

相対的リスク回避仮説における「リスク」の測定と効果 —出身階級とリスク認識はいかなる関係性にあるのか—

川 端 健 嗣

[要約]

教育達成の階級間格差を説明する命題として、Richard Breen と John H. Goldthorpe が「相対的リスク回避仮説」を提示している。相対的リスク回避仮説において、進学のリスク認識は出身階級（父親の職業）を代理変数にして測定されてきた。しかし、進学のリスク認識は出身階級にのみ規定されるとは限らない。そこで、本研究はリスク認識を出身階級とは異なる変数として設定し、それぞれが進学にどのような効果を持つのかを測定した。データは、ランダムサンプリングによる「2017年度暮らしについての西東京市民調査」を用いた。回帰分析の結果、出身階級はリスク認識に有意な効果を示さなかった。他方で、ロジスティック回帰分析の結果、大学進学に対して出身階級とリスク認識のそれぞれが有意な正の効果を持った。以上の結果から、出身階級も大学進学 of リスク認識もそれぞれが独立に影響を及ぼすことが明らかになった。リスク研究が階級研究への批判的潮流において登場したように、リスク認識は出身階級とは別なる効果を持つ変数として解明する余地がある。リスク認識が出身階級以外のいかなる要因によって規定されるのかは、課題として残った。

[キーワード]

相対的リスク回避仮説、リスク認識、階級

1. 問題と仮説

1.1 問題背景：階級間格差の存続と相対的リスク回避仮説

教育年数や進学率の上昇にも関わらず、教育達成の階級間格差が存続しているのはなぜか。先進諸国において教育達成の階級間格差が「高い度合いの安定性を示している」(Breen and Goldthorpe 1997: 276) ことが指摘されてきた（例外としてスウェーデン、ドイツ、オランダ）。教育達成の階級間格差を説明する命題として、Richard Breen と John H. Goldthorpe が「相対的リスク回避仮説 (Relative Risk Aversion)」を提示している (Breen and Goldthorpe 1997)。

「相対的リスク回避仮説」とは、進学に際して出身階級からの下降移動のリスクを避ける合理的選択により教育達成の階級間格差が存続するという説である。この仮説の妥当性について、各国ならびに日本の研究者が検証をおこなっている（太郎丸 2007；古田 2008；近藤・古田 2009；中澤 2010；藤原 2011、2012）。では、相対的リスク回避仮説によって日本における教育達成の階級間格差は説明できているのであろうか。

1.2 先行研究

近年の研究として、毛塚は日本の実証研究を整理して「日本のデータに基づく分析から仮説を支持しない結果がえられている」（毛塚 2013: 337）と指摘する。また自らも「成績と定員を考慮」（毛塚 2013: 338）した「単純進学」モデルを、職業階層と学歴に対する下降回避モデルと比較し、「日本においては単純進学モデル」が「妥当性」を持つことを検証している（毛塚 2013: 350）。

相対的リスク回避仮説は、日本にとって妥当なモデルではないと判断するべきであろうか¹。「相対的リスク回避仮説」の特徴は、格差存続の説明要因として、経済資源や文化資源でもなく、リスク認識に着目していることにある。この意識の局面をどのように扱うのかが、相対的リスク回避仮説の有用性の試金石となる。この点について、とくに荒牧（2010）の研究が詳しい。

荒牧は先行研究を2つのタイプに区別する。「間接的検討」タイプと「直接的検討」タイプである（荒牧 2010: 170）。「間接的検討」とは「世代間での下降移動を回避しようとする傾向を、人間の普遍的な心理とする前提に立ち、それ自体は直接的な検討の対象としていないもの」（荒牧 2010: 176）を指す。対して「直接的検討」は「心理的傾向自体を質問紙調査等によって実証的に把握しようとするものを」（荒牧 2010: 176）指す。

すなわち、リスク認識を自明の前提とするタイプと、リスク認識をも検討対象に含めたタイプである。そして荒牧は「『直接的な検討』に該当する研究は、国内では見あたらない」（荒牧 2010: 175）と指摘する。

では、そもそもリスク認識は、どのように測定されてきたのであろうか。

1.3 本研究の視点

「相対的リスク回避仮説」の特徴は、格差存続の説明要因として、経済資源や文化資源でもなく、リスク認識に着目していることにある。しかし、ここで言うリスク認識とはなにか。

「相対的リスク回避仮説」の「リスク」は、出身階級からの下降移動として措定されている。そして荒牧の指摘の通り、先行研究はリスク認識を直接的に検討してこなかった²。そのため「リスク」認識は、出身階級（父親の職業）³を代理変数として先行研究で測定されてきた。

出身階級をリスク認識の代理変数として測定することは、出身階級がリスク認識を媒介変数にして、進路選択に影響を及ぼすという仮定に基づいている。しかし同時に、出身階級の効果は媒介効果がすべてであり、進路選択に直接の効果を持たないという前提を含意する（図1）。

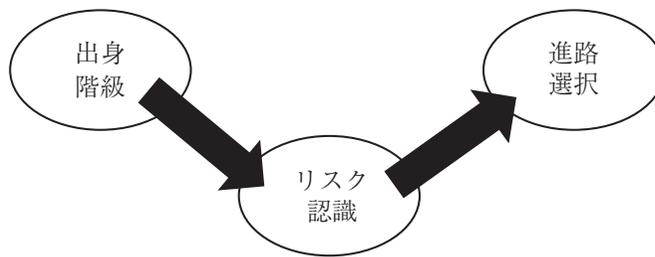


図1 先行研究で想定されているメカニズム

(注) 出身階級をリスク認識の代理変数としている。

けれども、たとえば家業を継ぐ場合など、出身階級の直接効果が進路選択に対して考えられるだろう。そうであれば、出身階級の直接効果とリスク認識の媒介効果のそれぞれが、進路選択にどのような影響を及ぼしているのかを腑分けして分析する必要がある(図2)。

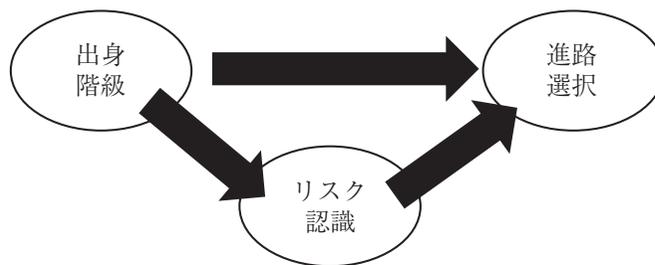


図2 本研究が想定するメカニズム

(注) 出身階級とリスク認識を別の変数として区別している。

1.4 問いと仮説

そこで、本研究はリスク認識を出身階級とは異なる変数として設定し、以下の問いを立てる。

問い 教育達成に対して、出身階級とリスク認識はそれぞれ独自の効果を持つのか。

この問いを、以下の3つの仮説を通じて検証する。

仮説1. 出身階級と大学進学のリスクの認識には相関がある。

仮説2. 進学のリスク認識を統制しても、出身階級の違いが大学進学への効果を持つ。

仮説3. 出身階級の違いを統制しても、進学のリスク認識が大学進学に効果を持つ。

仮説1は、従来前提とされてきた、出身階級と大学進学のリスク認識の相関関係を問うている。

仮説2と3は、出身階級とリスク認識が教育達成に独自の効果を持つかどうかを問うている。

仮説1が支持されるならば、先行研究の通り、出身階級はリスク認識に影響を及ぼすと言えるだろう。仮説2が支持されるならば、出身階級は大学進学に直接効果を持つといえるだろう。仮説3が支持されるならば、大学進学に対して、リスク認識は出身階級とは別に独自の効果を持つと言えるだろう。

2. 方法

2.1 データ

データは、「2017年度暮らしについての西東京市民調査」(2017年、成蹊大学社会調査士課程実施)を用いる⁴。ランダムサンプリングによる郵送調査であり、母集団は東京都西東京市在住22~69歳の個人、計画標本500ケース、有効回収数296ケース、有効回収率が59.9%であった。このうち、本研究が用いる変数に欠測のない270ケースのデータを分析対象とした。構成は女性55.6%、平均年齢は47.37歳、平均教育年数は14.07年であった。そのほか、本研究の分析に用いた変数の記述統計量は表1の通りである。

表1 記述統計量

変数の種類	変数名	平均値	標準偏差	最小値	最大値
従属変数	短大以上進学ダミー	63.33%	0.48	0	1
独立変数	父親職業マニュアル	26.67%	0.44	0	1
	父親職業事務・サービス	30.37%	0.46	0	1
	父親職業専門・管理	42.96%	0.50	0	1
	大学進学のリスク認識	3.09	1.65	1	5
統制変数	女性ダミー	55.56%	0.50	0	1
	年齢	47.37	13.00	22	69

(注) ダミー変数の平均値は比率で表示している。

2.2 従属変数

教育達成の指標として、短大以上の大学への進学の有無を基準とする。短大以上の大学進学の問題として、「あなたが通った学校に、すべて○をつけてください(中退、通学も)」を用いる。回答は「1 中学校」「2 高校」「3 短大」「4 大学」「5 大学院」「6 専門学校」「7 その他(具体的に)」である。これらのうち「6 専門学校」の回答は用いず、また「7 その他(具体的に)」の「高専」の回答を短大として再コード化した回答を用いる。分析にあたって「1 中学校」「2 高校」のみの回答を0、「3 短大」「4 大学」のいずれかの選択があった場合の回答を1として、短大以上のダミー変数として用いる。

2.3 独立変数と統制変数

独立変数に、大学に進学しないことによるリスクの認識と、出身階級を扱う。

大学進学のリスク認識は、「あなたが18歳のころ、『自分は大学に進学しないと将来こまる』と思っていましたか」の質問を用いる。回答は「1 そう思わなかった」「2」、「3」、「4」、「5 そう思った」の5件法である。

また、もう1つの独立変数の出身階級は、「あなたが15歳の頃、あなたの父親はどのような仕事をしていましたか」の質問を用いる。回答は「1 農林水産業」、「2 現場職（職人、建設作業員、工場作業員、タクシー運転手、警備員、清掃員など）」、「3 サービス・販売職（ウェ이터、販売員、ヘルパー、美容師、営業員、飲食店主など）」、「4 事務職（総務、経理、人事、企画、受付、入力、営業補助など）」、「5 専門職（医師、看護師、教師、編集者、税理士、コンサルタント、技術者など）」、「6 管理職（社長、企業や官公庁の課長以上、団体の役員、議員など）」、「7 その他（具体的に ）」、「89 仕事をしていない（専業主婦、学生、無職）」である。

これらの回答のうち「7」と「89」は回答がなかった。分析に際しては、1と2を「マニュアル」、3と4を「事務・サービス」、5と6を「専門・管理」にまとめて、3分類とした。この3分類の父親職業を出身階級として分析に用いた。

そのほか、統制変数として、女性ダミー、年齢（実数）を設定した。進学時の成績や文化資本の多寡については質問項目がなかったため、本分析においては設定できなかった。

3. 分析結果

3.1 分布

従属変数の分布は、短大以上が63.1%、短大未満が36.9%であった。

独立変数のリスク認識の質問「あなたが18歳のころ、『自分は大学に進学しないと将来こまる』と思っていましたか」の回答分布は、図3の通りとなった。1と5に二山を持った、概ね左右対称の分布となった。

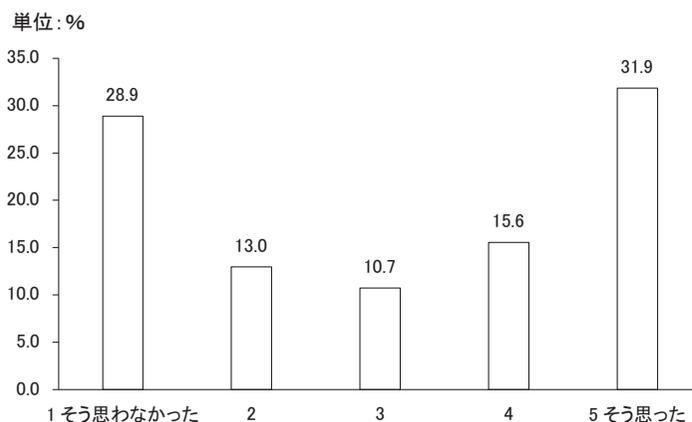


図3 大学進学のリスク認識の分布（独立変数1）

もう1つの独立変数の出身階級の分布は「マニュアル」が26.7%、「事務・サービス」が30.4%、「専門・管理」が43.0%であった。

3.2 グループ別の比較（2変数間と3変数間の関連）

では、出身階級ごとに、大学の進学率に差はあるのだろうか。父親職業の3分類ごとに大学進学率を比べた。父親の職業が「マニュアル」の人の大学進学率が38.9%、「事務・サービス」の人の進学率が64.6%、「専門・管理」の人の進学率が77.6%であった。そしてこれらの出身階級による大学進学率の差はカイ二乗検定の結果、有意 ($p < 0.001$) であった。

では、リスク認識ごとに大学の進学率に差はあるのだろうか。大学進学のリスクの認識（「あなたが18歳のころ、『自分は大学に進学しないと将来こまる』とっていましたか」）の回答ごとに、大学の進学率を比べた結果、図4の通りとなった。「1 そう思わなかった」から「5 そう思った」に向かって、概ね右肩上がりとなっている。そして大学進学のリスク認識による大学進学率の差は、分散分析の結果、有意 ($p < 0.001$) であった。

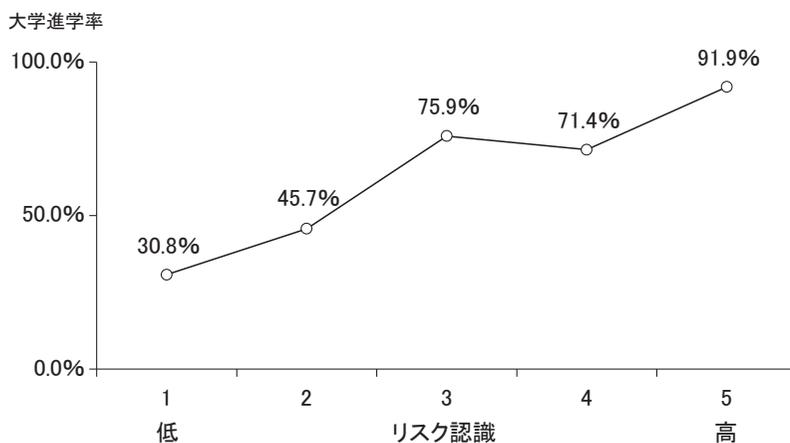


図4 大学進学のリスク認識と教育達成（大学進学率）

さらに、独立変数同士の関係として、出身階級ごとに大学進学のリスク認識に差があるのかどうかを調べた。結果は図5の通りとなった。父親の職業ごとの、大学進学のリスク認識（最小値1、最大値5、平均値3.09）は「マニュアル」、「事務・サービス」、「専門・管理」の順番に上昇する傾向にある。ただし、これらの値は分散分析の結果、有意ではなかった。

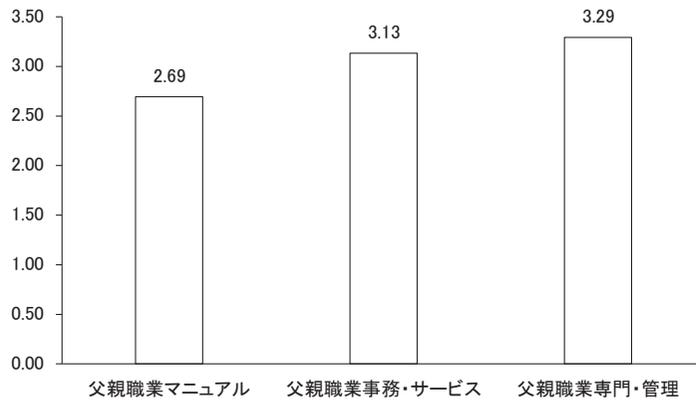


図5 父親職業と大学進学のリスク認識

3.3 リスク認識を従属変数とした回帰分析

上記「3.2」の「グループ別の比較」で論じた通り、大学進学のリスク認識は出身階級が「マニュアル」、「事務・サービス」、「専門・管理」の順番に上昇した。ただし、これらの差は年齢や性別を統制した結果ではなかった。そこで、リスク認識を従属変数、独立変数を出身階級として、年齢と性別を統制した回帰分析を行った。結果は、表2の通りとなった。

表2 リスク認識を従属変数とした回帰分析の結果

男性ダミー	0.515**
年齢	-0.015 †
父親職業マニュアル	-0.347
父親職業専門・管理	0.283
R^2	0.059

(注) 値は標準化係数。父親職業の比較のレファレンスは「事務・サービス」。
 $N = 270$ 、***: $p < .001$ 、**: $p < .01$ 、*: $p < .05$ 、†: $p < .10$ 。

回帰分析の結果、「マニュアル」と「事務・サービス」、また「事務・サービス」と「専門・管理」の違いは、大学進学のリスク認識に有意な効果を示さなかった。

3.4 ロジスティック回帰分析

性別や年齢の影響を統制して、大学進学に対するリスク認識と、出身階級のそれぞれの効果をロジスティック回帰分析により検討した。

従来モデルと比較するため、2つのモデルを設定した。第1に、リスク認識がなく、独立変数を出身階級のみとしたモデルである。第2に、出身階級とリスク認識の両方を独立変数としたモデルである。各モデルの分析結果は、表3の通りとなった。

表 3 短大以上進学を従属変数としたロジスティック回帰分析の結果

	モデル 1	モデル 2
男性ダミー	0.346	0.014
年齢	-0.013	-0.002
父親職業 マニュアル	-0.986**	-1.075**
父親職業 専門・管理	0.746*	0.671 †
大学進学のリスク認識		0.753***
Nagelkerke R^2	0.152	0.416
-2 対数尤度	322.946	256.881

(注) 値は係数。父親職業の比較のレファレンスは「事務・サービス」。

$N = 270$ 、***: $p < .001$ 、**: $p < .01$ 、*: $p < .05$ 、†: $p < .10$ 。

いずれのモデルにおいても、統制変数の効果は同様の結果を示した。年齢と性別のいずれも有意な効果を示さなかった。

リスク認識のないモデル 1 は、独立変数の父親職業はいずれの場合も有意な効果を示した。父親の職業が、「マニュアル」よりも「事務・サービス」の方が大学に進学しやすい。そして「事務・サービス」よりも「専門・管理」の方が、大学に進学しやすいことが分かった。

モデル 2 においても、出身階級が大学進学に及ぼす正負の効果に変わりはない。しかし、父親職業の「事務・サービス」と比した父親職業の「専門・管理」が示す正の効果は有意ではなくなった。

そして、モデル 2 において、大学進学のリスク認識は有意 ($p < 0.001$) に正の効果を示した。リスク認識の効果の標準化係数は 0.753 で、最も強い効果を示した。

3.5 頑健性

従属変数の短大以上の進学を、四年制大学以上の進学に設定し、ロジスティック回帰分析を行った。モデル 1 においては性別（男性ダミー）が有意 ($p < 0.001$) に正の効果を持った。それ以外の効果の正負の符号に変わりはない。またモデル 2 においては性別（男性ダミー）が有意 ($p < 0.05$) に正の効果を持ち、また独立変数の父親職業の「専門・管理」が「事務・サービス」に比べて有意な効果を示さなかった点のみ変化した。

独立変数の父親職業を、「マニュアル」、「事務・サービス」、「専門・管理」の 3 分類に代えて、「マニュアル」を「ブルーカラー」、それ以外を「ホワイトカラー」の 2 分類にしてロジスティック回帰分析を行った。モデル 1 とモデル 2 のいずれにおいても父親の職業が「ホワイトカラー」であることが、有意 ($p < 0.001$) な正の効果を持った。その他の結果に変わりはない。

統制変数の年齢を 40 代以上のダミー変数に変更したが、結果に変わりはない。また、50 代以上のダミー変数に設定しても変わりはない。

さらに、男女別にデータを区別し（女性 150 ケース、男性 120 ケース）、それぞれロジスティック回帰分析を行った。変化があった点として、男性のみのケースにおいて、父親職業の効果が有意ではなくなった。しかし、リスク認識の大学進学に対する正の有意 ($p < 0.001$) な効果は一貫して

変わらなかった。

4. 考察

4.1 仮説の検証

リスク認識を従属変数とした回帰分析の結果(表2)、出身階級はリスク認識に有意な効果を示さなかった。したがって、仮説1の「出身階級と大学進学のリスクの認識には相関がある」は支持されなかった。

次に、出身階級とリスク認識の大学進学への効果の検証結果は表4の通りとなった。

表4 表3モデル2における独立変数の効果

父親職業	マニュアル	有意に負
	専門・管理	有意な効果はなかった
大学進学のリスク認識		有意に正

(注) 父親職業の効果は仮説2に、大学進学のリスク認識は仮説3に対応する。
有意水準 $p < 0.05$ のみ。

このように、出身階級の父親職業は、「マニュアル」と「事務・サービス」との間に、有意な効果を示した。したがって、仮説2の「進学リスクの認識を統制しても、出身階級の違いが大学進学への効果を持つ」は一部、支持された。

また、リスク認識は有意 ($p < 0.001$) に正の効果を示した。したがって、仮説3の「出身階級の違いを統制しても、進学のリスク認識が大学進学に効果を持つ」は支持された。

4.2 問いへの解答と考察

検証の結果、仮説2は一部支持、仮説3は支持された。したがって、大学の進学に対して、出身階級は直接の効果を持つこと、またリスク認識も出身階級とは別に独自の効果を持つことが明らかになった。しかし、仮説1は支持されず、従来前提にされてきた出身階級によるリスク認識への有意な効果は認められなかった。

これらの結果を図示すると、図6の通りとなった。

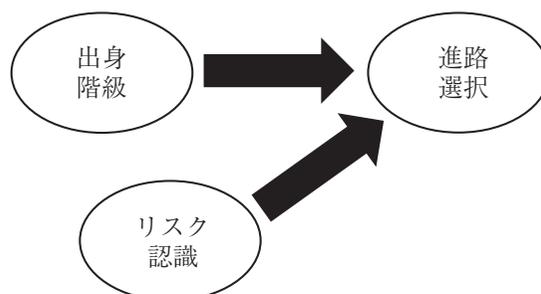


図6 分析の結果のメカニズム

4.3 考察と課題

以上の分析結果は、進路の選択におけるリスク認識が、出身階級からの下降移動にのみ規定されるとは限らないことを示唆している。たとえば、出身階級自体に反発意識がある場合や、親族や友人等の交友関係またインターネット等のメディア情報への接触などにより、各個人のリスクの認識は、出身階級に限らず、様々に規定される可能性が考えうる。

リスク認識の独自の効果を考えるうえで、社会学のリスク研究の勃興史は参考になる。リスク研究は1980年代のドイツの個人化研究を1つの契機とする。その際に個人化研究は、従来の身分的な地位（Stand）または階級（Klasse）に社会的不平等が規定されるのみならず、個人の人生の選択の帰結であるリスクの観点から社会的不平等を改めて検討する必要性を提唱した（Beck 1983）。

個人化論のリスク研究は階級研究への批判的潮流⁵において登場している。従属変数であった各個人の「意識」を、「存在」に必ずしも汲みつくされない独立変数として考慮し、各個人の「意識」的な選択が社会的不平等の形成にいかなる影響を与えているのかをとらえなおす仮説として注目を集めた（Hradil 2012）。リスクの認識が、出身階級以外の様々な外部要因により規定される可能性に目を向けるならば、進学に際したリスク認識も出身階級の変数とは別の変数としてとらえなおす可能性を考えうる。

そうであるとすれば、出身階級とは別の規定要因から、リスク認識を変化させ、教育達成の階級間格差に変更を加える分析視点を切りひらくことが可能であるかもしれない。

では、いかなる要因が進路選択におけるリスク認識を規定しているのか。本研究では扱いきれなかったが、この問いを進めることは次の重要な課題である。

[付記] 本稿の執筆にあたり、小林盾氏、渡邊大輔氏、内藤準氏、大崎裕子氏、森田厚氏より多くの助言をいただきました。記して感謝申し上げます。

[注]

- ¹ 相対的リスク回避仮説のモデルの理論的な解析を進めた研究として浜田（2009）や、モデルを再定式化した瀧川（2011）の研究がある。
- ² ただし、代理変数とせずに、媒介変数を設定した研究に藤原（2011）がある。藤原は「RRA 仮説では職業期待の階級・階層差およびそれに伴う教育期待の階級・階層差の存在が明確化されているのにもかかわらず、出身階級・階層と教育達成の間に職業期待と教育期待を媒介させて RRA 仮説を検証するという試みはこれまでのところ存在しない」として、職業期待と教育期待を媒介変数に設定して検証を行っている。
- ³ 吉川（2006）の研究は出身階級や階層からの下降移動ではなく学歴の下降移動の回避に着目する。
- ⁴ より詳しくは小林・川端編（2018）を参照のこと。
- ⁵ 1970年代以降の同時代の研究潮流として、ライフスタイルやライフコース研究、またミリュール（社会的環境）研究がある（Hradil 2012）。

[文献]

- 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』59: 167-80.
- 毛塚和宏、2013、「下降回避か、単純進学か」、『理論と方法』28(2): 337-354.
- 小林盾、川端健嗣編、2018、『成蹊大学社会調査演習 2017 年度報告書——第9 回暮らしについての西東京市民調査』、成蹊大学社会調査士課程.
- 近藤博之、古田和久、2009、「教育達成の社会経済的格差」、『社会学評論』59(4): 682-698.
- 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——相対的リスク回避仮説の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: 201-212.
- 瀧川裕貴、2011、「持続する不平等を説明する」、『理論と方法』26(1): 215-223.
- 中澤渉、2010、「JGSS-2009 ライフコース調査にみる高等教育進学行動の分析—日本における相対リスク回避説の検証」、『日本版総合的社会調査共同研究拠点研究論文集』10 (7) : 217-227.
- 浜田宏、2009、「相対リスク回避モデルの再検討」、『理論と方法』24(1): 57-75.
- Hradil, Stefan, 1992, "Einleitung," Stefan Hradil(Hg.)*Zwischen Bewußtsein und Sein: Die Vermittlung „objektiver“ Lebensbedingungen und „subjektiver“ Lebensweisen*, 9-12.
- 藤原翔、2011、「Breen and Goldthorpe の相対的リスク回避仮説の検証」、『社会学評論』62(1): 18-35.
- 、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.
- Breen, Richard, and John H. Goldthorpe, 1997, "Explaining educational differentials: Towards a formal rational action theory," *Rationality and Society*, 9(3): 275-305.
- 古田和久、2008、「教育機会の不平等生成メカニズムの分析」、米澤彰純編『教育達成の構造 (2005 年SSM 調査シリーズ5)』2005 年社会階層と社会移動調査研究会、81-97.
- Beck, Ulrich, 1983, "Jenseits von Stand und Klasse? Soziale Ungleichheiten, gesellschaftliche Individualisierungsprozesse und die Entstehung neuer sozialer Formationen und Identitäten," *Soziale Welt: Sonderband 2*: 35-74.
- 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.