

人間行動学科 社会学コース

文化資本の伝達過程と
階層帰属意識への影響

文学部 2022 年度

A19LA116

はまだ いつき
濱田 樹

目次

1	はじめに	1
1.1	問題の所在	1
1.2	問い	1
2	先行研究の検討：文化的再生産	3
2.1	誤解された文化的再生産	3
2.2	文化的再生産に関する経験的研究	3
2.3	ブルデュー派階級分析	5
3	先行研究の検討：階層帰属意識	6
3.1	社会意識論の系譜	6
3.2	近年の研究の特徴	8
4	分析の手順，データ	9
4.1	分析の手順	9
4.2	データ	9
5	分析 1：多重対応分析	11
5.1	多重対応分析の方法	11
5.2	変数	11
5.3	15歳時文化資本	12
5.4	現在の文化資本	15
5.5	文化資本変数	17
6	分析 2：文化資本の伝達	19
6.1	因果モデルと仮説	19
6.2	変数	20
6.3	15歳時文化資本の形成要因	22
6.4	学歴の世代間再生産	22

6.5	職業の世代間再生産	24
6.6	文化資本の世代間再生産	25
7	分析 3：文化資本と階層帰属意識	28
7.1	分析枠組と仮説	28
7.2	変数	28
7.3	OLS 回帰分析	29
8	結論	32
8.1	考察	32
8.2	課題	32
	謝辞	34
	文献	34

1 はじめに

1.1 問題の所在

Pierre Bourdieu は、文化資本、ハビトゥス、界、社会空間、卓越化などの独自の概念を用いて、不平等な社会構造が維持・再生産されるメカニズムについて、非常に詳細かつ体系的な議論にもとづく壮大な研究を展開した。Bourdieu が明らかにしたメカニズムを一言で表現するならば、支配階級によって「正統的」と認められた文化、すなわち「文化資本」を出身家庭から受け継ぎ、それを学歴や富、ネットワークなどの他の資本に転換することで、有利な立場を獲得していくプロセスだといえよう。

Bourdieu の社会学は、日本においても大きな関心をもって迎え入れられた。しかし、フランス社会と日本社会の文脈の違いや方法論上の隔たりが、実証研究に取り組むうえでの大きな障壁となってきた。たとえば、数多くの研究が積み重ねられてきた「文化的再生産」論は、その定義に根本的な誤解が生じている。また分析方法も、アングロサクソン系の計量分析のなかで文化資本の効果を検討するものであり、個別の効果だけを取り出そうとしているので、Bourdieu の関係論的立場とは齟齬が生じている。

本稿では、ブルデュー派階級分析と「文化的再生産」論との接続により、このような方法論上の課題を乗り越えることを目指す。具体的には、ブルデュー派階級分析の分析手法である多重対応分析により文化資本指標を構成し、指標をアングロサクソン流多変量解析にあてはめることで、文化資本が再生産の諸過程に及ぼす影響について考察する。さらに、いまだ取り組まれていない課題として、文化資本と階層帰属意識の関係を分析する。社会のなかでの自らの上下の位置についての主観的な評価である階層帰属意識は、階層社会を生きる人びとのリアリティを反映しており、格差や不平等が生じるメカニズムを解明するための糸口になりうる。

1.2 問い

本稿では3つの問いを設定する。第1に、現代の日本社会において、いかなる文化資本を構成することが可能なのか。この問いについては、文化的変数から構成される空間が階級構造としての社会空間と対応しているか否かが焦点となる。

第2に、文化資本はどのように伝達・継承され、学歴や職業の再生産の諸過程に関与しているのか。従来から取り組まれてきたこの問いを、異なるアプローチで構成した文化資本指標によって再検証する。

第3に、文化資本は階層帰属意識にどのような影響を与えるのか。卓越化の感覚を生み出すものと考えられる文化資本は、意識のうえでの分化をも生み出すのであろうか。

これらの3つの問いは究極的には、現代の日本社会に文化の不平等は存在するのかという大きな問いにつながっている。文化の不平等には2通りの意味がありうる。1つ目は、文化そのものが不平等に配分されている状態のことである。2つ目は、そのような不平等な文化の配分構造によって二次的に引き起こされる、学歴、職業的地位、財や経済力、知識、ライフチャンスなどの他の社会的資源の不平等な配分状態のことである。従来の社会学のな

かで、文化の不平等は相対的に軽視されてきたように思われる。しかしながら、現代の日本社会にも文化の不平等というものが存在するならば、この点を決して見過ごすべきではなく、その様態をつぶさに描き出すことが求められる。

2 先行研究の検討：文化的再生産

2.1 誤解された文化的再生産

Bourdieu は『ディスタンスション』(Bourdieu 1979a)において、階級による文化的な嗜好および実践の差異を分析し、資本の種類と多寡によって規定される社会空間を構築した。この研究が与えた非常に大きなインパクトにより、以後、文化と階級・階層の関係性を扱う研究は国際的に蓄積され続けている。

日本においてその理論は、「文化的再生産」論として受容された。これは、文化資本の媒介によって、親子の階級・階層の世代間再生産が生じるという議論である。親の階級・階層と文化資本、および、文化資本と子の階級・階層のあいだに直接的な強い結びつきが観察されれば、議論が成立することになる。しかし、このような解釈は Bourdieu 本来の意味からすると誤りである。磯 (2020)によれば、Bourdieu は文化的再生産と社会的再生産を使い分けており、前者は「世代間文化伝達」に意味が近く、後者は「階級構造の再生産」に意味に近い。したがって、日本で誤解された「文化的再生産」は、むしろ社会的再生産概念に類似する。また、Bourdieu は自身が再生産論者ではないことを強調しており、文化的再生産について『再生産』(Bourdieu and Passeron 1970)のなかで体系的な理論を展開したわけでもない。

2.2 文化的再生産に関する経験的研究

文化的再生産の定義について以上のような問題があるものの、Bourdieu の研究成果を日本社会に適用する試みとして、多くの経験的研究が積み重ねられてきた(大前ほか 2015)。これらの研究ではおもに、出身階級・階層 [O] → 子学歴 [E] → 到達階級・階層 [D] という社会移動研究の枠組に文化資本概念が組み入れられ、回帰系の計量分析によって、文化資本の媒介効果を明らかにすることが目指されてきた。

荒牧 (2022) にそって、子どもの学歴に対する文化資本の媒介効果を扱った研究を整理すると、その分析枠組は、出身階級・階層 [O] → 親文化資本 [C₁] → 子文化資本 [C₂] → 子学歴 [E] と表現することができる。ここで注意が必要なのは、通常、学歴は文化資本概念には含まれないことである。質問紙調査の設計によって、最終学歴の確定した成人から本人と親の回顧情報を得るタイプの調査と、教育達成の途上にある子どもとその親から同時にそれぞれの情報を得るタイプの調査に分けられる。後者の場合は最終学歴が確定していないので、代わりに教育アスピレーションが用いられる。

最初期の研究である宮島ほか (1991) は、大学生を対象に文化に対する評価や文化活動、文化的知識、言語能力などについて調べた。その結果、大学生の階級と芸術的活動には明確な関連があり (O→C₂)、一定の世代間相関も認められた (C₁→C₂)。

片岡 (2001) は 1995 年 SSM 調査を用いて、教育達成に対する文化資本の効果を検討した。この研究では、芸術文化資本(クラシック音楽の視聴経験と美術館・博物館の訪問経験)と読書文化資本(本を読んでもらった経験)が区別される。女性の場合、中学3年時の成績やエリート高校を経由して、芸術文化資本が学歴に影響する (C₂→E) が、男性の場合は文化的経験が学校での成功につながらない (C₂→E の不成立)。

一方、吉川（1996）は、中高生と両親を対象に、3つの漢字の意味を問う言語能力テストを実施し、言語資本の世代間伝達を検討した。その結果としては、父親の職業階層と言語能力ははっきりと結びついている（ $O \rightarrow C_1$ ）が、言語能力の世代間連関は微弱（ $C_1 \rightarrow C_2$ ）であり、父職と子どもの言語能力の連関はまったく認められない（ $O \rightarrow C_2$ の不成立）。したがって、文化資本の相続が学歴再生産の主要なメカニズムだとはいえない。

高校生と両親を対象に研究を行った片瀬（2004）は、片岡（2001）と同様に芸術文化資本と読書文化資本を用いている。分析結果としては、芸術文化資本には世代間相関が認められる（ $C_1 \rightarrow C_2$ ）が、読書文化資本の世代間相関は男子と母親のあいだでのみ生じる。教育アスピレーションに対しては、男子は読書文化資本のみが、女子は両方の文化資本が関連する（ $C_2 \rightarrow E$ ）。

松岡ほか（2014）は方法論的にもっとも洗練されている。パネル調査のデータに対し、ハイブリッド固定効果モデルを用いていることで、文化資本の世代間相関とその変化を検討した。文化資本の指標は子どもと両親の読書量である。分析の結果、両親（とくに母親）の読書量が子どもの読書量と関連し（ $C_1 \rightarrow C_2$ ）、また、両親の読書量の増減によって子どもの読書量が増減することが示された。

これらの研究から得られた知見をまとめると、第1に、親の文化資本は親の階級によって異なる（ $O \rightarrow C_1$ ）。第2に、芸術を中心とした文化活動には世代間相関が認められる（ $C_1 \rightarrow C_2$ ）。第3に、読書習慣の世代間相関（ $C_1 \rightarrow C_2$ ）については見解が分かれる。第4に、言語能力の世代間相関はほぼ認められない（ $C_1 \rightarrow C_2$ ）。第5に、女性の芸術文化資本は学歴や教育アスピレーションと関連する（ $C_2 \rightarrow E$ ）。

ただし、ここで注意しておきたいのは、子文化資本 [C_2] をとらえる時点が研究によってまちまちだということである。宮島ほか（1991）では、大学生を対象とするため、子文化資本はほぼ学歴が確定する大学進学よりあとの情報である。これに対し、片岡（2001）は、「小学生の頃」の芸術文化資本と「子どもの頃」の読書文化資本を測定している。吉川（1996）では中学・高校時点、片瀬（2004）では高校時点、松岡ほか（2014）では小学校時点のものである。異なる時点の情報が入り混じるとみなしてしまえば、個人のなかで時間とともに生じる文化資本の変化を見落とす可能性がある。また、いずれの子文化資本指標も地位達成以前のものであるので、地位達成後の文化資本との関係は明らかになっていない。

対して宮島（1994）は、「相続文化資本」と「獲得文化資本」という区分を提示し、文化資本のコンセプトを再定義する必要があることを指摘している。しかし研究によって、それらの操作概念は異なっており、一貫性がない。たとえば、片岡（2003）では幼少期の文化的経験を用いているのに対して、近藤（2011）では親学歴を用いている。そのため、本稿ではこの区分を使用しない。また、大前（2002）は、フランスの「正統的文化」とは異なるかたち構成される、学校文化に根ざした「キャッチアップ文化資本」という概念を提示している。

以上より、本稿では親文化資本／子文化資本という区分を使用せず、新たな2種類の文化資本指標を構成する。第1のものが、出身階級・階層の文化資本を表す「15歳時文化資本」であり、第2のものが、地位達成後の文化資本を表す調査時点における「現在の文化資本」

である。

2.3 ブルデュー派階級分析

『ディスタクシオン』(Bourdieu 1979a)以後、ブルデュー派階級分析と呼ばれる、ブルデュー社会学の基礎概念と幾何学的データ解析を用いて支配と不平等を分析する研究が展開されている(磯 2022)。

ブルデュー派階級分析ではEGP階級分類やSSM職業8分類のような既存の職業分類をあてはめるかたちでは階級を定義しない。なぜなら、Bourdieuが「社会階級」なるものは実在しないと語ったからである。「実在するのは社会空間であり、差異の空間であって、そこでは諸階級が潜在的状態で、点線で、つまりひとつの所与としてではなく、これから作るべき何かとして実在する」(Bourdieu 1994=2007: 32)。そのため、ブルデュー派階級分析における階級構造は、資本の種類と多寡によって規定される多次元的な社会空間として把握される。資本家階級／労働者階級という区分やEGP階級分類などのtheory drivenの階級・階層分類に対し、ブルデュー派階級分析はこのdata drivenの社会空間をもとに議論を進める。

イギリスにおける『ディスタクシオン』の実証的展開が『文化・階級・卓越化』(Bennett et al. 2009)である。そのなかでは、イギリス社会にも文化資本を見出すことが可能か、文化の界の類似性の本質は何か、諸集団が文化形態の組織化によって優位になる過程をとらえることができるかという3つの問いが掲げられている。日本では、この研究から示唆を得た相澤・堀(2022)が同様の問いを検討している。

また、近藤(2011)は、SSMデータから独自の方法で社会空間を構築している。その知見としては、フランスと類似した社会空間を描くことができるが、資本総量の分化軸は明瞭なもの資本構成の種類による差異は小さく、1次元的な傾向が強いことがあげられる。

ブルデュー派階級分析のさらなる展開として、Mike Savageは文化資本・経済資本・社会関係資本に潜在クラス分析を実行することで、資本構造を類型化し、新しい階級モデルを提示している(Savage et al. 2013; Savage 2015)。この階級モデルでは、伝統的なEGP階級分類に対し、7つの階級からなる多次元的な階級構造の存在が浮き彫りになった。

他方、片岡栄美は、アメリカの文化社会学由来の文化的オムニボア論までを射程に含めた研究を展開している(片岡 2022)。文化的オムニボアとは、高級なものから低俗なものまでを含む幅広いジャンルの文化を消費するエリートの志向性のことである。この議論は、文化と階級の強固な結びつきを前提とするBourdieuの理論とは異なった視座を提供する。

3 先行研究の検討：階層帰属意識研究

3.1 社会意識論の系譜

階層帰属意識¹⁾は狭義の階層意識（原 1990）とも呼ばれるが、社会意識の中核をなす重要な意識項目である。人びとが階層構造をどのように認識し、自らを階層構造のどこに位置づけるかをみるものであり、主観的社会階層を表している。したがって、階層社会を生きる人びとのリアリティを反映した、社会の見え姿として理解することができる。SSM 調査では、1955 年の第 1 回調査以来、階層帰属意識について繰り返したずねている。その形式は、「かりに現在の日本の社会全体を 5 つの層に分けるとすれば、あなた自身はこのどれに入ると思いますか」という質問文について、「上」、「中の上」、「中の下」、「下の上」、「下の下」という 5 つの選択肢から回答を求めるものである。

吉川（2014）にそって社会意識論の系譜を整理すると、日本における先駆的研究は、城戸浩太郎による論稿である（城戸・杉 1954）。城戸は本格的な調査計量により、権威主義的態度と政治・経済的イデオロギーに対する職業、学歴、年齢、生活程度の影響力を検討した。そして 1960 年代には、見田宗介と宮島喬によって現代社会意識論が確立され、理論的な枠組みが整備された。しかし 1980 年代以降、研究はほとんど行われず、現代社会意識論は「文化の社会学」と呼ばれる非計量的で思弁的なアプローチによる新たな潮流へと置き換えられてしまった。一方、階層研究の内部では 1960 年代以降、階層意識研究として社会意識に関する研究が行われてきた。階層意識研究は、階層帰属意識を含む社会意識と階層的地位との関係性、すなわち社会意識の階層性を解明しようとするもので、計量社会学者たちは SSM データの分析を通してこの課題に取り組んできた。

階層帰属意識の動向について SSM 調査を振り返ると、1955 年には「下の上」と「下の下」を合わせた「下」回答が約 60%を占めていたが、1965 年調査では分布は上向き、つづく 1975 年調査では「中の上」と「中の下」からなる「中」回答が約 75%を占めるまでになった²⁾。この中意識の増大はマスコミによって「一億総中流」と名づけられ、高度経済成長によって豊かさを手にした人びとの実感を反映した現象として理解された。ところが、「中」回答がさらに増えるだろうと予想された 1985 年調査において、その増大はもはや確認されなかった。その後は 1975 年から現在にいたるまでの長期間にわたって、「中」回答が 75%程度を維持し、表面上の分布はほとんど変化していない。

総中流現象に対して階層意識研究では、どのような人が「中」と回答しやすいのかについて検討が行われた。そこでは、職業や学歴、経済力などの客観的な階層変数と中意識との対応関係を、クロス集計表などのカテゴリカルで記述的な分析によって探るという方法がおもにとられた。しかし、多くの研究が積み重ねられたにもかかわらず、明確な答えを出すことはできなかった。また、マルクスに依拠する現代社会意識論が想定していたような、客観

¹⁾ 階層帰属意識は日本の研究でしか通用しない、いわばガラパゴス化した概念である。アメリカの研究では、upper class, middle class, working class, lower class への帰属を問う階級帰属意識が用いられる。

²⁾ 「上」「中の上」「中の中」「中の下」「下」という 5 カテゴリから回答を求める形式の国民生活調査では、「中」回答は 9 割に達した。

的な階層的地位において上層にいる人が上層への帰属意識をもち、中層の人が中意識を、下層の人が下意識をもつというような客観と主観のシンプルな関係性は見出されなかった。この結果は、単一の社会的地位、とりわけ職業的地位が階層意識を強く規定するというような、古典的階級理論の考え方が妥当しないことを示す。盛山（1990）はそれまでの研究の論点を整理したうえで、階層要因と階層意識とのシンプルな対応関係によって答えを出そうとする従来の仮説群を「素朴実在反映論」として批判し、その成立の可能性を否定した。

しかし、このような研究の停滞は、吉川（1999）によって打ち破られる。以下に記す分析方針の転換により、表面上ではほとんど変化のない階層帰属意識が、20年間で階層変数との結びつきを強めていったことが明らかになった。

そのために従来の「中」意識の研究とは異なる分析方針をとることにする。それは階層帰属意識の（「中」回答群をはじめとした）回答カテゴリーごとの観測値に特別な関心を寄せるのではなく、階層帰属意識を「上・下」の連続変量とみなして、その分散（サンプルの分布状況の総体）を規定（説明）する階層要因を探るというものである。これはちょうど、社会移動の研究が世代間移動表と地位達成過程モデルという、カテゴリカルな分析と線形多変量解析を車の両輪としてきたのと同じように、カテゴリカルな分析が蓄積されてきた階層帰属意識（＝「中」意識）の研究に、線形多変量解析による知見を加えようという試みである。（吉川 1999: 218）

吉川は地位達成モデル（Blau and Duncan 1967）を応用し、1975年、1985年、1995年のSSMデータに対し年齢、教育年数、職業威信、世帯収入、生活満足度を独立変数とするパス解析を行った。そして、変数間の線形に関連とその強さを吟味し、3時点のモデルを比較した。その知見としては、1975年時点では、独立変数の影響力は比較的小さく、階層帰属意識は階層要因からはうまく説明されない浮遊した状態にあった。1985年には、モデルの説明力が向上し、世帯収入と生活満足度が階層帰属意識を規定していた。1995年には、説明力がさらに向上し、世帯収入と生活満足度に加えて教育年数と職業威信が効果をもつという、多元的な階層評価基準の段階へと移り変わった。すなわち20年間のあいだに、〈熱狂→集約→多元化〉というプロセスを経て、階層帰属意識と階層要因の結びつきの強まりという「静かな変容」が生じていたのである。

調査計量によって、社会構造が社会意識に及ぼす影響力の解明を目指す吉川の計量社会意識論では、社会意識論型回帰モデル（吉川 2014）が用いられる。これは、性別、年齢という人口学的変数を統制したうえで、社会意識に対する学歴、職業的地位、経済力という3つの階層変数の効果を検討するOLS回帰分析であり、この分野における基本的な分析枠組になっている。

3.2 近年の研究の特徴

近年の研究の特徴としては、まずもって、分析手法の高度化による方法論的発展があげられるが、新たな独立変数の効果が検討されることも増えている。たとえば、非正規雇用と階層帰属意識の関係について検討した小林（2011）では、若年非正規雇用者の階層帰属意識が低いことが示されている。また数土（2012）は、経時的変化として結婚が効果をもつようになったこと、その効果は階層間で異なることを指摘している。

他方、階層帰属意識と階層要因の結びつきの強さを示す決定係数は、1995 年以後、さらなる高まりをみせている（Kikkawa and Fujihara 2012; 谷岡 2018）。このことは、人びとが客観的な属性にもとづいていっそう冷静に自らの階層的 position を見定めるようになったことを示している。したがって、高まりの要因となっている階層評価基準の多元化をより正確に把握するためには、階層帰属意識に対して影響力をもつ新たな変数を探索することが求められる。

この点について、財の所有状況によって階層帰属意識を説明しようとする研究も行われてきたが、その効果は小さいことが指摘されてきた。近年では、稲垣（2018）が複数の方法で所有財変数を作成し、それぞれの効果を比較している。その結果、所有数を合計するなどして 1 次元的に情報を縮約するのではなく、多次元的な特徴をとらえられる手法を用いることが有効であることが明らかになった。したがって、本稿で文化資本指標を作成する際にも、多次元的な特徴を活かすことのできる手法が望ましいと考えられる。

4 分析の手順, データ

4.1 分析の手順

本稿の分析は3段階で構成される。第1に、多重対応分析により、2つの文化資本指標の作成を試みる(第5章)。一方は、15歳時の家庭の文化資本を指標化したものであり、もう一方は、調査時点の文化資本を指標化したものである。指標を作成する際には、文化資本の操作概念として特定の変数をあらかじめ仮定することはせず、何を文化資本とみなすことができるのかという段階から議論を進める。

Bourdieu (1979b) では、文化資本の3様態が示されている。すなわち、身体化された様態、客体化された様態、制度化された様態である。しかし磯(2022)によれば、文化資本の3様態を構成概念としてとらえ、操作概念を社会調査の質問項目から選び出すことは適切ではない。したがって、文化資本の操作概念を自明視してはならず、与えられたデータセット上ではいかなる文化資本を見出すことができるのかについて、そのつど考察する必要がある。具体的な手続きとしては、2時点それぞれにおける複数の文化的変数に対し多重対応分析を実行し、文化資本の保有量とみなすことが可能な軸を探索する。軸が社会空間上の位置づけによって分化しているか否かが、文化資本を構成するうえでの焦点となる。この手続きを経て、2つの文化資本指標を導出する。

第2に、多重対応分析から導出された2つの文化資本指標を用いて、文化資本の伝達過程を分析し、学歴や職業の世代間再生産において文化資本が果たす役割について検討する(第6章)。さらに、文化資本自体の再生産についても検討するために、「文化的再生産」論のプロセスを拡張し、15歳時の文化資本と現在の文化資本との関連を分析する。分析手法には回帰分析を用いる。回帰系の計量分析が個別の変数をもつ効果の有無に終始しがちであるのに対し、多重対応分析は一对一の影響関係を超えた変数間の重層的な関連について把握することができるという強みをもつ。しかし同時に、関連の有無について統計的有意性をもとに議論することができないというデメリットも存在する。そこで、本稿では2つの手法を接合し、多重対応分析によって関係論的に導き出された文化資本指標を回帰分析のなかで扱うことで、両者の欠点を補い合うことを目指す。

第3に、文化資本と階層帰属意識の関係を分析する(第7章)。代表的な社会意識である階層帰属意識と文化資本の結びつきは重要な論点だが、両者の影響関係は未解明のままである。そこで本稿では、社会意識論型回帰モデルに文化資本変数を投入することで文化資本の効果を推定し、新たな階層評価基準といえるか否かを検討する。これは、階層評価基準の多元化の潮流のなかで、新たな評価基準を探索する試みである。

4.2 データ

本稿では、「2015年SSM日本調査, 2015」を分析する。「社会階層と社会移動に関する全国調査(SSM調査)」は、日本におけるもっとも重要な大規模社会調査の1つで、1955年以来10年ごとに実施されている。質問内容は多岐にわたるが、とくに職業および学歴に重点をおいており、全7回のデータは日本の社会学界にとって欠くことのできない貴重なもの

である。階層帰属意識を含む社会意識研究では、これらのデータの分析をとおして知見が蓄積されてきた。

ただし SSM 調査は、欧米の研究の流れをくむ、日本の社会階層研究および社会移動研究の枠組にそって設計されているため、Bourdieu 派の研究とは文脈が大きく異なる。Bourdieu らの論点を日本社会において検証するためには、本来 SSM 調査は不適切であり、Bennett et al. (2009) のような、文化資本を詳細に測定するために専用に設計されたまったく新しいプロジェクトが必要になる。しかしながら、そのような調査データは存在しないため、次善の策として、利用可能な既存の社会調査のなかから SSM 調査を選んだ。以上のような理由により、本稿では、SSM 調査に含まれる数少ない質問項目から文化資本を構成する。また、SSM 職業 8 分類などの階層研究でよく用いられる変数群を、社会空間における「階級」的位置の指標として流用するため、ブルデュー派階級分析の作法からは乖離してしまう。これらの点は本稿が有する大きな限界だといわざるをえない。とはいえ、階層研究の枠組を脱してはいないものの、Bourdieu 的な関心から SSM データに対し多重対応分析を適用した研究も存在し、たとえば片岡 (2003, 2019) や近藤 (2011)、磯・竹ノ下 (2018)、相澤・堀 (2022) をあげることができる。したがって、文化資本の伝達過程および階層帰属意識への影響という問いに対して、SSM データを使用することには一定の妥当性があると考えられる。

現時点での最新版にあたる第 7 回目の 2015 年調査は、層化 2 段無作為抽出法によって抽出された日本に在住する 2014 年 12 月末時点で 20~79 歳の日本国籍をもつ男女を対象として、個別面接法と留置法の併用により実施された (計画サンプルサイズ: 16,100, 回収票数: 7,817, 回収率: 50.1%)。詳しい調査設計については、白波瀬 (2018) を参照されたい。

分析に使用する変数については章ごとに後述するが、それらの変数に欠損値があるケースを除外し、3,746 ケースを分析対象とする。ただし、両親双方の変数を用いるため、ひとり親家庭の出身者は除外せざるをえない。したがって、ひとり親家庭出身者について考察することができないが、この点は本稿の欠点であるといわざるをえない。

5 分析 1：多重対応分析

5.1 多重対応分析の方法

多重対応分析 (MCA: Multiple Correspondence Analysis) は、フランスの統計学者 Jean-Paul Benzécri によって提唱された分析手法であり、同じく Benzécri によって提唱された対応分析を拡張したものである。後者が 2 組の質的変数の連関を分析するのに対し、前者は 3 組以上の連関を分析する。フランス流の幾何学的データ解析 (GDA: Geometric Data Analysis) の根幹をなす手法であり、アングロサクソン系計量分析とは異なる系譜に属する。分析の目的は第 1 に、複雑な元データの情報をより少ない次元に縮約することで、データの構造を明らかにすることである。第 2 の目的は、分析結果を平面図として視覚的に提示することにより、変数同士の結びつきをとらえることにある。質的変数に対する主成分分析が多重対応分析だといえる。

分析ではまず、「個体×変数」の形式をとるデータ表をもとに、個体間の距離および変数のカテゴリ間の距離が計算され、個体とカテゴリに座標が与えられ、両者は点として表現される。そして、それぞれの点の距離と重みによって軸 (次元) が形成される。最初に吟味すべきなのは、各軸に対する点の寄与率である。つぎに、いくつかの主平面、少なくとも第 1 軸と第 2 軸で構成される平面上での変数の分布から軸の意味を解釈し、変数の対応関係を探索する。さらに解釈を深めるために、軸を構成するアクティブ変数 (active variable) のほかに、軸の算出には用いられない追加変数 (supplementary variable) を投入することができる。ブルデュー派階級分析では通常、アクティブ変数で生活様式空間を、追加変数で社会空間を構築するが、2 つの空間の相同性を見出すことができるか否かが分析の焦点になる。

5.2 変数

第 5 章では、15 歳時点と調査時点それぞれにおける文化的変数をアクティブ変数に指定し、2 つの MCA を行う³⁾。追加変数については、性別と年齢という人口学的変数に加え、社会空間を把握するために学歴や職業といった階層変数を用いる。なお学歴については、文化資本ではなく学歴資本として概念構成し、アクティブ変数には含めずに追加変数として扱う。なぜなら、荒牧 (2022) によれば、学歴の世代間再生産における文化資本の媒介効果を問題とする場合、学歴は文化資本には含まれないからである。また磯・竹ノ下 (2018) によれば、両者を切り離すことで、学歴の各カテゴリ内部の差異をとらえる道具として文化資本概念を用いることが可能になる。

第 1 の MCA では、15 歳時の文化資本をとらえるために、15 歳時の家庭におけるピアノ、文学全集・図鑑、美術品・骨董品、パソコン・ワープロの有無と蔵書数の多寡を使用する。データセットには 15 歳時の文化活動に関する質問項目が含まれないので、やむをえず、モノの所有に関する変数のみから文化資本を構成する。所有財 4 項目については変数名を「ピアノ(15)」、「文学全集(15)」、「美術品(15)」、「PC(15)」とし、それぞれに所有を示す「+」と非

³⁾ 変数の選定については、1995 年および 2015 年 SSM 調査を分析した磯・竹ノ下 (2018) を参考にし、同様の変数構成とした。

所有を示す「-」を付す。蔵書数は、10冊以下、11冊～25冊、26～100冊、101～200冊、201冊以上の5カテゴリとする。これらの5変数13カテゴリをアクティブ変数としてMCAに投入する。さらに追加変数として、性別、年齢、父親と母親の学歴（初等学歴／中等学歴／高等学歴）、父親の職業（SSM職業8分類）、15歳時の暮らし向き（豊か／やや豊か／ふつう／やや貧しい／貧しい）を使用する。

第2のMCAでは、調査時点の文化活動の頻度と所有財の有無によって、現在の文化資本をとらえる。文化活動は「クラシック音楽のコンサートへ行く（クラシック）」、「美術館や博物館に行く（美術館）」、「図書館に行く（図書館）」、「小説や歴史などの本を読む（小説）」の4項目である。これらの4項目は「週に1回以上」、「月に1回ぐらい」、「年に1回から数回」、「数年に1回ぐらい」、「ここ数年したことがない」という5件法でたずねられているが、「週に1回以上」、「月に1回ぐらい」、「年に1回から数回」の3者を合併し、「年に1回以上」、「数年に1回ぐらい」、「ここ数年したことがない」という3カテゴリに再分類する。カテゴリの数を減らすのは、度数の極端に少ないカテゴリ——たとえばクラシックの「週に1回以上」——が結果に大きな影響を与えることを避けるためである。Le Roux and Rouanet（2010）によれば、相対度数が5%以下であるような稀なカテゴリは、できるかぎりほかのカテゴリと合併することが望ましい。「年に1回以上」に3、「数年に1回ぐらい」に2、「ここ数年したことがない」に1という数字を割り当て、それぞれの変数名に1から3の数字を付す。所有財はピアノ、文学全集・図鑑、美術品・骨董品、パソコン・タブレットの4項目であり、ワープロがタブレットに変更されている点を除けば15歳時と同一である。以上の8変数20カテゴリをアクティブ変数とする。追加変数には、性別、年齢、本人の学歴（中学／高校／専門学校／短大・高専／大学／大学院）、本人の職業（SSM職業8分類）、世帯収入（200万円区切り）、5段階階層帰属意識を使用する。

5.3 15歳時文化資本

最初に、15歳時の文化的変数に対するMCAの結果を示す。横軸である第1軸の分散率は26.09%であり、縦軸である第2軸の分散率は13.03%である。MCAの性質上、第1軸の分散率はかなり小さいが、第1軸の重要性をよりよく評価する指標であるBenzécriの修正分散率は99.84%である。したがって、データ全体の分散の大部分が第1軸によって説明される。

図1より、第1軸が支配的であるときに生じる馬蹄形効果（Clausen 1998）がみられる。第1軸の分散にもっとも寄与しているカテゴリを大きいものから順に3つあげると、「ピアノ(15)+」（15.44%）、「文学全集(15)-」（14.35%）、「10冊以下」（13.20%）である。第1軸のプラス側には文化的財の所有を示すカテゴリが、マイナス側には非所有を示すカテゴリがそれぞれプロットされ、蔵書数はプラス側に行くほど増加する。このことから、第1軸は文化資本の保有量を表していると解釈できる。

表1 各軸における分散と変数の寄与率（15歳時）

	第1軸	第2軸	第3軸	第4軸
分散（固有値）	0.42	0.21	0.20	0.20
分散率（%）	26.08	13.03	12.62	12.51
修正分散率（%）	99.84	0.15	0.01	0.00
寄与率（%）				
ピアノ（15）+	15.44	1.94	0.25	0.19
ピアノ（15）-	4.77	0.60	0.08	0.06
文学全集（15）+	10.64	3.15	0.04	0.00
文学全集（15）-	14.35	4.25	0.05	0.00
美術品（15）+	11.53	1.10	3.36	0.08
美術品（15）-	2.44	0.23	0.71	0.02
PC（15）+	11.40	3.06	3.59	0.02
PC（15）-	2.78	0.75	0.87	0.01
10冊以下	13.20	23.93	0.39	3.74
11～25冊	0.75	14.82	21.21	31.71
26～100冊	1.55	17.80	36.01	2.75
101～200冊	4.33	0.08	33.20	37.41
201冊以上	6.82	28.30	0.24	24.01

注) 第5軸以降の結果は省略

一方、第2軸の分散に大きく寄与しているのは、いずれも蔵書数のカテゴリである。したがって、蔵書数によって第2軸が規定されているが、その配置から第2軸の意味を読み解くことは困難である。第1軸の修正分散率が極端に高く、また馬蹄形効果が生じていることから、第2軸は実質的には大きな意味をもたないと判断される。同様の理由により第3軸以降の解釈も行わない。

さて、第1軸を文化資本の保有量とみなすことができると述べたが、この解釈は妥当なのだろうか。社会空間上の位置づけ、すなわち「階級」によって異なることが、文化資本が成立するための必須条件である。文化的嗜好が「階級」によって分化していないのなら、それは単なる個人の好みに過ぎず、文化資本とみなすことはできない。この点について、アクティブ変数と追加変数に対応関係がみられるかを確認する必要がある。結論を先取りすれば、両者の分布はかなりの程度重なっていて、第1軸は階級構造上の立場によって分化している。したがって、第1軸を文化資本の保有量とみなすことが可能である。

追加変数の配置をみると、いずれの変数も第1軸にそって展開しており、やはり第2軸と対応している変数を見出すことはできない。まず、女性である場合や、生年が新しくなると文化資本が増加する傾向がみられる。つぎに、父母学歴の分布から親の学歴資本と文化資本の結びつきが認められる。職業階層や、経済資本の代替指標とみなすことのできる暮らし向きの分布も、第1軸におおむね重なる。これらの結果は、各資本が分化しておらず、むしろ密接に結びついていることを示している。したがって、15歳時の社会空間の資本構造は一次元的である。

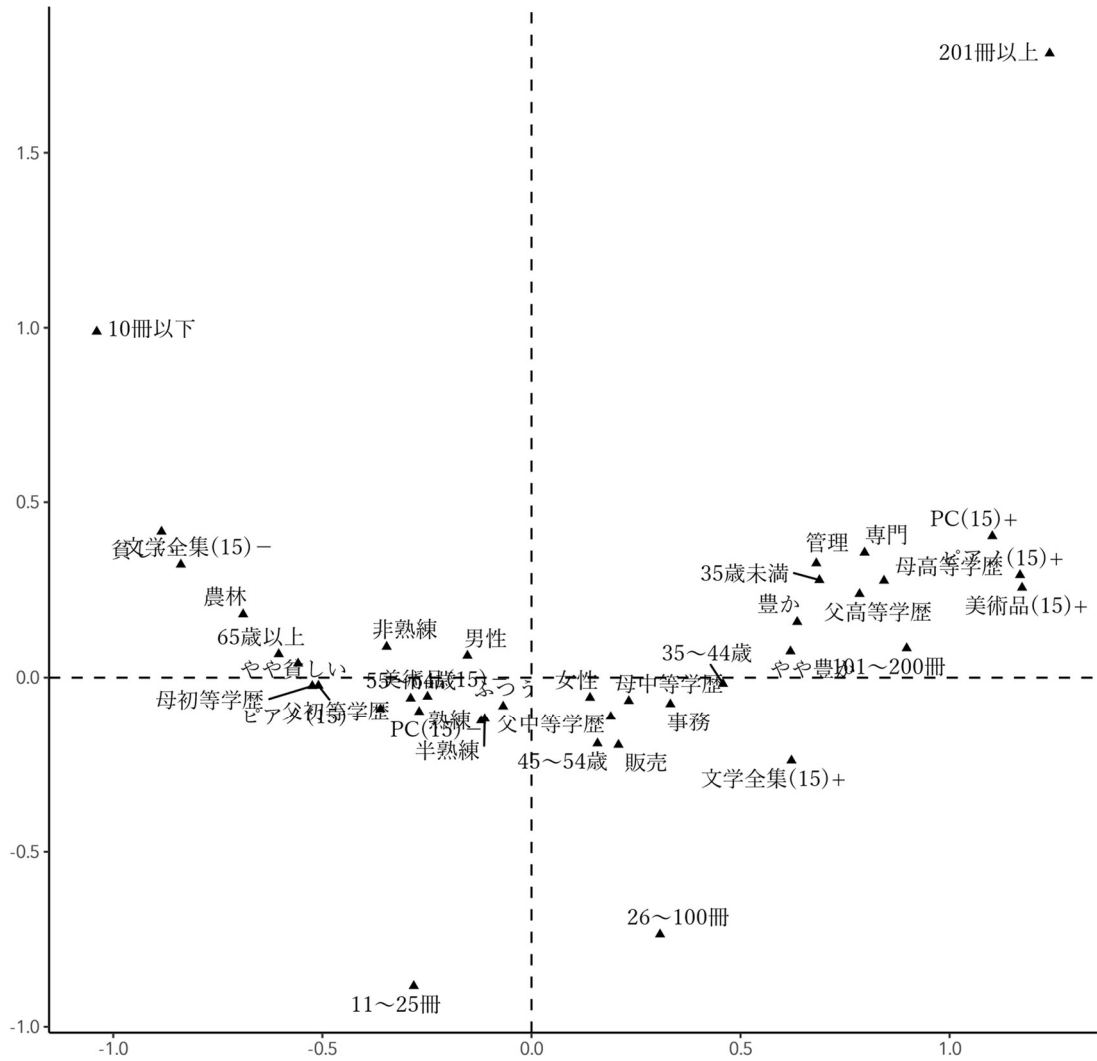


図1 15歳時の文化的変数に対するMCAの結果
(第1-2平面)

5.4 現在の文化資本

つぎに、現在の文化的変数に対する MCA の結果を示す。第 1 軸の修正分散率は 94.44% であり、第 2 軸の修正分散率は 4.22% である。やはり第 1 軸の説明力は非常に高い。第 1 軸の分散に対しては、「小説 1」(10.99%)、「美術館 3」(10.75%)、「美術館 1」(10.48%) が大きく寄与している。一方、第 2 軸の分散への寄与率が高いのは、「美術館 2」(23.45%)、「図書館 2」(22.11%)、「小説 2」(11.26%) である。すなわち、これらの文化活動への関与の有無によって、第 1 軸と第 2 軸が形成されている。文化的財はいずれのカテゴリも寄与率が低く、軸の形成には大きく関わっていない。

表 2 各軸における分散と変数の寄与率 (現在)

		第 1 軸	第 2 軸	第 3 軸	第 4 軸
分散 (固有値)		0.32	0.17	0.15	0.13
分散率 (%)		21.02	11.01	9.84	8.43
修正分散率 (%)		94.44	4.22	1.33	0.00
寄与率 (%)	クラシック 1	3.83	0.08	0.35	0.06
	クラシック 2	3.93	4.31	2.68	26.98
	クラシック 3	6.81	8.48	0.11	25.07
	美術館 1	10.48	3.81	1.00	0.05
	美術館 2	0.51	23.45	0.08	5.46
	美術館 3	10.75	5.92	2.29	4.22
	図書館 1	9.32	4.50	2.07	1.35
	図書館 2	0.11	22.11	7.86	5.81
	図書館 3	8.71	0.41	10.06	0.06
	小説 1	10.99	4.53	0.87	3.78
	小説 2	0.16	11.26	11.40	14.68
	小説 3	6.89	0.02	5.65	0.25
	ピアノ +	4.38	1.10	8.60	1.07
	ピアノ -	1.49	0.37	2.92	0.36
	文学全集 +	6.98	2.19	12.46	3.39
	文学全集 -	3.27	1.02	5.83	1.59
	美術品 +	4.95	3.15	22.10	4.57
	美術品 -	0.78	0.50	3.47	0.72
	PC+	1.04	0.51	0.03	0.09
	PC-	4.63	2.29	0.15	0.42

注) 第 5 軸以降の結果は省略

図 2 より、第 1 軸のマイナス側からプラス側に向かって、文化活動の頻度が上がり、文化的財がなしからありに変化する。このことから、15 歳時と同じく、第 1 軸は文化資本の保有量を表していると解釈できる。文化活動のうち、「美術館」、「図書館」、「小説」はグループを形成しているが、「クラシック」はよりプラス側の外れた位置にプロットされる。したがって、「クラシック」はより「高級」な文化活動であることがうかがえる。

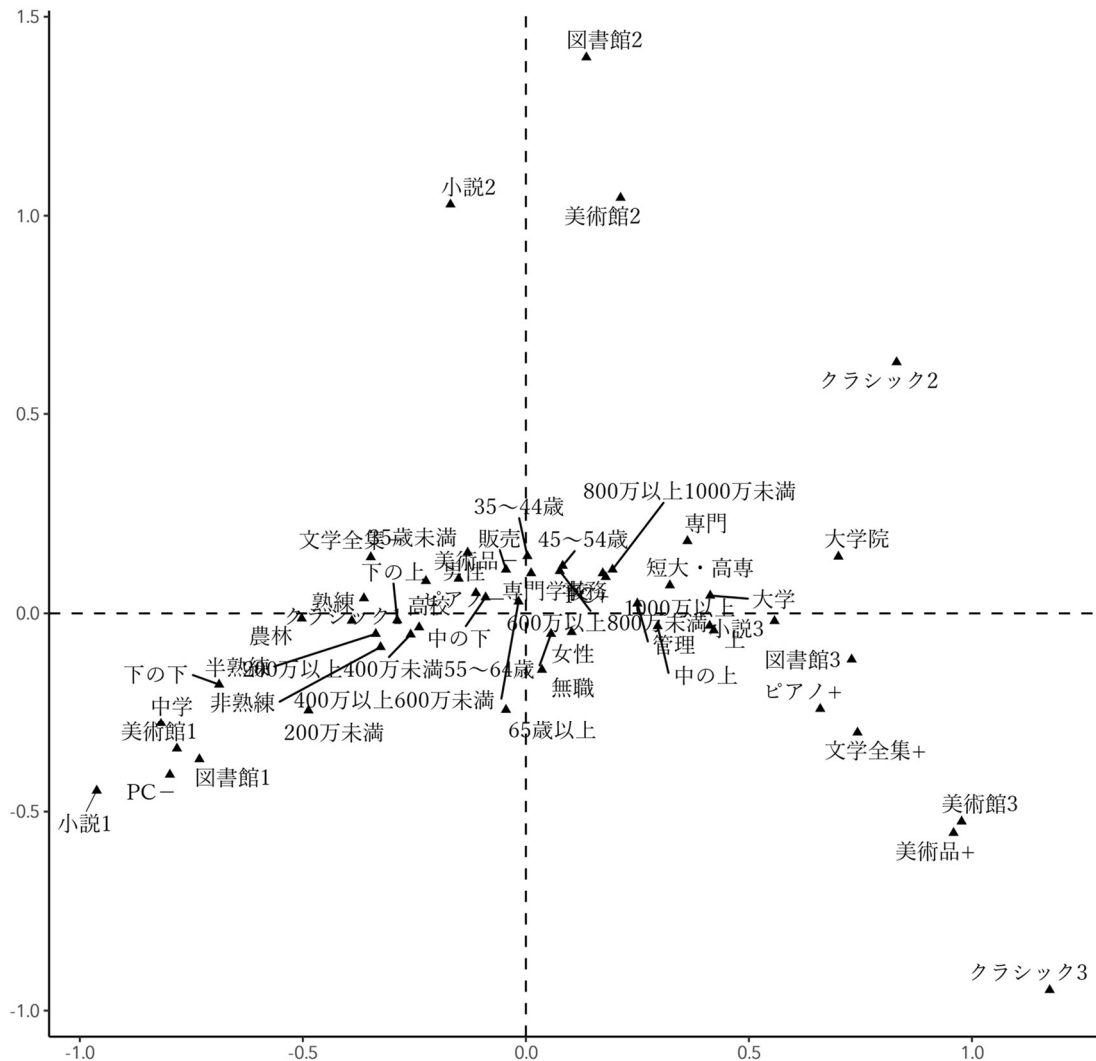


図2 現在の文化的変数に対する MCA の結果
(第 1-2 平面)

第 2 軸と対応しているアクティブ変数はやはり見つからないが、追加変数のうち年齢が第 2 軸に対応しており、第 2 軸の上方から下方に向かって年齢が高くなる。しかしながら、第 2 軸に明確な意味を見いだすことはできない。

年齢を除いた追加変数は、ここでも第 1 軸にそって展開している。学歴資本と経済資本の向きが文化資本の向きと重なることから、資本同士の結びつきがみられる。職業に関しては、第 1 軸のプラス側に行くほど、職業階層が高くなる。専門職と管理職とでは、前者が第 1 象限に、後者が第 4 象限にプロットされるという対比が確認される。しかし、この違いは交差配列構造によるものではない。Bourdieu (1979a) のいう交差配列構造とは、経済資本が増える(減る)と文化資本が減る(増える)といった、支配的な資本の非対称な配分構造のことである。両者の位置の違いがそう呼べないのは、第 2 軸に対応しているのは経済資本ではな

く年齢であり、資本構造が異なるとはいえないからである。経済資本である世帯収入は第1軸と重なっている。以上のように客観的変数による分化が確認されるが、さらに、第1軸にそって伸びる階層帰属意識は、意識のうえでも分化が生じていることを示す。

これらの結果をまとめると、15歳時と比較するといくぶん多次元的な社会空間がとらえられるものの、各資本は密接に結びついている。他の資本と同調する文化資本の多寡は第1軸としてあらわれることから、第1軸を文化資本の指標とすることが可能である。

5.5 文化資本変数

15歳時と現在のどちらの時点においても、文化資本の保有量はMCAの第1軸としてあらわれることが明らかになった。そこで、第1軸の座標を用いて文化資本変数を作成する。とはいえ、文化的財の有無を構成に用いたことから、この文化資本変数は財の経済的価値の側面をとらえたに過ぎないとの批判がありうる。たしかに、文化資本と経済資本の結びつきが認められたことから、財と重複している可能性はある。しかし、重複しているとしても、前述のように社会空間上の位置づけによって分化しているならば、文化資本として概念構成することが可能である。また、経済資本との結びつきについては、回帰分析に世帯収入を同時に投入し、個別の効果を取り出すことで対処できる。なお、第2軸以降の分散はごく小さいため、第1軸だけで文化資本の量をとらえることができると判断する。

MCAでは変数と同様に、個人を平面上の点で表すことができ、個人に対してもそれぞれの軸上の座標が与えられる。この座標を利用して、第1軸の個人の座標を文化資本変数とする。これは、主成分分析から第1主成分得点を得るのに相当する方法である。MCAにおける原点の座標は各点の平均であるため、文化資本変数の平均は自動的に0になる。したがって、すでに中心化されているため、回帰分析に交互作用項を投入する際にはそのまま扱うことができる。15歳時のMCAから導かれたスコアを「15歳時文化資本」、現在のMCAのスコアを「現在の文化資本」と名づける。

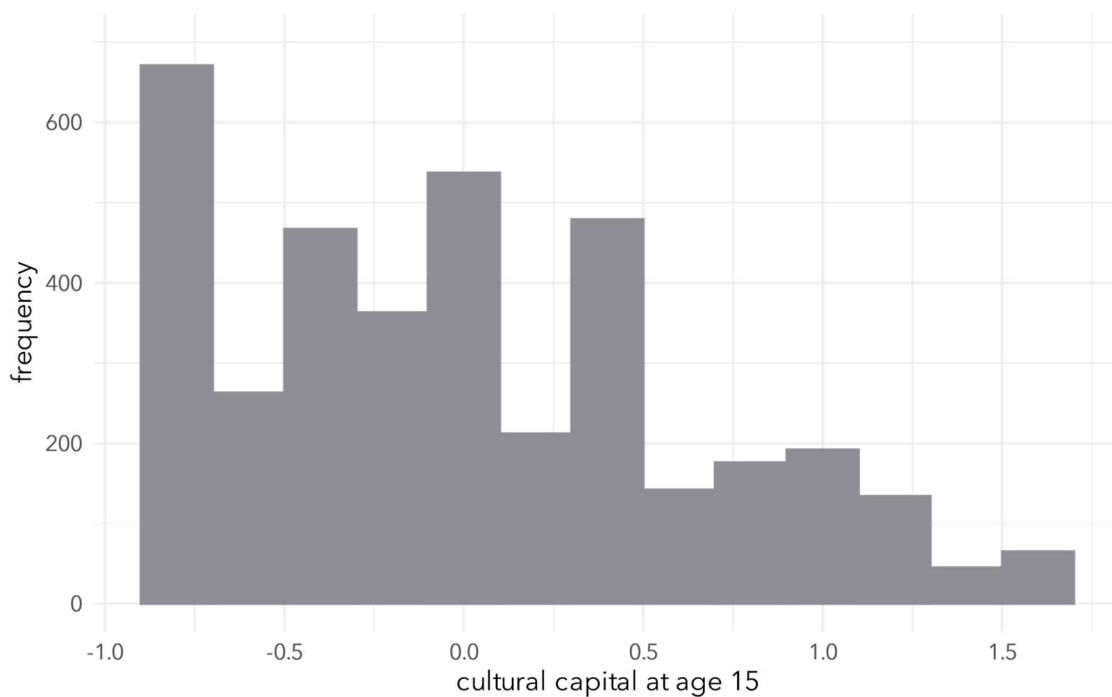


図3 15歳時文化資本のスコア

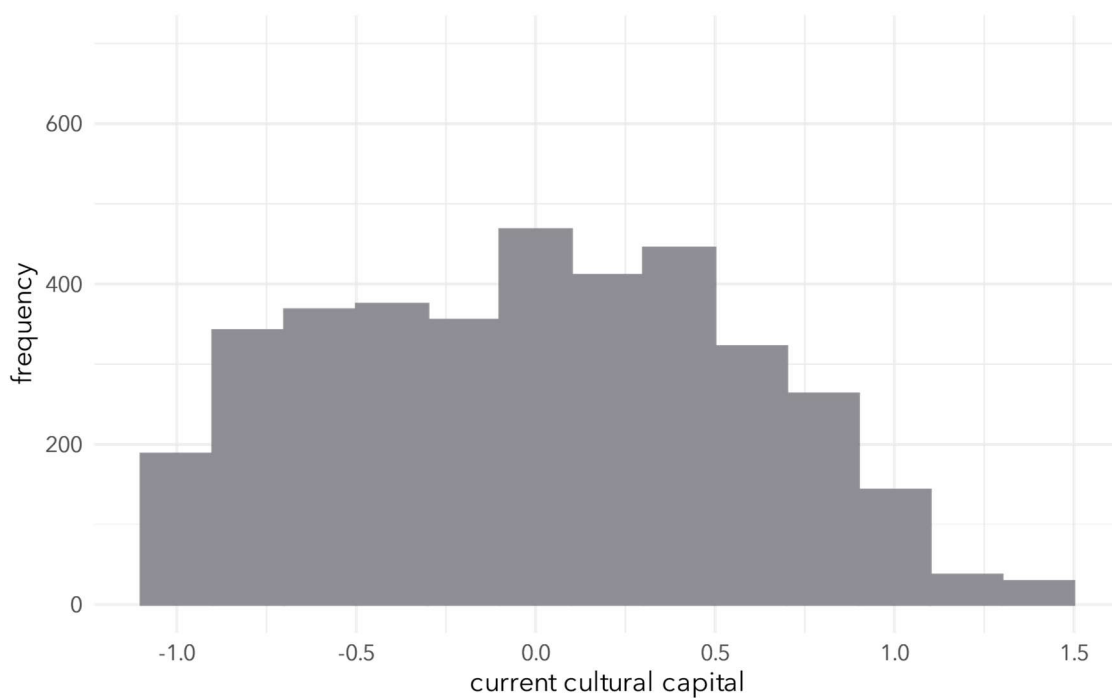


図4 現在の文化資本のスコア

6 分析2：文化資本の伝達

6.1 因果モデルと仮説

第6章では、MCAによって導出された2つの文化資本変数を用いて、文化資本がどのように伝達・転換され、学歴や職業の世代間再生産に影響するのかについて検討する。最初に、分析枠組を提示する。本稿では、従来の「文化的再生産」論がもつづいている、出身階級・階層 [O] → 親文化資本 [C₁] → 子文化資本 [C₂] → 子学歴 [E] という枠組を解体し、図5に示すような枠組を用いる。この枠組では、文化資本を出身階層のものと到達階層のものに分けたうえで、社会的バックグラウンドと教育達成をつなぐものとして前者を、その経路の先に位置するアウトカムとして後者を概念構成している。まず(1) 親の階級・階層によって、出身家庭の文化資本の量が異なる。そして、(2) 出身家庭の文化資本は本人の教育達成に影響し、学歴の世代間再生産を生じさせる。すなわち、親の学歴が本人の教育達成に及ぼす影響を、出身家庭の文化資本が媒介する。さらに、(3) 本人の教育達成は本人の職業に影響する。出身家庭の文化資本は本人の職業に影響するが、その効果は本人の教育達成に媒介される。また、(4) 出身家庭の文化資本が現在の文化資本に影響し、文化資本の世代間再生産が生じる。その経路の途上で、出身家庭の文化資本が現在の文化資本に与える影響を教育達成が媒介する。以上の因果プロセスと媒介プロセスから、つぎの仮説1から4bが導かれる。

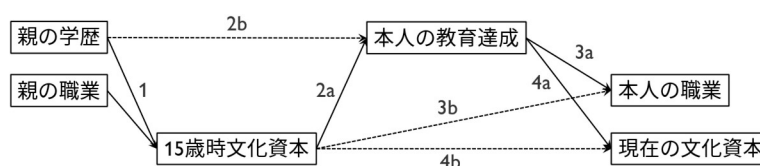


図5 文化資本の伝達過程についての因果モデル

【因果プロセス】

仮説1 親の学歴および職業は15歳時文化資本に影響する。

仮説2a 15歳時文化資本は本人の教育達成に影響する。

仮説3a 本人の教育達成は本人の職業に影響する。

仮説4a 本人の教育達成は現在の文化資本に影響する。

【媒介プロセス】

仮説2b 親の学歴が本人の教育達成に与える影響を、15歳時文化資本が媒介する。

仮説3b 15歳時文化資本が本人の職業に与える影響を、本人の教育達成が媒介する。

仮説4b 15歳時文化資本が現在の文化資本に与える影響を、本人の教育達成が媒介する。

やや冗長な手続きを踏むことになるが、これらの仮説を回帰分析によって順に検証して

いく⁴⁾。ステップを細分化し回帰モデルにあてはめることで、多重対応分析の段階では推論にとどまっていた変数間の関連の有無について、統計的有意性にもとづいて議論することが可能になる。また、「文化資本の特徴的な諸形態は、ジェンダー・エスニシティ・年齢による分割と結び付いていて、これらの要素は相互に影響し合い、階級に基づく諸形態とも関わっているのである」(Bennett et al. 2009=2017: 20)との指摘から、文化資本とジェンダー、年齢の結びつきに注目し、それらの交互作用効果についても適宜検討する。

6.2 変数

第6章の分析に用いる変数について説明する。文化資本変数については、前述の「15歳時文化資本」と「現在の文化資本」をともに連続変量として用いる。性別については、男性を基準カテゴリとし、年齢についてはすべて、平均年齢で中心化したもののみを用いる。

父親と母親の教育年数はともに、旧制尋常小学校・国民学校初等科を6年、旧制高等小学校・青年学校・尋常小学校高等科・国民学校高等科を8年、旧制中学校・高等女学校、実業学校を11年、師範学校を13年、旧制高校・専門学校・高等師範学校を14年、旧制大学・大学院を17年、新制中学校を9年、新制高校を12年、新制短大・高専、専修学校(高等課程、専門課程)を14年、新制大学を16年、新制大学院を18年とする。本人の教育年数については、新制学歴のうち中学を9年、高校を12年、専門学校、短大、高専を14年、大学を16年、大学院を18年とする。これらの変換については、多喜(2018)を参考にした。

父親の職業については、本人が15歳時における父親のSSM職業8分類を、専門・管理、事務・販売、マニュアル(熟練、半熟練、非熟練)、農林の4カテゴリに再分類し、事務・販売を基準カテゴリとする。本人の職業については、現職のSSM職業8分類を専門・管理、事務・販売、マニュアル(熟練、半熟練、非熟練、農林)、無職の4カテゴリに再分類し、事務・販売を基準カテゴリとする。農林の該当者が少ないためマニュアルに合併する点と、無職カテゴリを設定する点が父親の職業とは異なる。なお、学生はサンプルから除外している。

世帯収入については、各階級の中央値を対数変換し、さらに中心化したものを連続変量として用いる。ただし、2050万円以上のケースに対しては、その平均値である3210万円を与える。中心化するのは、世帯収入とほかの変数の交互作用項を解釈しやすくするためである。

⁴⁾ 以下の分析は男女別にも行ったが、結果に大きな違いはみられなかった。そのため、男女を合わせた全体の結果のみを示す。

表3 第6章で使用する変数の記述統計

	%/Mean	S.D.	Min	Max
15歳時文化資本	0.00	0.65	-0.85	1.64
現在の文化資本	0.00	0.56	-0.97	1.33
性別				
男性	47.78			
女性	52.22			
年齢	52.59	14.84	20.00	80.00
中心化済み年齢	0.00	14.84	-32.59	27.41
父親教育年数	10.90	3.73	6.00	18.00
母親教育年数	10.49	3.05	6.00	18.00
本人教育年数	13.43	2.18	9.00	18.00
父親職業				
専門・管理	13.35			
事務・販売	27.95			
マニュアル	42.12			
農林	16.58			
本人職業				
専門・管理	16.90			
事務・販売	26.48			
マニュアル	25.33			
無職	31.29			
世帯収入(万円)	629.22	447.41	0.00	3210.00
対数変換済み世帯収入	0.00	0.76	-6.22	1.85
N	3746			

6.3 15歳時文化資本の形成要因

第1に、15歳時文化資本を従属変数としたOLS回帰分析を行う。独立変数には、父親と母親の教育年数および父親の職業のほかに、コントロール変数として本人の性別と中心化済み年齢を投入する。

表4 15歳時文化資本を従属変数としたOLS回帰分析

	B	S.E.
切片	-0.744***	0.046
性別		
男性 (ref.)	—	—
女性	0.145***	0.016
中心化済み年齢	-0.010***	0.001
父親教育年数	0.034***	0.003
母親教育年数	0.036***	0.004
父親職業		
専門・管理	0.179***	0.028
事務・販売 (ref.)	—	—
マニュアル	-0.159***	0.021
農林	-0.252***	-0.027
adjusted R ²	0.411	
N	3746	

* p < 0.05, ** p < 0.01, *** p < 0.001

分析の結果を表4に示す。調整済み決定係数は0.411と高く、すべての独立変数が統計的に有意な効果をもつ。それぞれの変数の効果を確認すると、まず女性のほうが文化資本を多く保有する。つまり、15歳時の家庭において女性にはより多くの文化資本が投じられており、親による文化資本の振り分け方が性別によって異なることが示唆される。この点は、女性のほうが男性よりも幼少時からハイカルチャーに多く接しているという片岡(2003)の知見とも整合的である。つぎに、年齢が高いほど文化資本は少なくなる。この効果は時代効果であると考えられ、時代とともに家庭の文化資本が増加していった可能性が示される。そして、父母ともに教育年数が長くなるほど文化資本の量は増加する。父親の職業については、職業の序列を有利な順に専門・管理、事務・販売、マニュアル、農林と仮定すると、有利な職業ほど文化資本が多くなる。したがって、親の学歴および職業は15歳時文化資本に影響するという仮説1が支持される。

これらの結果をまとめると、15歳時文化資本には、ジェンダー差と年齢差に加えて、親の学歴と職業による差異がみられる。つまり、出身家庭の文化資本は親の階級・階層によって強力に規定されている。

6.4 学歴の世代間再生産

第2に、本人の教育年数を従属変数としたOLS回帰分析を行う。モデル1では、独立変数として性別、中心化済み年齢、父親と母親の教育年数、父親の職業を投入する。モデル2では、モデル1の独立変数に加え、15歳時文化資本を投入する。さらに、モデル3では15

歳時文化資本と性別の交互作用項，モデル4では15歳時文化資本と中心化済み年齢の交互作用項をそれぞれ投入する。

表5 本人の教育年数を従属変数としたOLS回帰分析

	モデル1	モデル2	モデル3	モデル4
切片	11.714*** (0.169)	12.375*** (0.170)	12.400*** (0.170)	12.514*** (0.169)
性別				
男性 (ref.)	—	—	—	—
女性	-0.604*** (0.060)	-0.732*** (0.059)	-0.736*** (0.059)	-0.736*** (0.059)
中心化済み年齢	-0.015*** (0.003)	-0.006* (0.003)	-0.006* (0.003)	-0.006* (0.003)
父親教育年数	0.091*** (0.013)	0.061*** (0.012)	0.060*** (0.012)	0.060*** (0.012)
母親教育年数	0.134*** (0.016)	0.102*** (0.015)	0.101*** (0.015)	0.099*** (0.015)
父親職業				
専門・管理	0.531*** (0.103)	0.372*** (0.101)	0.367*** (0.101)	0.396*** (0.100)
事務・販売 (ref.)	—	—	—	—
マニュアル	-0.636*** (0.076)	-0.495*** (0.075)	-0.498*** (0.075)	-0.497*** (0.074)
農林	-1.005*** (0.101)	-0.781*** (0.099)	-0.781*** (0.099)	-0.681*** (0.099)
15歳時文化資本		0.888*** (0.059)	1.017*** (0.078)	0.972*** (0.059)
15歳時文化資本×女性			-0.231* (0.092)	
15歳時文化資本×年齢				0.026*** (0.003)
adjusted R ²	0.290	0.331	0.331	0.342
ΔR ² (モデル2からの増分)			0.001*	0.011***
N	3746	3746	3746	3746

注1) * p < 0.05, ** p < 0.01, *** p < 0.001

注2) カッコ内は標準誤差

表5は分析の結果である。モデル1では、性別と年齢の効果に加えて、父母の教育年数と父職の効果がみられることから、本人の教育達成は出身階級・階層の影響を受けるという社会学上の常識が再確認される。つぎにモデル2では、15歳時文化資本が正の効果をもつことから、仮説2aが支持される。つまり、15歳時文化資本は教育達成に転換されるのである。しかし、父母の教育年数の効果をモデル1と比較すると、係数は減少しているものの、依然として有意である（係数は父親教育年数で33.0%、母親教育年数で23.9%の減少）。つまり、親の学歴が本人の教育達成に与える影響を、15歳時文化資本が大きく媒介するとはいえず、

仮説 2b は支持されない。また、女性のほうが 15 歳時文化資本を多く保有するにもかかわらず、教育年数は女性のほうが短いことから、女性により多くの文化資本が投下されることは教育達成には結びつかないといえる。

モデル 3 より、15 歳時文化資本と女性の交互作用項がマイナスの効果をもつことから、15 歳時文化資本の効果は男性の場合により強い。またモデル 4 より、15 歳時文化資本の規定力は時代によって異なり、過去のほうが強かったといえる。

以上の結果より、15 歳時文化資本は教育達成に影響を与えていたが、親学歴の影響を媒介してはおらず、直接の影響を与えていた。したがって、文化資本の媒介によって親子の階級・階層の世代間再生産が生じるという「文化的再生産」論の主張は支持されない。一方で、交互作用効果から、15 歳時文化資本がジェンダーや年齢と連動しながら教育達成に影響を与えていることが明らかになった。

6.5 職業の世代間再生産

第 3 に、本人の職業を従属変数とした多項ロジスティック回帰分析を行う。モデル 1 では、独立変数として性別、中心化済み年齢、父親と母親の教育年数、父親の職業、15 歳時文化資本を投入する。モデル 2 では、モデル 1 の独立変数に加え、本人の教育年数を投入する。

表 6 より、モデル 1 では 15 歳時文化資本に有意な効果がみられることから、一見すると、文化資本が多いと有利な職業につきやすくなるようである。しかし、この効果はモデル 2 では消失する。モデル 2 より、本人の教育年数が長いほど有利な職業につきやすくなる。よって、仮説 3a が支持される。しかし、本人の教育年数を投入したことにより、性別、年齢、父親の職業の効果は維持される一方で、父親の教育年数および 15 歳時文化資本の効果は有意ではなくなっている。つまり、15 歳時文化資本が本人の職業に与える影響を、本人の教育達成が媒介しており、仮説 3b が支持される。この結果を前述の本人の教育年数を従属変数とした回帰分析の結果とあわせて解釈すると、15 歳時文化資本は教育年数に転化され、教育年数は本人の職業に影響を与えるが、15 歳時文化資本は本人の職業に直接的な影響を与えない。同様に、父親の教育年数はいったん本人の教育年数に転化されると、直接的には影響しない。

一方で、父親の職業は有意な効果を維持していることから、職業の世代間再生産が生じていることが示される。したがって、父親の職業→15 歳時文化資本→本人の教育達成→本人の職業という経路が成立する。ブルデュー派階級分析の作法とは食い違うことを承知のうえで、階級を職業的地位によって定義するならば、文化資本が社会的再生産を駆動していることが示唆される。

表 6 本人の職業を従属変数とした多項ロジスティック回帰分析

		モデル 1			モデル 2		
		専門・管理	マニュアル	無職	専門・管理	マニュアル	無職
切片		-1.133*** (0.301)	0.243 (0.276)	-0.830** (0.272)	-5.393*** (0.542)	3.345*** (0.436)	0.967* (0.442)
性別	男性 (ref.)	—	—	—	—	—	—
	女性	-0.331** (0.106)	-0.486*** (0.097)	1.016*** (0.100)	-0.036 (0.112)	-0.627*** (0.099)	0.901*** (0.102)
中心化済み年齢		-0.004 (0.005)	-0.004 (0.004)	0.077*** (0.005)	-0.008 (0.005)	-0.004 (0.005)	0.077*** (0.005)
父親教育年数		0.004 (0.021)	-0.045* (0.021)	0.001 (0.020)	-0.014 (0.021)	-0.027 (0.021)	0.009 (0.020)
母親教育年数		0.050 (0.026)	0.000 (0.025)	0.001 (0.025)	0.017 (0.026)	0.026 (0.026)	0.015 (0.025)
父親職業	専門・管理	0.595*** (0.154)	-0.292 (0.200)	0.358* (0.162)	0.515** (0.157)	-0.187 (0.203)	0.407* (0.163)
	事務・販売 (ref.)	—	—	—	—	—	—
	マニュアル	0.080 (0.129)	0.601*** (0.118)	0.239* (0.120)	0.188 (0.132)	0.507*** (0.120)	0.175 (0.121)
	農林	0.073 (0.210)	0.880*** (0.163)	0.256 (0.161)	0.240 (0.213)	0.735*** (0.166)	0.163 (0.163)
15 歳時文化資本		0.214* (0.099)	-0.398*** (0.094)	-0.117 (0.097)	0.016 (0.105)	-0.186 (0.097)	0.001 (0.100)
本人教育年数					0.323*** (0.033)	-0.259*** (0.028)	-0.143*** (0.028)
McFadden's R ²		0.130			0.162		
N		3746			3746		

注 1) * p < 0.05, ** p < 0.01, *** p < 0.001

注 2) カッコ内は標準誤差

6.6 文化資本の世代間再生産

第 4 に、現在の文化資本を従属変数とした OLS 回帰分析を行う。その前に、15 歳時文化資本と現在の文化資本の関連を確認しておく、その表面上の結びつきは強く、Pearson の積率相関係数では $r=0.368$ (0.1%水準で有意) である。では、文化資本は世代間でどのようなプロセスを経て受け継がれるのであろうか。モデル 1 では、独立変数として性別、中心化済み年齢、父親と母親の教育年数、父親の職業、15 歳時文化資本を投入する。モデル 2 では、モデル 1 の独立変数に加え本人の教育年数を投入する。モデル 3 では、さらに本人の職業と世帯収入を投入し、これらの変数をコントロールしてもなお 15 歳時文化資本の効果がみられるか確かめる。モデル 4 とモデル 5 では、15 歳時文化資本と性別の交互作用項、15 歳時文化資本と中心化済み年齢の交互作用項をそれぞれ投入する。

表 7 に分析の結果を示す。まずモデル 1 において、15 歳時文化資本は正の効果をもっている。したがって、15 歳時の家庭からの相続によって現在の文化資本が規定されており、文化資本の世代間再生産が生じている。つぎに、モデル 2 では本人の教育年数に正の効果が見られることから、仮説 4a が支持される。けれども、モデル 2 でも 15 歳時文化資本の有意な効果が残っている (係数は、20.0%の減少)。よって、15 歳時文化資本が現在の文化資本に与える影響を、本人の教育達成が媒介するとはいえず、仮説 4b は支持されない。ゆ

えに、15歳時文化資本と本人の教育年数は互いに独立して現在の文化資本を増加させると考えられる。そのほかの変数の効果を確認すると、女性のほうが保有量は多くなり、15歳時文化資本と同じ傾向がみられる。他方、年齢は正の効果をもっていて、15歳時文化資本に対する効果とは正負が逆である。このことは、加齢によるライフスタイルの変化により、文化資本にアクセスしやすくなることを示している可能性が高い。父親と母親の教育年数、父親の職業に有意な効果はみられず、現在の文化資本は出身階級・階層の直接的な影響からはある程度自由であることが示唆される。

モデル3より、本人の職業と世帯収入をコントロールしても、モデル2からの大きな変化は確認されない。また、本人の職業と世帯収入自体も有意な効果をもっており、両者の高低により文化資本の保有量が左右される。

最後に交互作用効果について確認すると、モデル4より、15歳時文化資本の効果は女性においてより強いことが示される。ただし、モデルは大きく改善してはいない。つづいてモデル5より、15歳時文化資本の効果は年齢が高いほど強い。この効果が加齢効果か時代効果かを識別することはできないが、前者の場合、15歳時の家庭で文化資本を多く与えられた者は、高齢になると文化資本が増加すると考えられ、後者の場合、15歳時文化資本の効果は過去のほうが強いと考えられる。

表7 現在の文化資本を従属変数とした OLS 回帰分析

	モデル 1	モデル 2	モデル 3	モデル 4	モデル 5
切片	-0.193*** (0.048)	-1.184*** (0.072)	-1.018*** (0.075)	-1.028*** (0.075)	-0.961*** (0.075)
性別 男性 (ref.)	—	—	—	—	—
女性	0.066*** (0.017)	0.124*** (0.016)	0.114*** (0.017)	0.116*** (0.017)	0.109*** (0.017)
中心化済み年齢	0.010*** (0.001)	0.011*** (0.001)	0.011*** (0.001)	0.011*** (0.001)	0.011*** (0.001)
父親教育年数	0.008* (0.004)	0.003 (0.003)	0.003 (0.003)	0.003 (0.003)	0.003 (0.003)
母親教育年数	0.009* (0.004)	0.001 (0.004)	0.002 (0.004)	0.002 (0.004)	0.002 (0.004)
父親職業 専門・管理	0.046 (0.029)	0.016 (0.027)	0.006 (0.027)	0.007 (0.027)	0.010 (0.027)
事務・販売 (ref.)	—	—	—	—	—
マニュアル	-0.032 (0.021)	0.007 (0.020)	0.012 (0.020)	0.013 (0.020)	0.011 (0.020)
農林	-0.073** (0.028)	-0.011 (0.027)	-0.002 (0.027)	-0.001 (0.027)	0.013 (0.027)
15 歳時文化資本	0.355*** (0.017)	0.284*** (0.016)	0.263*** (0.016)	0.228*** (0.021)	0.280*** (0.017)
本人教育年数		0.080*** (0.004)	0.068*** (0.005)	0.069*** (0.005)	0.065*** (0.005)
本人職業 専門・管理			0.016 (0.025)	0.018 (0.025)	0.022 (0.025)
事務・販売 (ref.)			—	—	—
マニュアル			-0.087*** (0.023)	-0.089*** (0.023)	-0.091*** (0.022)
無職			0.020 (0.023)	0.017 (0.023)	0.029 (0.023)
対数変換済み世帯収入			0.112*** (0.011)	0.111*** (0.011)	0.107*** (0.011)
15 歳時文化資本×女性				0.063* (0.025)	
15 歳時文化資本×年齢					0.004*** (0.001)
adjusted R ²	0.192	0.257	0.281	0.282	0.285
ΔR ² (モデル 3 からの増分)				0.001*	0.005***
N	3746	3746	3746	3746	3746

注 1) * p < 0.05, ** p < 0.01, *** p < 0.001

注 2) カッコ内は標準誤差

7 分析 3：文化資本と階層帰属意識

7.1 分析枠組と仮説

第 7 章では文化資本と階層帰属意識の関係について分析する。文化資本が階層評価基準であると主張するためには、社会意識論型回帰モデルの変数群、すなわち性別、年齢、学歴、職業、経済力を統制したうえで、文化資本に有意な効果がみられ、なおかつ、モデルの説明力が向上する必要がある。

さて、文化資本とは卓越化の感覚を生み出すものである。したがって、文化資本は自らの社会的地位についての主観的な評価である階層帰属意識を高めると考えられる。また、片岡による一連の研究の知見として、文化資本にはジェンダー差がみられることが明らかになっている（片岡 2019）。この知見から、階層帰属意識に対する文化資本の作用は性別によって異なることが予想される。加えて、磯・竹ノ下（2018）は SSM データ上で社会空間を構築した分析結果から、経済資本を土台に形成された階層帰属意識が、文化活動を活発にし、結果として形成された文化資本は、階層帰属意識をより高めることが予想されると述べている。このプロセスを実証することは本稿の手に余る課題だが、少なくとも経済資本の多寡によって文化資本の影響力が異なるのか否かを検討することはできる。以上の 3 点を操作化することで、つぎの仮説 5 から 7 が導かれる。

仮説 5 文化資本は帰属階層の評価を高める。

仮説 6 文化資本の効果は性別によって異なる。

仮説 7 文化資本の効果は世帯収入によって異なる。

7.2 変数

第 7 章の変数で使用する変数について説明する。従属変数は 5 段階階層帰属意識である。2015 年 SSM 調査には 10 段階階層帰属意識も含まれる。しかし佐藤（2009）によれば、5 段階階層帰属意識と 10 段階階層帰属意識は質的に異なること、また、階層帰属意識の研究では歴史的に 5 段階にもとづいて議論が行われてきたことを考慮し、5 段階のみを用いる。「上」を 5、「中の上」を 4、「中の下」を 3、「下の上」を 2、「下の下」を 1 とし、連続変数として用いる⁵⁾。

独立変数のうち、性別、年齢、本人の教育年数、本人の職業、世帯収入、現在の文化資本は第 6 章と同じものを用いる。ただし、教育年数と職業については本人のもののみを用いるので、たんに「教育年数」、「職業」と呼称し、現在の文化資本についてもたんに「文化資本」と呼称する。新たな変数は、非正規ダミーと婚姻状態の 2 つである。非正規ダミーは、従業上の地位がパート・アルバイト、派遣社員、契約社員・嘱託、臨時雇用であれば 1、経営者・役員、常時雇用されている一般従業者、自営業主・自由業者、家族従業者、内職、無職であれば 0 をとる 2 値変数である。婚姻状態は、未婚、既婚、離死別の 3 カテゴリーであり、既婚

⁵⁾ 第 7 章の分析手法を多項ロジスティック回帰分析に変更しても、カテゴリ性が際立つような分析結果は得られず、OLS 回帰分析の結果と同様の関係性が確認された。

を基準カテゴリとする。

表 8 第 7 章で使用する変数の記述統計

		%/Mean	S.D.	Min	Max
階層帰属意識	上	1.31			
	中の上	33.77			
	中の下	47.28			
	下の上	14.74			
	下の下	2.91			
	連続変量	3.16	0.79	1.00	5.00
性別	男性	47.78			
	女性	52.22			
年齢		52.59	14.84	20.00	80.00
中心化済み年齢		0.00	14.84	-32.59	27.41
教育年数		13.43	2.18	9.00	18.00
職業	専門・管理	16.90			
	事務・販売	26.48			
	マニュアル	25.33			
	無職	31.29			
世帯収入 (万円)		629.22	447.41	0.00	3210.00
対数変換済み世帯収入		0.00	0.76	-6.22	1.85
非正規ダミー		19.97			
婚姻状態	未婚	11.83			
	既婚	77.98			
	離死別	10.20			
文化資本		0.00	0.56	-0.97	1.33
N		3746			

7.3 OLS 回帰分析

モデル 1 では、独立変数として性別、中心化済み年齢、教育年数、職業、対数変換済み世帯収入、非正規ダミー、婚姻状態を投入する。これらは、社会意識論型回帰モデルの変数群に、近年の研究でよく用いられる非正規ダミーと婚姻状態を加えたものである。モデル 2 ではモデル 1 の独立変数に加え文化資本変数を投入する。モデル 3 とモデル 4 ではさらに、文化資本と性別の交互作用項と文化資本と世帯収入の交互作用項をそれぞれ投入する。

分析の結果を表 9 に示す。モデル 1 より先行研究と一致した影響関係が示される。まず、女性のほうが帰属階層を高く評価し、年齢が上がると評価が高くなる。つぎに、教育年数、職業、世帯収入の効果から、3 者が階層評価基準として働いていることが示される。ただし職業は、各カテゴリのうちマニュアルのみが有意で、標準化偏回帰係数の比較から、その規定力は相対的に弱い。そして、非正規雇用者の階層帰属意識は低い。

第 2 に、モデル 2 では文化資本に正の効果、すなわち帰属階層の評価を高める効果がみられる。したがって、仮説 5 が支持される。調整済み決定係数が上昇していることから、文化資本を階層評価基準とみなすことができる。モデル 1 とモデル 2 を比較すると、ほか

の独立変数の推定値に大きな変化はなく、媒介関係はみられない。

第 3 に、文化資本と性別の交互作用項を投入したモデル 3 では、交互作用項は有意ではなく、モデルも改善されなかった。したがって、性別によって文化資本の効果が異なるとはいえず、仮説 6 は棄却される⁶⁾。文化資本の保有量にジェンダー差がみられることからすれば、意外な結果である。

第 4 に、文化資本と世帯収入の交互作用項を投入したモデル 4 においても、交互作用項は有意ではなく、モデルも改善されなかった。したがって、仮説 7 が棄却されるため、経済資本と文化資本の相乗効果があるとはいえず、前述の磯・竹ノ下 (2018) の予想における複雑なプロセスの成立は積極的には支持されない。

以上の結果より、文化資本とほかの要因との関わりは確認されず、その影響力は独立していることがうかがえる⁷⁾。モデル 2 の調整済み決定係数は 0.191 と階層帰属意識についての回帰モデルとしてはかなり高く、2015 年時点では、人びとの客観的地位との結びつきがますます強まっていることが示唆される。したがって、文化資本の導入により、階層評価基準の多元化のありさまをより正確にとらえることが可能になる。なお、婚姻状態の効果はいずれのモデルでもあらわれなかった。

⁶⁾ 男女別に分析を行った場合にも、結果に大きな違いはみられなかった。

⁷⁾ 文化資本と年齢、大卒ダミー、職業、非正規ダミー、婚姻状態の交互作用項を投入したモデルについてもそれぞれ分析を行ったが、いずれのモデルでも交互作用項は有意ではなく、モデルも改善されなかった。

表 9 階層帰属意識を従属変数とした OLS 回帰分析

	モデル 1	モデル 2	モデル 3	モデル 4
切片	2.374*** (0.091)	2.555*** (0.096)	2.557*** (0.097)	2.556*** (0.097)
性別				
男性 (ref.)	—	—	—	—
女性	0.197*** (0.026)	0.175*** (0.026)	0.175*** (0.026)	0.175*** (0.026)
中心化済み年齢	0.007*** (0.001)	0.006*** (0.001)	0.006*** (0.001)	0.006*** (0.001)
教育年数	0.055*** (0.006)	0.042*** (0.007)	0.042*** (0.007)	0.042*** (0.007)
職業				
専門・管理	0.033 (0.037)	0.030 (0.037)	0.030 (0.037)	0.030 (0.037)
事務・販売 (ref.)	—	—	—	—
マニュアル	-0.101** (0.034)	-0.086* (0.034)	-0.086* (0.034)	-0.086* (0.034)
無職	0.017 (0.038)	0.012 (0.038)	0.012 (0.038)	0.012 (0.038)
対数変換済み世帯収入	0.348*** (0.018)	0.331*** (0.019)	0.332*** (0.019)	0.331*** (0.019)
非正規ダミー	-0.168*** (0.034)	-0.170*** (0.033)	-0.170*** (0.033)	-0.170*** (0.033)
婚姻状態				
未婚	-0.022 (0.039)	-0.025 (0.039)	-0.025 (0.039)	-0.025 (0.039)
既婚 (ref.)	—	—	—	—
離死別	-0.077 (0.042)	-0.069 (0.042)	-0.070 (0.042)	-0.069 (0.042)
文化資本		0.132*** (0.024)	0.138*** (0.033)	0.132*** (0.024)
文化資本×女性			-0.010 (0.042)	
文化資本×世帯収入				-0.004 (0.027)
adjusted R ²	0.184	0.191	0.191	0.191
ΔR ² (モデル 2 からの増分)			0.000	0.000
N	3746	3746	3746	3746

注 1) * p < 0.05, ** p < 0.01, *** p < 0.001

注 2) カッコ内は標準誤差

8 結論

8.1 考察

以上の分析結果より、2015年時点の日本社会に文化の不平等が存在することが、実証データによって示された。第1に、第5章の分析では、文化そのものの不平等な配分構造が明らかになった。すなわち、文化活動の頻度と文化的財の有無は、階級構造のなかで不均一に振り分けられていることから、文化資本が成立する。この文化資本は経済資本や学歴資本と密接に結びついているため、2時点の社会空間はどちらも資本総量によって大きく分化しているが、資本構成による分化は小さく、交差配列構造もみられない。現在の社会空間では年齢が第2軸に対応しており、専門職と管理職の対比がとらえられるなどの若干の差異があるものの、2つの社会空間の構造は相同的である。このことから、社会空間は世代間で固定的・閉鎖的であり、共通の支配的な論理によって規定されていると考えられる。

第2に、第6章より、文化資本の伝達過程について、親の階級・階層的地位→15歳時文化資本→教育達成→職業という経路の成立が認められた。すなわち、文化資本の伝達が社会構造の再生産メカニズムの一部を構成していることが示唆される。したがって、文化資本によって他の社会的資源が左右されるため、文化によって生じる不平等が存在するといえる。しかし、15歳時文化資本の媒介効果は確認されず、「文化的再生産」論の主張は支持されなかった。また、現在の文化資本はこれらのプロセスの延長線上で規定されるものであり、たんなる個人の好みからは程遠い。以上のように、文化資本を出身階級・階層のものと同様に到達階級・階層のものに分けて概念構成することで、学歴、職業、文化資本の世代間再生産のプロセスを総体的に把握することができた。

第3に、第7章では、文化資本を多く保有することは階層帰属意識を高めることが示され、意識のうえでの社会的地位に対して規定力をもっていることが明らかになった。しかし、文化資本のもつ意味が性別によって異なるとはいえず、先行研究から想定される関係は確認されなかった。また、多重対応分析では、文化資本と経済資本の結びつきがみられたが、階層帰属意識に対する両者の相乗効果を見いだすことはできなかった。

8.2 課題

ただし、本稿で用いた文化資本指標の構成概念妥当性は批判的に検討されるべきである。これには2つの理由がある。第1に、データセットの制約に起因するものである。SSMデータに含まれるごく少数の変数から文化資本を構成してしまっているため、文化資本の特定の側面のみを取り出している可能性がある。

第2に、より本質的な問題として、文化資本の定義問題に踏み込んでいないことがあげられる。Bourdieuは不平等な社会構造を維持・再生産する「正統文化」の存在を主張するが、そのような「正統文化」が現代の日本社会で成立することは自明ではない。したがって、「正統文化」とは異なる新しいタイプの文化資本の成立可能性も含めて、文化資本とは何なのか、いかに構成することができるのかという根本的な問題に向き合いつづけねばならない。そのためには、芸術文化や読書文化に限らず、映画、テレビ、スポーツ、ソーシャルメディア、

レジャー、食べものなど、幅広いジャンルにおける嗜好および実践の差異を探索することが求められる。

これら2つの問題を克服するには、専用に設計された調査プロジェクトが必要であるが、文化資本を網羅的にとらえることのできるデータセットを用いることで、文化資本内部の差異や対立、また文化的オムニボアについて考察することが可能になるだろう。社会空間の構築に関しても、階層研究の枠組を離れ、資本構造という点から検討することにより、より多次元的な社会空間を見いだすことができるかもしれない。その際には Savage (2011) のような、文化資本・経済資本・社会関係資本を直接測定し、資本構造のパターンを類型化するアプローチが有効だと考えられる。文化資本の階層帰属意識に対する影響力についても、本稿では社会意識論型回帰モデルのなかで検討したが、文脈を位置づけなおし、資本の種類と多寡によって階級・階層的地位を定義することで、異なる関係性が描かれる可能性がある。

また、複数時点の比較により、階層帰属意識に対する文化資本の影響力の経時的変化を記述することや、ほかの社会意識に対する文化資本の影響力を解明することも、残された課題といえるだろう。

【謝辞】

二次分析にあたり、東京大学社会科学研究所附属社会調査・データアーカイブ研究センターSSJ データアーカイブから「2015年SSM日本調査, 2015」(2015SSM調査管理委員会)の個票データの提供を受けた。

【文献】

- 相澤真一・堀兼大朗, 2022, 「日本社会における分析ツールとしての文化資本——『文化・階級・卓越化』を踏まえた計量分析」『教育社会学研究』110: 115-136.
- 荒牧草平, 2022, 「日本社会における学歴再生産とブルデューの社会学理論——文化資本指標・受験界・教育的地位志向」『教育社会学研究』110: 47-67.
- Bennett, Tony, Mike Savage, Elizabeth Silva, Alan Warde, Modesto Gayo-Cal and David Wright, 2009, *Culture, Class, Distinction*, London: Routledge. (磯直樹・香川めい・森田次朗・知念渉・相澤真一訳, 2017, 『文化・階級・卓越化』青弓社.)
- Blau, Peter M. and Otis Dudley Duncan, 1967, *The American Occupational Structure*, New York: Wiley.
- Bourdieu, Pierre, 1979a, *La Distinction: Critique sociale du jugement*, Paris: Éditions de Minuit. (石井洋二郎訳, 1990, 『ディスタクシオン——社会学的判断力批判』I・II, 藤原書店.)
- Bourdieu, Pierre, 1979b, “Les trois états du capital culturel,” *Actes de la recherche en sciences sociales*, 30: 3-6.
- Bourdieu, Pierre, 1994, *Raison pratique*, Paris: Éditions de Minuit. (加藤晴久・石井洋二郎・三浦信孝・安田尚訳, 2007, 『実践理性』藤原書店.)
- Bourdieu, Pierre and Jean-Claude Passeron, 1970, *La reproduction: éléments pour une théorie du système d'enseignement*, Paris: Éditions de Minuit. (宮島喬訳, 1991, 『再生産——教育・社会・文化』藤原書店.)
- Clausen, Sten-Erik, 1998, *Applied Correspondence Analysis: An Introduction*, London: Sage. (藤本一男訳, 2015, 『対応分析入門——原理から応用まで』オーム社.)
- 原純輔, 1990, 「序論」原純輔編『現代日本の階層構造：②階層意識の動態』東京大学出版会, 1-21.
- 稲垣佑典, 2018, 「階層帰属意識の規定因としての所有耐久消費財再考」『社会学研究』101: 85-114.
- 磯直樹, 2020, 『認識と反省性——ピエール・ブルデューの社会学的思考』法政大学出版局.
- 磯直樹, 2022, 「ブルデュー派階級分析の理論と方法」『教育社会学研究』110: 91-113.
- 磯直樹・竹ノ下弘久, 2018, 「現代日本の文化資本と階級分化——1995年SSMデータと2015年SSMデータの多重対応分析」石田淳編『2015年SSM調査報告書8 意識I』2015年SSM調査研究会, 17-37.
- 片岡栄美, 2001, 「教育達成過程における家族の教育戦略——文化資本効果と学校外教育投資効果のジェンダー差を中心に」『教育学研究』68(3): 259-273.
- 片岡栄美, 2003, 「『大衆文化社会』の文化的再生産——階層再生産, 文化的再生産とジェンダー構造のリンクージ」宮島喬・石井洋二郎編『文化の権力——反射するブルデュー』藤原書店, 101-135.

- 片岡栄美, 2019, 『趣味の社会学——文化・階層・ジェンダー』青弓社.
- 片岡栄美, 2022, 「文化的オムニボアとハビトゥス, 文化資本——文化的雑食性は新しい形態の卓越化か」『教育社会学研究』110: 137-164.
- 片瀬一男, 2004, 「文化資本と教育アスピレーション——読書文化資本と芸術文化資本の相続と獲得」『人間情報学研究』9: 15-29.
- 城戸浩太郎・杉政孝, 1954, 「社会意識の構造——東京都における社会的成層と社会意識の調査研究(三)」『社会学評論』4(1-2): 74-100.
- 吉川徹, 1996, 「言語資本による文化的再生産——現代日本社会における説明力と適用範囲についての一考察」『ソシオロジ』41(1): 35-49.
- 吉川徹, 1999, 「『中』意識の静かな変容——階層評価基準の時点間比較分析」『社会学評論』50(2): 216-230.
- 吉川徹, 2014, 『現代社会の「社会の心」——計量社会意識論』有斐閣.
- Kikkawa, Toru and Sho Fujihara, 2012, “*Class Awareness in Japan and the U. S.: Expansion and Stability*,” 『理論と方法』27(2): 205-224.
- Le Roux, Brigitte and Henry Rouanet, 2010, *Multiple Correspondence Analysis*, London: Sage. (大隅昇・小野裕亮・鳩真紀子訳, 2021, 『多重対応分析』オーム社.)
- 松岡亮二・中室牧子・乾友彦, 2014, 「縦断データを用いた文化資本相続過程の実証的検討」『教育社会学研究』95: 89-110.
- 宮島喬, 1994, 『文化的再生産の社会学——ブルデュー理論からの展開』藤原書店.
- 宮島喬・藤田英典・志水宏吉, 1991, 「現代日本における文化的再生産過程——ひとつのアプローチ」宮島喬・藤田英典編『文化と社会——差異化・構造化・再生産』有信堂高文社, 153-204.
- 小林大祐, 2011, 「雇用流動化社会における働き方と階層帰属意識」齊藤友里子・三隅一人編『現代の階層社会3: 流動化のなかの社会意識』東京大学出版会, 95-110.
- 近藤博之, 2011, 「社会空間の構造と相同性仮説——日本のデータによるブルデュー理論の検証」『理論と方法』26(1): 161-177.
- 大前敦巳, 2002, 「キャッチアップ文化資本による再生産戦略——日本型学歴社会における『文化的再生産』論の展開可能性」『教育社会学研究』70: 165-184.
- 大前敦巳・石黒万里子・知念渉, 2015, 「文化的再生産をめぐる経験的研究の展開」『教育社会学研究』97: 125-164.
- 佐藤俊樹, 2009, 「階層帰属の意味論——自省的近代における『階層意識』」『社会学評論』59(4): 734-751.
- Savage, Mike, 2015, *Social Class in the 21st century*, London: Penguin Books. (船山むつみ, 2019, 『7つの階級——英国階級調査報告』東洋経済新報社.)
- Savage, Mike, Fiona Devine, Niall Cunningham, Mark Taylor, Yaojun Li, Johs. Hjellbrekke, Brigitte Le Roux, Sam Friedman and Andrew Miles, 2013, “A New Model of Social Class? Findings from the BBC’s Great British Class Survey Experiment,” *Sociology*, 47(2): 219-250.
- 盛山和夫, 1990, 「中意識の意味——階層帰属意識の変化の構造」『理論と方法』5(2): 51-71.

- 白波瀬佐和子, 2018, 「2015 年『社会階層と社会移動に関する全国調査 (SSM 調査)』実施の概要」保田時男編『2015 年 SSM 調査報告書 1 調査方法・概要』2015 年 SSM 調査研究会, 1-12.
- 数土直紀, 2012, 「未婚者の階層意識——結婚は地位達成なのか?」『理論と方法』27(2): 225-242.
- 多喜弘文, 2018, 「学歴としての専門学校に関する基礎的検討」中澤渉編『2015 年 SSM 調査報告書 5 教育 II』2015 年 SSM 調査研究会, 57-80.
- 谷岡謙, 2018, 「2015 年における階層帰属意識——時代変化と高齢層の特徴」小林大祐編『2015 年 SSM 調査報告書 9 意識 II』2015 年 SSM 調査研究会, 185-204.