合理的選択と教育機会不平等

―質的差異を考慮した相対リスク回避モデルの定式化―

濱　本　真　一*

本論は，教育機会不平等が「なぜ」発生するのかというメカニズムに着目した研究の中でも Breen and Goldthorpe（1997）のモデル，とりわけ相対リスク回避説に着目し，その数理的な展開と，モデルが予測する社会状態の考察を行う。相対リスク回避説が予測する進学の階級差は，教育達成における階級差を直ちに導出できず，能力の階層差を仮定する必要がある。本論では，質的差異を含む教育達成が存在する社会の下での相対リスク回避の存在条件を示したうえで，さらにモデルが予測する教育達成の格差が現実のデータと適合的になるようにパラメータの値を推定する。シミュレーションによって分析を行った結果，質的差異を含む選択において相対リスク回避の機能は限定的であり，さらに能力の階級差が存在することが示された。ただし，最も現実と適合的なモデルにおいてもそのかい離は大きく，相対リスク回避説だけでは説明できない教育達成格差メカニズムの存在が示唆される。

キーワード：教育機会不平等，合理的選択，相対リスク回避仮説，質的差異

1.　教育機会不平等の数理モデル

1.1　相対リスク回避説

教育機会の不平等は，これまで（教育）社会学の中でも大きな研究関心であった。教育機会にどれほどの階層差が存在するのかという問いに加え，教育機会不平等が「なぜ」発生するのかというメカニズムに着目した研究も多く蓄積されている。その中でも本論では，Breen and Goldthorpe（1997；以下 BGM）の試みに着目する。BGM は，教育達成過程を図1のようなプロセスとしてモデル化し，個人の選択と確率的なプロセスによって教育機会に階級差が生じることを示した。BGM は教育機会の不平等が生じるメカニズムを合理的選択理論と呼ばれる枠組みから説明する試みとして注目された。個人は，義務教育等修了した後，進学して教育機関にとどまる（Stay）か教育機関を離れて労働市場に参入する（Leave）かを選択する。Stay を選択した場合には，教育機関で成功（Success）か失敗（Failure）のどちらかに割り振られる。社会には3つの順序性を持った階級（S：サービスクラス，W：ワーキングクラス，U：アンダークラス）があり，（Success/Failure/Leave）それ

*教育学研究科　博士課程後期／日本学術振興会特別研究員

ぞれのノードから，それぞれ異なる確率（α, β, γ）で3つの階級に割り振られる。

進学を選択し，成功するか失敗するかの確率は未知であり，個人ごとに推定された主観的成功確率（π_i）を持つ。個人は自分の合理的な選択基準を持ち，それにしたがって行動するが，その選択基準が階級ごとに異なることが社会全体の不平等の原因となるというものである。

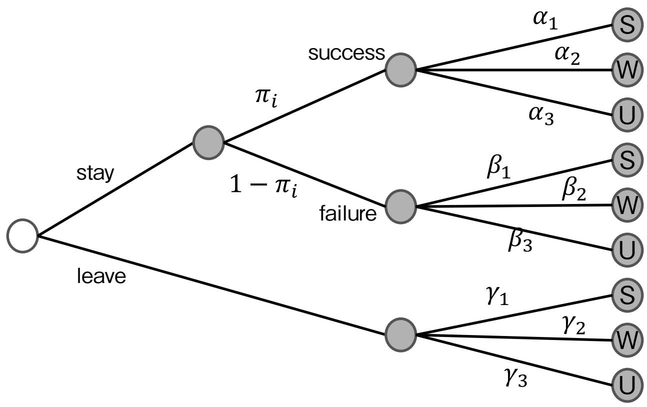

図1　BGM の概念図

元論文におけるいくつかの仮定を取り除いているため，元論文（Breen and Goldthorpe 1997: 288）の図とは厳密には異なる

BG のモデルにおいて重要な要素は3つある。すなわち⑴能力の階級差，⑵リソースの階級差，⑶相対リスク回避メカニズム（RRA）である。⑴は，Boudon（1973=1983）の一次効果と同等であり，能力分布が階級ごとに異なることが教育達成の差を生むというものである。一方⑵と⑶は，二次効果，すなわち能力が同等であっても階級ごとに進学率が異なることへの説明枠組みと言える。

特に，BGM の代名詞ともなっている相対リスク回避説（RRA）は，近年注目を集めている。RRA は，「自分の親（出身）と同等かそれ以上の階級に到達したい」とする心理メカニズムである。裏を返せば,「自分の親（出身）よりも下の階級に到達したくない」というものである。進学の意思決定は，この「自分の親（出身）よりも下の階級に到達」する確率をリスクととらえ，そのリスク（相対リスク）を最小にするような戦略として選択される。すなわち，教育は相対リスクを回避するための手段なのである。RRA を考慮した教育達成過程の研究は，BGM 以降いくつかの方面に展開された。

第1の展開として，RRA というメカニズムの存在仮説を実証的な手続きで検証しようとしたものである。日本においては太郎丸（2007），近藤・古田（2009），藤原（2011, 2012）などがある。しかし，その多くは RRA が存在するときに起こり得る結果が実データで得られるかという必要条件を検証したにすぎず，「個人が相対リスクを回避する」という心理的なメカニズムを直接的にはとらえていない。その結果,「階層と成績の交互作用」などの作業仮説が支持されたとしても，それが RRA によって生じた結果であるとは言い切れない。

第2の展開として，RRA に対立または補完するメカニズムを提示したものがある。日本では吉川（2006）の学歴下降回避説がその代表である。Lucas（2000）の Effectively Maintained Inequality

（EMI）もその一つといえる。ただしこれらの諸モデルは，内的妥当性を保ちながらも，RRA を退けるのに十分な論理に乏しい。吉川（2006）は，相対リスク回避説を職業の世代間継承の戦略として学歴の階層差を説明する遠回りな説明枠組みとし，これに対してより直接に学歴の階層差を説明できる学歴下降回避説の妥当性を主張している。しかし，因果プロセスが直接的になったからと言って，それが即相対リスク回避説を退け学歴下降回避説の妥当性を主張できる論拠にはならない。他説をしのぐ妥当性を検証するには何らかの検証が必要であるが，それがなされていない以上，学歴下降回避説の優位性を主張する根拠はない。

3つ目の展開は，BGM の数学的なフォーマライゼーションである。BGM は，合理的選択理論を階層論と結びつけるといういわば試論という位置づけにあり，数学的な厳密性には乏しい状態にあった。これらの穴を埋めることなしに BGM が理論として成立することは不可能であるが，この作業は意外にも蓄積が乏しい。数少ない例として浜田（2009）や瀧川（2011）などによって，RRA のもとで進学率に階級・階層間の格差が生じる条件が特定された。

以上3つの展開をすべて盛り込んだ研究として，Breen and Yaish（2006）では，BGM において最大化する目的関数を相対リスク回避の確率ではなく地位達成によって得られる利得とし，実証可能な命題を導き出した。毛塚（2013）は，BGM のうち RRA を仮定しない「単純進学モデル」，RRA に学歴下降回避を加えた「二重回避」のそれぞれのモデルを定式化し，実証によって RRA を退け単純進学モデルを採用している。

1.2　BGM に残された謎と展開可能性

以上のように，BGM は提示されて以降多くの関心を集めているが，未だ議論，考察の及んでいない「謎」は多い。例を挙げると，アンダークラスに関する無関心，社会構造の変化に基本的に無関心であることなどである。とりわけ本論では，BGM のもとで教育達成の階級差がどのような様相を呈すのかがはっきりしていないことに注目する。RRA では，個人が主観的な合理的選択によって意思決定を行うことが仮定されているだけで，その結果として教育達成がどの階級にどのように配分されるのかには，全く言及されていない。

進学率の階級差を RRA のみに求め（能力分布やリソースに差がないと仮定する），主観的合格率ないしは能力によって決定されるとすると，一見パラドキシカルな現象が生じうる。毛塚（2013）の定式化によると，RRA の下での S クラス，W クラスの進学率はそれぞれ $1-F_X\left(\tau-F_\varepsilon^{-1}\left(1-\frac{\gamma_1-\beta_1}{\alpha_1-\beta_1}\right)\right)$, $1-F_X\left(\tau-F_\varepsilon^{-1}\left(1-\frac{\beta_3-\gamma_3}{\beta_3-\alpha_3}\right)\right)$ である（τ, $F_X(\cdot)$, $F_\varepsilon(\cdot)$ はそれぞれ「成功」に必要な能力の水準，能力 x の分布関数，個人の能力 x への撹乱項 ε の分布関数（後述））。この式から導かれるのは，進学の階級差が存在するとき，階級ごとに進学が合理的になる能力水準が異なる，さらに言えば，S クラスの方が低い能力水準でも進学が合理的になるということである。

この仮定が正しければ，進学を決定した者の中での能力分布は S クラスよりも W クラスにおいて高くなる。「成功／失敗」が個人の能力に応じて配分されているのであれば，「成功」の確率が W

クラスにおいて大きくなってしまう[1]。「成功／失敗」を高等教育機関の「修了／退学」とみなしても，上位の階級・階層の方が高等教育課程を修了しやすいという報告もなされており（Hauser and Andrew 2005），モデルによって予測される社会が現実と符合していない。このような不整合を解消するには，能力またはリソースの階層差を仮定しなければならない[2]。

また，日本の教育達成過程に目を向けたとき，「成功・失敗」のとらえ方は再考の余地がある。BGM は教育の失敗として退学（dropout）のようなものを想定しているのに対し，日本においては高等教育段階の進学時に入学試験等の関門が設けられているものの，高等教育の退学率は非常に小さい。仮に大学進学時に入学試験に失敗し，高卒学歴となったとしても，初めから高卒を選択した人と地位達成に差が生じるというのは考えにくい。

それと関連して，現在の日本では「学校歴」などという言葉に代表されるように，同じ教育段階でも，どのような教育機関に進んだのかで後の地位達成が大きく異なることが知られている。このような教育段階における質的差異を考慮したとき，教育の「失敗」は退学などの進学後の失敗ではなく進学前段階でいわゆる「上位校」へ進学できなかった（しなかった）こととととらえる方がよい[3]。

このように捉えた場合でも，モデルの基本的な構造は変化することなく，文脈を変えながら BGM を議論することは可能である。ただし，質的差異を考慮する際は教育達成が「成功・失敗」の2値ではなく複数の分岐点を持つことが求められる。複数の分岐を持つ教育達成モデルの下で RRA が教育達成の格差を説明できれば，RRA の理論としての頑健性が強調できる。

本論ではまず，複数のヴァリエーションを持つ教育達成モデルを定義し，そのもとで RRA が進学機会の階層差を生じさせる条件を求める。さらに，一連のモデル化が社会調査データによって得られる結果と不整合になることを示し，モデルとデータが整合的になる条件を探索する。

2.　合理的選択と進学率の関係

本節では BGM の基本的な枠組みを確認し，その後に数学的な精緻化を図った浜田（2009）および毛塚（2013）のモデルの主要な部分を抽出していく。なお，式中のノーテーションは図1に従う。

BGM は先に述べたとおり，図1のようなキャリアツリーと個人の合理的選択を両輪とするモデルである。キャリアツリーの教育達成から各職業達成に至る確率に関しては4つの仮定を置いている。

ｉ）$\alpha_1>\beta_1$，$\alpha_1>\gamma_1$：進学して成功した場合はほかの場合よりもＳクラスに到達する確率が最も高い。

ⅱ）$\beta_1+\beta_2<\gamma_1+\gamma_2$：進学して失敗した場合は，進学しなかった際よりもＵクラスに到達する確率が高くなる。この仮定がない場合は，誰にとっても進学することが合理的になる。進学失敗によって下降するリスクがあることによって，合理的選択によって進学しないケースが生じうる。

ⅲ）$\frac{\gamma_2}{\gamma_1}>1$, $\frac{\gamma_2}{\gamma_1}\geq\frac{\beta_2}{\beta_1}$：非進学者はＳクラスよりもＷクラスに到達する確率が高い。Ｗクラス到達確率に対するＳクラス到達確率は，進学失敗者よりも非進学者において高い。進学失敗者も非進学

者もともに進学成功者に比べるとＳクラスへの到達確率は下がり相対的にＷクラスへの到達確率が上がるが，進学失敗者は非進学者よりもＳクラスへの到達が開かれている。ⅱ）と合わせると，非進学者はＷクラスに到達する確率が最も高くなる。

iv）$\alpha_1>0.5$：進学成功者のＳクラス到達確率は0.5以上である。オリジナルのBGモデルにおいては，$\alpha_3=0$という条件も付く。

RRAの下では，個人の合理的選択原理は，「自分の出身と同じかより高い階級に到達する期待確率」が進学・非進学を選択した時にどちらが大きいかというものである。ＳクラスとＷクラスそれぞれについて，進学による期待利得を$E_S(stay)$，$E_W(stay)$，非進学時の期待利得を$E_S(leave)$，$E_W(leave)$とすれば，

$$E_S(stay)=\Pr(S|stay)=\pi_i\alpha_1+(1-\pi_i)\beta_1 \qquad \mathrm{E_S}(leave)=\mathrm{P_r}(S|leave)=\gamma_1$$

$$\mathrm{E}_W(stay)=\Pr(S\vee W|stay) \qquad \mathrm{E_W}(leave)=\Pr(S\vee W|leave)=\gamma_1+\gamma_2 \tag{1}$$

$$=\pi_i(\alpha_1+\alpha_2)+(1-\pi_i)(\beta_1+\beta_2)$$

となる。各クラスで進学が合理的になる条件は，$\mathrm{E}_S(stay)>\mathrm{E_S}(leave)$，$\mathrm{E}_W(stay)>\mathrm{E_W}(leave)$であり，これを変形すると，

$$\frac{\mathrm{E}_S(stay)}{\mathrm{E}_S(stay)+\mathrm{E_S}(leave)}>0.5 \tag{2}$$

$$\frac{\mathrm{E}_W(stay)}{\mathrm{E}_W(stay)+\mathrm{E_W}(leave)}>0.5 \tag{3}$$

となる。Breen and Goldtorpe（1997）では，π_iの値によらず(2)の左辺が(3)の左辺よりも大きくなることを示している。この関係から進学・非進学の期待利得の比がＳクラスにおいて大きいことが示されるが，ここから直ちに進学率の階級差を導き出すことはできない。

この点を解消した浜田（2009）は，進学率を主観手成功確率π_iの分布関数で示し，RRAの下で教育機会の階級差（＝進学率の階級差）が生じる条件$\frac{\alpha_1-\gamma_1}{\alpha_1-\beta_1}>\frac{\gamma_3-\alpha_3}{\beta_3-\alpha_3}$を特定している（証明は文末A1に示す）。毛塚（2013）はさらに主観的合格率を社会における進学成功者の「定員」と個人の能力およびその誤差項の関数として定義した（次節で示す）。この定式化によって，個人の進学選択は外的なパラメータと個人の能力によって決められるようになった。

浜田（2009），毛塚（2013）のモデル化は，オリジナルのBGMの主要な枠組みを崩すことなく，そこから導かれる命題をエレガントに導出した数少ない例と言える。一方で，これらのモデル化によっても，「進学の格差」は意思決定の階級差と対応付けられており，その後の教育達成には議論がおよんでいない。本論では，彼らのモデル化を踏襲しながら，より一般的に，また日本の文脈に合致するようにモデルを展開し，さらにそこから導かれる社会状態と現実の社会の状態を見比べることによってモデルの妥当性を検証する。

3.　質的差異を含む選択

3.1　質的差異の下でのパラメータの制約

本節では，前節までに示したBGモデルを多項選択の形に書き換えていく。図2はそのイメージ図である。まず，個人がStayとLeaveの選択肢のうち1つを選ぶこと，そしてLeaveの先のノードには確率γによって配分される到達階級があることは変わっていない。一方Stayの先のノードは，2つ以上の分岐がある。BGでは成功か失敗しかなかった教育達成が，複数のヴァリエーションを持っている。Stayを選択した際に各教育達成k（k＝1, 2, …, K）に到達する確率をπ_kとする。そして，ある教育達成kから3つの到達階級へ至る確率は$\alpha_k=(\alpha_{k1},\ \alpha_{k2},\ \alpha_{k3})$とする[4]。これらのモデル化から，直ちに$\sum_{k=1}^{K}\pi_k=\sum_{d=1}^{3}\alpha_{kd}=\sum_{d=1}^{3}\gamma_d=1$がわかる。このモデルにおいては，Stayを選択した場合，確率的にいずれかの教育達成に割り振られるという仮定を置いている。

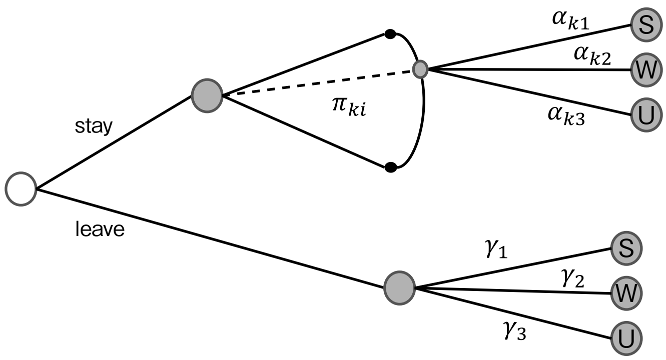

図2　質的差異を導入した展開 BGM

本モデルにおけるBGモデルの仮定との対応を確認しておく。

ｉ）最初の仮定は，進学成功者が最も大きなSクラスへの到達確率を持つというものであった。これを複数の教育達成モデルに置き換えると以下のように表せる。

$$\alpha_{11}>\alpha_{21}>\cdots>\alpha_{K1}$$

$$\exists_{\mathrm{k}}\{\alpha_{k1}>\gamma_1\}$$

1つ目はS階級に到達する確率は，より高い教育達成をした場合に高くなることを示している。2つ目は，複数の教育達成のうち，少なくとも一つは非進学時よりもS階級への到達確率が高いものがあることを示している。この2つから直ちに$\alpha_{11}>\gamma_1$が導かれる。

ⅱ）2つ目の仮定は，進学失敗者は非進学者よりもUクラスに陥る確率が高くなるという，進学に関するリスクを表していた。教育達成が複数あっても，そのうちのいくつかが非進学よりもリスクがあるとすれば以下のようになる。

$$\exists_{\mathrm{k}}\{\alpha_{k1}+\alpha_{k2}<\gamma_1+\gamma_2\}$$

すなわち，Stayを選択して到達する先のうち，少なくとも一つは，Leaveを選択したときよりもアンダークラスへの下降リスクが高まるものがあるということである。

ⅲ）3つ目の仮定は，非進学者のW，Sそれぞれへの到達確率の比が，進学失敗者のそれよりも大きくなるということであった。この仮定は，4つ目の仮定と合わせれば，

$$\frac{\gamma_2}{\gamma_1}\geq 1,\ \forall_k\left\{\frac{\gamma_2}{\gamma_1}\geq\frac{\alpha_{k2}}{\alpha_{k1}}\right\}$$

とできる。

ⅳ）4つ目の仮定は，進学成功者に対してはSクラス到達の可能性が最大であるというものであった。これはそのまま，$\alpha_{11}>0.5$と書き直す。k>1に対して特に仮定はおかない。

さて，複数の教育達成には，順序があるものと考える。教育達成1が最も望ましく，2，3,…と望ましさが下がっていき，K＝max kの教育達成が最も望ましくないとする。望ましさは各教育達成からの各クラスへの到達確率によって決まる。これを踏まえて，上記ⅰ），ⅱ）を書き換えると以下のようになる。

ⅰ）$\alpha_{11}>\alpha_{21}>\cdots>\alpha_{K1}$，$\exists_k\{\alpha_{k1}>\gamma_1\}$，$\alpha_{13}<\alpha_{23}<\cdots<\alpha_{K3}$

ⅱ）$\exists_{k'}\forall_{k\geq k'}\ \{\alpha_{k1}+\alpha_{k2}<\gamma_1+\gamma_2\}$

ⅰ）は，Sクラス到達確率の順序性だけではなくUクラス到達の順序性も同様に仮定した。それに伴いⅱ）とⅲ）は，ある教育達成k’に対して，それ以下の教育達成ではすべて下降リスクが高まることを示している。

進学・非進学の期待利得を下降回避確率によって式⑴と同じ要領で定義すると，以下のようになる。

$$\mathrm{E}_S(stay)=\Pr(S|stay)=\sum_{k=1}^{K}\pi_{ik}\alpha_{k1}$$

$$\mathrm{E}_W(stay)=\Pr(S\vee W|stay)=\sum_{k=1}^{K}\pi_{ik}(\alpha_{k1}+\alpha_{k2})$$

$$\mathrm{E}_S(leave)=\Pr(S|leave)=\gamma_1$$

$$\mathrm{E}_W(leave)=\Pr(S|leave)=\gamma_1+\gamma_2$$

ここから，S階級，W階級の出身者が進学を選択する条件式はそれぞれ

$$S{:}\sum_{k=1}^{K}\pi_{ik}\alpha_{k1}>\gamma_1\qquad W{:}\sum_{k=1}^{K}\pi_{ik}(\alpha_{k1}+\alpha_{k2})>\gamma_1+\gamma_2 \tag{4}$$

となる。

ここで主観的達成確率π_{ik}について，この確率は教育達成kごとに定義され，個人の能力x_iの関数$\pi_i=\pi(x_i)_k$としてあらわせる（πはRをk次元上の単位単体に移す関数）。ここで$x_i=x_j\Leftrightarrow\pi_i=\pi_j$を仮定する。つまり，同じ能力であれば主観的到達確率の組み合わせはすべての教育達成について同じになるという条件を付ける。

3.2　能力分布と主観的到達確率

オリジナルのBGモデルにおいては，個人の能力をモデルの要素として含んでいるものの，その

扱いは非常にあいまいなものである。主観的成功確率が能力によって決定されることも示唆されているが，明確な定式化はなされていない。能力と主観的成功確率を結びつけたものとしては，毛塚(2013)のモデル化が有用である。その概要は以下のとおりである。

進学して成功するのは社会の構成員のうち特定の割合の人数だけであり，その割合をPとする。

能力Xは何らかの分布f_Xに従い，成功するために必要な能力の閾値τ_Xは成功者割合Pの逆関数$F_X^{-1}(1-P)$として定義できる。さらに，個人の能力は，平均x_iを持つ誤差関数f_εによって定義される。この2つの要素によって，主観的合格率は，合格に必要な閾値を自分の能力が上回る確率として定義できる。すなわち

$$\begin{aligned}\pi(x_i) &= 1 - F_\varepsilon(\tau_X - x_i)\\ &= 1 - F_\varepsilon(F_X^{-1}(1-P) - x_i)\end{aligned}$$

である（図3）。

これを応用して，複数の教育達成にそれぞれ必要な能力水準の閾値を複数用意すれば，それぞれの主観的到達確率$\pi(x_i)_k$が定義できる（図4）。教育達成kに到達するのに必要な能力水準をτ_kとすれば，

$$\pi(x_i)_k = F_\varepsilon(\tau_{k-1} - x_i) - F_\varepsilon(\tau_k - x_i)$$

ただし$F(\tau_0)=0$，$F(\tau_K)=1$とする。

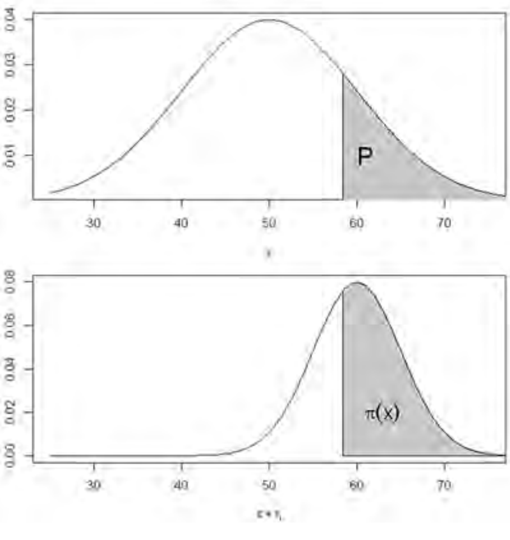

図3　毛塚(2013)による主観的成功確率の概念図

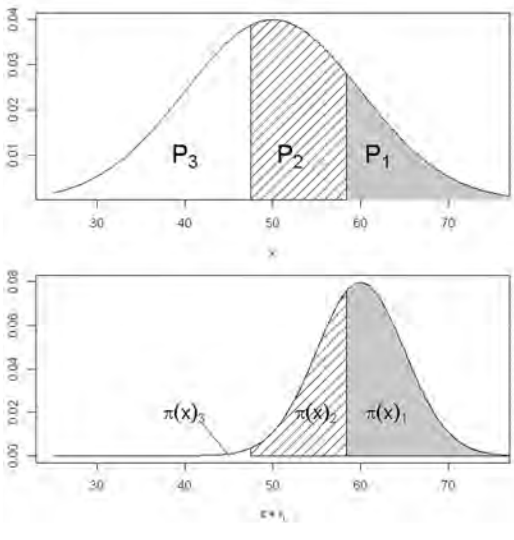

図4　質的差異を導入した主観的到達確率の概念図

この定義による能力分布に関して，以下の重要な定理が成り立つ。

$E_S(stay)$, $E_W(stay)$はともに能力x_iに対して増加である。

能力水準が上がれば，進学による期待利得は上昇するというものである（証明は文末A2に示す）。

個人の能力 x_i について，これは確率変数であり，何らかの分布に従う。BGモデルにおいては能力の階級差をはじめから仮定していたが，本論ではまず，階級による能力差がないものと仮定する。すなわち π_i の分布も階級ごとに同じである。

これらの仮定の下で，進学の階級差があるのはどのような条件によるかを考える。

$$\sum_{k=1}^{K} \pi(x^*_i)_k \alpha_{k1} = \gamma_1 \qquad \sum_{k=1}^{K} \pi(x'_i)_k (\alpha_{k1}+\alpha_{k2}) = \gamma_1+\gamma_2$$

を満たす x^*，x' を考えると，左辺はそれぞれ x の増加関数であるため，$x>x^* \Rightarrow \sum_k \pi_k \alpha_{k1} > \gamma_1$，$x>x' \Rightarrow \sum_k \pi_k (\alpha_{k1}+\alpha_{k2}) > (\gamma_1+\gamma_2)$ である。このとき，$x^*<x'$ ならば，$\sum_k \pi_k \alpha_{k1} > \gamma_1$，$\sum_k \pi_k(\alpha_{k1}+\alpha_{k2}) < (\gamma_1+\gamma_2)$ となるxは存在するが，$\sum_k \pi_k \alpha_{k1} < \gamma_1$，$\sum_k \pi_k(\alpha_{k1}+\alpha_{k2}) > (\gamma_1+\gamma_2)$ となるxは存在しない。つまり，$\sum_k \pi_k(\alpha_{k1}+\alpha_{k2}) > \gamma_1+\gamma_2 \Rightarrow \sum_k \pi_k \alpha_{k1} > \gamma_1$ であり，ここから $\Pr(\sum_k \pi_k(\alpha_{k1}+\alpha_{k2}) > \gamma_1+\gamma_2) < \Pr(\sum_k \pi_k \alpha_{k1} > \gamma_1)$ が示せる[5]。

ここで示しているのは，進学することが合理的となる能力水準の閾値が階級ごとあり，W階級よりS階級のほうでその閾値が低ければ，進学率に差が生じるということである。上記をさらに書き換えると以下のような命題となる。

$\sum_{k=1}^{K} \pi(x^*_i)_k \alpha_{k1} = \gamma_1$ かつ，$\sum_{k=1}^{K} \pi(x^*_i)_k (\alpha_{k1}+\alpha_{k2}) < \gamma_1+\gamma_2$
たる x^* が存在する。

2つ目の方程式は，1つ目の方程式から $\sum_{k=1}^{K} \pi(x^*_i)_k \alpha_{k2} < \gamma_2$ と簡略化できる。この命題を図示すると図5のようなイメージになる。横軸は能力水準xを表している。2本の曲線のうち上側の点線で表されているのは $E_W(stay)$，下側の実線で表されているのが $E_S(stay)$ である。同じ能力水準の場合は必ず $E_S(stay) < E_W(stay)$ が成り立つ。2本の直線は，上側が $E_W(leave) = \gamma_1+\gamma_2$，下側が $E_S(leave) = \gamma_1$ を表す。各クラスに対して，直線よりも曲線が上側にある領域が，進学することが合理的となる領域である。Sクラスにおいては能力水準が50を超えたあたりから $E_S(stay) > E_S(leave)$ となる一方，$E_W(stay) > E_W(leave)$ となるのは60程度の能力水準を上回らなければならない。このとき，能力水準50から60の間では，Sクラスでは進学，Wクラスでは非進学が合理的となる。その他の領域ではどちらのクラスも選択肢は同じになる（60以上なら進学，50以下なら非進学）から，能力の分布が同じであったとしても出身階級による進学率の差が生じうる。この命題はK=2すなわちオリジナルのBGMにおいても成立する。K=2のとき，$\pi(x_i)_1$ が決まれば $\pi(x_i)_2$ も一意に決まり，方程式内のkは消失するが，K>2のときは方程式内にkが残るため，進学意思決定の階層差が生じる条件は固定パラメータのみでなく能力 X によって決まる主観的成功確率 π_k の配分にも依存することになる。

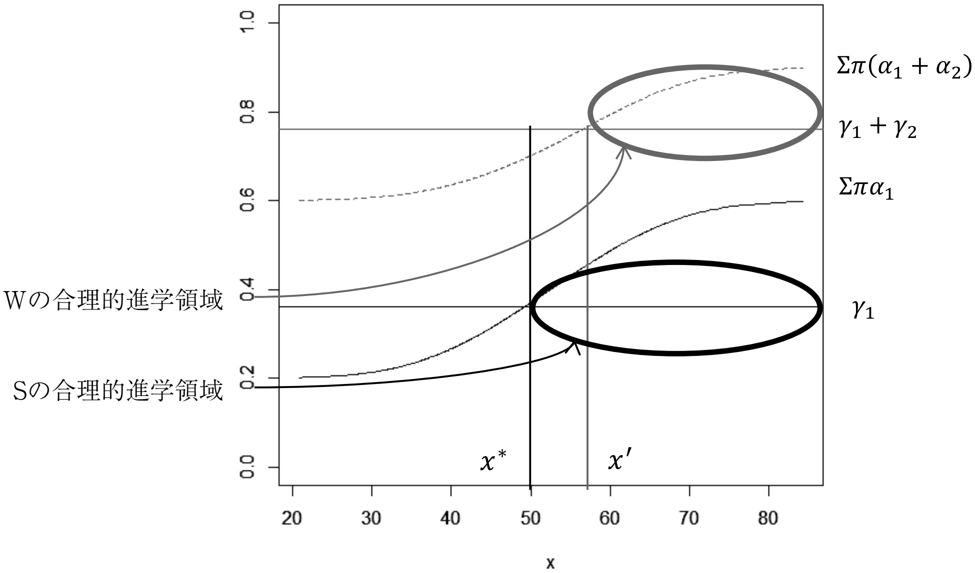

図5　教育達成の階層差生成条件の概念図

3.3　能力に階級差がある場合

ここまでに得られた命題は，能力の階級差が存在する場合に成り立つ。次にこの仮定を緩め，能力に階級差がある場合について触れておく。Sクラスの能力の平均がWクラスの能力水準よりも平均的に高い場合は各階級の能力Xが任意のxを超える確率 P_S，P_W について $P_S(X>x)>P_W(X>x)$ が成り立つので，$x^*=x'$ であっても進学率の階級差が生じる。能力に階級差がある場合に進学率の階層差が生じる条件はやや異なってくる。

ここで，Sクラスの能力は μ_S，Wクラスの能力は μ_W を平均に持つ，等分散な分布に従うとする。x^* が $\sum_{k=1}^{K}\pi(x^*)_k\alpha_{k1}=\gamma_1$ を満たすとき，Sクラスの進学率は能力の分布関数を用いて $1-F_{X_S}(x^*)$ と表せる。Wクラスの進学率がSクラスと同等になるのは，$1-F_{X_W}(x^*-\varDelta)=1-F_{X_S}(x^*)$ すなわち $F_{X_W}(x^*-\varDelta)=F_{X_S}(x^*)$ となるときである（$F_{X_W}(\cdot)$ はWクラスの分布関数，また $\varDelta=\mu_S-\mu_W$）。Wクラスで進学が合理的に至る能力水準 x' が $x^*-\varDelta$ よりも大きければ，Wクラスの進学率はSクラスよりも小さくなる（図6）。これらから，前節で示したものと同様に，進学率の階級差の発生条件は

$$\sum_{k=1}^{K}\pi(x_i^*)_k\alpha_{k1}=\gamma_1 \text{かつ，} \sum_{k=1}^{K}\pi(x_i^*-\varDelta)_k(\alpha_{k1}+\alpha_{k2})<\gamma_1+\gamma_2$$

たる x^* が存在する。

となる。前段と後段の左辺が異なる形であるため前節のような単純化はできないが，$\sum_{k=1}^{K}\pi(x_i^*)_k\alpha_{k1}=\gamma_1$ が成り立つとき，$\sum_{k=1}^{K}\pi(x_i^*-\varDelta)_k\alpha_{k1}<\gamma_1$ となるため，$\sum_{k=1}^{K}\pi(x_i^*-\varDelta)_k\alpha_{k2}$ の条件は（$\varDelta>0$ ならば）前節の条件よりも緩くなる。つまり進学によって期待されるWクラスへの到達確率が高くても進学率の階層差が生じることがある。

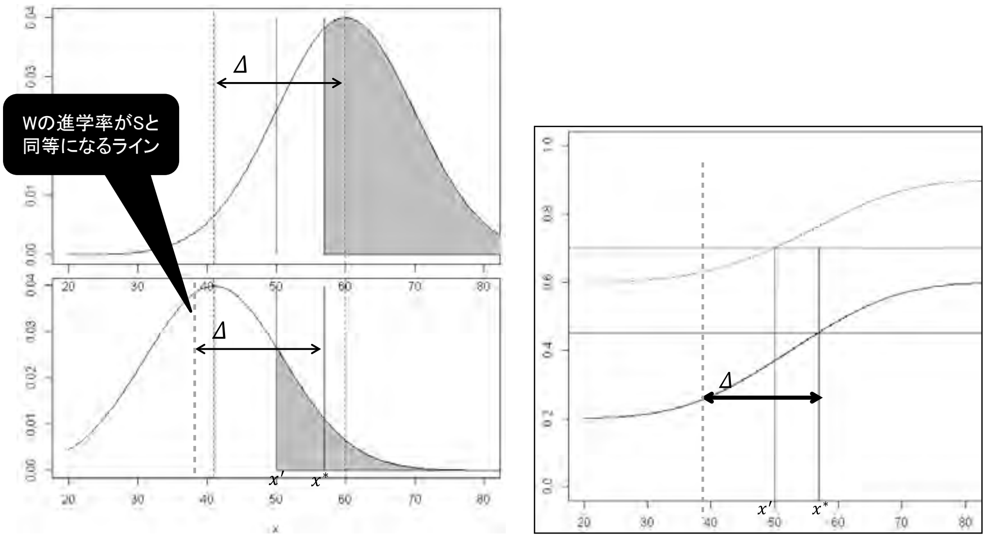

図6　能力分布が異なる際の進学格差生成条件の概念図

$x^* - \Delta < x'$ を満たせばＳクラスの進学率が高くなる

4.　モデルが導く社会

4.1　モデルの妥当性とパラメータの設定

前節までに，複数の教育達成を考慮した場合の教育選択モデルを提示し，相対リスク回避のメカニズムによって進学率の階級差が生じる条件を導出した。続いては，意思決定の後のノード，すなわち教育達成に注目する。進学先の分岐がいくつあったとしても，その配分は，進学意思決定者を，能力の高い者から順により上位の達成を配分すると考えるのが妥当である。しかし，進学者全体の能力分布は，特定の下限で切断された分布の混合分布であり，解析的に階級ごとの教育達成の分布を求めることは困難である[6]。そこで本論は，解析的に進学率を算出する代替手段として，ここまでのモデルに対応する人工社会をコンピュータ上に作成し，シミュレーションによって本モデルがもたらす教育達成の階級間格差の様態を確認する。

本モデルに限らず，多くの数理モデルは，設定する定数（パラメータ）の値によってその結果が大きく変わる。たとえば，α_1=（0.6, 0.3, 0.1），α_2=（0.4, 0.3, 0.3），α_3=（0.2, 0.4, 0.4），γ=（0.36, 0.4, 0.24）に設定すれば期待利得と進学の関係は図5のような挙動をとり，γ=（0.45, 0.25, 0.3）とすれば図6のようになる。

パラメータの設定方法には大きく2つある。まずはそれぞれの値を所与のものとして仮定してしまうことである。仮定である以上，その値の妥当性は，モデルの検証の外側の問題になる。もう一つは，現実に得られるデータからその値を推定して挿入することである。前者の方法はパラメータの変化による結果の挙動を捉えるときに有効であり，後者は作成した数理モデルの経験的な妥当性を高めるときに有効である。本節では，後者の方法を取る。すなわち，現実に得られる結果と数理モデルが予測する社会状態とを見比べ，最も現実データと整合性を持つパラメータの値を探索する。

本モデルで用いるパラメータの値をすべて同時に推定することは，原理的には可能であるが，それには膨大な計算時間を必要とする。そこで本論では推定するパラメータを絞り，進学に際する到達確率の分布 (α) を所与とし，それに対する非進学の際の到達分布 (γ) を推定する。

4.2　シミュレーションの設定と結果

本論で用いるシミュレーションは，マルチエージェントシミュレーション (MAS；エージェントベーストシミュレーション，ABS とも) と言い，コンピュータ上に人工社会を作成し，その構成員 (エージェント) がそれぞれの行動基準に従って行動するというものである。合理的選択理論においては社会の構成員がそれぞれ異なる合理的選択をすることを想定しているため，そこから創発する社会状態を確認するには MAS が適している (社会シミュレーションの手法に関しては Gilbert and Troitzsch 1999 = 2003 などを参照)。

シミュレーションの手順は以下のとおりである (図7)。社会には3つのクラス C = [S, W, U] がある (各クラスの人数は400，700，900，合計2000で固定)。3つのクラスそれぞれに属すエージェントは正規分布にしたがう能力 $X_C \sim N(\mu_C,\ \sigma_C)$ と対数正規分布にしたがうリソース $R_C \sim LN(\mu_C,\ \sigma_C)$ を持つ。個人は (Stay/Leave) の選択肢のどちらかを合理的に選択する。Stay 選択条件は，相対リスク回避メカニズムの式(4)と，進学にかかるコスト c を賄えるか (r>c) である。進学を選択した者は，その能力に応じて，3つの教育達成に割り振られる。

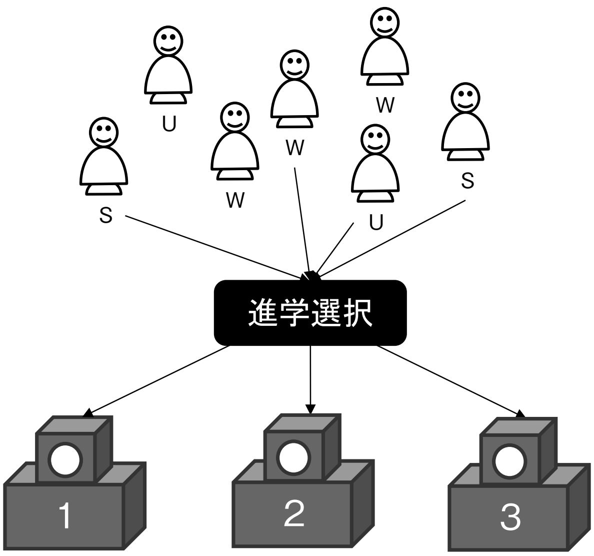

図7　人工社会の概念図

この手順によって，個人は教育達成 (1 ～ 3) または Leave のノードに割り振られることになるが，この分布が階級ごとに異なり，これらが現実のデータとどれだけ適合するかを検討する。適合度を測る参照基準として，SSM2005 データより得られるクロス表を用いる。表1は，SSM2005年デー

タを用いて出身階層（父職3分類）と教育達成（4分類）をクロスさせた結果である[7]。本論のモデルが現実を反映させているとすれば，表1の分布（相対度数）に近いものが算出できるはずである。この相対度数を各クラスの合計を固定した制約に当てはめたクロス表 $\{\hat{F}\}$ を作成すると表2のようになる[8]。シミュレーションによって作成される教育達成のクロス表 $\{F\}$ が，表2とどの程度かい離しているのかを，$\chi 2$乗値 $\chi^2=\sum_{i,j}\frac{(F_{ij}-\hat{F}_{ij})^2}{\hat{F}}$ を算出することで検討する[9]。さらに，非進学の際の利得分布をさまざまに変化させ，最も $\chi 2$乗値の低い値を探索する。この方法は，潮木（1976）がBoudon（1973＝1983）のモデルと現実のデータのかい離を検証しようとした手法と同じである。シミュレーションに用いるパラメータ表3のとおりである[10]。

表1　出身階層と教育達成（SSM05より）

	教育達成 大学A	4年制大学	短大専門	非大卒	計
父サービス	71 （10.0％）	219 （30.8％）	174 （24.5％）	247 （34.7％）	711 （100.0％）
父ノンマニュアル	46 （4.7％）	176 （17.9％）	232 （23.7％）	527 （53.7％）	981 （100.0％）
父マニュアル	46 （1.5％）	176 （6.1％）	232 （15.4％）	527 （77.0％）	2,852 （100.0％）
計	161 （3.5％）	570 （12.5％）	844 （18.6％）	2,969 （65.3％）	4,544 （100.0％）

表2　出身階層と教育達成の期待度数

	大学A	4年制大学	短大専門	非大卒	合計
父サービス	43 （10.8％）	123 （30.8％）	75 （18.8％）	159 （39.8％）	400 （100.0％）
父ノンマニュアル	37 （5.3％）	124 （17.7％）	128 （18.3％）	411 （58.7％）	700 （100.0％）
父マニュアル	20 （2.2％）	53 （5.9％）	89 （9.9％）	738 （82.0％）	900 （100.0％）
合計	100 （5.0％）	300 （15.0％）	292 （14.6％）	1308 （65.4％）	2000 （100.0％）

表3　固定パラメータ

教育達成1	教育達成2	教育達成3	非進学（未知）	定員	人数
$\alpha_{11}=0.9$ $\alpha_{12}=0.1$ $\alpha_{13}=0$	$\alpha_{21}=0.6$ $\alpha_{22}=0.2$ $\alpha_{23}=0.2$	$\alpha_{31}=0.24$ $\alpha_{32}=0.33$ $\alpha_{33}=0.43$	$\gamma_1=\gamma_1$ $\gamma_2=\gamma_2$ $\gamma_3=1-\gamma_1-\gamma_2$	$P_1=0.05$ $P_2=0.15$	$N_S=400$ $N_W=700$ $N_U=900$

学力分布と誤差項	リソースの分布と進学コスト
$X_S \sim N(0,1)$ $X_W \sim N(0,1)$ $X_U \sim N(0,1)$ $\varepsilon \sim N(0,0.3)$	$(R_S-2) \sim LN(-0.5,1)$ $(R_W-1) \sim LN(-0.5,1)$ $R_U \sim LN(-0.5,1)$ $c=e^{0.41} \fallingdotseq 1.51$

推定値を出す前に，例としてγ＝(0.3, 0.4, 0.3)に設定した際の結果を表4にて確認する（この値はBGMの仮定ⅰ)~ⅳ)をすべて満たす)。これを見ると，すべての階級において教育達成3の度数が0になる。そして，教育達成1と2を見ると，Sクラスよりも Wクラスにおいて1への達成確率が高い。個人の合理的選択の下では，S, Wともに下降のリスクが高くなる教育達成3へ至ることを避ける。自分の能力を参照して3に至る確率が高くなるようなエージェントは非進学を選択するようになっている。

γ_1, γ_2を0.05から0.5まで0.05刻みで変化させながら，シミュレーション実装➞クロス表の算出➞χ2乗値の算出を繰り返した結果を図8に示した。横軸にγ_1, 縦軸にγ_2をとり，χ2乗値の大きさを■の色と大きさで示した。χ2乗値が小さいほど図中の■は大きく，色が濃くなる（最小値のみ○印で囲み，色を変えている)。これを見ると，$\gamma_1=0.25$, $\gamma_2=0.15$で最小となった。この値をほかのパラメータと比較してみると，$\alpha_{31}<\gamma_1$であることから，Sクラス出身者にとって進学は下降リスクを伴う選択肢であると言える。しかし$\alpha_{31}+\alpha_{32}>\gamma_1+\gamma_2$であり，Wクラスにとっては常に$E_S(stay)>E_S(leave)$となる。Wクラス出身者は進学することが常に合理的となり，進学を規定する要因はリソースのみとなっている[11]。つまり，現実のデータをBGMの枠組みで説明しようとするとき，相対リスク回避という心理メカニズムが機能するのはSクラス出身者のみということである[12]。

表4　シミュレーション結果の一例

	1	2	3	非進学	
S	39 (9.8%)	71 (17.8%)	0 (0.0%)	290 (72.5%)	400 (100.0%)
W	40 (5.7%)	32 (4.6%)	0 (0.0%)	628 (89.7%)	700 (100.0%)
U	21 (2.3%)	119 (13.2%)	0 (0.0%)	760 (84.4%)	900 (100.0%)
	100 (5.0%)	222 (11.1%)	0 (0.0%)	1678 (83.9%)	2000 (100.0%)

Chi. Sq = 688.2542

表5　最も当てはまりのいいモデル

	1	2	3	非進学	
S	32 (8.0%)	116 (29.0%)	6 (1.5%)	246 (61.5%)	400 (100.0%)
W	48 (6.9%)	129 (18.4%)	217 (31.0%)	306 (43.7%)	700 (100.0%)
U	20 (2.2%)	55 (6.1%)	77 (8.6%)	748 (83.1%)	900 (100.0%)
	100 (5.0%)	300 (15.0%)	300 (15.0%)	1300 (65.0%)	2000 (100.0%)

Chi. Sq = 208.4361

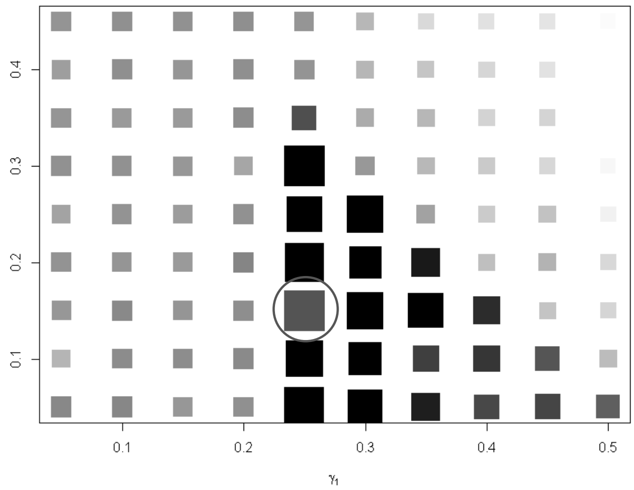

図8　推定結果

このときのシミュレーション結果が表5である。本シミュレーションの中ではこの試行が最も表2と近くなったと言っても，その数値にはかなりのかい離があるように見える。標準化残差を算出してみると，各セルで大きな値となる。12セル中3つのセルにおいて±1.96の範囲外にあった。標準化残差の傾向を見ると，父サービスから専門短大への進学が少なく，Wクラスから専門短大への進学が過剰に推計されている。一方非進学の列を見ると，相対リスク回避の下で行動するサービスクラスでは，非進学者が実際よりも多くなり，コスト制約のみで行動するノンマニュアルクラスでは非進学者数が実際よりも少ない。この結果から，教育達成の階層差には，BGMで仮定された3つのメカニズムとは別の要因の存在が示唆される。

表6　標準化残差

	大学A	4年制大学	短大専門	非大卒
父サービス	-1.68	-0.63	-7.97	6.90
父ノンマニュアル	1.81	0.45	7.87	-5.18
父マニュアル	0.00	0.27	-1.27	0.52

値が±1.96の範囲に含まれないものを太字で示した

4.3　学力の階級差

前節までに推定されたγを用いて，今度は学力の分布を変化させる。Uクラスの学力分布の平均を$\mu_U=0$と固定し，S，Wクラスの学力分布の平均μ_S，μ_Wを0から2まで0.02刻みで変化させる。その結果が図9である。横軸と縦軸はそれぞれμ_S，μ_Wであり，図の見方は先の図8と同じである。これを見ると，最も当てはまりが良かったのは$\mu_S=0.4$，$\mu_W=0.2$の点であった。シミュレーションには確率的なばらつきが生じるため，この数値を積極的に採用することには慎重になる必要があるが，BGMの下での教育達成を現実のものに合わせていくと，出身ごとに学力分布が異なることが

わかる。ただしその大きさは0.4(偏差値換算では4)であり，大きな差ではない。この推定値の下でのシミュレーションの出力が表7である。学力に差が生まれた分，Sクラスが優位な教育達成に多くつくようになり，Uクラスはより下位の教育達成に配分されるようになっている。

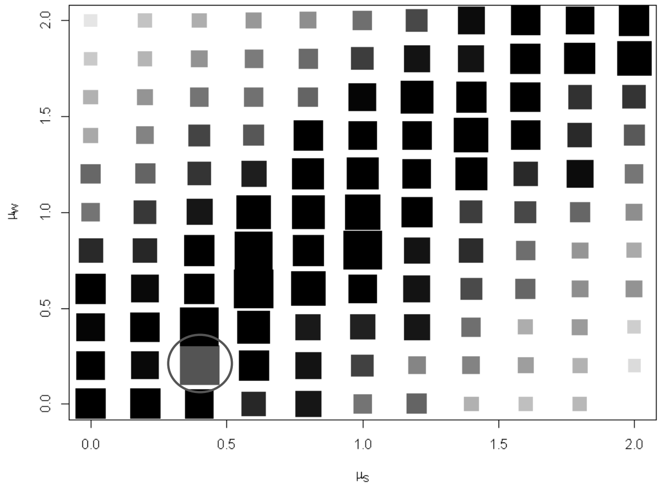

図9　学力分布の推定結果

表7　学力差推定後の結果

	1	2	3	9	
S	63	120	12	205	400
	(15.8%)	(30.0%)	(3.0%)	(51.3%)	(100.0%)
W	25	130	213	332	700
	(3.6%)	(18.6%)	(30.4%)	(47.4%)	(100.0%)
U	12	50	100	738	900
	(1.3%)	(5.6%)	(11.1%)	(82.0%)	(100.0%)
	100	300	325	1275	2000
	(5.0%)	(15.0%)	(16.3%)	(63.8%)	(100.0%)

Chi.sq = 156.1673

まとめ

本論では，教育機会不平等を説明する枠組みとして合理的選択理論を用い，中でも相対リスク回避説に注目し，その展開を試みた。これまでのモデルでは，教育達成は「成功／失敗」の2項図式で論じられてきたが，本論では教育達成に質的な差異を導入した際の進学率の階層差の生成条件を特定した。進学率の階級差が生じる条件はα，β，γなど固定パラメータによって決定された。質的差異を導入すると，その分パラメータの自由度が増し，条件も複雑になる。しかしいずれのモデルも，進学の階層差は，上位階級の合理的選択が他の階級より比較的低能力の者に対しても進学の意思決定を与えるものという点では共通している。そこから予測進学率の逆転現象は，能力の階級差を仮定することで克服できる。

さらに本論では，これまで仮定として外生的に決定されてきたBGMのパラメータに関して，その一部を現実データとの整合性をはかるシミュレーションによって推定した。その結果，現実データとの整合性を保つには相対リスク回避の機能は限定的なものであり，さらに階級ごとの学力差を仮定する必要があった。ただし，最も現実と適合的なモデルにおいても両者のかい離は大きく，BGMの枠組みだけでは説明できない教育達成格差メカニズムの存在が示唆される。

数理モデルやシミュレーションは，用いる仮定の妥当性を認めれば，それ以降の論理展開はすべて公理の下で行われ，恣意性の入る余地がない。しかし用いる仮定が妥当かどうかは，観察や実験の結果との適合性を検証することによって判定しなければならない。本論では，数理モデルから導き出されたシミュレーションの結果と現実のデータを突き合わせてモデルの妥当性を検証した。本モデルから，能力の階層差の存在を主張することもできるが，これはあくまでも，そのほかの仮定が真であるならばという条件付きである。今回推定の対象としていない固定パラメータの値や相対リスク回避という心理メカニズムそのものの妥当性が必要であることは言うまでもない。

教育達成の格差として本論では高等教育機関の質的な差異に注目したが，ほかにも重要な論点が残されている。第1に，教育機会の拡大による格差の変動である。教育機会の規模拡大は，有利な階層の進学率を優先的に上昇させるというMMI（Maximally maintained inequality: Raftery and Hout 1993）の十分条件はすでに浜田（2009）により導出されているが，これに質的差異を加えたEMI（Effectively maintained inequality: Lucas 2001）が生じる条件も求めることが可能となる。第2に教育達成の階層による分化が，どの時点で生じるかというものがある。これはMare（1980）以降，教育達成格差研究のメインテーマである。オリジナルのBGMやBreen and Yaish（2006），浜田（2009），毛塚（2013）などでも複数の段階を持つ教育システムへの言及がある。これらの点を考慮しながら，さらに現実とうまく適合するモデルの構築を試みることが今後の課題である。

Appendix　命題の証明

補節として本論で扱ったいくつかの命題の数学的な証明を与える。

A1　浜田（2009）毛塚（2013）が用いた進学率とその関係

まず，各クラスでの進学率は，進学による期待利得が非進学による期待利得を超える確率として定義できる。Sクラスの進学率は

$$\Pr(\Pr(S|stay)>\Pr(S|leave))=\Pr\left(\frac{\pi\alpha_1+(1-\pi)\beta_1}{\gamma_1}>1\right)$$

である。このとき，Sクラスの進学率f_Sは，$1-\Pr\left(\frac{\pi\alpha_1+(1-\pi)\beta_1}{\gamma_1}<1\right)=1-\mathrm{pr}\left(\pi\leqq\frac{\gamma_1-\beta_1}{\alpha_1-\beta_1}\right)$であり，

πを確率変数Πの実現値とすれば，$f_S=1-F_{\Pi}\left(\frac{\gamma_1-\beta_1}{\alpha_1-\beta_1}\right)$となる。同様の手順で

$f_W=1-F_{\Pi}\left(\frac{\gamma_1+\gamma_2-(\beta_1+\beta_2)}{\alpha_1+\alpha_2-(\beta_1+\beta_2)}\right)$とわかる。ここから，進学率の階級差が生じる条件は，

$$f_S > f_W \Leftrightarrow 1 - F_\Pi\left(\frac{\gamma_1 - \beta_1}{\alpha_1 - \beta_1}\right) > 1 - F_\Pi\left(\frac{\gamma_1 + \gamma_2 - (\beta_1 + \beta_2)}{\alpha_1 + \alpha_2 - (\beta_1 + \beta_2)}\right) \Leftrightarrow \frac{\gamma_1 - \beta_1}{\alpha_1 - \beta_1} < \frac{\gamma_1 + \gamma_2 - (\beta_1 + \beta_2)}{\alpha_1 + \alpha_2 - (\beta_1 + \beta_2)}$$

$$\Leftrightarrow \frac{\alpha_1 - \gamma_1}{\alpha_1 - \beta_1} > \frac{\gamma_3 - \alpha_3}{\beta_3 - \alpha_3}$$

となる。

A2　進学選択による下降回避の期待値 $E_S(stay)$，$E_W(\mathrm{stay})$ は能力 x に関して増加である。

$E_S(\mathrm{stay})$ が増加関数であることを示すには，$\frac{\partial}{\partial x}E_S(\mathrm{stay})>0$ を示せばよい。定義より，

$$E_S(\mathrm{stay}) = \sum_{k=1}^{K} \pi_{ik}\alpha_{k1}$$

$$= \sum_{k=1}^{K} \{F_\varepsilon(\tau_{k-1} - x_i) - F_\varepsilon(\tau_k - x_i)\}\, \alpha_{k1}$$

なので

$$\frac{\partial}{\partial x}E_S(\mathrm{stay}) = \frac{\partial}{\partial_x}\sum_{k=1}^{K} \{F_\varepsilon(\tau_{k-1} - x_i) - F_\varepsilon(\tau_k - x_i)\}\, \alpha_{k1}$$

$$= \sum_{k=1}^{K} \{-f_\varepsilon(\tau_{k-1} - x_i) + f_\varepsilon(\tau_k - x_i)\}\, \alpha_{k1}$$

$$= -\alpha_{11}f_\varepsilon(\tau_0 - x_i) + \alpha_{11}f_\varepsilon(\tau_1 - x_i) - \alpha_{21}f_\varepsilon(\tau_1 - x_i) + \alpha_{21}f_\varepsilon(\tau_2 - x_i) - \cdots - \alpha_{\mathrm{K}1}f_\varepsilon(\tau_{K-1} - x_i) + \alpha_{\mathrm{K}1}f_\varepsilon(\tau_K - x_i)$$

$$= \sum_{k=1}^{K-1} f(\tau_k - x_i)\,(\alpha_{k1} - \alpha_{k+1,\,1}) > 0.$$

$\mathrm{E_W}(stay)$ に関しても $_\mathrm{x}$ で微分すれば $\sum_{k=1}^{K-1} f\ (\tau_k - x_i)\ (\alpha_{k1} - \alpha_{k+1,\,1} + \alpha_{k2} - \alpha_{k+1,\,2})$ が得られ，α_{k3} が k について増加であることを利用すれば，これも正であり，$\mathrm{E_W}(stay)$ も x に関して増加であることが得られる。

【付記】

本論の2次分析にあたり，SSM プロジェクト2015年 SSM データ管理委員会より，SSM2005日本調査の個票データの提供を受けた。本論は，日本学術振興会科学研究費補助金（特別研究員奨励費257719）による助成を受けたものである。

【注】

1　進学選択者の中からランダムサンプリングによって教育達成を配分するとき，両クラスの成功率は等しくなる。能力分布が同じとき教育達成にも階層差を生じるには，S クラスに優先的に高い教育達成を配分するような外的なメカニズムがなければならない。しかし，このようなメカニズムの存在は，進学選択の意思決定に階層差が生じることの意義，さらには教育達成過程を合理的選択理論でモデル化する意義を根本から失わせるため，本論ではこの

ような立場を取らない。

2　能力に階層差がある場合，各クラスの能力の分布関数を $F_{X_S}(\cdot)$, $F_{X_W}(\cdot)$ とすれば，$1-F_{X_S}\left(\tau-F_{\varepsilon}^{-1}\left(1-\frac{\gamma_1-\beta_1}{\alpha_1-\beta_1}\right)\right)>1-F_{X_W}\left(\tau-F_{\varepsilon}^{-1}\left(1-\frac{\beta_3-\gamma_3}{\beta_3-\alpha_3}\right)\right)$ を満たす十分条件が $\frac{\gamma_1-\beta_1}{\alpha_1-\beta_1}<\frac{\beta_3-\gamma_3}{\beta_3-\alpha_3}$ ではなくなるため。なお，本論で述べた不整合を可決する手段として，RRA が進学の意思決定ではなくその結果の教育達成の階級差の説明を思考するものとみなす方法もあるが，意思決定から教育達成に至るパスは個人の合理的選択ではなく確率的なプロセスによるものなので，説明すべき対象としてはふさわしくない。

3　質的差異を考慮した場合でも，いわゆる上位校への進学は，有利な階層に優先的に開かれているという報告は多くなされている（Breen and Jonsson; Lucas 2001; 荒牧2008; Karlson 2011など）。

4　K＝2のとき $\alpha_2=(\alpha_{21}, \alpha_{22}, \alpha_{23})$ は BG モデルでいう β と同一である。

5　別の表記をすれば，「X^*: $\{x \mid \Sigma_k \pi_k \alpha_{k1}>\gamma_1\}$，$X'$: $\{x \mid \Sigma_k \pi_k(\alpha_{k1}+\alpha_{k2})>\gamma_1+\gamma_2\}$ に対して，$X^* \supset X$。したがって，$\Pr(x \in X^*)>\Pr(x \in X')$」と同じことを示している。

6　複数の正規分布 $F_k(X)$ の混合分布は，重みづけベクトル $\mathrm{w}=(\mathrm{w}_1, \mathrm{w}_2, \cdots, \mathrm{w}_K)$，$\Sigma_{k=1}^{K} w_{\mathrm{k}}=1$ を用いて $\Sigma_{k=1}^{K} w_{\mathrm{k}} F_k(X)$ と示せる。分布関数の特定は可能であるが，逆関数を解析的に求めることができないため，進学率を計算することはできない。

7　階級分類と職業分類は必ずしも1対1で対応しないが，毛塚（2013）に倣い S，W，U をサービス，ノンマニュアル，マニュアルの職業分類にそれぞれ対応させている。また，大学 A とは，4年制大学のうち，比較的歴史が古く，入試難易度や社会的威信が高いものを荒牧（2008）に倣ってコーディングした。なお，中退者はすべて「非進学」の列に含まれている。

8　大学 A と4年制大学は，のちの表3で示すように周辺度数の制約があるため，各クラスからの進学率が必ずしも表1の行％とは一致しない。

9　χ2乗値をこのように設定しているが，この値が χ^2 分布に従うことが自明ではないので，検定を行うことは考えず，あくまでも逸脱度の指標としてとらえる。

10　コスト $\mathrm{c}=\mathrm{e}^{0.41}$ は，U クラスの非進学率が表2の値（0.82）になるように調整している。モデル上 U クラスの進学率はリソースとコストの関係のみで決まるため，コスト c に関して，$1-F_{R_U}(c)=0.82$ が成り立つ（$\Phi(\cdot)$ は標準正規分布の分布関数）。U クラスのリソース分布の仮定から，$\Phi(\log c+0.5)=0.82 \rightarrow c=\exp(\Phi^{-1}(0.82)-1.5) \fallingdotseq \exp(0.41)$ が導ける。

11　実際，リソースとコストのみの関係で W クラスの進学率を計算すると，$\Pr(\mathrm{R}'_{\mathrm{W}}<\mathrm{c}) \equiv \Pr(\mathrm{R}_{\mathrm{W}}-1<\mathrm{c})=\Pr(R'_W<c-1)=\Phi(\log(c-1)+0.5)$.$\mathrm{c}=1.51$ より，$\Phi(\log(1.51-1)+0.5) \fallingdotseq 0.435$ となり，シミュレーションの結果とも一致する。なお，S クラスのリソースはすべて2以上であるため，S クラス出身者は純粋に相対リスク回避によってのみ進学意思決定を行っている。

12　この結果から，W クラスにおける相対リスク回避メカニズムそのものの存在を否定することができない。本論が示したのは，相対リスク回避メカニズムが存在していたとしても，W クラスには回避すべきリスクがないため意味をなさないということである。

【文献】

荒牧草平，2008，「教育達成過程における階層差の様態――MT モデルによる階層効果と選抜制度効果の検討」米澤彰

純(編),『2005年SSM調査シリーズ5　教育達成の構造』: 57-79.

Boudon. R, 1973, *L' Inegalite des Chances, La mobilite sociale dans les societies industrielles* ＝杉本一郎・草壁八郎・山本剛郎(訳), 1983, 『機会の不平等――産業社会の教育と社会移動』新曜社

Breen, R. and J. Goldthorpe, 1997, "Explaining Educational Differentials: Toward a Formal Rational Action Theory" *Rationality and Society* 9 (3): 275-305.

Breen, Richard and Meir Yaish, 2006, "Testing the Breen-Goldtorpe Model of Educational Decision Making," Stephen L. Morgen David B. Grusky and Gary S. Fields ed, *Mobility and Inequality: Frontiers of Research in Sociology and economics,* Stanford University Press: 232-58.

藤原翔, 2011, 「Breen and Goldthorpeの相対的リスク回避説の検証――父親の子どもに対する職業・教育期待を用いた計量分析」『社会学評論』69 (2) : 18-35.

藤原翔, 2012, 「高校選択における相対的リスク回避仮説と学歴下降回避仮説の検証」『教育社会学研究』91 : 29-49.

Gilbert, Nigel and Klaus G. Troitzsch, 1999, *Simulation for Social Scientist,* Buckingham: Open University Press. (2003, 井庭崇・岩村拓哉・高部陽平訳『社会シミュレーションの技法――政治・経済・社会を巡る思考技術のフロンティア』日本評論社)

Hauser, Robert and Megan Andrew, 2006, "Another Look at The Stratification of Educational Transitions: The Logistic Response Model with Partial Proportionality Constraints," *Sociological Methodology* 36: 1-35.

浜田宏, 2009, 「相対リスク回避モデルの再検討――Breen and Goldthorpeモデルの一般化」『理論と方法』24 (1) : 57-75.

Karlson, K. B., 2011, "Multiple Path in educational transitions: A Multinomial Transition Model with Unobserved Heterogeneity," *Research in Social Stratification and Mobility,* 29: 323-341.

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.

毛塚和宏, 2013, 「下降回避か, 単純進学か――教育達成の階層間格差における下降回避仮説の検討」『理論と方法』28 (2) : 337-54.

近藤博之・古田和久, 2009, 「教育達成の社会経済的格差――趨勢とメカニズムの分析」『社会学評論』59 (4) : 682-696.

Lucas, Samuel R, 2001, "Effectively Maintained Inequality: Education Transitions, Track Mobility, and Social Background Effects." *American Journal of Sociology* 106 (6) : 1642-90.

Mare, Robert D., 1980, "Social Background and School Continuation Decisions", *Journal of the American Statistical Association,* 75: 295-305.

Raftery, Adrian E. and Michael Hout, 1993, "Maximally Maintained Inequality: Expansion, Reform, and Opportunity in Irish Education, 1921-75", *Sociology of Education,* 66 (1) : 41-62.

滝川裕貴, 2011, 「持続する不平等を説明する――相対的リスク回避モデルを中心に」『理論と方法』26 (1) : 215-23.

太郎丸博, 2007,「大学進学率の階級間格差に関する合理的選択理論の検討――相対リスク回避の1995年SSM調査データによる分析」『大阪大学大学院人間科学研究科紀要』33 : 201-12.

潮木守一, 1976, 「教育と階層に関するシミュレーション分析 (I)」『名古屋大学教育学部紀要 教育科学科』: 49-70.

Explaining Educational Differentials with Rational Action Theory:

Formalize the Relative Risk Aversion under the Qualitative Differentials.

Shinichi HAMAMOTO
（Graduate student, Graduate School of Education, Tohoku University）

This paper aims to provide a formalized explanation on educational inequality presented by Breen and Goldthorpe (1997). Breen and Goldthorpe modeling assumed that children act rationally so that they avoid the downward mobility from their origin. This model has two educational outcomes, that is “success” and “failure”. In most society, educational transition has three or more attainments rather than “success” or “failure”. In this paper, we reformulate the model of educational inequality under the qualitative differentials, and specify the condition that Relative Risk Aversion makes the difference of transition rate between service class and working class. Moreover, using Agent Based Simulation, we seek a part of parameter estimates in the model.

According to the formulation and simulation, Relative Risk Aversion model can not reproduce the empirical relationship of class and educational attainment. In order to approach the empirical results, Relative Risk Aversion works for only service class. For working class and under class, the main factor that prevents ther school continuation is schooling cost. Even the results simulated under maximum likelihood estimator have great gaps between the empirical results. This suggests other mechanisms on educational inequality.

Keywords：Educational Inequality, Rational Choice, Relative Risk Aversion, Qualitative Differentials