

【論文】

所有財項目による階層的地位尺度の構成

濱 本 真 一

1. 目的

1.1 研究背景と目的

本研究の目的は、社会階層や社会移動を中心的な研究テーマとする社会調査で多く用いられる「所有財項目」から経済階層を示す指標を作成することである。社会階級・社会階層研究においてはマルクスが生産手段の所有関係から、ウェーバーがこれに加えて労働市場の中での地位や権力から階級がとらえられて以降、多くの観点から階級・階層をとらえる方法が考察されてきた。非常に大雑把に言えば、階級・階層は威信・地位・文化または生活様式を同にする集団としてのとらえ方、社会経済的な不平等構造としてのとらえ方、および政治的権力としてのとらえ方といったような次元でとらえられる (Crompton 2008: 15)。中でも社会経済的資源の不平等配分としての階層構造はほかの次元の要素とも深くかかわり、不平等の基礎的な要素としてもイメージされやすいため、階層研究においては個人または家庭が社会的資源の分配構造の中でどこに位置づくのかを重視し、職業的地位、学歴等の教育的資源、経済的地位の不平等構造、またはその関連を詳らかにしてきた。

社会調査データを用いた階層研究において、経済的な階層は賃金や収入によって測定されることが考えられているが、出身家庭の経済的階層に関しては、自身が子供の頃の家庭の収入等を正確に測定することの困難さから、主観的な「暮らし向き」を尋ねる項目のほかに、出身家庭の所有財を経済的な階層の代替指標とすることが多い。「2015年

社会階層と社会移動全国調査」では、15歳時に以下の財を所有していたかを問うている。

- | | | |
|---------------|------------|--------|
| 1. 持家 | 2. 別荘 | 3. 風呂 |
| 4. 子供部屋 | 5. 学習机 | |
| 6. 応接セット | 7. ピアノ | 8. テレビ |
| 9. ラジオ | 10. ビデオデッキ | |
| 11. 冷蔵庫 | 12. 電子レンジ | |
| 13. 電話 | 14. カメラ | |
| 15. 文学全集・図鑑 | | |
| 16. パソコン・ワープロ | | |
| 17. クーラー・エアコン | 18. 乗用車 | |
| 19. 美術品・骨董品 | | |

これらの財所有はそれぞれの独自の意味を持ちつつ、総体として家庭の豊かさを示すものと認識されている。片岡 (1998a) は、15歳時の所有財の個数 (「所有していた」と回答した財の個数) を合計した量的尺度を作成し、それが教育達成に有利な効果を持っていることを示している。このように単純に財の総量が経済階層を示すという考え方もあれば、各財の性格によって経済階層に及ぼす意味が異なるという考え方もある。例えば今田・原 (1979) は1975年SSM調査を用いて (調査時の家庭の) 所有財を当時の所有率をもとにスコア化してうえで足し合わせており、野呂 (1998) は1995年SSM調査データから所有財データが示すパターンを分析することによって財産項目の所有得点を4つにまとめ上げている。このように、所有財項目を利用して何らかの階層指標 (スコア) を作成するという手法はしばしば見られる。しかし、スコアを作成する方法や作成さ

れたスコアの性格などに関して統一的な見解があるわけではない。

本論では15歳時の所有財のうち18項目を用いて、総体としての経済的階層を示す尺度を2通りの方法で作成する。1つは多重対応分析(MCA)による次元縮約、もう一つは項目反応理論モデル(IRT)による潜在変数の抽出である。上の例のように研究者が理論的に構築した各財の特徴からスコアを作るのではなく、社会全体の所有率、所有パターンおよびその変化から、ボトムアップで経済階層変数を作成することを試みる。そのうえで、それらのスコアがどのような性格を持つのかを、他の変数との関連や世代を通じた変化から考察していく。

1.2 所有財項目の扱われ方

社会階層研究では社会的資源の多寡によって階層を定義するが、社会的資源として何を測定するかによって、得られる階層の意味は異なっている。富永(1979)の分類にもとづけば、社会的資源は(i)物的資源、(ii)関係的資源、(iii)文化的資源に大別され、さらに(i)物的資源はストックとしての財産、フローとしての所得によって測定される。この分類を理論的支柱として、所有財項目がストックとしての物的資源ととらえられ、1次元的なスコアで示されることがある。例えば片岡(1998a)では15歳時保有財の個数を「15歳時経済財」として用いているほか、「地位の一貫性と非一貫性」を示した今田・原(1979)では、20の所有財を当時の社会の普及率からスコア化し、5点尺度にまとめ上げている。

所有財が経済的な豊かさを示す指標であるという認識がある一方で、いくつかの財はその性格によって家庭の分化的な豊かさを示す指標としても認識される。それはBourdieu(1977=1990)をはじめとする「文化資本」による社会的再生産の研究が大きな影響を与えている。Bourdieu(1977=1990)における文化資本は、その属性によって「身体化された文化資本」「客体化された文化資

本」「制度化された文化資本」というように分けられる。富永(1979)のタイポロジーのうち文化的資源が身体化された文化資本と親和的である。ストックとしての財産は、その性質により経済的な豊かさを示す財産と、客体化した文化資本としての性質を示す財産に分別することができる。

SSM調査研究で捉えられている所有財のいくつかは、客体化された文化資本の指標として扱われている。片岡(1998b)は、1995年SSM調査で尋ねられた14の所有財項目のうち、客体化された文化資本財(世代を通じて文化資本としての性格の変容が小さいと考えられる財)として「ピアノ」「美術品・骨董品」「文学全集」の3つを挙げ¹⁾、これらの所有が家庭の文化活動(クラシックコンサートに行くなど)や親の学歴などの文化資本変数と関連が強いことを示している。ただし、どのような財を客体化した文化資本財とみなすかは、「文化」を何ととらえるかにより変わってくる。磯・竹ノ下(2018)では、1995年および2015年SSMデータから、現在の所有財のうち、「ピアノ」「美術品・骨董品」「文学全集(2015年のみ)」に加えて「パソコン・ワープロ」を文化資本財と定義し、そのほかの文化活動との関連を示している。

また、特定の財の所有に特化した分析としては井上(2018)がある。井上(2018)はピアノ所有の規定要因に焦点を当て、その階層的要因の影響力の世代による低下を示した。ピアノという財が形を変えながら大衆へ普及したことにより、文化役卓越性を示す威信財から選択的趣味財へとというようにその性格を変えていったとしている。

いずれの研究も、財所有の経済的な価値だけではなく文化的な価値に重点を置いていることは共通であるが、何が文化資本としてとらえられるかは、その時代や理論的背景によって異なっている。本論が目的とするのはあくまでも財の所有パターンから経済的地位の尺度となりうるスコアを生成することであるが、それぞれの財が経済的豊かさ以外の意味を持っていることから、合成尺度も経

済的背景だけでなく文化的な背景も反映されている可能性がある。この性質を考慮し、本論ではまず、MCAを用いて財の所有パターンからもっとも単純で本質的な情報を抽出し、経済的な尺度ととらえられる軸と文化的な尺度ととらえられる軸を明確に区別する。特に財の所有構造や階層の多元性に焦点があてられるとき、Bourdieu (1977=1990) に倣い分析戦略として多重対応分析(MCA) が用いられることがしばしばある(三重野 1998、近藤 2011、磯・竹ノ下 2018)。MCAによって財項目が持つ経済的背景以外の意味を抽出できるので、本論もこれらに倣う。ただし、これらの研究の多くは社会空間や文化資本の構造を示すことを目的にそのほかの社会・経済的地位に関する情報を多く用いている。これに対して本論では、財の所有・非所有のみを一次情報とし、ここから経済的な地位尺度が構成できるかを検討していく。まずはMCAを用いて財の所有パターンがどの程度1次元性を有すのか(文化資本としての情報が多くあるのか)を検討する。さらに完全な1次元性の仮定の下で、項目反応理論(IRT)モデルを用いた潜在的な階層変数の抽出を試みる。どちらも複数の変数情報を最も効率よく説明する尺度を探索する方法である。

2. 次元縮約による階層変数の生成

2.1 データと変数

上記のような背景を受け、本論では所有財項目を用いて豊かさの尺度を作成することを試みる。データは社会階層と社会移動全国調査(SSM)の2015年と2005年の合併データである。この2つの調査には、15歳の頃に家にあった財として上の19項目が用いられている。これらの所有パターンから家庭の物質的な豊かさを示す尺度を作成する。

同調査では15歳時だけでなく現在の所有財に関しても調査しているが、こちらは用いず、15歳時の家庭すなわち出身家庭の豊かさについて測

定する。その理由は主に3点ある。まず現在の所有財は調査時点で多くの項目が変更されていることである。家庭の豊かさを測るという性格上、時点によって所有にばらつきのある財を挙げなければならないので当然ともいえる。対して15歳時所有財は、2005年に含まれていた「田畑」が除かれ、「別荘」が加えられたのみの軽微な変更である。この項目を除いた18項目でサンプルサイズを確保しながら分析できる²⁾。

第2に、現在の所有財では、その家の状況によりいくつかの財の所有/非所有に必ずしも経済的な豊かさとは関係ない次元も含まれてしまう。たとえば「子供部屋」は子供のいない家庭には必要ないだろう。年齢によっても必ずしも豊かさに伴って所有率が上がらない財もあることが予想される。15歳時所有財項目は、15歳の子供が少なくとも一人はいる家庭の環境に関する質問であるため、現在の所有財よりも分析対象の条件が均一化されている。

第3は、コーホート比較を行うという本論の目的に沿うためである。現在所有財はコーホートに関係なく調査時点での経済的豊かさを示すのに対し、15歳時所有財を用いると分析対象は様々なコーホートでの家庭となるため、各世代の社会全体の豊かさや財の普及率等と関連付けながら各財が持つ物質的な豊かさの尺度に対する意味を論じることができる。以上の理由から、回顧的なデータであり測定信頼性には欠けるが、15歳時所有財を使う。

コーホートは大きく3つの世代に分ける。第1世代は昭和10(1935)年～昭和29年(1954)、年生まれ、第2世代は昭和30(1955)年～昭和49(1974)年生まれ、第3世代は昭和50(1975)～平成7(1995)年生まれ世代である³⁾。データ全体、および世代別での各財の所有率は図1の通り。持ち家のように世代を通じて所有率がほとんど変化していないものもあれば電子レンジやパソコン・ワープロのように世代を下るごとに所有率が大きく変化しているものもある。

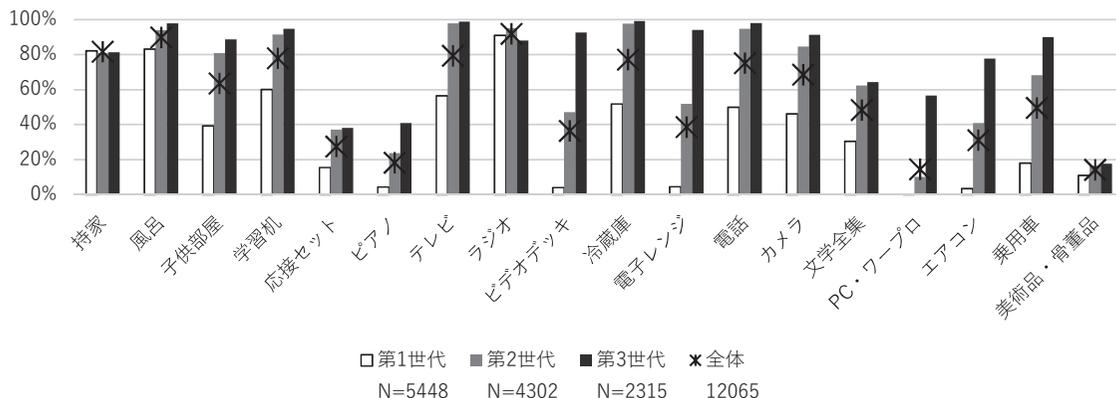


図1 世代別財の所有率

2.2 多重対応分析による次元縮約

まずは、多重対応分析（MCA）で各財の近接性を確認する。MCAは多元クロス表の情報をなるべく維持しながらそのパターンを少ない次元に示す手法である。多値変数の多重クロス表において効果的な分析手法であるが、二値データにおいても利用することができる。MCAでは変数または個人を2つないしは3つの次元の座標地図として示す。座標の導出の際には周辺度数で重みづけた距離の2乗和を最大にするように、主成分分析によって軸を求める。また、MCAの特徴として、軸の構成には関係しない変数を supplementary point として座標の中に組み込むことができ、得られた地図の中でどの変数のどの値同士の関係が大きい（距離が近い）のかを視覚的に見ることができる（Clausen 1998=2015; Roux and Rouanet 2010）。この特徴を活かし、各所有財の所有・非所有がどのような階層的背景と関連が大きいのかを探索することができる。

まず、サンプル全体に多重対応分析を適用した結果を2次元に示すと図2になる（各財に関して●が所有、▲が非所有を示す）。

図を見ると第2軸にもある程度のばらつきがあるように見えるが、これは標準化されたスコアをもとにプロットされたものである。軸の固有値（inertia）はそれぞれ0.101, 0.0015で、それぞれ

全体の分散の92.8%、1.4%を占める。第1軸は所有と非所有を分割する軸で第2軸は財の性質によって変動する軸となる。第1軸での説明力が非常に大きく、「総資本量による分化が顕著」（近藤2011）といえる。これは、資産としての家庭の豊かさを示す軸と解釈して問題ないだろう。第1軸に負に大きな負荷量を示したのはPC、ピアノ、電子レンジ、ビデオデッキ、エアコンといった普及率が1割～3割程度の財である。15歳時の暮らし向きを supplementary point として座標に追加した結果、「豊か・やや豊か」層がこれらの項目の所有に近く、さらに馬蹄形に近い構造を描いていることから、第2軸は財の極端さを示す座標であることが示唆される。また、各財産の「非所有」はそれぞれに遠い距離にあり、非所有者の異質性が強いことも示される。各軸が各ポイントをどの程度説明しているかを示す指標である平方相関を確認すると、第1軸が財の所有情報がほぼ1軸で説明される（すべての財に関して80%を超える）。ここから、財の所有パターンを持つ情報は経済的な豊かさを示す軸が主であり、第1軸はそのほかの出身背景とも強く関連した変数であると言えよう。

この分析を世代別に行った結果が図3～5である（第3世代のみ他の世代との座標関係と整合的になるように第2軸を反転している）。これを見

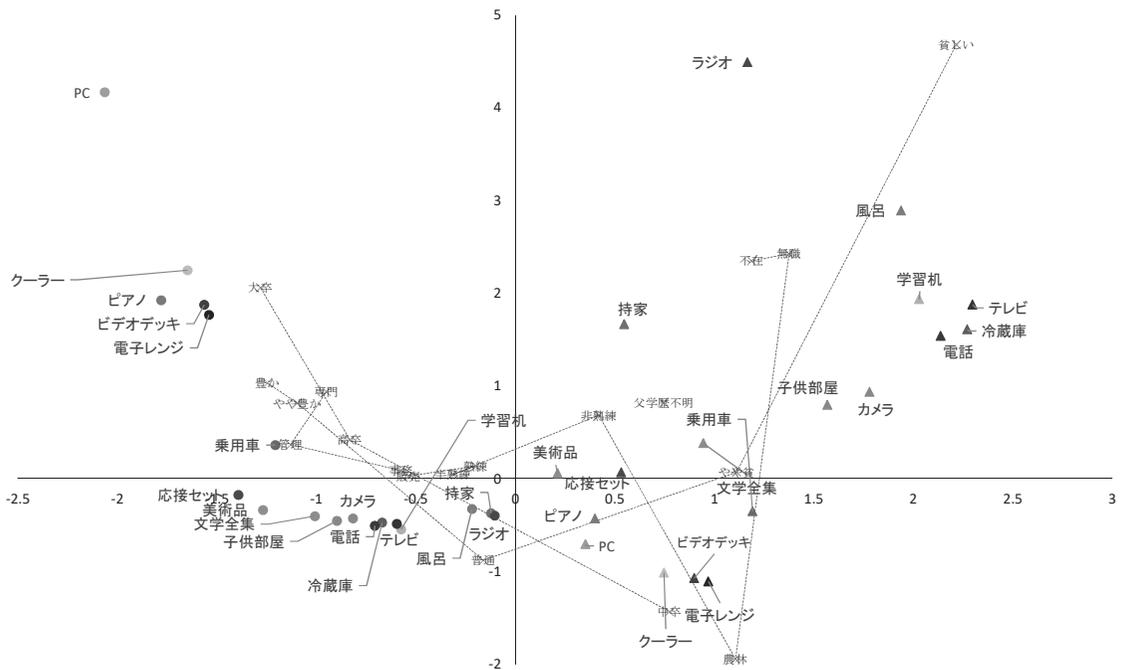


図2 MCAの結果図

ると、近年の世代になるにしたがい、各ポイントが左側へずれていっていることが読み取れる。第1世代は多くの財の非所有の点が原点すなわち平均的な所有パターンに近い位置に示されたのに対し、近年の世代では所有の点が原点回りに多く位置している⁴⁾。パターンの変化として特徴的なのは、supplementary pointとして付した出身階層の変数が馬蹄形の構造から単線的な構造に移行している。風呂、テレビ、冷蔵庫、電話などの「基礎財」とみなせるものの非所有が、親の職業や暮らし向きとも関係の大きくない点として現れている。第3世代では、第2軸の説明率が8%とやや増加している。1軸が支配的な傾向に変わりはないが、財の所有パターンによる2つ目の階層的な軸がこれまでとは異なる意味をもって発現している可能性も考え得る。

2.3 項目反応理論による階層変数の抽出

項目反応理論モデル(2PL)では、潜在変数の

1次元性を仮定し1つの軸を抽出する。「豊かさ」のような指標が1つ存在し、それによって各財の所有確率が条件づけられるというものである。潜在的な豊かさを X 、財 k の所有をダミー変数 y_{ik} と示せば、ある個人 i の財 k の所有確率は以下のように示せる。

$$\Pr(y_{ik} = 1) = \frac{\exp(Da_k(X_i - \beta_k))}{1 + \exp(Da_k(X_i - \beta_k))}$$

$$\Rightarrow \log\left(\frac{\Pr(y_{ik} = 1)}{\Pr(y_{ik} = 0)}\right) = Da_k(X_i - \beta_k)$$

ここで X は標準正規分布にしたがうことを仮定している。MCAが財の所有パターンに重みづけ合成でより少ない次元に示したのとは逆に、IRTでは先に潜在的な経済背景分布を仮定しそれによって各財の所有が確率的に決定しているという考え方である(用いる変数の性質を除けばおよそ主成分分析と因子分析の違いと考えてよい)。 a_k 、 β_k をそれぞれ財 k の識別力、困難度と呼ぶ。困難度はその名の通り、各項目の1(所有)という応

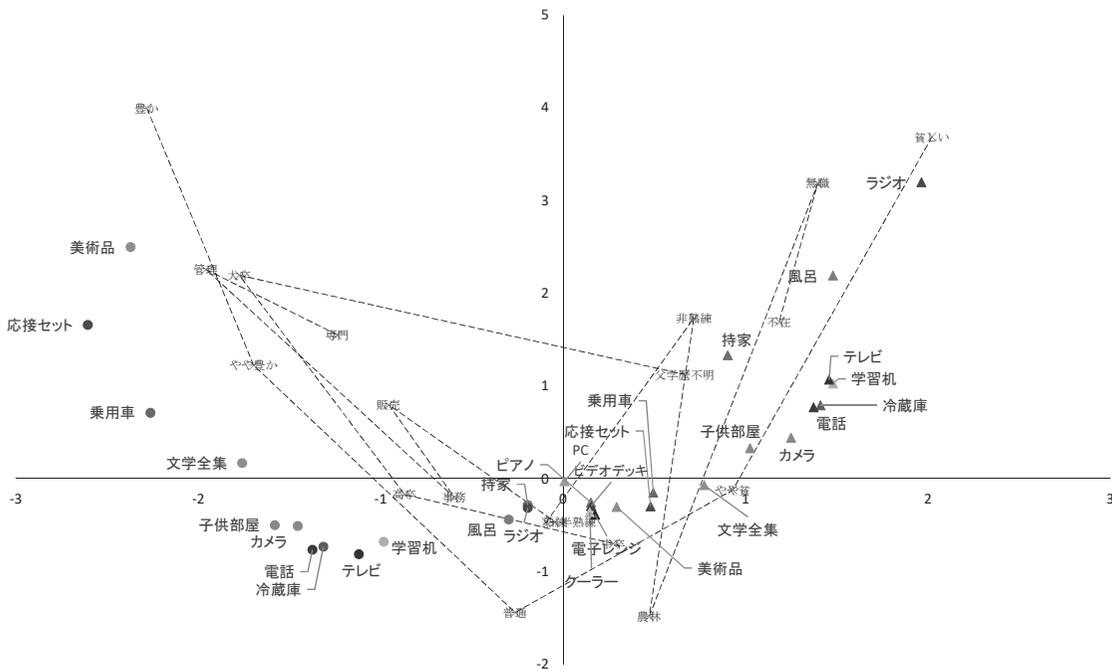


図3 MCAの結果図 (第1世代)

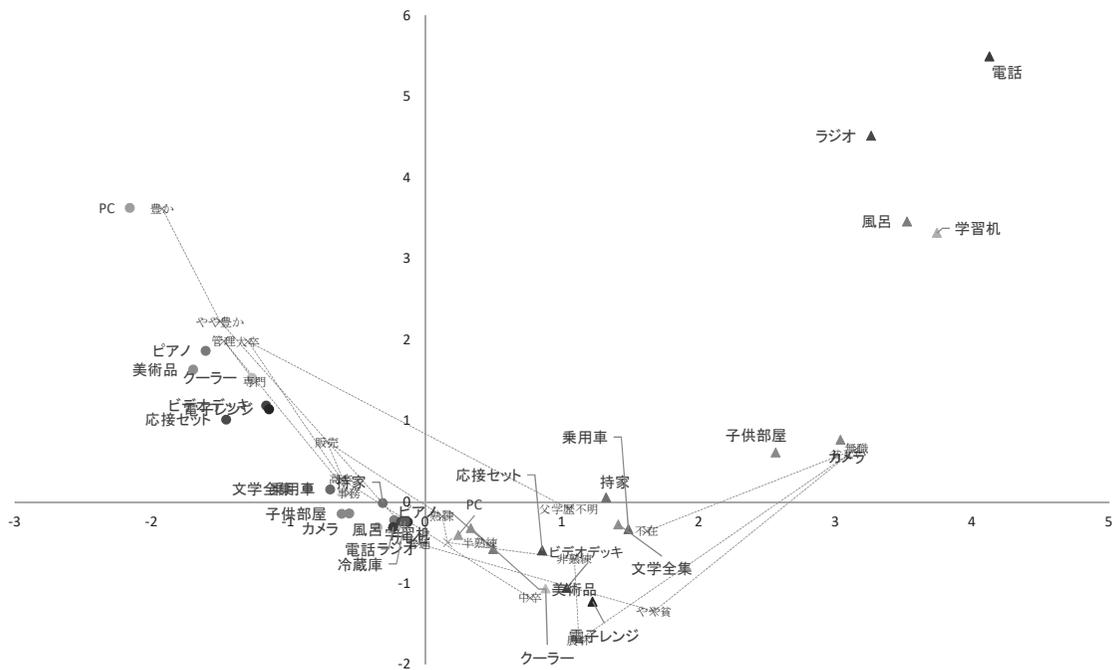


図4 MCAの結果図 (第2世代)

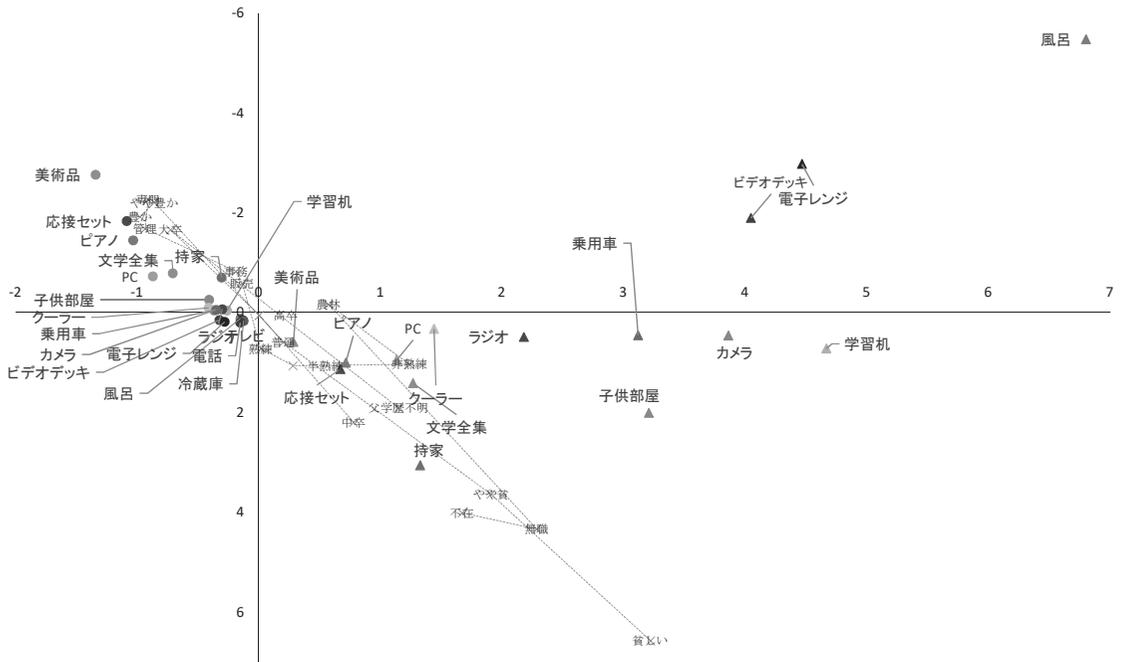


図5 MCAの結果図(第3世代)

答の起こりにくさを示している。この値が大きいほど、その財を所有しにくいということである。識別力は、潜在変数Xに対する所有確率の反応の大きさを示す。この値が大きければ、ある豊かさを境に急激に所有率が変化することを示し、小さければ、豊かさに対して緩やかな変化ということを示す。また、Dは尺度因子と呼ばれる定数であり、D=1のとき、の確率はロジスティック関数で示されるが、D=1.7とすることで、 $y_{ik}=1$ の確率をXによる累積正規分布関数として近似することができることが経験的に知られている(加藤・山田・川橋 2014)。

推定結果から得られる潜在的階層と各財の所有確率は図6のとおりである(横軸は潜在的な階層変数を示し、標準正規分布に従うことが仮定されている)。対応分析(図2)の第2象限に突出した財のうち、ピアノとPCは困難度・識別力がともにやや高く、エアコン、ビデオデッキ、電子レンジの3財は識別力が高く困難度が0に近いとこ

ろにあり、平均的な家庭の豊かさで所有/非所有が明確に分かれるものといえる。

世代別にみると図7~9のようになる。予測曲線が全体的に左にシフトしていることがうかがえる。各財の平均的な所有率が上昇し、平均的な家庭における各財の所有確率が高くなったものである。各世代の困難度と識別力を図10、11にて確認すると、困難度はどの財も世代を経るごとに減少している。たとえばピアノの困難度は第1世代から第3世代までで2.417から0.375まで減少している。かつては上位5%の豊かさの家庭でおよそ半数が所有していた財が、第3世代では平均的な家庭の半数が持つようになったと解釈できる。PC、電子レンジビデオデッキなどは特に困難度の変化が顕著であり、上級財から基礎財へその性格を変えていったとみられる。これは、MCAにおいて世代が下るごとにこれらの財の非所有に代わって所有していることが原点周辺に分布するようになったことと整合的である。ただし、持家、

ラジオなど一部の財は単調な減少ではない。生活スタイルの変化により、豊かな家庭が必ずしも持ち家やラジオを所有しなくなったものと考えられる。

一方識別力を見てみると、世代ごとに大きな変化はないが、世代ごとの値と全体での分析の値で多少の違いがある。特に顕著なのはPC、冷蔵庫、クーラーなど、先に述べた世代を通じて困難度が著しく変化した財である。これらの財は、全体の分析では高い識別力を示したが、これらの所有非所有は世代と関連が強いため、抽出した潜在変数

は階層的地位のほかに世代の情報も含んだものになっている可能性がある。物質的に豊かになった若年世代ほど各財所有の困難度は低下している傾向はあるものの、特定の階層で所有が分かれるというパターンは世代を超えて変化していない。

また、そのほかの階層変数（親の職業や学歴など）との関連を見ても非常に高い相関を示した。MCAで作成した2つの軸との関連を見ると、第1軸とはほぼ線形の関係、第2軸とは2次曲線的な関係にある（図表は省略）。第1軸で捉えた富の総量としての家庭の豊かさをIRTでもとらえて

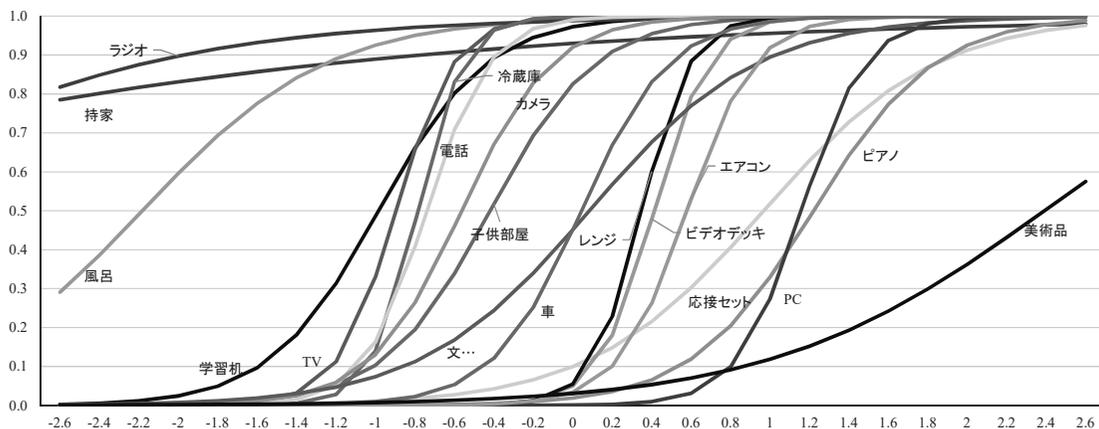


図6 IRTによる項目特性曲線（全体）

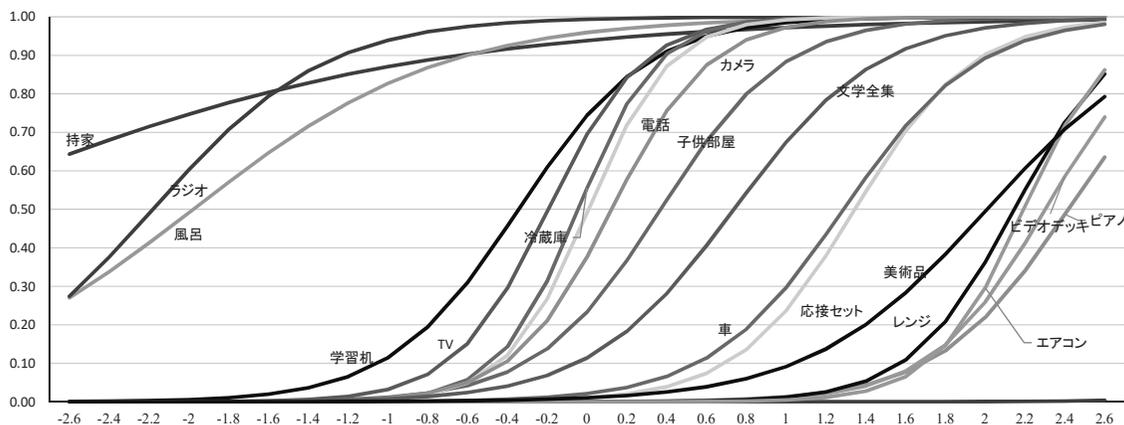


図7 IRTによる項目特性曲線（第1世代）

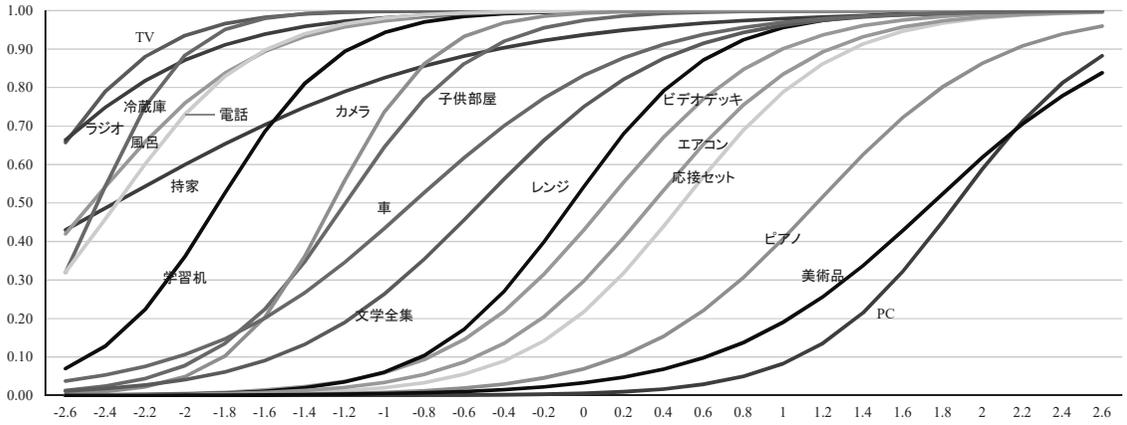


図 8 IRTによる項目特性曲線 (第2世代)

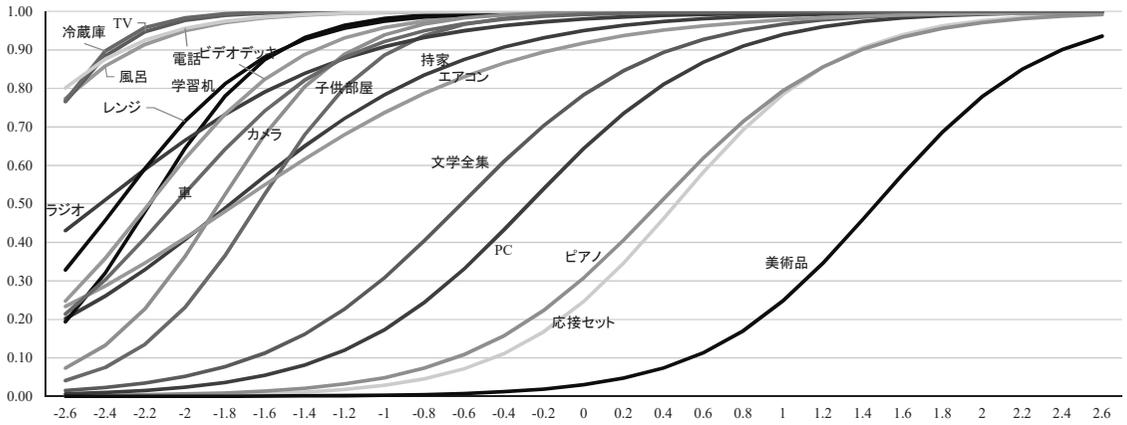


図 9 IRTによる項目特性曲線 (第3世代)

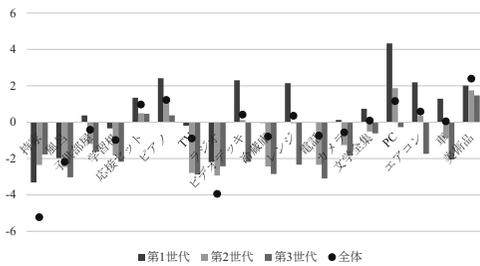


図 10 困難度の比較

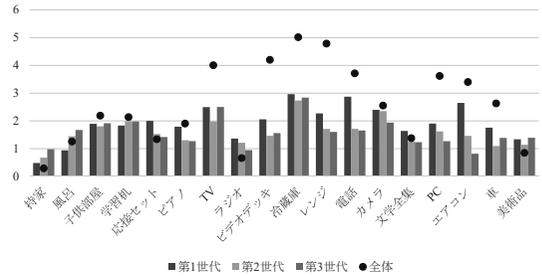


図 11 識別力の比較

いるとってよい。

3. 階層的地位尺度スコアの分析

前節までに2つの分析手法を用いて、18の所有財を1つないしは2つの変数にまとめ上げたときにその尺度と各財がどのような関係にあるのかを考察してきた。つづいては、各分析によって得られた尺度の性質について考察していく。

表1に、MCA第1軸とIRTに関してサンプル全体で得られるスコアと世代別の分析によって得られたスコアの基礎統計を示す。世代別のスコアは、各世代で分析によって得られるスコアを一つの変数にまとめたものである（ただしMCAスコアは正負を反転）。いずれのスコアも0に近いところに平均値があり、これが平均的な所有（パターン）を示す人のスコアとなる。ただし、サンプル全体のスコアと世代別分析のスコアでは意味が異なる。MCAのスコア（M0とM1）を例にとると、M0はサンプル全体、すなわちすべての世代で最も平均的な所有の者に0をあてているのに対し、M1では各世代の平均的な所有パターンを示したものに0をあてている。これはIRTの潜在変数の予測値（L0とL1）にも同じことがいえる。例えば、第1世代ではPCや電子レンジなどの財を所有していない人が0に近い値をとりやすいが、第3世代で同じような所有パターンの人は（負の方向に）大きなスコアをとる。このように、世代別のスコアM1、L1は、同じ値をあてられていてもその所有パターンは世代的に異なり、各世代の平均を基準とした階層的地位スコアになる。

これまで見てきたように各財の所有／非所有が持つ意味は世代によって大きく異なるため、世代ごとの平均値を基準にした相対的なスコアであるという性質は非常に有用である。この性質をさらに詳しく検討するため、「15歳時暮らし向き」変数との関連を見ていく。図12～15は表1に挙げた4変数の分布を世代×暮らし向きごとに示したものである。「15歳時暮らし向き」変数は質問文に「当時のふつうのくらしむきとくらべて」という但し書きを付している⁵⁾。図12、13を見ると、「ふつう」と答えたケースにおいても分布の平均値が異なっている。（所有財の総量やパターンが豊かさの尺度となるという仮定の下で）財項目から得られる平均と主観の評価から得られる平均が異なっていることがわかる。

一方M1、L1を見ると、分布はほとんど世代に影響を受けず、暮らし向きのみによって変動している。こちらの変数を用いることで世代ごとの財の普及率を考慮した平均的な経済的地位からの相対的な位置を把握することができる。

次に、作成したスコアが出身階層変数としてどのような意味をもちうるのかに関して簡単に考察する。分析によってこれらのスコアが持ちうる意味も変わりうるが、ここでは一例として出身階層を独立変数とみなし、教育達成を従属変数とする分析にて結果の違いを検討する。教育達成は中学卒、高校卒、短大専門卒、大学以上卒の4値を持つ順序変数とし、父職、父学歴、暮らし向きの従来用いられてきた3つの階層変数、性別、世代の統制変数に加えて、先に示した4つのスコアをそれぞれ投入した順序ロジットモデルにて分析する。

表1 MCAとIRTによるスコア

Variable		Mean	Std. Dev.	Min	Max
M0	MCAスコア全体	0.000	1.000	-2.046	1.694
M1	MCAスコア世代別	0.000	1.000	-8.230	3.567
L0	IRTスコア全体	0.002	0.948	-2.177	2.007
L1	IRTスコア世代別	0.000	0.899	-3.390	2.859

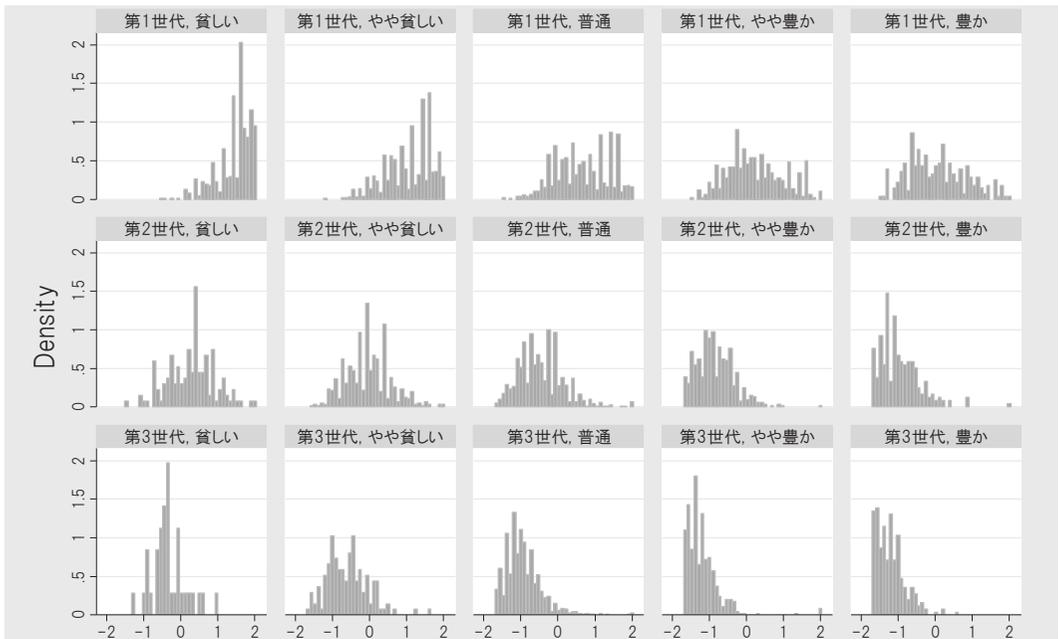


図 12 世代別、暮らし向き別に見たMCAスコア（全体）の分布



図 13 世代別、暮らし向き別に見たMCAスコア（世代別）の分布

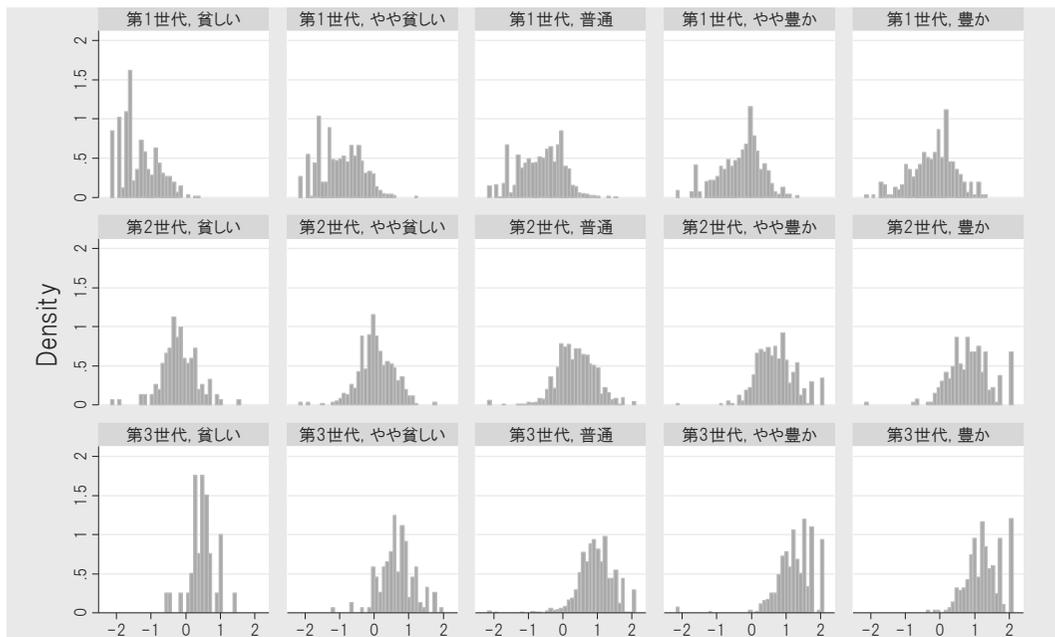


図 14 世代別、暮らし向き別に見たIRTスコア（全体）の分布

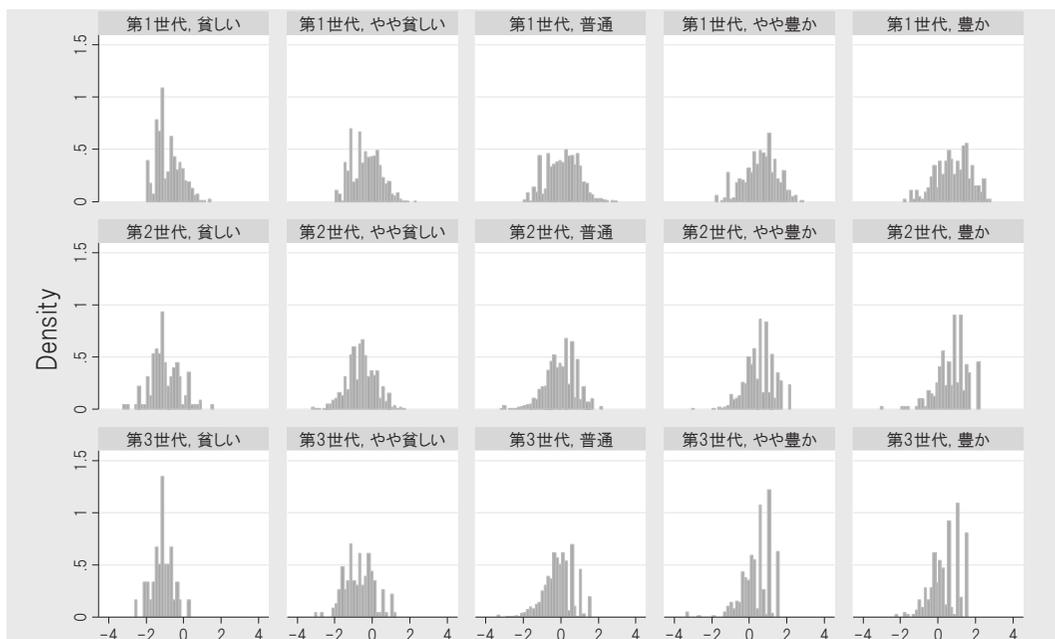


図 15 世代別、暮らし向き別に見たIRTスコア（世代別）の分布

分析結果を表2で確認する。全体でのスコアを投入したモデルと世代別のスコアを投入したモデルでは、世代の主効果に大きな違いが表れる。M0、L0は世代ごとの財の普及率を考慮していない変数であるため、これらを投入すると共線性に

よって世代の主効果が過小に推定される。一方M1またはL1を投入したモデルは、世代の係数も有意のままに所有財の効果を示している。どちらのモデルにおいても、暮らし向き等の出身家庭背景とともに投入してもなお一定の効果が確認さ

【表2 教育達成分析の結果比較】

	model 0	model 1	model 2	model 3	model 4
男性ダミー	0.578 *	0.637 *	0.634 *	0.622 *	0.638 *
世代 (第1世代)					
第2世代	1.023 *	0.197 *	1.229 *	0.279 *	1.239 *
第3世代	1.055 *	-0.080	1.401 *	-0.096	1.430 *
父学歴 (中卒)					
高卒	0.644 *	0.482 *	0.498 *	0.515 *	0.491 *
短大以上	1.279 *	1.039 *	1.067 *	1.074 *	1.039 *
不明	-0.323 *	-0.312 *	-0.304 *	-0.324 *	-0.311 *
暮らし向き (貧しい)					
やや貧しい	0.736 *	0.481 *	0.537 *	0.496 *	0.508 *
普通	1.221 *	0.693 *	0.778 *	0.776 *	0.749 *
やや豊か	1.731 *	0.966 *	1.074 *	1.089 *	1.018 *
豊か	1.604 *	0.759 *	0.869 *	0.891 *	0.807 *
父職 (専門)					
管理	-0.254 *	-0.383 *	-0.362 *	-0.362 *	-0.373 *
事務	-0.617 *	-0.607 *	-0.600 *	-0.614 *	-0.605 *
販売	-0.770 *	-0.859 *	-0.834 *	-0.858 *	-0.843 *
熟練	-1.284 *	-1.305 *	-1.292 *	-1.318 *	-1.293 *
半熟練	-1.304 *	-1.328 *	-1.314 *	-1.337 *	-1.311 *
非熟練	-1.751 *	-1.675 *	-1.665 *	-1.706 *	-1.670 *
農林	-1.771 *	-1.636 *	-1.650 *	-1.660 *	-1.639 *
無職	-1.605 *	-1.373 *	-1.374 *	-1.424 *	-1.380 *
不在	-1.546 *	-1.363 *	-1.377 *	-1.399 *	-1.362 *
MCAスコア全体		0.878 *			
MCAスコア世代別			0.556 *		
IRTスコア全体				0.839 *	
IRTスコア世代別					0.634 *
cut1	-1.142	-2.313	-1.545	-2.185	-1.572
cut2	1.674	0.678	1.416	0.759	1.380
cut3	2.917	1.963	2.699	2.035	2.666
N	12060	12060	12060	12060	12060
ll	-13019.063	-12621.88	-12679.78	-12700.11	-12662.175
bic	26244.873	25459.907	25575.705	25616.366	25540.495

* : $p < 0.01$

れることから、主観的な暮らし向きとは意味を別にする情報を持った変数であると理解できる。

4. 考察

本論では、所有財項目が総体としてどのような階層変数としてとらえられるかを考察した。MCAによる次元縮約、IRTによる潜在変数の抽出どちらにおいても1次元的なスコアがそのほかの階層変数とも強い関連がみられた。文化資本財としての性格を持つ項目に独自の軸は全体の分散の中でわずかな比率しか占めず、所有財としての階層変数が地位の一貫性の中に位置づけられているといえる。どのスコアも細かい変動はあれ、経済的な階層を示す変数として解釈できる。出身家庭の経済階層を特定するには、社会調査の方法論上の困難があり、「15歳時暮らし向き」という半ば曖昧な評価に頼ることが多い。この変数には回顧バイアス（今の経済状況を参照ポイントにして当時の状況を想起するなど）がかかっていることも考えられ、必ずしも信頼性の高いデータとは言えない。記憶に頼っている部分は共通であるが、所有財項目はある程度客観的な判別が可能変数であり、尺度として信頼性の高いものではないだろうか。

MCAによるスコア、IRTによる潜在変数、いずれを用いるのが適切かは議論を要する。教育達成分析のモデル適合度のみを見れば、世代を統合した多重対応分析のスコアを用いるのが適切と判断されるが、先に述べたようにこれらの変数はそれぞれ意味が異なるため、特に同世代の相対的位置づけを扱う際には、世代別のスコアを用いることが適切である。社会全体が豊かになった世代においても、各所有財の識別力にはほとんど変化はない。各世代の平均的な所有率を統制すれば、所有財項目を用いて各年代の社会状況の中での相対的（かつ客観的な）経済的地位の指標を作成することが可能となり、世代間での豊かさの違いを考慮した比較可能な経済変数として利用しうる。

本論では、分析対象の世代を3つに分割してそれぞれ独立に分析を行ったが、この区分を変化させることによって、また、どのような変数を分析に用いるかによって、計算されるスコアは変わりうる。また、3つの分析によって得られたスコアが必ずしも同じ意味をもった変数であるという保証はない。これらの課題を解決するためには、世代の情報組み込んだ同時分析が必要になる。どちらの方法でも、一般化構造方程式（Generalized Structural Equation Modeling : G-SEM）の枠組みに拡張することによってこれらの問題は一部解決され得る。G-SEMを用いれば（推定の計算負荷をクリアすれば）各財の困難度と識別力がそれぞれ世代で変化したのかを検定によって確かめることもできるだろう。

社会階層研究において、経済的な背景を示す変数は不可欠なものであるが、その測定には大きな困難をとめない、確固とした指標が存在しなかった。本論の分析は現在の社会調査で測定できる情報からストックとしての経済的背景を知るための第一歩としての分析である。本論の分析を応用すれば、必ずしも本論で用いた18の財情報を完備していなくても、いくつかの共通所有財項目さえ測定していれば、社会調査データから家庭の経済的地位を作成することができる。本論で用いたデータを超え、家庭の経済状況を測る不偏的な方法を確立し、既存の社会調査データに眠っている個人・家庭の階層的情報を呼び起こすことが今後の課題・展望である。

【付記】

本研究の分析にあたって、社会階層と社会移動全国調査データ管理委員会より、2015年SSM調査および2005年SSM調査の個票データ（2015年調査データは2017年2月27日配布v070データ）の利用許可を得ています。本研究は、JSPS科研費JP25000001の助成を受けた研究成果の一部です。

【注】

- 1) 1995年SSM調査では15歳時所有財の項目が本論で用いる2005年、2015年とは異なる。文化所有財とみなされなかった財は、持家、自家風呂、ラジオ、テレビ、冷蔵庫、自転車、自動車、電話、応接セット、株券・債権、別荘の11項目である。
- 2) 「田畑」は家庭の職業や地域によってその所有原理は異なり、物質的な豊かさを示す尺度の構成要素としては妥当性が心もとない。また「別荘」は極端に所有率が小さいため推定が不安定になる。どちらも分析に含めないことによって本論の目的はより達成されると考えられる。
- 3) それぞれの世代が15歳を迎えるのが昭和25(1950)年～昭和44(1969)年、昭和45(1970)年～平成元(1989)年、平成2(1990)年～平成20(2010)年となる。
- 4) いくつかの財に関しては非常に大きなスコアとなったためグラフの範囲からはみ出している。具体的には、第1世代のピアノ、電子レンジ、PCの所有(左上)、第2世代のテレビ、冷蔵庫の非所有(右上)、第3世代の風呂、テレビ冷蔵庫、電話の非所有(右上)である。
- 5) 1975年調査においても同様である。一方1985年調査ではこのような注意がなく、1995年調査には暮らし向きを尋ねる質問自体が採用されていない。

【文献】

Bourdieu, Pierre, 1979a, *La Distinction: critique sociale du jugement*, Paris, Minuit. (=1990, 石井洋二郎訳『ディスタクシオン——社会的判断力批判I, II』藤原書店.)

Clausen, Sten-Erik, 1998, *Applied Correspondence Analysis*, London: Sage. (=2015, 藤本一男訳『対応分析入門——原理から応用まで 解説Rで検算しながら理解する』オーム社.)

Crompton, Rosemary, 2008, *Class and Stratification*, 3rd ed. Polity Press.

今田高俊・原純輔, 1979, 「地位の一貫性と非一貫性」 富永健一編『日本の階層構造』東京大学出版会: 161-97.

井上公人, 2018, 「日本におけるピアノ所有の社会的意味の変容に関する分析——威信財から教育財, 教育財から選択的贅沢趣味財へ」古田和久編『2015年SSM調査報告書 教育I』2015年SSM調査研究会: 77-102.

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 意識I』2015年SSM調査研究会: 17-37.

片岡栄美, 1998a, 「地位形成に及ぼす読書文化と芸術文化の効果——教育・職業・結婚における文化資本の転換効果と収益」片岡栄美編『1995年SSM調査シリーズ18 文化と社会階層』1995年SSM調査研究会: 171-91.

———, 1998b, 「家庭の文化環境と文化的再生産過程——正統文化と大衆文化」片岡栄美編『1995年SSM調査シリーズ18 文化と社会階層』1995年SSM調査研究会: 45-66.

加藤健太郎・山田剛史・川端一光, 2014, 『Rによる項目反応理論』オーム社.

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): 161-77.

Le Roux, Brigitte, and Henry Rouanet, 2010, *Multiple Correspondence Analysis*: Sage.

三重野卓, 1998, 「脱物質試行と「豊かさ」問題」鹿又伸夫編『1995年SSM調査シリーズ17 豊かさと格差』1995年SSM調査研究会: 1-26.

野呂芳明, 1998, 「資産の形成・保有とその地域的特徴」鹿又伸夫編『1995年SSM調査シリーズ16 豊かさと格差』1995年SSM調査研究会: 69-85.

富永健一, 1979, 「社会階層と社会移動へのアプローチ」富永健一編『日本の階層構造』東京大学出版会: 3-29.