

余暇時間の構造とその階層差

—平成 23 年社会生活基本調査を用いた実証分析—

石 田 賢 示

概 要

本研究では、平成 23 年社会生活基本調査 A 票の個票データを用いて、日本社会における余暇時間構造の類型を系列分析の手法により描き出し、それらが社会経済的地位や家族的要因とどのように関連しているのかを実証的に検討した。先行研究の知見をふまえ、階層的要因、家族状況が余暇時間構造と関連するとともに、階層的要因と余暇時間構造の関連が家族状況により異なるという仮説を立てた。

分析の結果、男女ともに 2 次活動型、午後余暇型、積極的余暇型、休養型、および社交型の 5 つの余暇時間構造が析出された。余暇時間構造の類型を説明する多変量解析により、高学歴層、またノンマニュアル層において積極的な余暇時間を確保しやすいことが明らかになった。また、家族的役割が生じる場合には余暇時間を確保しにくい結果が得られた。仮説に反し、階層的要因と家族状況の交互作用効果は認められなかった。分析結果を受け、余暇時間構造の階層性について議論した。

I. はじめに

本研究の目的は、日本社会におけるタイム・ダイアリー・データを用いて、余暇時間の量的・質的構造を包括的に把握し、それが社会的・経済的背景によりどのように分化しているのかを検討することである。本研究における余暇時間とは、睡眠、食事など生理的に必要とされる活動のための時間（1 次活動時間）、家庭や市場などにおける種々の生産活動のための時間（2 次活動時間）を除いた、1 日 24 時間のなかで個人が自由に使えると想定される時間を意味する¹。余暇時間でおこなわれる諸活動は、1 次活動、2 次活動のいずれにも属さない 3 次活動（tertiary activities）と呼ばれる。

余暇時間の長さとその中身は、生活の質（Quality of Life）の一つの側面をなす。生活の

1 生活時間研究では“discretionary time”や、文字通り“leisure (free) time”と言い表されることが多い。

質という概念自体は広範なものであるが、この概念は昨今様々な場で言及されている。中長期的な視野でみると、生活の質が問われる主要な背景の1つには、日本社会が経済的に成長した一方で、豊かさの実感を必ずしも伴わなかったという問題意識がある（矢野編1995）。このような問題意識は産業社会の間では共通のものであり、現在に至るまで議論され続けているテーマであるといえる（Linder 1970）。

人々の経済的豊かさの実現の背後には、しばしば社会問題として取り上げられる長時間労働が存在する。技術の進展に伴う生産活動の多くの自動化により人々の労働時間が短縮され、人々が様々な余暇活動を享受できるという見立ても過去にはあったが、現実はそのように単純には進まなかった。労働時間による強い時間圧力によって良好な人間関係の維持、仕事以外の様々な活動・経験の機会が失われ、健康上きわめて重要な睡眠時間も損なわれることとなった。豊かさに関する経済、社会意識の間の乖離には以上の経緯があるのではないかという問題関心のもとで、1990年代初頭には「生活大国5か年計画」が策定された（平成4年6月30日閣議決定）。そこでは「個人の尊重」を実現するため、労働時間の短縮、自由時間の環境整備、社会参加の環境整備、安全で安心できる生活の確保などが政策課題として掲げられている。労働時間を短縮したとしても、その埋め合わせ方次第で生活の質は変わりうるものであり、昨今改めて議論されている長時間労働の問題も、1日の生活時間全体のなかでの位置づけを踏まえなければ、表層的なものにとどまってしまう。それゆえ、一見するとただの個人的問題として受け止められがちな余暇であるが、社会全体での生活の質向上を議論するうえでは重要な意味を持つのである。

それでは、社会全体での生活時間がこれまでどのように推移してきたのであろうか。図1と図2は、「社会生活基本調査」（総務省）にて公表されている2次、3次活動時間の推移を男性・女性の有業者それぞれについてみたものである。男性有業者の2次、3次活動時間についてみると、平日と日曜日の2次、3次活動時間はほぼ平坦に推移している。変化がみられるのは土曜日についてであり、土曜日の2次活動時間は1990年代より減少傾向に、3次活動時間は1980年代より増加傾向にある²。女性有業者については、平日についてほぼ変化がみられない点は男性有業者と類似しているが、土曜日に加えて日曜日についても、2次活動時間の減少傾向と3次活動時間の増加傾向がみられる。男女間でやや違いがみられるものの、経済成長が成熟しはじめた1970年代以降、人々の生活時間の変化が週末において生じてきたとまとめられるだろう。したがって、余暇時間に関する検討も、そのボリュームゾーンである週末に着目することがまず必要であると考えられる。

2 1990年代以降での土曜日の2次活動時間の減少は、完全週休二日制の普及によるところが大きいと思われるが、1991年の段階で既に2次活動時間が減少に転じている。そのため、この40年近くの変化は、制度変化と社会全体の認識の変化の両方を伴うものと解釈できる。

図1 平日・土曜日・日曜日の2次・3次活動時間の推移（男性）

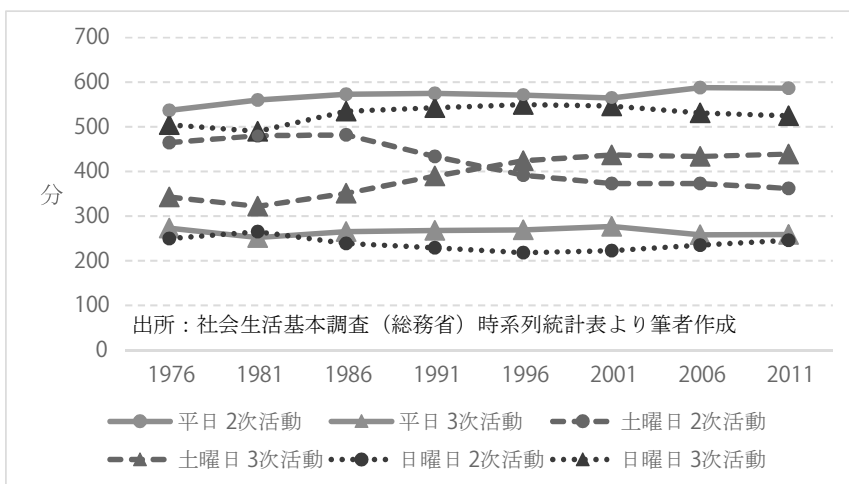
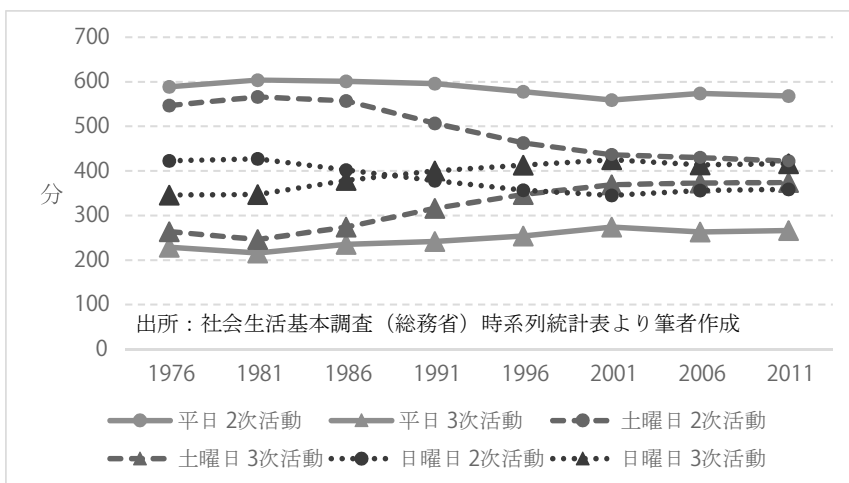


図2 平日・土曜日・日曜日の2次・3次活動時間の推移（女性）



全体平均に着目すれば、今日に至るまで余暇時間を徐々に増やそうとする社会の流れがみてとれなくはない。しかしながら、週末の余暇時間が増加した1980年代以降の時代は、同時に非正規雇用の増加や、労働者に占める高齢者の割合が増加した時代でもあり、日本社会は無視できない労働人口変動を経験している。また、余暇活動のなかには様々なものが含まれてもいる。2010年代後半にさしかかり、それ以前と比べれば量的には豊富な余暇時間を人々が手にした一方で、その「人々」や「余暇」の内実は多様化している可能性が高い。それゆえ、全体平均から一歩進んでその構成や社会経済的、人口学的側面との対応関係について、詳細な検討を進める必要がある。

以下では、生活時間、なかでも余暇時間の研究において注目されてきたジェンダー、家族背景、職業階層、学歴などと、余暇時間の特性との対応関係について、どのようなことが明らかにされてきたのかを整理する。その上で、本研究が取り組むべき具体的課題を提示し、実証分析の結果について議論を進める。

II. 余暇時間構造の分化の背景と本研究の検討課題

1. 余暇時間に影響する背景要因

生活時間構造を分化させる重要な要因の1つがジェンダーであり、余暇時間のジェンダー差に関する詳細な検討は数多く存在する (Bittman and Wajcman 2000; Mattingly and Bianchi 2003)。性別役割分業が根強く残存するなかで女性の労働参加が進行しているため、女性はペイドワーク、アンペイドワークの両方で生活時間の圧迫を受けやすい。そのため、女性のほうが男性よりも余暇時間が短くなるという予想が立つ。また、余暇時間を持てたとしても、アンペイドワークの負担により余暇時間が断片化するなど、その質が低下することも予想される (leisure time contamination)。

先行研究の実証分析では、平均余暇時間については男性のほうが長いという結果や (Mattingly and Bianchi 2003)、男女間の差が小さいという結果などが報告されているが (Bittman and Wajcman 2000)、女性の余暇時間の質のほうが低いという点では共通の知見が得られている³。また、女性の場合は有配偶であること、子どもがいることによって余暇時間の質の低くなることが明らかにされており (Mattingly and Bianchi 2003)、家庭内でのアンペイドワークによる余暇時間への影響にジェンダー差のあることが示されている。本研究でも使用する「社会生活基本調査」A票の個票データを用いてカップルの雇用形態の組み合わせ別に平日の生活時間を集計・分析した研究では、正規雇用同士のカップルで、妻側の余暇時間が若干短くなっていると指摘されている (佐藤 2010)。夫が正規雇用で妻が無業の場合は、妻の余暇時間が夫よりも長いという結果も示されている。ただし、この集計が平日の生活時間であることや、上述のとおり余暇時間の断片化の可能性が残されている点を踏まえれば、いわゆる「専業主婦」が余暇時間を享受できていると安易に判

3 同じ活動による時間の連なりをエピソードと呼び、余暇時間の質は、余暇時間のエピソードの数、および1つのエピソードあたりの時間の長さによって把握される。エピソードの多いほうが断片的であり、結果として1エピソードあたりの時間も短くなる。この性質をもって余暇時間の質が低いと判断するのは、余暇時間が他の活動による干渉を受けやすく、余暇活動の自律性が低いと想定されるためである。

断すべきではない。

ジェンダーに注目するアプローチのほかには、社会階層論の視座により近いアプローチもある。このアプローチでは、職業を基礎とする社会階級や、学歴、所得などの社会経済的地位が、余暇時間のアレンジメントに影響するという想定を置く。

ただし、階層構造と余暇時間構造の対応関係は、必ずしも明瞭には現れない。専門的・管理的職業階層に比べて販売・サービス職や農業層、単純労務層では余暇時間が短く、その活動の多様性も低いという知見が報告される一方で (Jarozz 2016)、そのような関連がみられないという研究報告もある (Katz-Gerro and Sullivan 2010)。学歴については、余暇時間に対する影響はあまりみられないが、活動の多様性は学歴が低いほど小さくなる (Jarozz 2016)。

より包括的に余暇時間構造を把握しようとするアプローチでは、1日24時間をいつ、どのような活動にあてているのかについて、系列分析 (Sequence Analysis) による類型化をおこなったものもある (Glorieux et al. 2010)。実証分析の結果、いわゆる “Harried Leisure Class” と呼ばれる集団 (Linder 1970) について、その中身が能動的な層と受動的な層により構成されているということが明らかにされた。能動的な層が余暇に積極的だが時間圧力を感じている “Harried Leisure Class” にあたり、受動的な層はテレビ視聴が余暇時間のほとんどを占めており、余暇を享受する集団の多様性を示唆するものとなっている。

さらに Glorieux et al. (2010) では生活時間構造と社会経済的背景の関連を、多重対応分析により明らかにしようと試みている。その結果、生活時間構造の付置関係に対応するのは学歴と年齢層であることが明らかとなった (Glorieux et al. 2010: 173)。学歴が高いほど時間圧力が強く、積極的に余暇活動に従事する傾向がある。また、学歴が低く、年齢層が高いほど、余暇活動が専らテレビ視聴になりやすいという傾向が示された。以上の分析結果は、学歴と余暇活動への能動性の間に正の対応関係があることを示唆しているといえよう。

2. 本研究の検討課題

社会階層的要因と余暇時間構造の対応関係については、先行研究のあいだでそれが確認できるものとできないものがある。知見の差異は、対象となる社会や調査設計の違いに起因するところも大きいと考えられる。しかし、余暇時間構造の階層性を捉える際には、II.1の前半で触れた家族的要因を考慮する必要がある。

社会階層の側面に着目するアプローチでは、ある地位を占める集団において共有される

文化的嗜好性や、様々な余暇活動に取り組む適性・資質（コンピテンシー）が、余暇活動時間の配分に影響すると想定されることとなる。一方、個人の置かれる生活状況は余暇時間の制約条件として機能する。社会階層的要因と余暇時間構造の対応関係を条件付ける要因として、家族その他の生活状況が機能する可能性も考えられる。先行研究でも、ジェンダーと職業の社会的地位を組み合わせた場合に、男性上層と女性下層の間で余暇活動に対する積極性に差が見られるという知見がある（Katz-Gerro and Sullivan 2010）。

本研究では、職業階層、および学歴と余暇時間構造の対応関係を検討するが、その関係を条件付ける要因として、家族状況に着目する。本研究での実証分析で検証するのは、以下の3つの仮説である。

第1の仮説は、社会経済的地位と長く、積極的な余暇時間の確保の間に関連があるというものである。職業階層の指標として、本研究ではさしあたり職種をそのまま使用する⁴。職種によって、仕事の自律性（労働者個人のバーゲニングパワー）や労働時間に関する諸制度の整備度合いが異なり、これらの要因が余暇時間確保の機会に影響すると考えられる。

学歴については、高学歴層ほど余暇時間が長く、積極的になりやすいという予想が可能である。高学歴層ほど文化的に寛容である傾向は先行研究でも示されており（片岡2000）、様々な余暇活動に関心を持ちやすいと仮定すれば、余暇時間の積極的な確保に動機付けられている層であると考えられる。また、高学歴層ほど社会ネットワークの規模の広いという知見が得られており（原田2012）、社交の維持のためには余暇時間を確保する必要があるという面も考えられる。

以上の仮説について、職業階層、学歴と余暇時間構造の関連が家族的状况により異なるという予想が、以下の仮説である。第2の仮説は、家族生活上の役割が生じる場合、長く積極的な余暇時間の確保がしにくくなるというものである。幼少の子どもがいる、あるいは家族に介護を要する者がいる場合、彼・彼女らのケアが生じるため、余暇時間は短くなる。また、ケアのための活動がいつ生じるかは状況に依存するため、余暇時間も断片化しやすくなる。

第3の仮説は、職業階層や学歴と余暇時間構造の関連が、家族的状況により異なるというものである。第1、第2の仮説を踏まえれば、家族生活上の役割が生じる場合、余暇時間確保と職業階層、学歴の関連が弱まるという予想が成り立つ。本研究では、配偶状況、幼少の子どもが世帯にいるか否か、そして介護を要する家族がいるか否かと、職種、学歴との交互作用効果の検討により仮説を検証する。

4 より理論的な検討を経て操作化された職業階層と余暇時間構造との対応関係については、今後検討を進めたい。

以上の仮説を検証するため、以下では、本研究で使用する「平成23年社会生活基本調査」A票の個票データの取り扱い、および分析方針について説明する。それに続き、個票データの分析結果について検討を進める。

Ⅲ. データ・変数・方法

1. データ

分析に用いるのは、総務省の「平成23年社会生活基本調査」（以下「社会調」）のA票に関する個票データ（調査票情報）である。「社会調」は、生活時間の配分や余暇時間における主な活動状況などを詳細に尋ねており、昭和51年依頼5年ごとに実施されている。調査対象は、日本全国の約6900調査区内に居住する世帯から選ばれた約8万3千世帯の10歳以上の世帯員約20万人である⁵。標本抽出は層化二段抽出法による。

生活時間に関する質問は、1日24時間が15分間隔で96スロットに分けられ、各スロットでどのような活動をしていたのかをプリコードの選択肢から回答する方式となっている⁶。調査では、「1日の生活時間」の調査日について、標本調査区を無作為に8つのグループに分けた上で、グループごとに10月15日から10月23日までの9日間のうち連続する2日間が調査日として割り当てられている。本研究では、土曜、日曜の生活時間を回答するレコードに限定して分析をおこなった。レコードに含まれるのは、20歳～59歳の男女の情報である。なお、以下の系列分析における計算負荷の関係上、本研究では有効レコード数から男女それぞれ約1万レコードを無作為にリサンプリングして集計・推定をおこなった⁷。

2. 変数

本研究で使用する従属変数は、各レコードの余暇時間構造である。生活時間に関する質問の形式は上述の通りであるが、本研究では、午前10時から午後8時30分までの30分おき、すなわち21時点の情報をを用いることとした。このように時間帯を限定したのは、

5 東日本大震災の影響により、岩手県、宮城県および福島県の一部地域が除外されている。

6 活動内容自体を自由回答形式で答える質問はB票でなされているが、本研究では用いない。

7 この手続きについては検討の余地が大きいと思われるが、より妥当なアプローチについては今後の検討課題としたい。

余暇活動がこの時間帯に集中しているためである。余暇時間構造（いつ、何を、どれだけやるのか）を把握する上では、第1次活動がほとんどを占める午前9時台までと午後9時以降の生活時間は冗長であると判断し、時間帯を限定した。

生活時間のなかの活動の種類については、余暇活動を大きく3つにわけ、「受動的活動」（テレビ・ラジオ視聴、新聞・雑誌、休養・くつろぎ）、「趣味活動」（学習（学業以外）・自己啓発・訓練、趣味・娯楽、スポーツ）、「社会的活動」（ボランティア活動・社会参加活動、交際・付き合い）とした。残りの1次活動、2次活動、いずれにも分類されない活動は、同一のカテゴリとしてまとめることとした⁸。

土曜、日曜の余暇時間構造を析出した後、多変量解析により独立変数と余暇時間のタイプとの関連を検討する。そこで用いる変数は、年齢、配偶状況、単身世帯か否か、世帯に10歳以下の子どもがいるか否か⁹、世帯に要介護の家族がいるか否か、学歴、雇用形態、主観的健康状態、職種、従業先規模、ふだんの1週間の就業時間、仕事から得られる個人収入、世帯年収、地域区分である。変数のなかには有業者のみに尋ねられているものもある（主観的健康状態、職種、従業先規模、ふだんの1週間の就業時間、仕事から得られる個人収入）。これらについては0とコードし、無業者の効果が雇用形態の変数に集約されるように操作化した。分析に用いる独立変数の記述統計量は、表1（男性）、表2（女性）の通りである。

8 ペイドワークとアンペイドワークを区分したほうが望ましいことが明らかではあるが、系列分析の処理の都合によって、今回は余暇活動のみを具体的に区分した。2次活動とのかかわりについては、今後の分析課題としたい。

9 提供された個票データの情報をそのまま利用している。

表1 分析に用いるサンプルの記述統計量（男性，10265 レコード）

	平均（比率）	標準偏差		平均（比率）	標準偏差
年齢	41.545	11.017	個人年収（基準：300～399万円）		
有配偶ダミー	0.639	0.480	100万円以下	0.047	0.212
単身世帯ダミー	0.094	0.292	100～149万円	0.040	0.197
10歳以下の子ども有	0.252	0.434	150～199万円	0.055	0.229
介護している家族有	0.047	0.212	200～299万円	0.174	0.379
最終学歴（基準：高校）			400～499万円	0.135	0.342
小学校・中学校	0.079	0.271	500～699万円	0.165	0.371
短大・高専	0.121	0.326	700万円以上	0.136	0.343
大学・大学院	0.336	0.472	世帯年収（基準：300～399万円）		
雇用形態（基準：正規雇用）			100万円以下	0.023	0.150
非正規雇用	0.101	0.301	100～199万円	0.038	0.190
自営業主・役員	0.131	0.338	200～299万円	0.075	0.263
家族従業者・内職	0.016	0.124	400～499万円	0.127	0.333
無業	0.082	0.274	500～599万円	0.124	0.330
主観的健康状態（基準：まあ良い）			600～699万円	0.112	0.316
良い	0.336	0.472	700～799万円	0.093	0.290
あまり良くない	0.077	0.266	800～899万円	0.079	0.270
悪い	0.009	0.096	900～999万円	0.060	0.238
職種（基準：事務・販売）			1000～1499万円	0.125	0.330
管理	0.037	0.188	1500万円以上	0.034	0.181
専門・技術	0.136	0.343			
サービス	0.065	0.246	地域（基準：北海道）		
農業	0.030	0.172	東北	0.112	0.316
製造・建設	0.281	0.449	首都圏	0.124	0.330
運輸・保安	0.070	0.255	関東・甲信	0.103	0.303
運搬・清掃・包装	0.047	0.212	北陸	0.086	0.280
従業先規模（基準：30～299名）			東海	0.098	0.297
～29名	0.317	0.465	近畿	0.126	0.332
300名～	0.282	0.450	中国	0.096	0.295
官公庁	0.083	0.276	四国	0.070	0.255
1週間の就業時間（基準：40～59時間）			九州・沖縄	0.158	0.365
30時間以下	0.044	0.206			
30～39時間	0.165	0.372			
60時間以上	0.032	0.176			
決まっていない	0.026	0.159			

表2 分析に用いるサンプルの記述統計量（女性，11112レコード）

	平均（比率）	標準偏差		平均（比率）	標準偏差
年齢	41.550	11.058	個人年収（基準：300～399万円）		
有配偶ダミー	0.684	0.465	100万円以下	0.213	0.410
単身世帯ダミー	0.054	0.227	100～149万円	0.145	0.352
10歳以下の子ども有	0.266	0.442	150～199万円	0.083	0.276
介護している家族有	0.074	0.262	200～299万円	0.142	0.349
最終学歴（基準：高校）			400～499万円	0.036	0.186
小学校・中学校	0.054	0.226	500～699万円	0.032	0.175
短大・高専	0.315	0.464	700万円以上	0.012	0.108
大学・大学院	0.168	0.374	世帯年収（基準：300～399万円）		
雇用形態（基準：正規雇用）			100万円以下	0.019	0.135
非正規雇用	0.362	0.481	100～199万円	0.052	0.222
自営業主・役員	0.032	0.175	200～299万円	0.084	0.278
家族従業者・内職	0.043	0.203	400～499万円	0.118	0.322
無業	0.271	0.445	500～599万円	0.121	0.326
主観的健康状態（基準：まあ良い）			600～699万円	0.107	0.309
良い	0.269	0.443	700～799万円	0.090	0.286
あまり良くない	0.052	0.222	800～899万円	0.075	0.264
悪い	0.003	0.058	900～999万円	0.062	0.241
職種（基準：事務・販売）			1000～1499万円	0.127	0.332
管理	0.003	0.050	1500万円以上	0.035	0.185
専門・技術	0.143	0.350			
サービス	0.138	0.345	地域（基準：北海道）		
農業	0.018	0.133	東北	0.115	0.319
製造・建設	0.084	0.278	首都圏	0.122	0.327
運輸・保安	0.002	0.045	関東・甲信	0.101	0.301
運搬・清掃・包装	0.045	0.207	北陸	0.080	0.272
従業先規模（基準：30～299名）			東海	0.098	0.298
～29名	0.260	0.439	近畿	0.134	0.340
300名～	0.192	0.394	中国	0.094	0.292
官公庁	0.061	0.239	四国	0.070	0.255
1週間の就業時間（基準：40～59時間）			九州・沖縄	0.162	0.368
30時間以下	0.182	0.386			
30～39時間	0.247	0.431			
60時間以上	0.006	0.080			
決まっていない	0.022	0.148			

3. 方法

従属変数の説明にて記したとおり，本研究では土曜，日曜の午前10時から午後8時30分までの30分おきの情報（21スロット）を用いて，余暇時間の構造を析出する．そのため，本研究では系列分析（Sequence Analysis）を用いる．

系列分析とは要素の系列の類似性を計算する手続きであり，一連の要素の系列に関する

情報が得られるデータであれば、適用可能な手法である。本研究で取り扱う生活時間のほか（Katz-Gerro and Sullivan 2010）、職業経歴のパターンの分析などにも応用されている（渡邊 2011）。

本研究での生活時間について、系列分析の大まかな考え方を説明する¹⁰。1つひとつのレコードには、それぞれ固有の要素（活動）の系列がある。なかには一見すると同じように見える系列もあれば、まったく違う系列もあるだろう。その違いは生活時間構造が異なることを意味しているのだが、系列分析では、ある2つの系列同士を同じにするために、どれだけの処理が必要かをもって、系列の類似性を計算する。処理には挿入・削除（indel）と置換（substitute）の2通りが存在し、1つひとつの処理にはウエイトが掛けられる。ある2つの系列同士を全く同じにするための処理数が大きければ、それらの間には距離がある（類似していない）ことを意味する。この手続きをすべての系列について施すことで、すべての系列のペアの距離行列を求めるのである。そして、求めた距離行列を用いてクラスター分析などによる分類がなされ、生活時間構造の類型がいくつか得られることになる。分類にはクラスター分析を用い、本研究ではウォード法による結果を用いて議論を進める。

得られた生活時間構造の類型を検討した上で、本研究では多変量解析を用いて仮説を検証する。多変量解析法として多項ロジスティック回帰分析を用い、表1、表2に示した独立変数を用いて検討をおこなう。詳細は後述するが、余暇時間が確保されていない類型を基準として、余暇時間がある程度確保されている他の類型と独立変数の関連を検討する。

IV. 分析結果

1. 余暇時間構造の類型

はじめに、系列分析およびクラスター分析の結果得られた余暇時間構造の類型を、男女別にみてゆこう。クラスター分析の結果、5クラスターの結果を採用した。6クラスター以降は1つのクラスターのなかでの細分化が進むため、鎖効果が生じていると判断した。

男女ともに5つの余暇時間類型が得られ、その類型の種類も似通っている。男女ともに最も多いのは「2次活動型」と呼ぶべきグループで、余暇時間をほとんど確保できていないことが特徴である。確保できた余暇時間についても、そのほとんどは受動的余暇活動で

10 手法の詳細はCornwell (2015)などを参照されたい。

占められることとなる。2次活動型と名付けたのは、この時間帯での「その他」のほとんどが仕事か家事、買い物で占められているためである。別の曜日が休日である働き方もあるため断言はできないが、週末に十分な余暇時間を確保できない傾向を持つ者が、今日においてもかなりの程度存在すると考えられる。

残りの4つは余暇時間を確保できているクラスターであるが、その構成の異なることが分かる。1つは「午後余暇型」であり、午前中から午後の初めにかけて2次活動をおこない、午後からは余暇活動をおこなうというグループである。午前中から余暇活動が一貫して継続しているのが「積極的余暇型」であり、男性の場合は夜には社会的活動（そのほとんどは交際・付き合い）が含まれる。午後に入るあたりから社会的活動をずっとおこなっている「社交型」も析出された。そして、余暇時間は確保しているもののそのほとんどをテレビ視聴や休養で過ごす「休養型」が存在する。この「休養型」が、先行研究や本研究でいうところの受動的余暇に相当するといえるだろう。図3、図4にもとづく5つのクラスターの構成割合を示したものが、表3である。

図3 男性の土日の余暇時間構造の類型

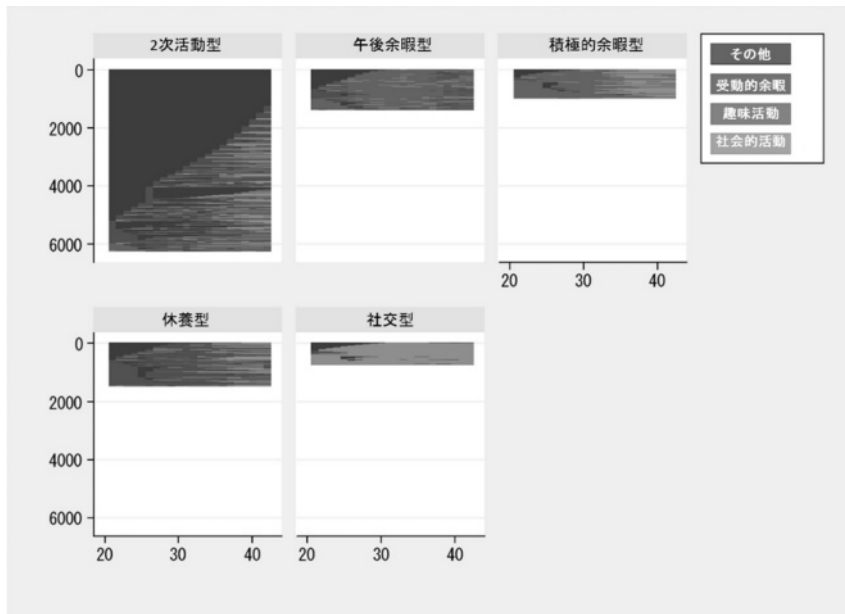


図4 女性の土日の余暇時間構造の類型

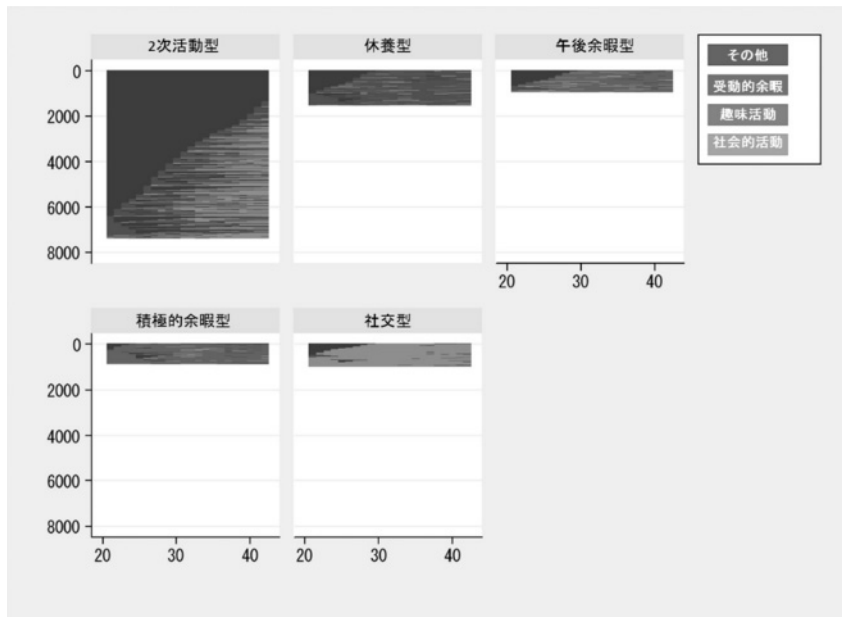


表3 5つのクラスターの構成割合

	男性	女性
2次活動型	57.6%	62.9%
午後余暇型	12.9%	8.0%
積極的余暇型	9.0%	7.6%
休養型	13.5%	13.0%
社交型	7.0%	8.4%
基数（レコード数）	10265	11112

それでは、各クラスターでは、いつ、どのような活動が行われているのだろうか。その確認には、各クラスターの各時刻における、諸活動の行動者率の分布を求めればよい。図5から図8は、各クラスターにおける余暇活動の行動者率の時系列的推移を示したものである。活動の項目は、当初の分類をそのまま用いている。

図5 2次活動型の各活動の行動者率グラフ

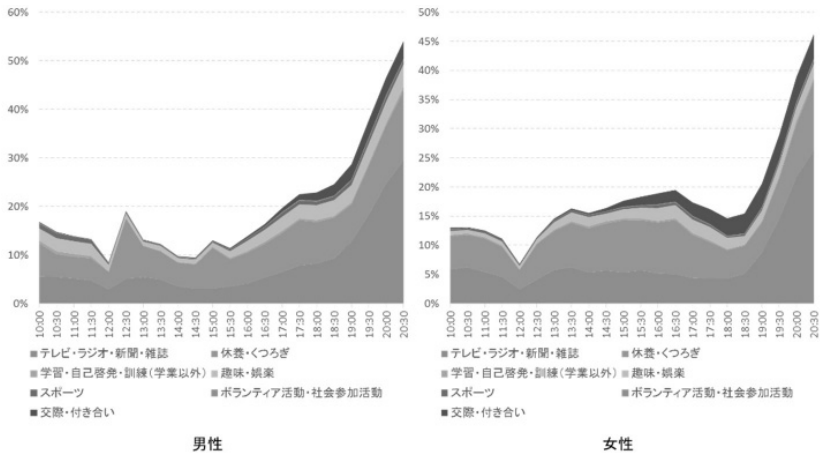


図6 午後余暇型の各活動の行動者率グラフ

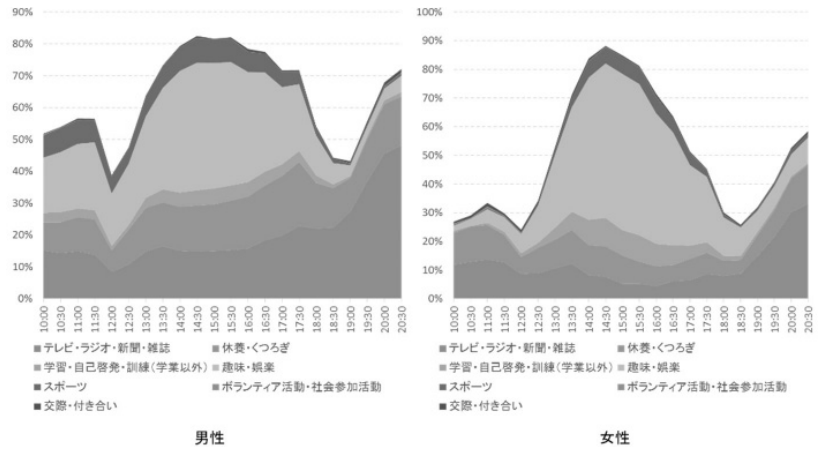


図7 積極的余暇型の各活動の行動者率グラフ

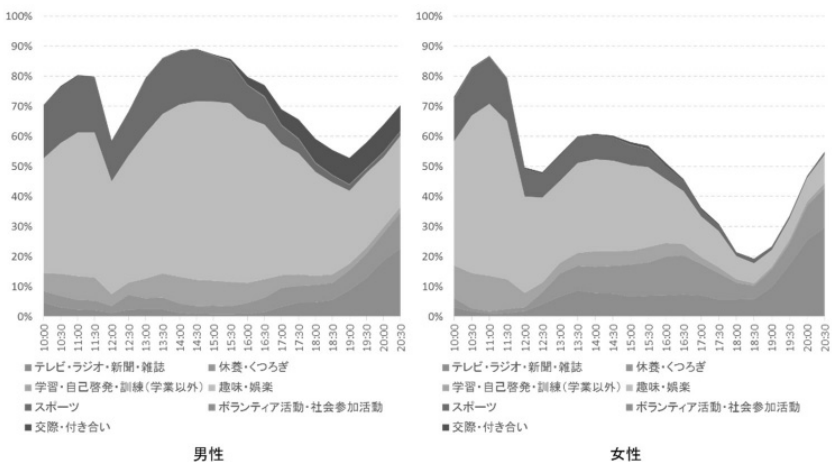


図8 休養型の各活動の行動者率グラフ

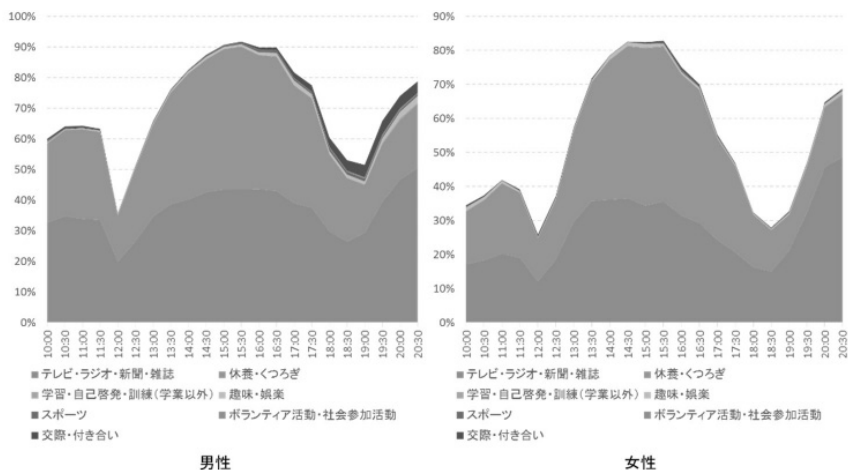
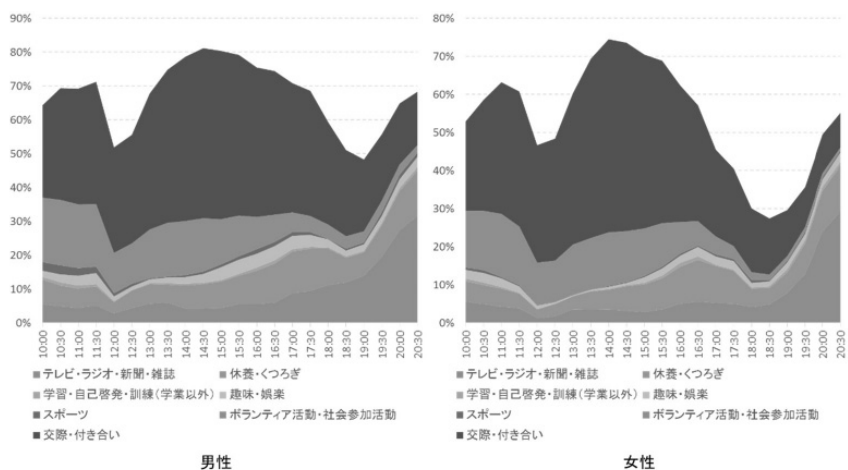


図9 社交型の各活動の行動者率グラフ



2次活動型については、日中の余暇活動の行動者率は男女ともに2割以下である。また、余暇活動をおこなっている場合でも、テレビ・ラジオ・新聞・雑誌か休養・くつろぎのいずれかである。2次活動により時間圧力が生じている場合には、できる余暇活動にも制約が生じると解釈できる。16時以降の夕方には余暇活動の行動者率は上昇するが、やはり受動的余暇が中心的である。

午後余暇型については、午前中の余暇活動の行動者率が相対的に低く、男性より女性のほうが低い。これは、女性は午前中に家事などの2次活動をおこなっていることによると考えられる。午後から夕刻にかけて行動者率が高く、男性の場合は受動的余暇が半分程度で推移するが、女性の場合は趣味活動が中心的である。

積極的余暇型については、午前中から一日を通して余暇活動がおこなわれ、他のグルー

ブと比べてスポーツ活動と自己啓発の行動者率が高い。加えて、男性については夜にかけて交際・付き合いの活動の行動者率が高い。

休養型の余暇は、テレビ・ラジオ・新聞・雑誌と休養・くつろぎがほぼ全てを占める。男女ともに行動者率は日中を通じて高いが、在宅のまま一日を過ごす余暇の種類であるといえる。最後に、社交型の余暇については、交際・付き合い、あるいはボランティア活動・社会参加活動を、日中を通しておこなう過ごし方であるといえる。

以上の記述的検討からは、テレビ視聴や休養といった在宅でも可能な余暇活動は、余暇時間の確保が困難な場合でもおこなうことができ、比較的容易な余暇活動であるといえる。その一方、他の余暇活動はまとまった余暇時間の確保を前提として、ある程度インテンシブにおこなわれるものであり、余暇時間の制約が強ければ困難な活動である。それでは、そもそも余暇時間が確保されていない2次活動型、受動的余暇といえる休養型、そしてそれ以外の余暇時間の各類型について、それぞれがどのような背景要因と関連しているのだろうか。この点について、多変量解析により検討を進める。

2. 余暇時間構造と社会経済的地位の関連

以下では、多項ロジスティック回帰分析により、余暇時間構造と社会経済的地位の関連を検討する。男性、女性それぞれのサンプルについて、結果を確認する。モデルに含まれる独立変数の数が多いため、推定結果の表をトピックごとに分割して掲載する。以降の多項ロジスティック回帰分析では、「2次活動型」を従属変数の基準カテゴリとし、それと比べて他の余暇時間パターンのとりやすさと独立変数の関連を検討する。

(1) 学歴・職種と余暇時間構造の関連

表4では、学歴と職種の回帰係数（対数オッズ比）が示されている。学歴についてみると、男性では午後余暇型と社交型で大学・大学院ダミー変数がプラス、休養型でマイナスに有意な係数を示している（社交型に対しては10%水準の有意水準）。一方、小学校・中学校ダミー変数については、その係数が午後余暇型でマイナス、休養型でプラスに有意となっている。

女性サンプルについてみると、午後余暇型と休養型へのなりやすさと学歴の関連がより明確である。大学・大学院ダミーは午後余暇型、積極的余暇型でプラス、休養型でマイナスに有意な係数を示している。短大・高専ダミーも午後余暇型でプラス、休養型でマイナスに有意な係数を示している。男性と同様に、小学校・中学校ダミーは休養型でマイナスに有意な係数を示している。男女間でまったく同一の結果とはいえないが、高学歴層ほど

表4 多項ロジスティック回帰分析における学歴・職種の係数

	男性 (N=10265, -2LL=24392.736)			
	午後余暇型	積極的余暇型	休養型	社交型
最終学歴 (ref: 高等学校)				
小学校・中学校	-0.315 *	0.079	0.229 *	-0.124
短大・高専	-0.063	-0.145	-0.119	0.154
大学・大学院	0.219 **	0.136	-0.241 **	0.180 †
職種 (ref: 事務・販売)				
管理	0.046	0.375 †	0.267	0.395 †
専門・技術	0.150	0.034	-0.017	-0.151
サービス	-0.859 ***	-0.669 **	-1.155 ***	-0.960 ***
農業	-0.082	-0.342	-0.795 **	-0.030
製造・建設	0.062	0.172	0.009	-0.040
運輸・保安	-0.387 *	-0.097	-0.237 †	-0.402 *
運搬・清掃・包装	-0.002	-0.233	-0.093	0.118
	女性 (N=11112, -2LL=24976.866)			
	午後余暇型	積極的余暇型	休養型	社交型
最終学歴 (ref: 高等学校)				
小学校・中学校	-0.132	-0.242	0.295 *	-0.276
短大・高専	0.230 **	0.031	-0.194 **	0.095
大学・大学院	0.354 **	0.230 *	-0.480 ***	0.075
職種 (ref: 事務・販売)				
管理	0.645	-0.310	-0.041	0.294
専門・技術	-0.218 †	-0.008	0.059	-0.082
サービス	-0.758 ***	-0.588 ***	-0.512 ***	-0.374 **
農業	-0.904 *	-0.951 *	-0.329	-1.006 **
製造・建設	0.157	-0.042	0.126	-0.009
運輸・保安	-13.724	0.083	0.258	-0.719
運搬・清掃・包装	-0.143	-0.180	0.293 *	0.079

*** $p < 0.001$, ** $p < .01$, * $p < .05$, † $p < .1$

余暇時間をより長く、積極的にとりやすい傾向があると解釈できる。

職種の係数についてみると、男女ともに明確に共通しているのはサービス職業従事者に関するマイナスに有意な係数であり、あらゆる余暇時間パターンに対して確認される。サービス職業の場合、シフト制などにより土曜、日曜が休みとはなりにくいためであると考えられる。男性については運輸・保安ダミーもマイナスに有意な係数となっている。また、10%水準の有意性ではあるが、男性管理職ダミーの積極的余暇型、社交型に対する係数はプラスに有意である。女性については、農業ダミーの係数がマイナスに有意である傾向があり、運搬・清掃・包装ダミーが休養型でプラスに有意な係数を示している。

(2) 家族的要因と余暇時間構造の関連

表5 多項ロジスティック回帰分析における家族的背景の係数

	男性 (N=10265, -2LL=24392.736)			
	午後余暇型	積極的余暇型	休養型	社交型
有配偶ダミー	-0.161	-0.187 †	-0.274 **	-0.372 **
単身世帯ダミー	-0.166	0.133	-0.211 †	-0.184
10歳以下の子ども有	-0.394 ***	-0.508 ***	-0.283 **	-0.182
介護している家族有	-0.182	-0.260	-0.367 *	0.240
	女性 (N=11112, -2LL=24976.866)			
	午後余暇型	積極的余暇型	休養型	社交型
有配偶ダミー	-0.382 ***	-0.097	-0.271 **	-0.269 **
単身世帯ダミー	-0.060	-0.012	-0.419 **	0.018
10歳以下の子ども有	-0.641 ***	-0.397 ***	-0.742 ***	0.012
介護している家族有	-0.247 †	-0.034	-0.516 ***	0.062

*** $p < 0.001$, ** $p < .01$, * $p < .05$, † $p < .1$

続いて、仮説2に関連する独立変数の係数の結果について確認しよう。おおまかな傾向として、有配偶ダミーは男女ともにマイナスに有意な係数を示している。10歳以下の子どもがいる場合は社交型以外でマイナスに有意な係数を示しているほか、介護をしている家族がいる場合には休養型でマイナスに有意である。世帯内部で家族の役割が生じる場合、余暇時間をとりにくい傾向がみられるといえよう。

一方、単身世帯ダミーは休養型に対してマイナスに有意な係数を示している（男性サンプルでは10%水準の有意性）。単身者の場合は家族の役割により時間制約が生じるというよりも、日常生活のほほあらゆる面に自分自身で対処しなければならないため、休養型にはなりにくいと解釈できる。

(3) その他のコントロール変数の推定結果

他の独立変数の推定結果についても確認しておこう（表6）。雇用形態の変数については、無業ダミーが女性の社交型を除くすべての場合でプラスに有意な係数を示している。無業であれば余暇時間が確保できるという解釈よりは、2次活動のうちの仕事をおこなわない分が反映された結果であるといえるだろう。主観的健康状態については、健康状態が悪いと休養型になりやすい。ふだんの1週間の就業時間については、40～59時間よりも短い方が積極的余暇型（男性）や午後余暇型（女性）となりやすく、男性については60時間以上の場合余暇時間をとりにくい傾向を示している。年取との関連は明確ではないが、

男性では個人年収が、女性では世帯年収が有意な係数を示しやすい。そして、どちらかといえは年収の水準の高い方が余暇時間を確保しやすい。

表6 多項ロジスティック回帰分析における他の独立変数の推定結果

	男性 (N=10265, -2LL=24392.736)				女性 (N=11112, -2LL=24976.866)			
	午後余暇型	積極的余暇型	休養型	社交型	午後余暇型	積極的余暇型	休養型	社交型
年齢	0.010 **	-0.013 **	0.022 ***	0.007	0.003	0.005	0.004	0.008 †
雇用形態 (基準：正規雇用)								
非正規雇用	-0.059	-0.075	-0.024	0.031	0.088	-0.096	0.068	0.019
自営業主・役員	-0.352 **	0.072	-0.357 **	-0.242	-0.018	-0.130	-0.233	-0.118
家族従業者・内職	0.038	-0.008	0.072	0.029	-0.262	-0.613 *	-0.230	0.112
無業	0.783 ***	1.062 ***	1.331 ***	0.893 ***	0.932 ***	0.645 **	0.687 ***	0.241
主観的健康状態 (基準：まあ良い)								
良い	-0.026	-0.077	-0.020	0.169 †	-0.028	0.177 †	0.048	0.009
あまり良くない	-0.176	-0.339 *	0.006	-0.385 *	0.001	0.064	0.014	-0.314 †
悪い	-0.051	0.263	0.527 †	0.255	0.042	-0.920	0.809 *	-1.118
従業先規模 (基準：30～299名)								
～29名	-0.197 †	-0.167	0.006	0.095	0.173	0.156	-0.040	0.102
300名～	0.036	0.122	0.080	-0.032	0.143	-0.125	0.096	0.082
官公庁	0.167	0.061	0.134	0.404 *	0.351 *	0.343 *	0.180	0.256
1週間の就業時間 (基準：40～59時間)								
30時間以下	0.213	0.406 *	0.153	0.029	0.303 *	0.218	0.239 *	0.148
30～39時間	0.058	0.191 †	0.016	0.090	0.250 *	0.077	0.062	0.109
60時間以上	-0.516 *	-0.341	-0.581 **	-0.004	0.291	-0.859	-0.222	-1.167
決まっていない	-0.386	-0.102	0.025	-0.542 †	-0.344	0.102	-0.106	-0.460
個人年収 (基準：300～399万円)								
100万円以下	0.399 *	0.144	0.486 *	0.178	0.242	0.158	0.074	0.067
100～149万円	-0.140	-0.026	-0.054	0.125	0.046	0.054	-0.196	-0.084
150～199万円	-0.171	-0.242	0.246	0.233	-0.207	-0.110	-0.103	-0.085
200～299万円	-0.231 †	0.043	0.036	0.122	-0.116	-0.198	-0.233	0.001
400～499万円	-0.078	0.144	0.100	0.129	0.242	0.141	0.085	0.145
500～699万円	0.089	0.029	0.193	0.367 *	0.259	0.360	0.302	-0.431
700万円以上	0.369 *	0.157	0.269 †	0.102	-0.059	-0.117	0.303	-0.076
世帯年収 (基準：300～399万円)								
100万円以下	0.119	-0.040	0.331	0.017	0.408	-0.217	0.331	-0.043
100～199万円	-0.111	-0.643 *	0.098	0.188	-0.047	-0.290	0.083	-0.111
200～299万円	0.075	0.035	0.144	-0.243	0.140	-0.300	0.117	0.112
400～499万円	0.026	0.115	-0.037	-0.106	0.376 *	0.001	0.354 **	0.053
500～599万円	0.097	0.165	0.227 †	-0.136	0.162	-0.026	0.281 *	0.164
600～699万円	-0.070	0.263	-0.059	-0.263	0.247	0.026	0.118	0.215
700～799万円	-0.016	0.239	0.036	-0.139	0.377 *	0.319 *	0.153	0.227
800～899万円	-0.085	0.083	-0.128	-0.154	-0.025	-0.016	0.058	0.246
900～999万円	0.044	0.128	0.041	-0.061	0.589 **	0.310 †	0.177	0.455 **
1000～1499万円	-0.047	0.294 †	-0.271 †	0.009	0.169	0.195	0.033	0.148
1500万円以上	-0.215	0.347	-0.426 †	-0.093	0.098	0.393 †	0.082	0.425 †

*** $p < 0.001$, ** $p < .01$, * $p < .05$, † $p < .1$

曜日、地域、切片の推定結果は省略。

(4) 交互作用モデルの推定結果

それでは、社会経済的地位と余暇時間構造の関連が、家族的要因により異なるのかについて、交互作用効果項を含めて推定したモデルの結果について確認する。表7は男性、表8は女性について、交互作用モデルを検討した結果のモデル適合度を示している。

男性、女性ともに、BICの値が最も小さいのは交互作用項を含めないモデル、すなわちこれまでみてきた推定結果である。BICは値が小さいほどより適合的なモデルであると解釈できるので、社会経済的地位と家族的要因の交互作用効果はモデル全体の適合度を改善する程度のインパクトを持っていないといえる。したがって、仮説1、仮説2は支持されるが仮説3は支持されず、社会経済的地位や家族的要因はそれぞれ独立に余暇時間構造と

表7 交互作用項を含むモデルと含まないモデルのモデル要約（男性）

	男性				
	BIC	AIC	LL	パラメータ数	ケース (レコード)数
交互作用なし	26498.66	24848.74	-12196.37	228	10265
有配偶との交互作用	27472.84	24925.59	-12110.80	352	10265
10歳未満の子どもも有との交互作用	27493.98	24946.74	-12121.37	352	10265
介護する家族の有との交互作用	27492.50	24945.25	-12120.63	352	10265
有配偶との交互作用					
×学歴	26581.16	24844.41	-12182.20	240	10265
×従業上の地位	26624.29	24858.59	-12185.30	244	10265
×職種	26712.95	24860.41	-12174.21	256	10265
×個人収入・世帯収入	27043.62	24901.62	-12154.81	296	10265

表8 交互作用項を含むモデルと含まないモデルのモデル要約（女性）

	女性				
	BIC	AIC	LL	パラメータ数	ケース (レコード)数
交互作用なし	27100.86	25432.87	-12488.43	228	11112
有配偶との交互作用	28096.51	25521.35	-12408.68	352	11112
10歳未満の子どもも有との交互作用	28088.47	25513.32	-12404.66	352	11112
介護する家族の有との交互作用	28113.96	25538.80	-12417.40	352	11112
有配偶との交互作用					
×学歴	27195.97	25440.19	-12480.09	240	11112
×従業上の地位	27192.91	25407.86	-12459.93	244	11112
×職種	27309.85	25437.01	-12462.51	256	11112
×個人収入・世帯収入	27626.58	25461.11	-12434.55	296	11112

関連しているものの、社会経済的地位と余暇時間構造の関連が家族的要因により調整されるとはいえないことを意味している。

V. まとめ

本研究では、平成23年社会生活基本調査A票の個票データを用いて、日本社会における余暇時間構造の類型を系列分析の手法により描き出し、それらが社会経済的地位や家族的要因とどのように関連しているのかを実証的に検討した。分析の結果、男女ともに5つの余暇時間構造の類型が得られた。余暇時間を確保できていない2次活動型、午後から余暇活動をおこなっている午後余暇型、1日を通して様々な余暇活動を行っている積極的余暇型、1日を通して受動的余暇活動中心の休養型、そして交際や社会参加活動中心の社交型である。

これら5つの余暇時間構造について多変量解析をおこなった結果、学歴と職種、家族状況が余暇時間構造と関連していることが明らかになった。高学歴であるほどより積極的に余暇活動をおこないやすく、職種については就業スケジュールがどのようにアレンジされているかが余暇時間の確保可能性と関連している結果が得られた。また、家族状況については、世帯のなかでケアを中心とするアンパイドワークを担う役割が生じる場合、余暇時間を確保しにくいという結果が得られた。しかし、社会経済的地位と余暇時間構造の関連が、家族的状況により異なるという知見は得られなかった。

以上の分析から、余暇時間構造の階層性が学歴については明確に、そして職種については部分的に確認されたと暫定的に結論づけられる。職種については、労働時間という面から働き方がどのようにデザインされているかという制度的な面が、余暇時間の確保可能性と関わっていると考えられる。その背後には仕事の自律性や従業員における福利厚生の実実度が機能していると思われる。今回の分析ではおおまかな職種の分類による分析であったが、今後は仕事の熟練度や従業員規模などを考慮した分類で再検討する余地がある。

学歴については、職業や雇用形態、年収の影響をコントロールしてもなお、高学歴層において積極的な余暇時間を享受することが確認された。この点は、経済的資源による余暇時間の確保というよりも、学歴によって象徴される社会的地位と余暇活動の関連を指し示しているのではないかと思われる。高学歴であることと積極的な余暇時間の確保が、“Harried Leisure Class”であることの証左なのか、様々な余暇活動に対するコンピテンシーの表れなのか、あるいは余暇そのものを重視する価値観と対応しているのかについては、本研究の分析から直接結論付けることができない。しかし、職業階層、学歴につい

て、社会のなかで相対的に有利な位置にいる人々とそうでない人々のあいだで、余暇時間構造に格差があることはおそらく確かである。このことは、生活の質の格差が経済的次元とは異なる形で存在することを示唆している。

それでは、経済的次元とは異なる形とは具体的に何であるのか。この点について本研究が出しうる答えはないため、今後の課題である。しかしながら、“Harried Leisure Class” (Linder 1970) や有閑階級の理論 (Veblen 1899) などをふまえると、社会のなかで有利な地位を占める人々の社会的地位の高さが、余暇時間構造に象徴されている可能性は十分に考えられる。受動的余暇が望ましくないという絶対的理由など存在しないはずだが、消費社会において積極的に余暇時間に取り組む、あるいは取り組めることは、少なくとも低い社会的評価にはつながらないと思われる。余暇時間のあり方を通じて社会的地位の高さが象徴されることで、それが交際等のさらなる社会的な生活機会の獲得可能性につながる可能性もありうる。以上の点については、本研究のように社会的地位の操作化ができれば社会調のデータでも直接の検証が可能である。生活時間研究における社会学的アプローチの可能性は、「社会調」の利用によって十分開かれているといえるだろう。

【謝辞】

本研究において使用した「社会生活基本調査」のデータは、統計法第33条に基づき提供を受けたものであり、本研究で作成した集計表等は提供を受けた調査票情報を独自集計したものである。本稿は、2017年3月17日に開催された「わが国における就業と生活行動との関連性についての多角的研究」成果報告会での報告内容にもとづくものであり、執筆にあたってはコメンテーターの永井暁子先生より示唆に富むコメントを頂いた。記して感謝の意を申し上げたい。また、本研究は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の2016年度課題公募型二次分析研究会「わが国における就業と生活行動との関連性についての多角的研究」（代表者：伊藤伸介）の成果である。

参考文献

- Bittman, Michael and Judy Wajcman, 2000, “The Rush Hour: The Character of Leisure Time and Gender Equity,” *Social Forces*, 79(1): 165-89.
- Cornwell, Benjamin, 2015, *Social Sequence Analysis: Methods and Applications*, New York: Cambridge University Press.
- Glorieux, Ignace, Ilse Laurissen, Joeri Minnen and Theun Pieter van Tienoven, 2010, “In Search of the Harried Leisure Class in Contemporary Society: Time-Use Surveys and Patterns of Leisure Time Consumption,” *Journal of Consumer Policy*, 33: 163-81.
- 原田謙, 2012, 「社会階層とパーソナル・ネットワーク——学歴・職業・所得による格差と性差」『医療と社会』, 22(1): 57-68.

- Jarosz, Ewa, 2016, "The Duration and Dynamics of Leisure among the Working Population in Poland: A Time-use Approach," *World Leisure Journal*, 58(1): 44-59.
- 片岡栄美, 2000, 「文化的寛容性と象徴的境界——現代の文化資本と階層再生産」今田高俊編『日本の階層システム 5 社会階層のポストモダン』東京大学出版会, 181-220.
- Katz-Gerro, Tally and Oriel Sullivan, 2010, "Voracious Cultural Consumption: The Intertwining of Gender and Social Status," *Time & Society*, 19: 193-219.
- Linder, Staffan B., 1970, *The Harried Leisure Class*, New York: Columbia University Press.
- Mattingly, Marybeth J. and Suzanne M. Bianchi, 2003, "Gender Differences in the Quantity and Quality of Free Time: The U.S. Experience," *Social Forces*, 81(3): 999-1030.
- 佐藤香, 2010, 「ジェンダーからみた生活時間」平成 22 年度内閣府経済社会総合研究所委託研究『ワーク・ライフ・バランス社会の実現と生産性の関係に関する研究（平成 22 年度）報告書』, 236-52.
- Veblen, Thorstein, 1899, *The Theory of the Leisure Class: An Economic Study of Institutions*, London: Macmillan.
- 渡邊勉, 2011, 「職歴からみる雇用の流動化と固定化」石田浩・近藤博之・中尾啓子編『現代の階層社会 2 階層と移動の構造』東京大学出版会, 173-187.
- 矢野真和編, 1995, 『生活時間の社会学——社会の時間・個人の時間』東京大学出版会.