稿の分析から導かれた結論である[10]。職業期待と教育期待のいずれに関しても、日本の高校生の場合、〈親の階層的地位と比べて下降移動を回避する心理〉が期待の階層差を生み出す主要なメカニズムであるとは判断し難い。また、国際比較分析の結果、階層リアリティが日本より明確に存在すると考えられるドイツ、オランダ、デンマークの場合には、親の職業と生徒の期待との関連がより強く認められたものの、RRA 仮説の妥当性については日本と同様の結論が導かれた。

表4　ドイツにおける職業期待の多項ロジット

	管理職	専門職	準専門職	再掲 (準専門職基準) 専門職
学力	.08	.25 **	.08 **	.17 **
女子ダミー	-.41 +	.21 +	.27 *	-.07
経済資本	.09	-.01	.01	-.02
文化資本	.01	.18 **	.07 +	.10 *
学校ランク	.47 **	.46 **	.20 **	.26 **
職業学科ダミー	.77	-.35	-.78 +	.43
都市規模	.26 *	.29 **	.12 *	.17 *
父親の職業				
管理職	1.65 **	.69 **	.46 *	.24
専門職	.24	1.07 **	.44 *	.62 **
準専門職	.45	.23	.20	.03
定数	-4.56 **	-3.09 **	-1.40 **	-1.69 **

Pseudo R2＝.135　基準カテゴリーは「その他」。右端は「準専門」を基準にした場合。
N=2,586　** p<.01　* p<.05　+ p<.10

表5　オランダにおける職業期待の多項ロジット

	管理職	専門職	準専門職	再掲 (準専門職基準) 専門職
学力	.08 **	.23 **	.12 **	.11 **
女子ダミー	-.46 **	.70 **	.43 **	.27 **
経済資本	.20 *	.01	.02	-.01
文化資本	-.01	.08 +	.07 +	.00
学校ランク	.23 **	.39 **	.09	.31 **
職業学科ダミー	-.69 **	-.84 **	-.67 **	-.16
都市規模	.40 **	.44 **	.20 **	.24 **
父親の職業				
管理職	.65 **	.20	.12	.09
専門職	.63 **	.92 **	.58 **	.34 *
準専門職	.10	.28 +	.18	.10
定数	-1.82 **	-2.15 **	-.51 +	-1.64 **

Pseudo R2＝.136　基準カテゴリーは「その他」。右端は「準専門」を基準にした場合。
N=3,765　** p<.01　* p<.05　+ p<.10

表6　デンマークにおける職業期待の多項ロジット

	管理職	専門職	準専門職	再掲 (準専門職基準) 専門職
学力	.25 **	.40 **	.20 **	.19 **
女子ダミー	.01	.70 **	.15	.55 **
経済資本	.52 **	.34 **	.20 *	.15 +
文化資本	.03	.13 **	.05	.08 +
学校ランク	.18 *	.29 **	.29 **	.00
職業学科ダミー	-.41 **	-.96 **	-.13	-.83 **
都市規模	.10	.01	-.11	.12 +
父親の職業				
管理職	.95 **	.30 *	.32 *	-.03
専門職	.49 +	.90 **	.55 *	.35 +
準専門職	.27	.56 **	.52 **	.05
定数	-1.53 **	-.75 **	-1.27 **	.52 *

Pseudo R2＝.192　基準カテゴリーは「その他」。右端は「準専門」を基準にした場合。
N=3,448　** p<.01　* p<.05　+ p<.10

一方、高校生の職業期待と父親の職業との間に一定の関連が認められたこと、それが父学歴をベースとした疑似相関ではないと判断されたことは、高校生が父親の職業との類似性を考慮して職業期待を形成している可能性を示している。ただし、ここでの分析はデータの限界から職業分類が非常に粗いため、この点については別のデータによって改めて検討する余地が大きいと言える。

以上の結論を受けて今後どのような展開が求められるだろうか。1 つの大きな課題はより適切な説明やモデルの模索であろう。職業期待にしても教育期待にしても、分析結果から共通して読み取れたのは、必ずしも下降移動回避という消極的な動機説からは説明できない、「より良い」あるいは「より望ましい」地位を目指そうとする志向性であった。ここから、期待の階層差が生まれるのは、その「良さ」や「望ましさ」の判断やスコープの決定に、親の職業や学歴が関与しているからだと考えられないだろうか。

こう考えた場合に残された次の課題は、そうした関連がなぜ生じるかを説明することである。ここで「良さ」や「望ましさ」の判断に家庭の文化的背景が関与していると考えると、文化資本論的な説明が妥当することになる。本稿の分析でも、必ずしも Bourdieu の想定とは一致しないが、文化資本変数が統計的に有意な独自の効果を示しており、文化資本論的な解釈に一定の実証的根拠を与えている。しかし一方では、そうした文化の違いを持ち出さずに説明できる余地も残されている。文化資本変数の効果をコントロールしてもなお階層変数自体の直接的な効果が残されていたという分析結果は、そうした可能性も追求すべきことを要請する[11]。

ところで、初めに紹介したとおり、RRA 仮説では下降回避傾向自体には階層差がないと想定している。これと同様に考えると、「良さ」を目指す傾向に階層差はなく、ただ社会的位置に応じてその範囲や対象が異なるだけだという主張も成り立ちうる。所属階層によって階層のあり様に関するイメージ（認識）が異なるとする高坂（2000）の理解を参考にすれば、たとえ同じ志向性をもっていたとしても、社会的位置に応じて期待の範囲や内容が異なるという主張もあり得るだろう。また、人は現状を少し上回る所得水準を求めるという実証的知見について数理モデルによる説明を試みた浜田と石田（2010）や、彼らがベースにした盛山（1981）のアスピレーション最適化理論[12]を参考にすれば、自分の社会的位置づけに応じて少し高い期待水準を設定することも、RRA 仮説とは違った形で、合理的選択理論の枠組から説明できる余地がある。以上の考察は RRA 仮説や学歴下降回避説の主張するような相対的下降移動回避ではなく、相対的上昇移動志向（Relative Upward-mobility Orientation）に注目したモデルとして要約できる。見方によっては、どちらも同じようなものかもしれないが、これから地位達成を行おうとする青少年の主観的な意識のリアリティを表すには、後者の RUO モデルに軍配が上がると思える[13]。

以上の議論は高校生の職業期待を地位達成の枠組からとらえたものであるが、先に引用したように、高校生の職業期待には自己実現志向など地位達成とは別の論理も作用してい

るとの指摘がある。これについては「良さ」や「望ましさ」の評価軸が地位達成に限られない（＝自己実現軸も存在する）と考えれば、基本的には上記の枠組みに含めて理解することができる。ただし、自己実現志向の分布には階層差が認められない（荒牧 2002）という報告もある。したがって、この点は高校生の期待形成の階層化とは別の問題として考えるべきだというのが１つの解釈である。ただし、仮に同様の自己実現志向を持っていたとしても、社会的位置に応じて職業（階層）の認知（自己実現を可能とする職業として何を想起するか）に違いがあり、結果的に期待する職業も異なると考えれば、これも階層化の枠組で理解できる余地がある。

以上、あまり熟さない「思いつき」を書き並べすぎた嫌いもあるが、これらの推論の妥当性を検討していくことを今後の課題としたい。

＜注＞

1　その他、RRA 仮説を実証的に検証しようとする研究のレビューとしては荒牧（2010）を参照されたい。

2　本文に引用した先行研究では、何らかの形で地位達成や教育達成に関わる志向性を直接測定した結果を用いて分析しているが、後述の通り、本稿では異なるアプローチをとっている。そうした価値志向を直接に測定する調査を行う必要性を判断するためにも、RRA 仮説が想定するような関連が認められるか否かを検討しているわけである。

3　ただし、吉川は階級（職業）継承ではなく、学歴継承自体が重要なメカニズムであると考えているので、データの限界という消極的な理由から、階級の代理指標として親学歴を使用する研究にこの名称を適用するのは不適切かもしれない。

4　Boudon は１次効果を「階級ごとに学業成績の分布が異なること」によって、２次効果を「同じ成績であっても階級によって残存率が異なること」によって表現したモデルを用いたシミュレーション分析を行い、このモデルが過去の教育統計に現れる諸傾向と一致する結果をもたらすこと、また仮に第１の文化的不平等を完全に除去しても、第２のメカニズムによって大きな不平等が生み出され得ることを明らかにし、第２のメカニズムの重要性を主張した。

5　ただし、2003 年データには wealth 変数が用意されていないので、wealth の構成変数のうち、2003 年データにも含まれる「自分の部屋」「インターネットの回線」「食器洗い機」の主成分得点を経済的資源の指標として用いた。2006 年の wealth 変数には、「デジタルカメラ」「携帯電話・PHS」「自動車」なども含まれているため、2003 年データと 2006 年データの分析では異なる変数を用いていることに注意が必要である。

6　PISA の学習到達度調査は、部分的に内容の異なる 13 種類の問題冊子を用いて実施されており、それぞれの生徒が解答する内容は割り当てられた冊子によって異なっている。

そのため学力（学習到達度）については、項目反応理論に基づき、各科目について5つの推定値（plausible value）を算出している。ここでは、すべての推定値（15変数）に主成分分析を行った結果を用いた。ちなみに、第1主成分の固有値は12.6、寄与率は84%であった。詳しくは、国立教育政策研究所（2007）を参照のこと。

7　具体的には、10%tile、25%tile、50%tile、75%tile、90%tileの5分位点を区切りとする6階層に分け、下から順に1～6の値を与えた。

8　「1万5千人未満」「1万5千人～10万人未満」「10万人～100万人未満」「100万人以上」の4区分に対し、順に1～4を与えた。

9　藤原（2009）は、高校生とその親を対象とした調査データに対して、相互依存モデルという分析手法を適用して、親子それぞれの教育期待に独自の影響を与える要因を検討し、高校生の期待には成績や高校の偏差値など子ども自身や学校に関する要因が作用し、階層的な要因は親の期待にのみ影響する（ただし親の職業でなく学歴のみが有意）という興味深い結果を報告している。仮に、この結果が一般的にあてはまるものであるとすれば、本稿で観察された高校生の期待における階層差は、データに親自身の回答が含まれていないことに起因する疑似相関に過ぎない可能性がある。

10　なお、本稿の分析は「父親」の職業との対応関係を検討したにすぎないため、生徒の性別を考慮すると異なる結論が得られる可能性がある。

11　もちろん、ここでの文化資本の測定や効果の推定が不十分・不適切であるという主張も成り立ちうる。

12　これはアスピレーション水準の設定を心理的損失と心理的利得の合理的計算という観点から説明しようと試みたものである。ちなみに、前者には、高いアスピレーションによる不満と緊張、予感的挫折感（失敗の主観的確率・望む対象の意味の大きさ）等を、後者には、高いアスピレーションによる生活の充実感・能動性、予感的期待利得（実利・達成自体の満足・望む対象の意味の大きさ・達成の主観的確率）等を想定している。

13　ここで主張しているRUOは単に下降回避を上昇志向に言い換えたに過ぎないわけではない。RRAが階級的位置のみに準拠するのに対し、RUOは選抜プロセスにおける経験や社会化による変化を前提としている。

＜文献＞

2005年社会階層と社会移動調査研究会, 2007,『2005年SSM日本調査コードブック』2005年社会階層と社会移動調査研究会

荒牧草平, 2001,「高校生にとっての職業希望」尾嶋史章編『現代高校生の計量社会学－進路・生活・世代－』ミネルヴァ書房: 81-106頁.

荒牧草平, 2002,「現代高校生の学習意欲と進路希望の形成－出身階層と価値志向の効果

に注目して－」『教育社会学研究』71: 5-23 頁.

荒牧草平, 2010, 「教育の階級差生成メカニズムに関する研究の検討：相対的リスク回避仮説に注目して」『群馬大学教育学部紀要（人文・社会科学編)』59: 167-180 頁.

Becker, Rolf., 2003, "Educational Expansion and Persistent Inequalities of Education: Utilizing subjective expected utility theory to explain increasing participation rates in upper secondary school in the Federal Republic of Germany," *European Sociological Review*, 19 (1): pp.1-24.

Boudon, Raymond, 1973, *L'Inégalité des Chances: La mobilité sociale dans les sociétés industrielles*, Paris: Librairie Armand Colin. （＝1983, 杉本一郎・山本剛郎・草壁八郎訳『機会の不平等：産業社会における教育と社会移動』新曜社）.

Bourdieu, Pierre, 1979, *La Distinction: Critique sociale du Jugement, Minuit.* （＝1990, 石井洋二郎訳『ディスタンクション：社会的判断力批判 Ⅰ・Ⅱ』藤原書店）.

Bourdieu, Pierre et Jean-Claude Passeron, 1970, *La Reproduction: éléments pour une théorie du système d'enseignement*, Les Editions de Minuit.（＝1991, 宮島喬訳『再生産：教育・社会・文化』藤原書店）.

Breen, Richard and John H. Goldthorpe, 1997, "Explaining Educational Differentials: Towards a Formal Rational Action Theory," *Rationality and Society*. 9(3):pp. 275-305.

Breen, Richard and Meir Yaish, 2006, "Testing the Breen-Goldthorpe Model of Educational Decision Making," Stephen L. Morgan, David B. Grusky, and Gary S. Fields eds., *Mobility and Inequality*, Stanford University Press: pp.232-258.

Davies, Richard, Eskil Heinesen, and Anders Holm, 2002, "The relative risk aversion hypothesis of educational choice," *Journal of Population Economics,* 15 (4): pp.683-713.

藤原翔, 2009, 「現代高校生と母親の教育期待：相互依存モデルを用いた親子同時分析」『理論と方法』24(2): 283-299 頁.

浜田宏・石田淳, 2011, 「望ましい収入はどう決まるか？：収入アスピレーション・レベルの最適化モデル」（印刷中）.

樋田大二郎・耳塚寛明・岩木秀夫・苅谷剛彦, 2000, 『高校生文化と進路形成の変容』学事出版.

Holm, Anders, and Mads Meier Jæger, 2008, "Does Relative Risk Aversion explain educational inequality?: A dynamic choice approach," *Research in Social Stratification and Mobility*, 26: pp.199-219.

片瀬一男, 2005, 『夢の行方：高校生の教育・職業アスピレーションの変容』東北大学出版会.

吉川徹, 2006, 『学歴と格差・不平等：成熟する日本型学歴社会』東京大学出版会.

国立教育政策研究所, 2007, 『生きるための知識と技能 3：OECD 生徒の学習到達度調査（PISA）2006 年調査国際結果報告書』ぎょうせい.

高坂健次, 2000, 『社会学におけるフォーマルセオリー：階層イメージに関する FK モデル』ハーベスト社.

Need, Ariana and Unlkje de Jong, 2001, "Educational Differentials in the Netherlands: Testing Rational Action Theory," *Rationality and Society*, 13 (1): pp.71-98.

尾嶋史章, 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.

盛山和夫, 1981, 「アスピレーション・レベルの決定に関する最適化理論」笹岡秀雄・布施鉄治・三谷鉄夫編『地域社会と地域問題』梓出版社: 246-264.頁

Stocké, Volker, 2007, "Explaining educational decision and effects of families' social class position: An empirical test of the Breen-Goldthorpe model of educational attainment," *European Sociological Review,* 23 (4): pp.505-519.

Van de Werfhorst, Herman G., 2002, "A detailed examination of the role of education in intergenerational social-class mobility," *Social Science Information,* 41(3): pp.407-435.

Van De Werfhorst, Herman G. and Saskia Hofstede, 2007, "Cultural capital or relative risk aversion?: Two mechanisms for educational inequality compared," *British Journal of Sociology,* 58 (3):pp.391-415.