

人間行動学科 社会学コース

余暇活動にジェンダー・ギャップは存在するのか
—時間量・行動頻度という視点からの実証分析—

文学部 2020 年度

A17LA117

ひろた かずき
廣田 和己

目次

第1章 序章

1.1 はじめに

1.2 本研究の検討課題

第2章 準備

2.1 仮説

2.2 使用するデータについて

2.3 変数のリコードと分析方法について

第3章 分析と結果

3.1 2次活動について

3.2 3次活動について

3.3 分析結果

第4章 考察

4.1 仮説1の考察

4.2 仮説2の考察

第5章 まとめ

第1章 序章

1.1 はじめに

本研究は生活時間における3次活動、すなわち余暇のジェンダー・ギャップについて、その時間量および行動頻度という視点から実証分析を試みたものである。我が国では長時間労働が問題視されて久しく、「働き方改革」やワーク・ライフ・バランスなどの取り組みに代表されるように、労働時間の短縮が要請される現状にある。そのような生活に潤いをもたらし、ゆとりを与えるものが余暇である。生活の質の向上のために余暇は見逃ごせない要素であるにもかかわらず、その性質が個人的であるため外部からの政策的・社会的な介入が難しく、どうあるべきかの議論もされにくい。

我が国にはいわゆる「引き算の余暇」観がかなり浸透している。これは労働に第一義的な価値を置く発想であ

る。余暇とはどのような時間かを思い浮かべてみてほしい。1日は24時間という限られた資源であるが、おそらく多くの方は24時間の中から労働時間を引き、家事や育児・介護をする時間を引き、睡眠や食事の時間を引いて、それでもなお残った時間を余暇時間と考えるだろう。これが「引き算の余暇」という考え方である。

これは研究にもあてはまる。余暇のみに焦点を当てた研究は少なく、余暇は労働経済学や家政学の観点から、2次活動に付随して研究されることが多い。つまり、研究にも「引き算の余暇」観は存在する。これは自然なことであり、余暇（3次活動）はそれ以外の生活時間による影響を受けやすいため、そのみを対象に研究をすることが難しく、単独では意味を成しづらいのである。

そこで、余暇の研究に欠かすことができないのがワーク・ライフ・バランスという視点である。ワーク・ライフ・バランスとは簡単に言えば2次活動と3次活動の

良好な関連性のことである。労働と生活をセットにして研究をすることでその成果が有機的なものとなる。

本稿は、連合総合生活開発研究所による「生活時間に関するアンケート調査 2007」を使用し、2次活動の男女間の差異を考慮しつつ、3次活動のジェンダー・ギャップ、またその規定要因における男女間の違いを分析し、より良いワークとライフのあり方には何が求められているかを明らかにすることを目的とする。

以下では本稿におけるワークを2次活動、ライフを3次活動とし、我が国における労働と余暇の現状を概観する。

1.1.1 現状・「ワーク」について

本稿では「ワーク」を有償労働と無償労働の2種類に大別する。有償労働とは仕事のことであり、無償労働とは家庭内での家事や育児、介護のことを指す。

有償労働については、日本では長時間労働が問題視されて久しい。日本の労働時間の推移を知るうえで「新・前川レポート」は重要である。これは1990年代末までに労働時間を欧米並みの1800時間程度まで削減することを目標としたものであるが、実際その発表以降労働時間は減少傾向である。しかし、この実態としてはパート・アルバイトなどの短時間勤務かつ非正規雇用の増加が労働時間全体の平均を押し下げたものであり、週60時間以上の労働者に限定すればむしろ増加してさえいる。つまり、労働時間は長短で二極化している。

また、非正規雇用の割合は趨勢的に増加傾向にあり、水野谷（2019）はこのような雇用形態の変化を「雇用全体の劣化」と表現する。

本稿で使用するデータでも男女間の仕事時間の差は雇用形態を問わず顕著である。図1.1および図1.2に男女の仕事時間を雇用形態別に示した。以降のヒストグラム

では青色が男性、赤色が女性をそれぞれ表す。

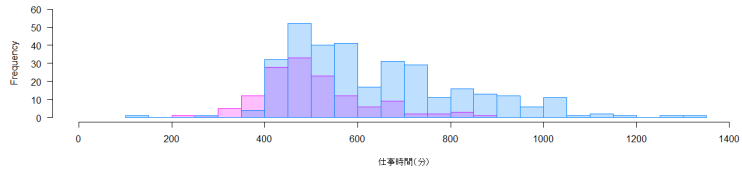


図 1.1 男女別・正規雇用の仕事時間

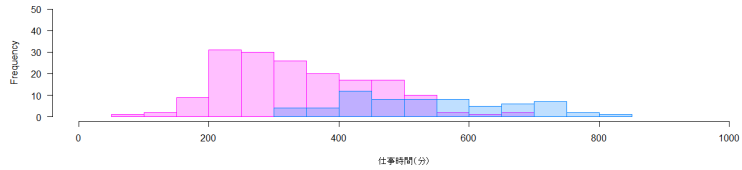


図 1.2 男女別・非正規雇用の仕事時間

正規雇用の男性は分布の裾野が右に広く、400～700分がボリュームゾーンであり、少数ながら1000分を超える階級も存在する。長時間労働と言われる週50時間以上、一日にすれば600分以上の仕事をする人々の存

在がデータからも改めて確認できる。

一方正規雇用の女性は分布の散らばりが相対的に小さい。ボリュームゾーンは 400～550 分であり、全体的に左寄りの分布であることから、男性に比べると仕事時間は短いことがわかる。

また、非正規雇用の男女では仕事時間の差がより顕著である。中心部で入れ替わるようにして女性は左に、男性は右に裾野が広い形状になっている。これは水野谷（2004）の、男性の非正規雇用でありながら長時間労働の人々が存在するという指摘と一致するものであり、相当数のワーキングプアの存在を示唆する。

では、週休が 1 日制から 2 日制となり、週間就業時間が 48 時間から 40 時間に改められるなど数々の実施された時短政策には効果がなかったのだろうか。結論としては、フルタイムの男性については 1986 年と 2006 年の時点を比較して、統計的に有意な変化は見られない

(黒田 2009)。しかし、週内での労働時間構造に変化が生じており、平日の労働時間は増加、休日のそれは反対に減少している。逆に言えば、休日が週 2 日になったことでそのしわよせが平日にシフトしているとも考えられる。

柴田 (2012) は平成 23 年の社会生活基本調査の結果から 20 代～50 代の男性の労働時間の平均が 8.5～9.5 時間であることを受け、法定労働時間である 8 時間を“平均値で”上回っていることを報告している。

また、黒田 (2009) は睡眠時間は過去 30 年間で週当たり男性で 4 時間、女性で 3 時間低下していることを報告している。

こういった現状から、特に平日の長時間労働問題、さらに過労死 (karoshi) の社会問題化が浮き彫りとなり、長時間労働問題への抜本的な対策はもはや待ったなしの状況と言える。

他方、無償労働については、我が国は性別役割分業意識の未克服という課題を抱えている。有償労働の趨勢的な短縮傾向の背景には非正規雇用の増加があるが、これは換言すると女性の社会進出とも言える。諸々の時短政策、女性の就業率の増加など、労働時間に関しては長期的に見ると変化してきている一方で、家事時間はほとんど変化していない。これは筒井（2014）が指摘するように日本では「男性が主な稼ぎ手となり、女性が家庭の責任を持つ」という性別役割分業体制が大枠で維持されているからだと考えられる。

この点も本稿で使用するデータから同様の傾向がみられる。図 2.1、図 2.2 は男女別、出勤日・休日別の家事時間を示すヒストグラムである。

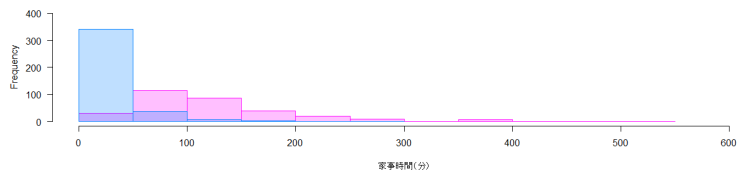


図 2.1 男女別・出勤日の家事時間

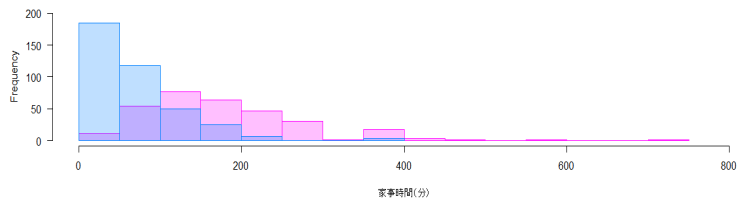


図 2.2 男女別・休日の家事時間

出勤日の家事時間については、ほとんどの男性は家事時間を最小階級である 0~50 分以上行わない一方で、女性はかなり長い時間家事に従事している。

他方、休日の家事時間は、男性は出勤日よりも相対的に散らばりが大きくなり、より多くの時間家事に参加し

ていることが確認できるが、最頻の階級は変化せず0～50分であり、依然として家事分担は不平等なままである。一方で休日の女性の家事時間も短くなっておらず、男性の家事時間の伸びと女性の家事負担の軽減は無関係かのようなのである。このことから、筒井・竹内

(2016) が指摘する「夫の追加的家事が妻の家事負担を効果的に減らしていない」可能性が考えられる。

そもそも女性の就業率が伸びた要因の一つとして男性の賃金低迷や雇用不安が考えられることから、本来女性の仕事時間と男性の家事時間はトレードオフの関係になければならないはずであるが、現状は松田(2001)が「新・性別役割分業」と指摘するような「男は仕事、女は家庭と仕事」という状況である。2次活動に関する多くの先行研究ではこのような女性の労働と家事の二重の負担のことを「ダブル・シフト」あるいは「セカンド・シフト」と呼ぶ。また、柴田(2012)が男性よりも女

性の方が時間にゆとりがないと感じている割合が高いと報告することからも、一般に女性は生活時間に対して精神的にも、また実際においてもゆとりがない。

「引き算の余暇」の観点から言って余暇を圧迫しているのは何にも増して2次活動であると考えられるため、上述のような趨勢的な「ワーク」についての現状を把握しておくことは重要である。

1.1.2 現状・「ライフ」について

本稿では「ライフ」という言葉を「余暇」として位置付けているが、日本で余暇の活用が大きく課題化されたのは1970年代までさかのぼる。消費社会と言われた当時は、経済企画庁に「余暇開発室」が設置され、本格的な余暇の国民調査がおこなわれるなど、行政から社会学者に至るまで、にわかに「余暇時代の到来」という言説が多量に生産された時期である（石川 2014）。

以来、余暇に関しては「労働と余暇」という枠組みからのアプローチが主流となり、余暇を労働と対置してきた。また、余暇を労働の再生産の手段として見る向きもあり、そうなれば余暇の究極的な目的も必然的に労働になる。このような、労働に第一義的な価値を置き、生活時間から1次活動時間（生理的活動）と2次活動時間（労働時間）を差引いた残差が3次活動時間（＝余暇時間）とする考え方が「引き算の余暇」である。これは黒田（2013）などにも同様の指摘があり、おそらく世間一般的な余暇の認知との間にも大きな乖離はないだろう。

生活時間に関しては時間量という視点からの研究が主であり、余暇についてもそれは同様である。黒田（2012）は過去30年間の余暇時間について分析することで、日本の余暇の長期的推移を明らかにした。黒田（2012）は、1970年代以降は現役期の平日において余

暇時間は減少傾向にあり、休日数および引退後の余暇時間は著しい増加傾向にあるというように、一週間、一年、一生涯の中での時間配分が変化してきていると報告した。また、学歴間や所得階層間でも余暇時間推移の中で開差が拡大する傾向にあることを指摘している。さらに、我が国における雇用労働者の余暇時間は趨勢的に減少傾向にあることも明らかにした。

このように余暇時間は他の生活時間、とりわけ労働時間などの2次活動時間に大きく影響を受けるため、結果としてワーク中心の生活様式を選択せざるを得ないという現状が、我が国における余暇の実態である。

こうした中で政府・経営者・労働組合が一体となって取り組む、仕事と生活のバランスを主体的な選択によって展開することを目指した取り組みが「ワーク・ライフ・バランス」施策である。ライフという個人的な性質をもった時間や行動への介入は難しいため、ワークの側

面から生活時間へ介入し、そのバランスを保とうという試みである。

このような経緯で近年ライフの必要性への社会的機運は高まってきており、国の政策としてだけではなく個々の企業別実施されているワーク・ライフ・バランス推進への取り組みも盛んである。

本稿においてもワーク・ライフ・バランスは余暇のあり方を考えるうえで重要なコンセプトである。ワーク・ライフ・バランスについては内閣府による「ワーク・ライフ・バランス憲章」に詳しいが、池谷（2009）は、この「憲章」で政府が目指す社会の理想像を3つの要点に的確にまとめた。いわく、ワーク・ライフ・バランスは①性別を問わず、②年齢を問わず、③個人の主体的選択・決定によって実現されるべきだという3点とする。

本稿で目指すワーク・ライフ・バランスは、池谷

(2009) がまとめたワーク・ライフ・バランスの3つの要点を、ワークを有償・無償の両方を含む2次活動、ライフを個人の裁量で使える余暇時間の3次活動時間として考える。

1.2 本研究の検討課題

1.2.1 先行研究

生活時間構造を実証分析した研究は近年増加してきている。本研究は余暇の時間量および行動頻度の差をジェンダーの視点から実証分析するものであるが、生活時間構造とジェンダーの関係性についての研究も盛んである。

ジェンダーと労働時間に関する研究として、水野谷(2004)は趨勢的な労働市場の変化を指摘したという点で重要である。水野谷(2004)は、森岡(1992、1995)の主張した性別分化を伴った「労働時間の二極

化傾向」についての再検討を行い、労働時間の二極化は性と雇用形態が組み合わさって進行しており、これが男女の労働と生活の両立を阻害しうることを主張する。また、加えて以下の3点を指摘する。

1点目に男性の「正規の職員・従業員」全体（約2400万人）の4人に1人は（超）長時間労働者であること。2点目に女性の「パート・アルバイト」労働者に短時間労働者の増加傾向がみられること。3点目に「パート・アルバイト」労働者全体（約1014万人）の約1割が年間就業日数と週間就業時間の両面で「正規の職員・従業員」並みに働いているということである。

これら3点のことから水野谷（2004）は森岡（1992、1995）が指摘する「労働時間の二極化傾向」は、その一方を男性の「正規の職員・従業員」が担い、もう一方を女性の「パート・アルバイト」労働者が担っていると報告する。

この水野谷（2004）の指摘する労働時間や収入面でのジェンダー・ギャップは、余暇時間の量的・質的なジェンダー・ギャップに直結すると考えられる。一般に余暇活動には時間だけでなく費用も必要だからである。原田（2012）はパーソナル・ネットワークと階層的地位との関連性を分析したが、所得が高い者ほどネットワーク総数が多いことを明らかにした。これは従来から存在する「交際費用」仮説を支持する結果である。「交際費用」仮説とは友人・知人と外出をどのくらい頻繁に行うのかは彼らが利用可能な財源に左右されるという仮説である。

有配偶者の労働時間についての研究として長尾・野村・永井（2017）は、男性は有配偶であることで長時間労働になる確率が高く女性はその反対に低くなること、6歳以下の子どもがいることで女性は長時間労働になる確率が低くなることを報告している。また、湯川

(2016) は出産により男性の労働時間が増加すること、また、夫婦間の学歴差が大きいほど増加幅が大きいことから出産により家庭内分業が発生している可能性があることを報告している。

一方、無償労働を含めた生活時間の研究としては、佐藤 (2010) が「社会生活基本調査」から、女性の有償労働への参加が不完全であること、男性の家庭内無償労働への参加がきわめて小さいことを明らかにした。このことから、日本人の生活時間の特徴を、男性の長時間労働と性別役割分業による男女の生活時間配分の大きな違いから規定されると主張する。

さらに我が国における「男性稼ぎ主」型は、日本的雇用システムに組み込まれた配偶者控除や扶養控除などの税制措置、国民年金の第三号被保険者制度、企業を通じた間接的な社会保障システム、男性の配偶者と子どもの教育費までも含めた生活給を前提とした給料システムな

どに起因するとし、日本社会における性別役割分業は社会システムのすみずみにまで深く浸透していると指摘する。また、妻のライフステージ別の就労形態に関する報告が示唆深い。妻のライフステージは末子の年齢によって分類されるが、「末子が就学前」「末子が小中高」という育児に手間がかかる段階では妻の雇用形態は前者において無職が57%、後者においては非正規雇用が51%という数字になっており、育児と仕事の両立は現実的に難しいことがわかる。また、男性のアンペイドワークへの参加に関しては、79%の世帯で0時間という結果も報告している。

また、無償労働において家事と両輪をなす育児時間については、今川・平田（2016）により、ここ40年間の、特に夫の育児参加の変化が報告されている。夫は平日の家事・育児はともにほとんど変化していない一方で、休日には趨勢的に育児時間が増加傾向にあることが

報告されている。この点も近年の無償労働における潮流として重要な点であると言える。

他方、労働と余暇についての研究として梶谷（2015）は、若年層の「ふだんの日」と「休みの日」の過ごし方にどのような違いが見られるのか、この20年でどのように変化したのかを、「社会生活基本調査」から研究した。労働時間に関しては、男性の仕事時間は不況に伴い趨勢的に減少傾向にあること、一方フルタイム労働者に限定すれば労働時間は増加傾向にあることを明らかにしている。これは森岡（1992, 1995）、水野谷（2004）、黒田（2010）などの多くの先行研究と整合的な結果であり、我が国における労働の実態としてまず間違いないだろう。

梶谷（2015）の重要な指摘に、「ふだんの日」から「休日」へと移行する際、「ふだんの日」の市場労働時間に相当する時間の多くを「休日」の睡眠、テレビ視

聴、趣味・娯楽に充てているというものがある。これは本稿において受動的余暇（詳細は後述）と定義する種類の3次活動への高志向性を示すものであり、余暇時間の主体的選択による活用が十分にできていない可能性を示唆するものである。

石田・佐藤（2016）は、生活時間配分の中でも3次活動時間に焦点を当て、それに対して社会経済的地位という観点から分析をおこなった。石田・佐藤（2016）のユニークな点は2次活動と3次活動について、量的差異と質的差異の両面から社会階層を説明変数として分析を試みた点である。

結果、量的差異については、女性は男性と比較して2次活動時間が長く週末は3次活動時間が短いこと、社会階層間で週末の生活時間配分が大きく異なることを明らかにした。

また、質的差異に関しても社会階層間において内訳が

異なることを示し、余暇の過ごし方は個人の選好によるものであるはずだが、性別や社会階層、2次活動時間によってある程度規定されることが分析結果から明らかとなった。

また、鈴木（2011）も休日における夫婦の生活時間構造について、妻は常に夫よりも5時間近く家事・育児などの「労働」をし、夫は常に妻より3～4時間ほど長い自由時間を持つことを報告している。

最後に、余暇の格差の研究として石田（2018）は、「平成23年社会生活基本調査」から、余暇時間の量的・質的構造が社会的・経済的背景によってどう分化しているのかを検討し、高学歴層ほど余暇時間をより長く積極的に取りやすい傾向があることなどの、余暇時間と社会経済的地位との関連を示し、生活の質の格差が経済的な次元とは異なる形で存在する可能性を指摘した。

以上の先行研究からおしなべて指摘される問題点は、(1) (超) 長時間労働、(2) 家庭内無償労働の分担の不平等性、(3) 受動的余暇への高志向性であると考えられる。(3) については、これ自体がただちに問題視されるものではないかもしれないが、能動的余暇よりも受動的余暇を選択する背景には(1) および(2)の問題が関係していると考えられる。実際、西(2009)は長時間労働者ほど余暇活動を「リラックスしたり、疲れをとる」ために使う人の割合が大きいことを報告している。また、平成19年度版『労働経済白書』によれば、職業能力がさまざまな経験の中から高められることを考えれば受動的余暇への高志向性は十分に憂慮すべきことである旨が報告されているが、職業能力以外の観点からも憂慮されるべきことであることは明らかである。

以下、これらについての分析と考察を行い、特に余暇の時間量と行動頻度についてジェンダーの観点から何が

言えるのか検討する。

1.2.2 本論文構成

第1章では本稿における関心とそれに関係する現状を確認し、主要な先行研究を確認した上で生活時間に関する課題を整理した。

以下では、第2章で仮説の提示と使用するデータの説明、分析にどのような変数を使用するかについて確認をする。

第3章では2次活動時間の確認をした上で仮説に関する分析をおこない、その結果を確認する。

第4章では仮説の検証と分析結果の考察を行い、それらの内容を踏まえて第5章では本稿全体を通したまとめを述べる。

第2章 準備

2.1 仮説

以下の仮説では、余暇を受動的余暇と能動的余暇の二つに大別する。後に再度触れるが、本稿で扱うデータ「生活時間に関するアンケート調査 2007」の特異な点として、余暇に関する質問項目を、外出を伴う/伴わないで線引きして尋ねているという点がある。

本稿では、Q19 の外出を伴わない余暇を中断・再開がしやすく、その内容もまとまった時間を要しない余暇として「受動的余暇」と定義する。

また、対照的に Q20A～Q20H の外出を伴う余暇を、断片化させづらく、ある程度のまとまった時間や費用を必要とすることから「能動的余暇」と定義する。

以下、仮説 1 では受動的余暇を、仮説 2 では能動的余暇をそれぞれ分析対象としている。

1. 余暇の時間量にはジェンダー・ギャップがある。また、その規定要因には男女間で違いがある。

佐藤（2010）の指摘する「二重の負担」により、出勤日には女性は男性よりも余暇時間が短くなっている可能性がある。休日においても、女性には曜日に左右されない家事・育児の存在から余暇時間が男性よりも短くなっている可能性がある。また、余暇時間の規定要因も男女間の生活時間構造の違いにより、同一ではない可能性がある。すでに述べた鈴木（2011）の報告などから、無償労働時間の差が余暇時間量の差に結びつくと考えられる。

2. 余暇の頻度にはジェンダー・ギャップがある。また、その規定要因には男女間で違いがある。

石田（2018）が指摘する、経済的次元とは異なる次元での余暇の質的差異が、ジェンダーの次元においても存在する可能性がある。女性は家事・育児のため男性よりも自宅から出づらいことから、能動的な余暇の頻度に男女間で差が生じている可能性がある。規定要因に関し

ても、男女間の生活時間構造の違いにより、同一ではない可能性がある。

2.2 使用するデータの概要

本稿で扱うデータは二次的データである「生活時間に関するアンケート調査,2007」である。これは連合総合生活開発研究所（連合総研）と日本労働組合総連合会（連合）の共同調査研究として2007年11月に実施したアンケート調査である。その目的は主に、連合総研が過去に実施した調査の実績と近年の生活時間研究の動向を踏まえて、日本の労働者の生活時間および生活意識の実態と問題点をアメリカ、フランス、韓国との国際比較を通じて明らかにし、近年の動向を探り、ワーク・ライフ・バランスと生活の質改善の視点からの政策的諸課題を検討することにある。

過去（1990年・1996年）に実施した「生活時間の国

際比較」調査を前身としており、3点新たな視点を加えて「生活時間に関するアンケート調査,2007」とした。

1点目は「生活時間の国際比較」が欧米先進諸国と日本の比較であったのに対して、本データでは新たにアジアの中でも日本とその状況が似ている韓国を対象国に加えることで、世界の中における日本の位置づけをより明確に示すことを試みた点である。

2点目は、夫婦・カップルを単位として調査をすることで女性からの回答を男性と同数まで取り入れ、生活時間におけるジェンダー・インバランスの実態をより克明に描き出すことを試みたこと。

3点目は時間という資源のみに限定せず、所得・社会関係資本・社会サービスといった生活時間に囚われないその他の資源との関係性についての分析も試みたことである。

本アンケート調査が実施されたのが2007年11月で

あり、政府主導でワーク・ライフ・バランスを推進する
旨が決定した「ワーク・ライフ・バランス推進官民トッ
プ会議」における「仕事と生活の調和（ワーク・ライ
フ・バランス）憲章」および「仕事と生活の調和推進の
ための行動指針」の策定が同年 12 月であることから、
我が国においても「仕事と生活の調和」に関する施策が
国策となるレベルで注目され始めた 2006 年以降に行わ
れた生活時間調査ということも特記しておきたい。

対象者

日本では東京都、神奈川県、埼玉県、千葉県におい
て、対象地域に居住する 50 歳未満の民間雇用労働者で
かつ既婚者 400 名（男女 200 名ずつ、離死別除く、配偶者
と同居）とその配偶者 400 名を目安にしている。日本
のデータ数は 418 カップル（836 人）である。アンケ
ート調査は、日本においては調査会社の該当モニターに

対してメールで調査参加を呼びかけ、あらかじめ設定していた性別・年齢の割り当て数の完了状況を参照しながら、設定していた数に達しない層の該当モニターに対しては再度参加を呼び掛けている。

主要調査項目

本データでは以下の 10 点について調査している。

(1) 性別、年齢、最終学歴、同居人数・関係、同居の子どもの年齢層別人数などの個人属性に関する項目

(2) 収入を伴う仕事の有無、現在の就業形態もしくは退職前の就業形態、現在の仕事の職種・業種、従業員規模、労働組合加入の有無、転職経験・回数などの就業に関する項目

(3) 平均的な一週間の労働日数・所定労働時間、勤務形態、出勤日の状況（24 時間法で回答）、年次有給休暇の付与日数・取得日数・取得理由などの生活時間（就

業)に関する項目

(4) 出勤日及び休日における家事・育児時間、家事担当者、企業内制度（育児休業制度など）などの、生活時間（家庭・子育て）に関する項目

(5) 出勤日と休日のテレビ・新聞・雑誌・インターネットの視聴もしくは講読時間などの、生活時間（自宅での自由時間）に関する項目

(6) 友人や知人との外出・食事・学習・自己啓発活動、スポーツ、地域・ボランティア・宗教活動などの、生活時間（諸活動実施の頻度）に関する項目

(7) 睡眠時間、仕事の時間、家事・子育てをする時間などの、生活時間（生活時間の今後の増減意向）に関する項目

(8) 家族全員で夕食を取る頻度、実家との距離に関するその他の項目

(9) 現在の生活に対する満足度、配偶者との家事分担

に対する満足度などの現在の生活に関する満足度の項目
(10) 昨年 1 年間の仕事から得た収入額、昨年 1 年間の仕事以外から得た収入額などの経済状況に関する項目
以上 10 項目についての調査をしている。

2.3 変数のリコードと分析方法について

変数とリコード

第 3 章の分析で扱う変数およびそのリコードについての説明をする。独立変数や従属変数に何を使用するかは分析ごとに後に記述する。本節では全体を通して使用する変数について、データの調査項目にどのようにリコードをしたものなのかをあらかじめ説明しておくことで第 3 章以降での記述の簡略化を図る。記述統計量を表 1.1 および表 1.2 に示す。

個人の属性的な変数は以下の通りである。

性別については F1 「あなたの性別はどちらですか」

において「1. 男性」と回答したものを0、「2. 女性」と回答したものを1とし女性ダミーを作成した。

年齢についてはF2「あなたの年齢をお知らせください」を、20代から40代までの10歳刻みのカテゴリ変数としてリコードをした。なお、50歳以上の回答については、データの調査対象がそもそも50歳未満であること、回答件数が18件であり全体の2.2%にしか過ぎないことから分析にあたって除外した。

最終学歴についてはF3「あなたの最終学歴（最後に卒業した学校）は次のどれにあてはまりますか」を「高校以下」「専門・高専・短大」「大学以上」としてカテゴリ変数にリコードをした。

雇用形態についてはF7「あなたの現在のお仕事の就業形態は次のどれにあたりますか」を、「1」「4」を1、「2」「3」「5」「6」「7」「8」を0にして正規雇用ダミーとした。

職種については F8 「あなたの現在の職種について、お知らせください」 を、「1」「2」を専門・管理、「3」「4」を事務・販売、「5」「6」「7」「9」をブルーカラーとした。なお、「8. 農林漁業」および「10. その他」については合計しても全体の 1.2%であったため、分析にあたって除外した。

従業先規模については F10 「あなたの勤め先の従業員規模（支社・支店を含む、会社全体）について、お知らせください」 を、「6. 300～499 人」以上を 1、それ未満を 0 とする大企業ダミーとした。

子どもの有無については Q17 「あなたにはお子さんは全員で何人いますか」 を、0 と回答したものを 0、それ以外の回答をしたものを 1 とし有子ダミーとした。

収入については、Q29 「あなたご自身が昨年 1 年間、仕事から得た収入（税込）はおよそどれくらいでしたか」 を、「100～130 万円未満」、「130～500 万円未

満」、「500～1000 万円以上」とカテゴリ変数にリコードをした。なお、「100～130 万円未満」のカテゴリには「無収入」と回答したものも入っていることに留意されたい。

次に生活時間に関する変数の説明をする。なお、以下から説明する生活時間に関する変数は計算の便宜上すべて単位を分に揃えている。

仕事時間のリコードについては、Q4「あなたの通常の出勤日の状況を 24 時間法でお知らせください」を使用した。本項目には「自宅を出る時刻」「出社（会社につく）時刻」「始業（仕事を始める）時刻」「終業（仕事を終える）時刻」「退社（会社を出る）時刻」「帰宅時刻」を 24 時間法（x 時 y 分）で、「食事時間」「休憩・休息時間」「残業時間」を一般的な方法（x 時間 y 分）で質問している。本稿における仕事時間は以下の式で表される時間のことである。

「仕事時間」=（（「終業時刻」-「始業時刻」）-（「食事時間」+「休憩・休息時間」）+「残業時間」）

家事時間および育児時間の記録については、Q11「家事・育児時間についておたずねします。あなたの通常の出勤日と休日について、以下の活動に費やす時間をお知らせください」を使用した。家事時間は「炊事・洗濯・買い物などにあてる時間」を、育児時間は「子どもに関わる時間（世話、しつけ・教育、遊ぶなど）」をそれぞれ使用した。計算するにあたって、（x時間y分）という表記になっている数値を（x*60+y分）とし、単位を分に揃えた。

受動的余暇時間については、Q19「あなたの自由時間についておたずねします。あなたは次に挙げる活動に自宅でどの程度の時間をあてていますか。通常の出勤日および休日について、それぞれお答えください」の項目、「テレビをみる、新聞や雑誌等を読む、インターネット

検索」「読書をする、(ビデオ、DVD、CDなどで)映画を観たり、音楽を聴く」「友人・知人と電話やEメール、チャットなどで会話・やりとりをする」の合計時間として出勤日と休日それぞれリコードをした。

能動的余暇項目については、Q20「あなたは次のような活動をどのくらいの頻度で行っていますか。A～Hのそれぞれについて1つずつお選びください」(各項目は第3章を参照)を7段階の頻度で尋ねているが、ここでは数値が高いほど当該余暇活動をおこなう頻度が高くなるようにリコードした。

表1.1 記述統計量

変数名	N	平均値	標準偏差	最小値	最大値
女性ダミー	694	0.44	0.5	0	1
正規雇用ダミー	694	0.66	0.47	0	1
大企業ダミー	694	0.42	0.49	0	1
有子ダミー	694	0.63	0.48	0	1
仕事時間	694	532.68	193.67	90	1,350
家事時間・出勤日	694	61.64	77.35	0	540
家事時間・休日	694	111.74	100.82	0	720
育児時間・出勤日	694	53.7	97.23	0	840
育児時間・休日	694	151.38	204.56	0	900
余暇時間・出勤日	694	172.97	102.46	0	720
余暇時間・休日	694	300.57	148.1	0	960

表1.2 度数分布表

変数	N	構成比
最終学歴	694	100
高校以下	186	26.8
専門・高専・短大	195	28.1
大学以上	313	45.1
年齢	694	100
20代	135	19.5
30代	296	42.7
40代	263	37.9
職種	694	100
専門・管理	187	26.9
事務・販売	238	34.3
ブルーカラー	269	38.8

データの特徴と分析方法について

本稿で扱うデータの特徴としてカップリング調査であることが挙げられる。このことは独身の男女の回答が無いため、いずれの回答も家庭のある対象者によるもので

あることを意味する。ゆえに、特に家事時間などの家庭内無償労働による生活時間構造のジェンダー・ギャップが顕著に確認できる。

また、余暇の質的内容に関しても、外出を伴う/伴わないで線引きができる点は本稿で扱うデータのユニークな点である。これにより外出を伴う余暇活動を比較的まとまった時間を要する、つまり断片化させづらい「能動的余暇」として、外出を伴わない余暇活動を中断・再開がしやすい「受動的余暇」として捉えることが可能であると考える。

分析は、仮説1の受動的余暇については従属変数を余暇時間量として重回帰分析を、仮説2の能動的余暇については頻度について順序ロジスティック回帰分析をおこなう。また、その前段階として仕事時間についての重回帰分析をおこなう。

第3章 分析と結果

3.1 2次活動についての分析

すでに述べたように、余暇とはそれ以外の生活時間の影響を大きく受けるため、余暇のみを対象として分析することは難しい。そのため、他の生活時間、とりわけ労働と家事という1日24時間の最も多くの配分を割く生活時間項目については、それぞれどのような構造であるのかを把握する必要がある。

よって以下ではまず2次活動の構造について確認し、どのようなジェンダー・ギャップが生じているのかを確認する。労働に第一義的な価値を置く「引き算の余暇」の解釈においてこの段階は重要である。

3.1.1 有償労働

以下では2次活動を有償労働と無償労働の二つに大別し、それぞれについて確認する。

重回帰分析

変数

実際に仕事時間に統計的に有意なまでの差が性別によって存在するのかを重回帰分析によって確認する。余暇時間および余暇頻度と2次活動時間は一方向の因果関係というよりは相互に関連し合う相関関係であると考えられるため、余暇の側面からの分析だけではなく、2次活動の側面からの分析も必要であると考えからである。

従属変数には2.2ですでに述べた「仕事時間」を扱う。

独立変数は女性ダミー、年齢、最終学歴、正規雇用ダミー、大企業ダミー、職種、有子ダミー、個人収入、出勤日の家事時間・育児時間・余暇時間を用いる。

分析結果

仕事時間についての重回帰分析の結果を表 2 に示す。表中のモデル 1 をデフォルトモデルとし、これに女性ダミー、年齢、最終学歴、正規雇用ダミー、大企業ダミー、職種、有子ダミー、個人収入を投入した。モデル 2 にはこれに加えて出勤日の家事時間を、モデル 3 には出勤日の育児時間を、モデル 4 には受動的余暇時間を投入している。

モデル 1 の結果では、女性ダミー、有子ダミー、職種、収入が有意な説明変数となっている。仕事時間は女性よりも男性の方が長い傾向にある。有子ダミーからは、子どもがいることで仕事時間が長くなる傾向にあることがわかる。また、職種における事務・販売職はブルーカラーと比較して仕事時間が長い傾向にある。また、収入における低所得カテゴリには負の、高所得カテゴリには正の有意が確認されることから、仕事時間と収入の間には正の関連があることがわかる。

家事時間を投入したモデル 2 では、モデル 1 で有意な説明変数に加えて家事時間も 0.1%水準で有意であり、家事時間と仕事時間は負の関連にある。

育児時間を投入したモデル 3 も同様な結果であり、モデル 1 で有意な説明変数に加えて育児時間も 0.1%水準で有意である。このことから、仕事時間と育児時間は負の関連にあることがわかる。

最後に、受動的余暇時間を投入したモデル 4 も同様な結果となっており、モデル 1 で有意な説明変数に加えて、受動的余暇時間も 0.1%水準で負の有意となっている。つまり、仕事時間と受動的余暇時間は負の関連にある。

いずれのモデルにおいても女性ダミーが有意であることから、仕事時間は男性の方が長くなる傾向にあることが分析結果からわかる。これによりヒストグラムから読み取れる男女間での仕事時間の開差が統計的に有意なも

のであると認められたことになる。

また、生活時間項目はいずれも 0.1%水準で有意であり、家事・育児・余暇のいずれも仕事時間と独立しておらず、仕事時間の長短に影響を受けることがわかる。

表2 仕事時間についての重回帰分析

	モデル1	モデル2	モデル3	モデル4	
Intercept	522.31 (21.40)***	534.93 (21.35)***	515.85 (21.07)***	586.86 (23.57)***	
女性ダミー	-111.11 (14.67)***	-77.50 (16.53)***	-100.85 (14.57)***	-106.82 (14.34)***	
年齢：20代/30代	9.28 (15.71)	4.61 (15.56)	18.40 (15.55)	15.93 (15.38)	
年齢：40代/30代	-7.87 (12.96)	-6.64 (12.81)	-16.76 (12.87)	-3.45 (12.67)	
最終学歴：高校以下/大学以上	-10.31 (14.80)	-13.64 (14.64)	-12.86 (14.56)	-1.31 (14.53)	
最終学歴：専門・高専・短大/大学以上	6.37 (14.38)	3.11 (14.23)	10.45 (14.16)	5.12 (14.04)	
有子ダミー	66.78 (16.19)***	63.64 (16.01)***	63.94 (15.93)***	56.90 (15.89)***	
正規雇用ダミー	18.38 (12.03)	18.71 (11.88)	18.53 (11.82)	13.07 (11.77)	
大企業ダミー	13.07 (14.51)	12.58 (14.34)	13.68 (14.27)	12.90 (14.16)	
職種：事務・販売/ブルーカラー	34.06 (16.15)*	32.63 (15.95)*	37.46 (15.89)*	38.01 (15.77)*	
職種：専門・管理/ブルーカラー	-3.34 (12.21)	-0.03 (12.09)	28.74 (13.63)*	-14.36 (12.06)	
収入：100～130万円未満/130～500万円未満	-97.48 (20.73)***	-80.12 (20.88)***	-82.70 (20.59)***	-90.39 (20.26)***	
収入：500～1000万円以上/130～500万円未満	51.99 (14.70)***	45.99 (14.59)**	49.87 (14.46)***	50.75 (14.35)***	
家事時間		-0.43 (0.10)***			
育児時間			-0.35 (0.07)***		
余暇時間				-0.33 (0.06)***	
R ²		0.43	0.45	0.45	0.46
Adj. R ²		0.42	0.44	0.44	0.45
Num. obs.		694	694	694	694

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

仕事時間について

以上の仕事時間の分析結果から、仕事時間には男女間で明確にジェンダー・ギャップが存在することが確認できた。

先行研究が報告するように、また、我々の実感としてもわかるように、一般に男性は女性よりも仕事時間が長

くなる傾向にある。

また、長尾・野村・永井（2017）は、男性は有配偶であることで長時間労働になる確率が高く女性はその反対にその確率は低くなること、6歳以下の子どもがいることで女性は長時間労働になる確率が低くなることを報告しているが、本データが有配偶者を対象におこなわれた調査であることと、全体の30%以上の回答者に6歳未満の子どもがいることから、ジェンダー・ギャップがより克明に認められたと考えられる。

また、有子ダミーによる正の効果も湯川（2016）などの先行研究と整合的な結果であり、出産により男性は仕事時間を有意に増加させる傾向にあると考えられる。

この仕事時間におけるジェンダー・ギャップは他の生活時間項目に対してもジェンダー間で何らかのギャップを生じさせていると考えられ、これが受動的余暇時間および能動的余暇頻度にどのような影響を与えるのかを以

降の分析により明らかにする。

無償労働

本節では本データにおける家庭内無償労働の内容について、代表的な家事時間と育児時間に焦点を当てて確認する。以下、行動時間表（表 3）で家庭内無償労働の内実について確認する。

表 3 家事・育児時間の行動時間表

	全体			男性			女性		
	総平均時間	行動者率	行動者平均	総平均時間	行動者率	行動者平均	総平均時間	行動者率	行動者平均
家事時間・出勤日	77.7	62.6	123	16.9	29.2	53.2	138.5	95.9	144.3
家事時間・休日	118.2	83.4	141.2	58.5	68.9	83.6	177.9	97.8	181.8
育児時間・出勤日/ 未就学児世帯	211.3	88.9	237.8	54.9	77.8	70.6	367.8	100	367.8
育児時間・休日/ 未就学児世帯	411.1	100	411.1	313.3	100	313.3	508.9	100	508.9
育児時間・出勤日/ 有子世帯全体	118.4	76.7	153.9	43.2	63.8	67	193.9	89.6	216
育児時間・休日/ 有子世帯全体	250.3	89.6	279	211.7	87.1	242.9	289	92.2	313.3

家事時間について

表 3 では、当該行動を 30 分以上おこなった回答を行動者として扱う。

出勤日は全体の行動者率が 62.6%であるが、これは女性の行動者率 95.9%に大きく平均を押し上げられた数値であり、男性は 29.2%しか出勤日に 30 分以上の家事をしていない。また、女性の総平均時間は全体の行動者平均を上回っており、女性はアベレージで全体としての行動者よりも家事を行っていることがわかる。

男性は行動者の平均も 53.2 分であり図 2.1 で示したヒストグラムの最小階級をわずかに上回る程度である。

行動者平均では、女性は男性の約 3 倍の時間家事をおこなっていることから、やはり出勤日においては女性がかつたら家事を一手に引き受けていると考えられる。

次に休日についてだが、いずれの数値も出勤日より大きくなっており、男女ともに休日の方が長い時間家事に参加していることがわかる。

特に男性では行動者率の増加が顕著であり、7割近くの男性が休日には家事に参加している。他方、女性も休日はより長い時間家事をおこなうようになる。行動者率も97.8%にのぼり、ほぼ全女性が家事を行っている。総平均、行動者平均ともに大きな数値となっており、女性は男性の2倍以上の時間家事をおこなっていることもわかる。

また、この家事が指す内容は炊事・洗濯・買い物などであるが、これらは休日におこなったからといって出勤日にはしなくてもいいといった性質のものではなく、ほぼ毎日生起するコンスタントな意味での家事である。

加えて、休日には男性の家事参加時間が増えているにもかかわらず女性の家事参加時間は減るどころか、むしろ増えてさえいる。これらの事実からは、筒井・竹内(2016)が報告する「夫の追加的家事が妻の家事負担を効果的に減らしていない」可能性が指摘される。妻と

夫の家事は習熟度などを考慮すると1対1の関係にはないことから導かれる可能性であるが、本データにおいてもそれが当てはまる可能性は十分に考えられる。

以上の内実を伴った家事時間も、仕事時間と同様に余暇時間および余暇頻度に影響を及ぼさないとは考えづらいため、仮説検証の際には説明変数として使用する。

育児時間について

育児時間についても表3を参考に確認する。なお育児時間については特に育児が大変な時期である未就学児がいる世帯と、未就学児以外も含め、年齢を問わない子どもが1人でもいる世帯の2パターンに限定して表を作成した。ゆえに子どもがいないから育児をしていないというパターンは表中には存在しない。

出勤日の未就学児世帯は非常に高い行動者率となっており、特に女性においてはその行動者率は100%に達す

る。全体としての総平均時間・行動者平均時間ともに家事時間よりも長い一方で、男女の育児時間の開差はかなり大きい。男性は行動者率こそ 77.8%と家事時間に比較するとかなり高くなっているものの、時間は行動者平均をとっても 1 時間強にとどまっており、女性が平均して 6 時間以上育児をおこなっていることを考えると、最も大変な育児期においてもその分担は女性に偏っている。

一方、休日の未就学児世帯の育児時間は大きく変化し、男性の行動者率も 100%に達し、平均して 5 時間以上育児に参加していることがわかる。ただし、女性は平均して 8 時間以上育児をおこなっており、男女間の育児時間の開差は休日においても明白である。

また、今川・平田（2016）によると男性による育児時間の内訳は比較的手間のかかる「世話」よりも「遊び相手」にウェイトがあり、必ずしも育児時間の長短のみ

で男女の育児の分担を評価できるとは限らないと指摘しており、その点は注意する必要がある。

有子世帯全体の育児時間については、出勤日は全体としての平均育児時間は未就学児世帯と比較すると約半分になる。男性の行動者率は60%前半にとどまり、行動者平均も1時間をわずかに上回る程度となるのに対して女性の行動者率は約90%、行動者平均も男性の3倍以上である216分と、出勤日においても依然として高い数値である。

他方、休日の育児時間については、出勤日よりも総平均時間、行動者率、行動者平均のいずれも大きくなっており、より積極的に育児をおこなっていることがわかる。男性の行動者率も87.1%と高くなっており、総平均時間の211.7分も女性の総平均時間である289分に肉薄する値（ただし依然、平均として70分以上の開差がある）である。

女性は育児が最も大変な時期である未就学児がいる世帯以外を含めても、休日には平均して約5時間育児をおこなっていることから、女性の生活時間構造は子どもの有無に大きく左右されると言えるだろう。生活時間の観点から言えば、子どもがそもそもいなければこれらの時間は自由なものとなるからである。

以上、育児時間を子どもの年齢および出勤日・休日別に確認したが、基本的に女性は子の年齢や出勤日・休日の別を問わずコンスタントに育児に参加していることがわかる。家事においても同様な傾向であったことから、やはり女性は仕事時間以外にコンスタントに割くべき時間が多く、それが男女間の生活時間構造に違いを生じさせていると考えられる。

また、男性においても、特に未就学児がいる場合には相当の時間を育児に費やすこと、休日においては積極的に育児に参加していることが生活時間構造に少なからぬ

影響を及ぼしていると考えられる。

3.2 3次活動について

余暇時間量のヒストグラム

余暇時間についてヒストグラムでその構成を確認する。2章の「変数とリコード」で述べた受動的余暇時間の合計を、男女・雇用形態・出勤日/休日別でヒストグラムにしたものが図 3.1～図 3.4 である。

出勤日における余暇時間の正規雇用の分布は、男性は左に偏り、女性は右にやや裾野が広い分布をしている。女性で 450 分以上の余暇時間を保持するものはごく少数であるが、男性におけるそれが皆無であることを考えれば、出勤日における正規雇用の男女の余暇時間量の差が統計的に認められる可能性がある。

非正規雇用の男女では概ね増減の波が相似な形状になっており、男性の余暇時間は正規雇用に比較すると散ら

ばりが大きく、やはり仕事時間が短いぶん余暇時間が長くなっている。また、女性も同様にして正規雇用よりも余暇時間が長くなっている。出勤日における受動的余暇時間を大きく左右する要因はやはり仕事時間であると大体的見通しが立てられる。

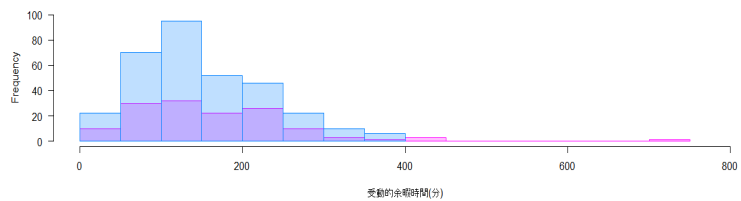


図 3.1 男女別・正規雇用・出勤日の受動的余暇時間

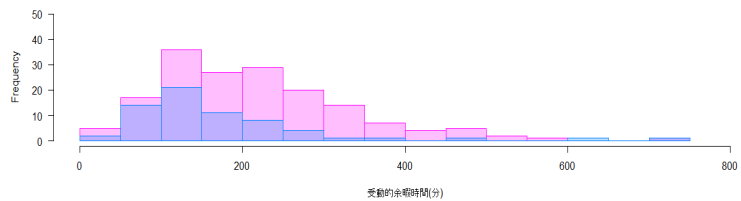


図 3.2 男女別・非正規雇用・出勤日の受動的余暇時間

休日の余暇時間については、正規雇用では男女ともにピークが右に移動しており、その移動の幅は男性の方が大きいことも読み取れる。出勤日では男女ともに400分を境にほとんど該当者がいなくなることに對して、休日は400分以上の「余暇持ち」がかなり増えており、出勤日よりも休日は家庭で時間を過ごす正規雇用者が多いことがわかる。

非正規雇用では、出勤日よりも休日の方が余暇時間の増減の形状が複雑になっているが、全体として分布は右側に移動しており、男女ともに余暇時間が長くなることわかる。

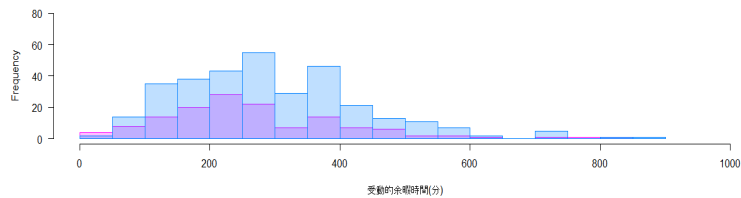


図 3.3 男女別・正規雇用・休日の受動的余暇時間

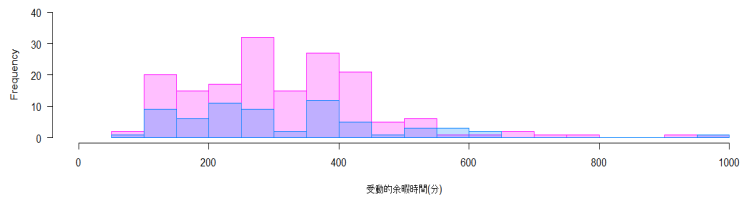


図 3.4 男女別・非正規雇用・休日の受動的余暇時間

以上より、雇用形態問わず休日の方が受動的余暇時間が長いことと、出勤日の余暇時間は非正規雇用の方が正規雇用よりも長いことから、仕事時間が余暇時間の主な抑制要因と考えられる。

また、休日は図から確認できる差はあまり大きくないものの男性の方が長い余暇を享受していることが確認できる。この余暇時間の差が統計的に有意なまでの差なのか、また、その余暇時間の長短を規定する要因には男女間で違いがあるのかを分析していく。

余暇頻度のヒストグラム

本稿で分析対象とした余暇頻度項目は Q20A～Q20F までの 6 項目である。Q20G、Q20H を対象としなかったのは以下の理由からである。Q20G「子どもの学校行事や部・クラブ活動に関わる活動をする」は余暇というよりは育児であり、本人の能動的な選択ではなく子どもの都合によることもしばしばであり、そもそも子どもがいなければおこない得ないという理由から除外した。また、Q20H「地域、ボランティア活動、宗教活動（教会に行く等）をする」は「月に 1 回程度する」以上の頻度を選択した回答者の数が全体の約 10%であり、約 90%の回答者がそもそも行わないことから、分析対象が極端に少なくなるため除外した。

以下、それ以外の 6 項目についての男女別の頻度を図 4.1～図 4.6 に示すヒストグラムで確認する。

Q20A「家族と外出する」に関しては男女でかなり似

た構成になっていると言える。互いにピークが「週 1～2 回程度」であり、その他の頻度の度数も大体同じと言える。そもそも夫婦でおこなう余暇行動であるため、この項目に関して頻度に男女差はあまりないと考えられる。

Q20B「友人・知人と外出したり、食事する」は、Q20A とはかなり異なる構成であり、分布は男性の方が右寄りであり、ピークからしても女性の方がその頻度が多くなる傾向にあることがわかる。この項目には頻度にジェンダー・ギャップが認められると考えられる。また、それぞれに異なった要因がその頻度を決定づけているのかもしれない。

Q20C「習い事、学校に通うなど学習活動、自己啓発をする」に関しては、男女ともにピークが「ほとんどしない」であることから、性別問わず多くの人がそもそも選択しない余暇活動であることがわかる。よって頻度に

ジェンダー・ギャップが認められるとは考えづらい。

Q20D「スポーツやジョギング、ダンスなど体を動かすことをする」は、男女ともにピークは「ほとんどしない」であるものの、その数は女性が男性よりも多く、その分だけ男性は他の頻度で女性を上回っている。比較的まとまった時間を要するスポーツに関する項目であるだけに、仕事後も家事・育児が要請される女性には選択しにくいことからジェンダー・ギャップが生じている可能性が考えられる。

Q20E「ショッピング、ヘアサロン・理容室、エステなどのリラクゼーションに行く」は、かなり顕著に男女差を読み取ることができる。「ほとんどしない」以外のほぼすべての頻度において男性が女性を上回ることはなく、明らかに女性の方が男性よりも本項目を選択していることがわかる。

Q20F「(自宅外の)映画鑑賞、音楽鑑賞、演劇等の鑑

賞をする、スポーツ観戦をする」は、概ね男女で似た構成になっていると言える。極端に多い頻度を回答するのは男性に多いが、男女ともにピークは「年数回程度」であり大体同程度の頻度であることが確認できる。

以下ではこれらの余暇項目の頻度のジェンダー・ギャップおよび規定要因の違いを順序ロジスティック回帰分析により明らかにする。

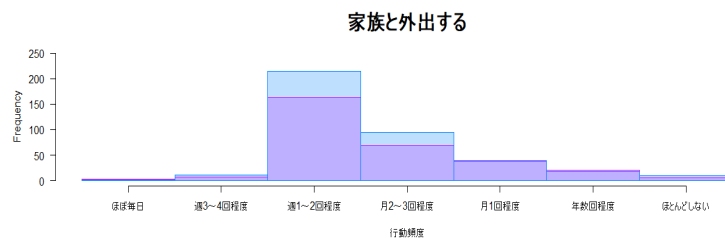


図 4.1 Q20A 「家族と外出をする」 頻度

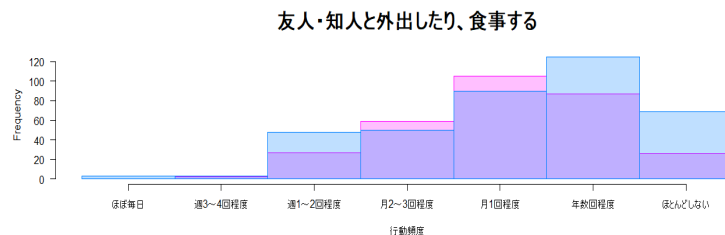


図 4.2 Q20B 「友人・知人と外出したり、食事する」

頻度

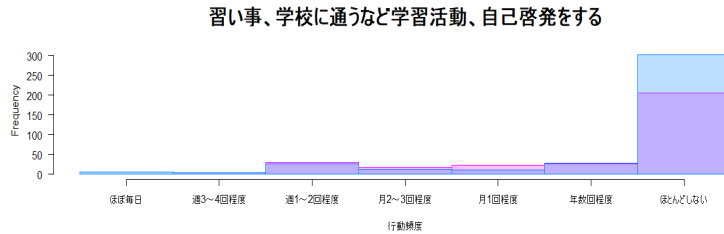


図 4.3 Q20C 「習い事、学校に通うなど学習活動、自

己啓発をする」頻度

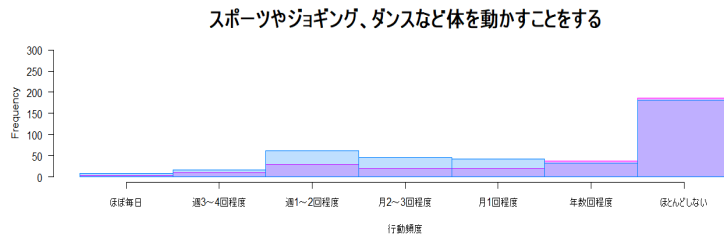


図 4.4 Q20D 「スポーツやジョギング、ダンスなど体

を動かすことをする」頻度

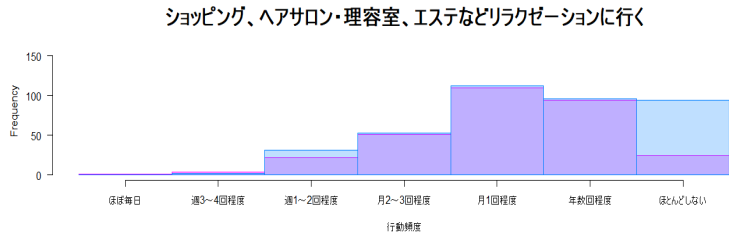


図 4.5 Q20E 「ショッピング、ヘアサロン、エステなどリラクゼーションに行く」頻度

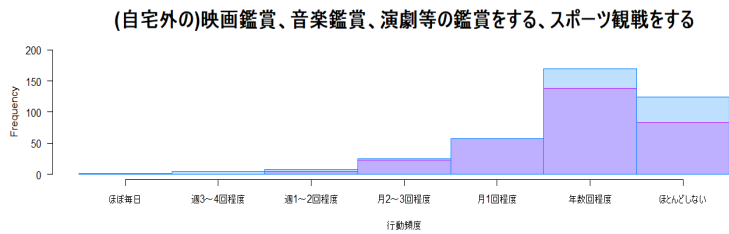


図 4.6 Q20F 「(自宅外で) 映画・音楽・演劇等の鑑賞、スポーツ観戦をする」頻度

3.3 分析結果

出勤日の重回帰分析

受動的余暇の時間量のジェンダー・ギャップに関する

仮説 1 についての、出勤日の重回帰分析の結果を表 4.1～表 4.3 に示す。

変数

従属変数は出勤日の受動的余暇時間である。

独立変数は「全体」では女性ダミー、年齢、最終学歴、正規雇用ダミー、大企業ダミー、有子ダミー、職種、個人収入、仕事時間、家事時間、育児時間を用いる。「男性」と「女性」ではそれらの独立変数から女性ダミーを除いたすべての変数を用いる。

分析結果

以下の受動的余暇時間についての重回帰分析の結果では、モデル 1 をデフォルトモデルとして年齢、最終学歴、正規雇用ダミー、大企業ダミー、有子ダミー、職種、個人収入を投入している。また、「全体」の分析に

のみ「女性ダミー」を投入しており、この説明変数の効果により受動的余暇時間にジェンダー・ギャップがあるのかを確認する。

「男性」および「女性」の分析には「女性ダミー」を投入せず、それぞれの性別のみを対象として分析をおこなう。これは、「男性」と「女性」の分析結果を比較することで、男女間での受動的余暇時間の長短に影響する変数に違いがあるのかを確認するためである。

また、「全体」、「男性」、「女性」のすべての分析で、モデル2にはモデル1に仕事時間を、モデル3には家事時間を、モデル4には育児時間を投入している。これは、2次活動が受動的余暇時間にどのような影響を及ぼすのかを確認するためである。

「全体」の結果のモデル1では、最終学歴、正規雇用ダミー、大企業ダミー、有子ダミーが有意な説明変数である。ここから、子どもがいることで受動的余暇時間

は短くなる傾向にあること、また、最終学歴の高校以下カテゴリは相対的に余暇時間が長い傾向にあることがわかる。

大企業ダミー、正規雇用ダミーの2つは仕事時間を投入したモデル2以外でマイナスの有意であるが、モデル2では有意でないことから、どちらも仕事時間を媒介変数とした受動的余暇時間への間接効果であった可能性が考えられる。そして、その仕事時間は0.1%水準で受動的余暇時間を有意に抑制する。

モデル3にはモデル1に家事時間を投入したが、年齢の20代カテゴリが有意であり、家事時間を考慮すると、20代は受動的余暇時間が相対的に長くなる傾向にあると考えられる。

また、育児時間を投入したモデル4から、育児時間が受動的余暇時間を有意に長くする効果が確認された。

「男性」の結果のモデル1では、最終学歴と有子ダ

ミーが有意である。最終学歴からは、高校以下カテゴリの受動的余暇時間が相対的に長いことがわかる。また、有子ダミーから子どもがいることで受動的余暇時間は抑制されると考えられる。

モデル1に仕事時間を加えたモデル2には職種における専門・管理カテゴリに正の有意が出ている。このことから出勤日にはブルーカラーよりも専門・管理職の方がより長い時間の受動的余暇を確保していると推測される。また、仕事時間は「男性」の余暇時間を短縮する要因となっている。

モデル3には家事時間を投入したが、モデル1とほとんど変化のない結果であることから、出勤日の家事時間は男性にとって受動的余暇時間の量に影響しない要素であると考えられる。

育児時間を投入したモデル4の結果では育児時間が受動的余暇時間を長くする効果を持つことがわかる。

「女性」の結果のモデル1では、最終学歴、正規雇用ダミー、有子ダミーの3つが有意な説明変数である。最終学歴からは「全体」、「男性」の結果と同様に高校以下カテゴリは相対的に余暇時間が長くなる傾向であることがわかる。一方、有子ダミーは0.1%水準で有意であり、女性の受動的余暇時間を抑制する要因となっている。正規雇用ダミーは仕事時間を投入したモデル2以外で有意であることから、「全体」の結果と同様に仕事時間による間接効果であると考えられる。

また、モデル2の結果から仕事時間は0.1%水準で余暇時間を抑制する効果を持つ。モデル2では大企業ダミーが有意であるが、ここから、大企業に勤める女性は受動的余暇時間が短くなる傾向にあることが示唆される。

また、育児時間を投入したモデル4では育児時間が有意であるほか、年齢の40代カテゴリも有意であり、

相対的に受動的余暇時間が長い傾向にある。

表 4.1 出勤日・「全体」受動的余暇時間の重回帰分析

表：全体・余暇時間・出勤日についての重回帰分析

	モデル1	モデル2	モデル3	モデル4	
Intercept	193.05 (14.14)***	269.30 (18.90)***	190.19 (14.27)***	195.17 (14.12)***	
女性ダミー	12.84 (9.69)	-3.38 (9.85)	5.21 (11.05)	9.48 (9.76)	
年齢：20代/30代	19.89 (10.38)	21.25 (10.14)*	20.96 (10.40)*	16.90 (10.42)	
年齢：40代/30代	13.22 (8.57)	12.07 (8.36)	12.94 (8.56)	16.13 (8.62)	
最終学歴：高校以下/大学以上	26.91 (9.78)**	25.41 (9.55)**	27.67 (9.79)**	27.75 (9.75)**	
最終学歴：専門・高専・短大/大学以上	-3.74 (9.50)	-2.81 (9.28)	-3.00 (9.51)	-5.08 (9.48)	
正規雇用ダミー	-29.54 (10.70)**	-19.79 (10.57)	-28.83 (10.70)**	-28.61 (10.67)**	
大企業ダミー	-15.89 (7.95)*	-13.21 (7.77)	-15.97 (7.94)*	-15.94 (7.92)*	
職種：事務・販売/ブルーカラー	-0.49 (9.59)	1.42 (9.36)	-0.38 (9.58)	-0.69 (9.55)	
職種：専門・管理/ブルーカラー	11.82 (10.67)	16.79 (10.45)	12.14 (10.66)	10.70 (10.64)	
有子ダミー	-32.96 (8.07)***	-33.45 (7.88)***	-33.71 (8.08)***	-43.47 (9.13)***	
収入：100～130万円未満/130～500万円未満	21.21 (13.70)	6.98 (13.58)	17.27 (13.96)	16.37 (13.79)	
収入：500～1000万円以上/130～500万円未満	-3.70 (9.71)	3.89 (9.57)	-2.34 (9.75)	-3.00 (9.68)	
仕事時間		-0.15 (0.02)***			
家事時間			0.10 (0.07)		
育児時間				0.11 (0.05)*	
R ²		0.11	0.16	0.12	0.12
Adj. R ²		0.1	0.14	0.1	0.11
Num. obs.		694	694	694	694

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

表 4.2 出勤日・「男性」受動的余暇時間の重回帰分析

	モデル1	モデル2	モデル3	モデル4	
Intercept	173.90 (16.80)***	243.26 (20.57)***	168.35 (17.87)***	170.84 (16.66)***	
年齢：20代/30代	11.33 (14.01)	13.90 (13.51)	12.48 (14.07)	7.76 (13.91)	
年齢：40代/30代	6.85 (10.21)	4.44 (9.85)	6.88 (10.21)	8.81 (10.12)	
最終学歴：高校以下/大学以上	24.74 (11.74)*	23.02 (11.32)*	26.17 (11.85)*	23.72 (11.62)*	
最終学歴：専門・高専・短大/大学以上	-0.53 (12.41)	0.98 (11.97)	0.03 (12.43)	-1.59 (12.29)	
正規雇用ダミー	-14.48 (12.75)	-5.06 (12.40)	-14.00 (12.76)	-11.09 (12.66)	
大企業ダミー	-9.52 (9.48)	-4.49 (9.19)	-9.13 (9.50)	-10.27 (9.39)	
職種：事務・販売/ブルーカラー	8.14 (12.21)	10.07 (11.78)	9.01 (12.25)	6.98 (12.09)	
職種：専門・管理/ブルーカラー	16.66 (11.64)	22.49 (11.27)*	18.11 (11.75)	16.89 (11.52)	
有子ダミー	-21.55 (9.72)*	-19.60 (9.37)*	-20.11 (9.85)*	-37.71 (11.02)***	
収入：100～130万円未満/130～500万円未満	-7.50 (41.15)	-14.35 (39.67)	-7.09 (41.16)	-2.42 (40.75)	
収入：500～1000万円以上/130～500万円未満	-10.55 (10.71)	-3.37 (10.40)	-9.92 (10.73)	-7.87 (10.63)	
仕事時間		-0.14 (0.03)***			
家事時間			0.14 (0.15)		
育児時間				0.35 (0.11)**	
R ²		0.05	0.12	0.05	0.07
Adj. R ²		0.02	0.09	0.02	0.04
Num. obs.		388	388	388	388

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

表 4.3 出勤日・「女性」受動的余暇時間の重回帰分析

	モデル1	モデル2	モデル3	モデル4	
Intercept	225.68 (23.72)***	315.39 (34.88)***	215.18 (25.03)***	228.31 (23.61)***	
年齢：20代/30代	24.49 (15.99)	23.86 (15.70)	25.16 (15.98)	17.73 (16.20)	
年齢：40代/30代	25.96 (15.08)	27.33 (14.81)	24.83 (15.09)	33.07 (15.35)*	
最終学歴：高校以下/大学以上	34.93 (17.32)*	34.18 (17.01)*	35.58 (17.31)*	38.05 (17.28)*	
最終学歴：専門・高専・短大/大学以上	-1.61 (15.38)	-0.52 (15.10)	-0.64 (15.38)	-3.44 (15.31)	
正規雇用ダミー	-49.12 (19.53)*	-36.10 (19.54)	-47.20 (19.56)*	-47.93 (19.42)*	
大企業ダミー	-25.08 (13.72)	-26.55 (13.48)*	-25.43 (13.70)	-24.55 (13.64)	
職種：事務・販売/ブルーカラー	-5.19 (16.03)	-3.00 (15.75)	-5.98 (16.02)	-5.14 (15.93)	
職種：専門・管理/ブルーカラー	10.02 (22.60)	12.85 (22.20)	8.63 (22.59)	5.37 (22.56)	
有子ダミー	-49.45 (14.23)***	-55.16 (14.07)***	-52.68 (14.43)***	-70.30 (17.17)***	
収入：100～130万円未満/130～500万円未満	11.28 (19.37)	-10.30 (20.02)	7.85 (19.53)	7.40 (19.34)	
収入：500～1000万円以上/130～500万円未満	2.06 (20.76)	11.81 (20.57)	5.62 (20.91)	2.11 (20.63)	
仕事時間		-0.20 (0.06)***			
家事時間			0.11 (0.08)		
育児時間				0.13 (0.06)*	
R ²		0.14	0.18	0.15	0.15
Adj. R ²		0.11	0.14	0.11	0.12
Num. obs.		306	306	306	306

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

休日の重回帰分析

受動的余暇の時間量のジェンダー・ギャップに関する仮説 1 についての、休日の重回帰分析の結果を以下の表 4.4～表 4.6 に示す。

変数

従属変数は休日の受動的余暇時間である。

独立変数は「全体」では女性ダミー、年齢、最終学歴、正規雇用ダミー、大企業ダミー、職種、有子ダミー、個人収入、家事時間、育児時間を用いる。「男性」と「女性」ではそれらの独立変数から女性ダミーを除いたすべての変数を用いる。

分析結果

出勤日の受動的余暇時間についての重回帰分析と同様、デフォルトモデルであるモデル1には年齢、最終学歴、正規雇用ダミー、大企業ダミー、職種、有子ダミー、個人収入を投入している。また、「全体」にのみ「女性ダミー」を投入し、「男性」と「女性」の分析には「女性ダミー」は使用しない。

「全体」、「男性」、「女性」のすべての分析で、モデル2には家事時間を、モデル3には育児時間を投入してい

る。

「全体」の結果のモデル1では、正規雇用ダミーと有子ダミーが有意な説明変数である。これらの効果はモデルを問わないものであり、子どもがいることは有意に休日の受動的余暇時間を抑制する。また、正規雇用であることが休日の受動的余暇時間を抑制している可能性がある。

モデル2には家事時間を投入したが、女性ダミーが有意となっている。このことから家事時間を考慮すると休日の受動的余暇時間の量にはジェンダー・ギャップが生じており、女性の方が男性よりも短くなっている。

育児時間を投入したモデル3において有子ダミーの有意が弱まるのは、有子ダミーによる受動的余暇時間量に対する効果が育児時間に吸収されたからだと考えられる。

「男性」の結果のモデル1では、有子ダミーにのみ

が有意である。このことから、子どもの存在は男性の休日の受動的余暇時間を短くしていると考えられる。家事時間を投入したモデル2も同様な結果となっている。

また、育児時間を投入したモデル3でのみ、有子ダミーが有意でなくなるのは、やはり有子ダミーの効果を育児時間が吸収したからだと推測される。

「女性」の結果では、デフォルトであるモデル1、家事時間を投入したモデル2、育児時間を投入したモデル3のすべてで有子ダミーのみが有意である。ここから、子どもがいることが休日の受動的余暇時間を抑制していると考えられる。「全体」の結果の家事時間を投入したモデル2における女性ダミーの負の有意から予測される結果に反して、「女性」の結果のモデル2における家事時間は少なくとも5%水準で有意ではなかった。

表 4.4 休日・「全体」受動的余暇時間の重回帰分析

	モデル1	モデル2	モデル3
Intercept	349.57 (21.24)***	345.75 (21.44)***	348.94 (21.25)***
女性ダミー	-23.93 (14.56)	-33.30 (16.31)*	-23.69 (14.56)
年齢：20代/30代	14.30 (15.59)	13.69 (15.59)	16.28 (15.78)
年齢：40代/30代	17.90 (12.87)	17.32 (12.87)	14.74 (13.42)
最終学歴：高校以下/大学以上	21.66 (14.69)	23.13 (14.73)	21.18 (14.71)
最終学歴：専門・高専・短大/大学以上	-7.78 (14.27)	-6.32 (14.31)	-7.41 (14.28)
正規雇用ダミー	-32.27 (16.07)*	-32.41 (16.06)*	-32.31 (16.07)*
大企業ダミー	-5.78 (11.94)	-6.01 (11.93)	-5.87 (11.94)
職種：事務・販売/ブルーカラー	-2.09 (14.40)	-2.69 (14.40)	-1.28 (14.44)
職種：専門・管理/ブルーカラー	-16.45 (16.03)	-17.68 (16.05)	-15.16 (16.10)
有子ダミー	-46.09 (12.12)***	-47.70 (12.18)***	-37.83 (15.69)*
収入：100～130万円未満/130～500万円未満	15.92 (20.57)	12.29 (20.76)	16.64 (20.59)
収入：500～1000万円以上/130～500万円未満	7.98 (14.59)	8.26 (14.58)	7.99 (14.59)
家事時間		0.09 (0.07)	
育児時間			-0.03 (0.04)
R ²	0.04	0.05	0.04
Adj. R ²	0.03	0.03	0.03
Num. obs.	694	694	694

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

表 4.5 休日・「男性」受動的余暇時間の重回帰分析

	モデル1	モデル2	モデル3	
Intercept	327.60 (27.84)***	328.53 (28.77)***	327.16 (27.75)***	
年齢：20代/30代	20.12 (23.21)	20.41 (23.34)	26.01 (23.34)	
年齢：40代/30代	27.51 (16.91)	27.57 (16.94)	19.70 (17.36)	
最終学歴：高校以下/大学以上	17.32 (19.45)	17.08 (19.56)	17.25 (19.38)	
最終学歴：専門・高専・短大/大学以上	21.44 (20.57)	21.22 (20.66)	21.91 (20.50)	
正規雇用ダミー	-19.14 (21.12)	-19.18 (21.15)	-20.69 (21.06)	
大企業ダミー	8.96 (15.71)	8.98 (15.73)	9.04 (15.66)	
職種：事務・販売/ブルーカラー	-1.57 (20.23)	-1.75 (20.31)	1.48 (20.23)	
職種：専門・管理/ブルーカラー	-20.45 (19.29)	-20.27 (19.37)	-15.95 (19.37)	
有子ダミー	-48.22 (16.10)**	-48.19 (16.13)**	-25.59 (20.09)	
収入：100～130万円未満/130～500万円未満	-62.49 (68.18)	-62.70 (68.28)	-62.67 (67.95)	
収入：500～1000万円以上/130～500万円未満	4.34 (17.74)	4.44 (17.78)	4.77 (17.68)	
家事時間		-0.02 (0.12)		
育児時間			-0.09 (0.05)	
R ²		0.04	0.04	0.05
Adj. R ²		0.01	0.01	0.02
Num. obs.		388	388	388

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

表 4.6 休日・「女性」受動的余暇時間の重回帰分析

	モデル1	モデル2	モデル3	
Intercept	353.10 (32.04)***	333.44 (34.09)***	354.22 (32.07)***	
年齢：20代/30代	2.73 (21.60)	2.59 (21.54)	-1.00 (21.98)	
年齢：40代/30代	5.08 (20.37)	3.50 (20.33)	12.13 (21.77)	
最終学歴：高校以下/大学以上	25.99 (23.40)	29.71 (23.44)	27.99 (23.51)	
最終学歴：専門・高専・短大/大学以上	-32.63 (20.77)	-29.17 (20.82)	-33.07 (20.78)	
正規雇用ダミー	-44.67 (26.38)	-44.86 (26.30)	-46.04 (26.43)	
大企業ダミー	-28.93 (18.53)	-29.42 (18.48)	-28.51 (18.54)	
職種：事務・販売/ブルーカラー	2.35 (21.65)	-1.19 (21.69)	1.91 (21.66)	
職種：専門・管理/ブルーカラー	-6.40 (30.52)	-7.58 (30.44)	-7.34 (30.55)	
有子ダミー	-48.63 (19.22)*	-53.54 (19.39)**	-64.68 (25.99)*	
収入：100～130万円未満/130～500万円未満	14.03 (26.16)	8.02 (26.34)	13.15 (26.19)	
収入：500～1000万円以上/130～500万円未満	11.19 (28.04)	14.00 (28.01)	11.77 (28.05)	
家事時間		0.14 (0.09)		
育児時間			0.05 (0.05)	
R ²		0.09	0.09	0.09
Adj. R ²		0.05	0.06	0.05
Num. obs.		306	306	306

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

順序ロジスティック回帰分析

能動的余暇の頻度についてのジェンダー・ギャップに関する仮説 2 の順序ロジスティック回帰分析の結果を表 5.1～表 5.6 に示す。

変数

従属変数は各能動的余暇項目における頻度である。

独立変数は年齢、最終学歴、正規雇用ダミー、大企業ダミー、職種、有子ダミー、個人収入、仕事時間、家事時間・出勤日、家事時間・休日、余暇時間・出勤日、余暇時間・休日を用いる。各生活時間項目に関しては分析をするにあたって数値の標準化をした。また、「全体」の結果にのみ女性ダミーを投入した。

分析結果

Q20A「家族と外出をする」

Q20A「家族と外出をする」の「全体」の分析結果では、女性ダミーが有意でないことから、本項目には性別による頻度の差が無いと言える。年齢からは、40代は30代と比較して家族と外出をする頻度が低くなる傾向であることがわかる。有子ダミーからは、子どもがいることが家族で外出する頻度を有意に抑制していることが

わかる。育児時間・休日には、休日に育児をする時間と家族で外出をする頻度に正の関連がみられた。これら3つの変数による効果は「男性」・「女性」の結果においても共通するものである。

また、「全体」および「男性」では最終学歴と職種が有意である。最終学歴からは高校以下カテゴリの方が相対的に高い頻度で家族と外出をすることがわかる。また、職種からは専門・管理職が相対的に高い頻度で家族と外出をすることがわかる。

一方で「女性」の結果では「全体」の結果で述べた3変数以外の変数が有意ではない。「女性」においては年齢が決定的な規定要因であると考えられる。

また、「男性」と「女性」の結果で有意ではなかったが「全体」として有意な効果を持つ説明変数に余暇時間・出勤日がある。性別とは無関係に、出勤日により長い受動的余暇時間を確保している人は家族と外出をする

頻度が高くなる傾向にあると言える。

表 5.1 Q20A 「家族と外出をする」頻度についての順序ロジット

	全体	男性	女性
女性ダミー	-0.46 (0.24)		
年齢：20代/30代	0.02 (0.22)	0.01 (0.33)	-0.02 (0.31)
年齢：40代/30代	-0.90 (0.18)***	-0.82 (0.24)***	-1.07 (0.29)***
最終学歴：高校以下/大学以上	0.41 (0.20)*	0.73 (0.28)**	0.06 (0.32)
最終学歴：専門・高専・短大/大学以上	0.03 (0.19)	0.23 (0.27)	-0.17 (0.28)
有子ダミー	-1.07 (0.22)***	-1.26 (0.29)***	-0.83 (0.36)*
正規雇用ダミー	0.16 (0.22)	0.29 (0.28)	0.12 (0.38)
職種：事務・販売/ブルーカラー	0.24 (0.19)	0.49 (0.27)	0.11 (0.30)
職種：専門・管理/ブルーカラー	0.66 (0.23)**	0.67 (0.28)*	0.67 (0.44)
大企業ダミー	0.05 (0.16)	-0.13 (0.21)	0.32 (0.25)
収入：100～130万円未満/130～500万円未満	0.34 (0.29)	-0.59 (1.08)	0.38 (0.39)
収入：500～1000万円以上/130～500万円未満	0.09 (0.20)	0.20 (0.24)	-0.22 (0.38)
仕事時間	-0.12 (0.10)	-0.10 (0.11)	-0.03 (0.16)
家事時間・出勤日	-0.05 (0.16)	-0.01 (0.12)	0.02 (0.20)
家事時間・休日	0.06 (0.12)	0.21 (0.12)	-0.12 (0.16)
育児時間・出勤日	-0.08 (0.19)	-0.04 (0.14)	0.00 (0.31)
育児時間・休日	0.62 (0.14)***	0.65 (0.16)***	0.50 (0.24)*
余暇時間・出勤日	0.23 (0.11)*	0.26 (0.14)	0.17 (0.18)
余暇時間・休日	-0.09 (0.09)	-0.14 (0.12)	-0.01 (0.15)
AIC	1710.96	937.56	802.35
BIC	1824.52	1032.62	891.72
Log Likelihood	-830.48	-444.78	-377.18
Deviance	1660.96	889.56	754.35
Num. obs.	694	388	306

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

Q20B 「友人・知人と外食や外出をする」

Q20B「友人・知人と外食や外出をする」の「全体」の分析結果では、女性ダミーが有意であることから頻度にジェンダー・ギャップがあると言える。女性の方が男性よりも高い頻度でおこなう余暇項目であると考えられる。最終学歴の専門・高専・短大カテゴリの有意は「全体」でのみ確認されるものであり、男性・女性の違いによらず全体として専門・高専・短大カテゴリは友人・知人と外出をする頻度が低いと言える。

「全体」および「男性」では年齢と収入が有意である。20代は30代よりも、高所得なカテゴリは低所得なカテゴリよりも、有意に友人・知人との外出を高い頻度でおこなう傾向にあると言える。また、最終学歴は負の有意である。「男性」の結果だけでなく、「全体」、「女性」のすべての結果において基準カテゴリである大学以上カテゴリと比較してそれ以外のカテゴリがマイナスで有意である。ゆえに大学以上を卒業したもののの方が高校

以下あるいは短大・専門・高専を卒業したものよりも高い頻度で友人・知人と外出すると考えられる。

また、「女性」にのみ認められる効果に出勤日および休日の育児時間があり、それらによる効果は反対となっている。つまり、出勤日の育児時間は友人との外出の頻度を高めるが、休日の育児時間は頻度を抑制すると考えられる。

表 5.2 Q20B「友人・知人と外出したり、外食をす
る」頻度についての順序ロジット

	全体	男性	女性
女性ダミー	0.47 (0.21)*		
年齢：20代/30代	0.46 (0.19)*	0.81 (0.29)**	0.10 (0.28)
年齢：40代/30代	-0.05 (0.16)	0.11 (0.21)	-0.30 (0.27)
最終学歴：高校以下/大学以上	-0.52 (0.19)**	-0.36 (0.24)	-0.73 (0.30)*
最終学歴：専門・高専・短大/大学以上	-0.38 (0.18)*	-0.48 (0.25)	-0.45 (0.26)
有子ダミー	-0.13 (0.19)	-0.17 (0.25)	-0.15 (0.33)
正規雇用ダミー	-0.39 (0.21)	-0.18 (0.27)	-0.39 (0.35)
職種：事務・販売/ブルーカラー	0.22 (0.18)	0.21 (0.25)	0.11 (0.28)
職種：専門・管理/ブルーカラー	0.25 (0.21)	0.45 (0.25)	-0.53 (0.40)
大企業ダミー	0.09 (0.15)	0.15 (0.19)	-0.01 (0.23)
収入：100～130万円未満/130～500万円未満	0.27 (0.26)	-0.48 (0.87)	0.16 (0.36)
収入：500～1000万円以上/130～500万円未満	0.66 (0.18)***	0.72 (0.22)**	0.20 (0.35)
仕事時間	-0.05 (0.10)	-0.10 (0.10)	0.06 (0.16)
家事時間・出勤日	-0.19 (0.15)	0.03 (0.12)	-0.27 (0.19)
家事時間・休日	0.02 (0.11)	0.02 (0.11)	-0.05 (0.15)
育児時間・出勤日	0.15 (0.15)	0.05 (0.12)	0.59 (0.27)*
育児時間・休日	-0.12 (0.12)	-0.02 (0.13)	-0.44 (0.21)*
余暇時間・出勤日	0.13 (0.10)	-0.04 (0.12)	0.31 (0.16)
余暇時間・休日	0.06 (0.09)	0.15 (0.11)	-0.01 (0.14)
AIC	2183.96	1255.4	929.61
BIC	2297.52	1350.47	1015.25
Log Likelihood	-1066.98	-603.7	-441.8
Deviance	2133.96	1207.4	883.61
Num. obs.	694	388	306

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

Q20C「学習活動や自己啓発をする」

Q20C「学習活動や自己啓発をする」の「全体」の結果では女性ダミーは有意ではないことから、性別によって頻度に差がない余暇項目であると言える。最終学歴から、大学以上カテゴリと比較した高校以下カテゴリに顕著に負の有意が確認された。「男性」、「女性」の結果でも同様であることから、学歴が高次化するにしたがってより頻繁に学習活動や自己啓発をおこなうようになる傾向があると考えられる。また、余暇時間・出勤日の正の有意な効果から、出勤日の受動的余暇時間の量と自己啓発の頻度は正の関連にあると言える。

また、「全体」および「男性」には職種における専門・管理職にブルーカラーと比較して正の効果が確認された。ゆえに専門・管理職のようなより高度な専門性を必要とする職種はブルーカラーよりも高い頻度で学習活動をおこなっていると言える。

また、「男性」では収入における 100～130 万円未満カテゴリは 130～500 万円未満カテゴリよりも多い頻度で学習活動や自己啓発をおこなうという結果も出ている。

「女性」の結果では最終学歴と余暇時間・出勤日のみが有意であり、上記の結果と同様であると考えられ、女性においては最終学歴が決定的な規定要因となっている可能性がある。

表 5.3 Q20C「学習活動や自己啓発をする」頻度について
の順序ロジット

	全体	男性	女性
女性ダミー	0.33 (0.27)		
年齢：20代/30代	0.22 (0.24)	0.16 (0.39)	0.39 (0.33)
年齢：40代/30代	-0.07 (0.22)	-0.43 (0.31)	0.29 (0.35)
最終学歴：高校以下/大学以上	-0.91 (0.25)***	-0.77 (0.36)*	-1.15 (0.39)**
最終学歴：専門・高専・短大/大学以上	-0.32 (0.22)	-0.85 (0.39)*	-0.05 (0.30)
有子ダミー	-0.37 (0.26)	-0.05 (0.36)	-0.67 (0.41)
正規雇用ダミー	-0.31 (0.25)	-0.53 (0.35)	-0.28 (0.39)
職種：事務・販売/ブルーカラー	0.30 (0.24)	0.27 (0.37)	0.25 (0.33)
職種：専門・管理/ブルーカラー	0.51 (0.26)*	0.85 (0.36)*	-0.06 (0.45)
大企業ダミー	0.13 (0.19)	0.09 (0.27)	0.24 (0.28)
収入：100～130万円未満/130～500万円未満	0.39 (0.32)	2.90 (0.99)**	0.31 (0.42)
収入：500～1000万円以上/130～500万円未満	-0.10 (0.24)	0.03 (0.32)	-0.26 (0.43)
仕事時間	0.20 (0.12)	0.14 (0.14)	0.31 (0.19)
家事時間・出勤日	0.23 (0.19)	0.18 (0.14)	0.40 (0.24)
家事時間・休日	-0.11 (0.14)	-0.10 (0.14)	-0.23 (0.19)
育児時間・出勤日	-0.16 (0.22)	0.12 (0.18)	-0.22 (0.38)
育児時間・休日	-0.11 (0.17)	-0.26 (0.20)	-0.04 (0.30)
余暇時間・出勤日	0.45 (0.12)***	0.31 (0.16)*	0.46 (0.19)*
余暇時間・休日	-0.15 (0.11)	-0.25 (0.16)	0.07 (0.16)
AIC	1363.51	688.84	690.03
BIC	1477.07	783.91	779.39
Log Likelihood	-656.75	-320.42	-321.01
Deviance	1313.51	640.84	642.03
Num. obs.	694	388	306

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

Q20D「スポーツ、ジョギングやダンスなど体を動かすことをする」

Q20D「スポーツ、ジョギングやダンスなど体を動かすことをする」の分析結果では、「全体」の女性ダミーに有意な効果は認められなかった。

「全体」および「男性」においては最終学歴が有意な効果を持つ。専門・高専・短大カテゴリは大学以上カテゴリと比較してスポーツなどを行う頻度が低い。

また、「全体」および「女性」においては有子ダミーが有意な効果を持つ。このことから、特に「女性」においては、子どもの存在がスポーツなどを行う頻度を抑制している。

また、「女性」に固有の効果として収入によるものがある。「女性」では高所得であることは有意にスポーツなどを行う頻度を高めると考えられる。

表 5.4 Q20D 「スポーツやジョギングなど体を動かす」頻度についての順序ロジット

	全体	男性	女性
女性ダミー	-0.25 (0.23)		
年齢：20代/30代	0.19 (0.21)	0.09 (0.30)	0.23 (0.31)
年齢：40代/30代	0.10 (0.18)	0.06 (0.22)	0.34 (0.32)
最終学歴：高校以下/大学以上	-0.26 (0.20)	-0.17 (0.25)	-0.20 (0.34)
最終学歴：専門・高専・短大/大学以上	-0.61 (0.20)**	-1.04 (0.29)***	-0.30 (0.29)
有子ダミー	-0.58 (0.21)**	-0.08 (0.27)	-1.39 (0.38)***
正規雇用ダミー	0.09 (0.21)	0.11 (0.27)	0.15 (0.38)
職種：事務・販売/ブルーカラー	-0.18 (0.20)	-0.19 (0.27)	-0.20 (0.33)
職種：専門・管理/ブルーカラー	0.08 (0.21)	0.41 (0.26)	-0.40 (0.45)
大企業ダミー	0.22 (0.16)	0.36 (0.20)	0.11 (0.26)
収入：100～130万円未満/130～500万円未満	-0.25 (0.29)	-0.30 (0.97)	0.04 (0.39)
収入：500～1000万円以上/130～500万円未満	0.28 (0.19)	-0.06 (0.23)	0.95 (0.37)*
仕事時間	-0.09 (0.10)	-0.09 (0.11)	-0.06 (0.17)
家事時間・出勤日	-0.18 (0.17)	0.22 (0.12)	-0.32 (0.23)
家事時間・休日	0.11 (0.12)	-0.01 (0.11)	0.15 (0.17)
育児時間・出勤日	-0.06 (0.20)	0.01 (0.14)	0.11 (0.36)
育児時間・休日	-0.05 (0.13)	-0.08 (0.14)	0.01 (0.28)
余暇時間・出勤日	0.18 (0.11)	0.09 (0.12)	0.20 (0.18)
余暇時間・休日	-0.01 (0.09)	0.12 (0.12)	-0.11 (0.15)
AIC	2004.35	1224.65	790.46
BIC	2117.91	1319.72	879.83
Log Likelihood	-977.18	-588.33	-371.23
Deviance	1954.35	1176.65	742.46
Num. obs.	694	388	306

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

Q20E 「ショッピング、ヘアサロン・理容室、エステな

どリラクゼーションに行く」

Q20E「ショッピング、ヘアサロン・理容室、エステなどリラクゼーションに行く」の「全体」の結果では、1%水準で女性ダミーが有意であることから、男性よりも女性の方がより高い頻度で行う余暇項目であると言える。

また、「全体」と「女性」の結果における有子ダミーと育児時間・出勤日から、子どもと育児の必要性の存在はともに女性のリラクゼーションに行く頻度を有意に抑制すると考えられる。反対に出勤日に余暇時間があることは女性のリラクゼーションに行く頻度を高める。

「男性」に関しては正規雇用であることと大企業に勤めていることがリラクゼーションに行く頻度を有意に高める。また、出勤日に家事をこなす男性は有意にショッピングやリラクゼーションに行く頻度が高い傾向にある。

表 5.5 Q20E 「ショッピング、エステなどに行く」頻度についての順序ロジット

	全体	男性	女性
女性ダミー	0.55 (0.21)**		
年齢：20代/30代	-0.08 (0.19)	0.08 (0.29)	-0.20 (0.28)
年齢：40代/30代	-0.17 (0.17)	-0.34 (0.22)	0.24 (0.28)
最終学歴：高校以下/大学以上	-0.08 (0.18)	-0.06 (0.24)	0.12 (0.30)
最終学歴：専門・高専・短大/大学以上	-0.03 (0.18)	-0.41 (0.26)	0.40 (0.27)
有子ダミー	-0.61 (0.20)**	-0.24 (0.26)	-1.07 (0.34)**
正規雇用ダミー	0.48 (0.20)*	0.58 (0.27)*	0.16 (0.34)
職種：事務・販売/ブルーカラー	0.01 (0.18)	-0.08 (0.25)	0.25 (0.28)
職種：専門・管理/ブルーカラー	0.04 (0.20)	0.27 (0.25)	0.21 (0.40)
大企業ダミー	0.31 (0.15)*	0.47 (0.20)*	0.10 (0.24)
収入：100～130万円未満/130～500万円未満	0.42 (0.26)	1.56 (0.87)	0.14 (0.36)
収入：500～1000万円以上/130～500万円未満	0.33 (0.18)	0.20 (0.22)	0.53 (0.37)
仕事時間	-0.02 (0.10)	-0.06 (0.10)	-0.09 (0.15)
家事時間・出勤日	0.06 (0.15)	0.34 (0.13)*	-0.15 (0.19)
家事時間・休日	0.11 (0.11)	-0.04 (0.11)	0.20 (0.15)
育児時間・出勤日	-0.42 (0.16)*	-0.04 (0.12)	-0.90 (0.30)**
育児時間・休日	0.06 (0.12)	-0.08 (0.13)	0.42 (0.22)
余暇時間・出勤日	0.25 (0.10)*	-0.09 (0.12)	0.60 (0.16)***
余暇時間・休日	0.07 (0.09)	0.18 (0.11)	0.03 (0.14)
AIC	2119.49	1205.52	893.67
BIC	2233.05	1300.58	983.03
Log Likelihood	-1034.75	-578.76	-422.83
Deviance	2069.49	1157.52	845.67
Num. obs.	694	388	306

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

Q20F「(自宅外の)映画鑑賞、音楽鑑賞、演劇等の鑑賞をする、スポーツ観戦をする」

Q20F「(自宅外の)映画鑑賞、音楽鑑賞、演劇等の鑑賞をする、スポーツ観戦をする」の分析結果では、

「全体」の女性ダミーが有意ではなかった。

「全体」および「男性」の結果では職種と収入が有意である。職種では専門・管理職はブルーカラーよりも映画鑑賞やスポーツ観戦に行く頻度が高い傾向にあることがわかった。また、収入に関しては高所得であることが有意に映画鑑賞やスポーツ観戦に行く頻度を高める。また、男性の出勤日の余暇時間は当該余暇行動の頻度を高める効果を持つ。

「全体」および「女性」では有子ダミーがマイナスで有意である。このことから、特に女性において子どもがいることは映画鑑賞やスポーツ観戦に行く頻度を抑制すると考えられる。

他方、「男性」と「女性」では年齢における 20 代カテゴリーの効果が真逆に出ている。20 代の男性は映画鑑賞やスポーツ観戦に行く頻度が高くなる傾向にあるのに対して 20 代の女性はその頻度が低くなる傾向にある。

また、「男性」と「女性」のいずれにおいても有意ではないものの、休日の余暇時間は「全体」として有意な効果を持つ。ここから、休日に余暇時間を確保しているものは映画鑑賞やスポーツ観戦に行く頻度が高くなる傾向にあると考えられる。

表 5.6 Q20F 「映画・音楽・演劇やスポーツを観る」

頻度についての順序ロジット

	全体	男性	女性
女性ダミー	0.17 (0.22)		
年齢：20代/30代	-0.00 (0.21)	0.82 (0.31)**	-0.59 (0.29)*
年齢：40代/30代	0.06 (0.17)	0.10 (0.22)	0.10 (0.29)
最終学歴：高校以下/大学以上	-0.32 (0.19)	-0.16 (0.26)	-0.53 (0.31)
最終学歴：専門・高専・短大/大学以上	-0.29 (0.18)	-0.32 (0.27)	-0.39 (0.27)
有子ダミー	-0.65 (0.21)**	-0.50 (0.27)	-0.78 (0.35)*
正規雇用ダミー	0.10 (0.21)	0.16 (0.28)	-0.03 (0.35)
職種：事務・販売/ブルーカラー	0.32 (0.19)	0.41 (0.26)	0.31 (0.28)
職種：専門・管理/ブルーカラー	0.52 (0.21)*	0.59 (0.26)*	0.43 (0.40)
大企業ダミー	0.09 (0.15)	0.04 (0.21)	0.11 (0.24)
収入：100～130万円未満/130～500万円未満	0.26 (0.27)	1.22 (0.94)	0.20 (0.36)
収入：500～1000万円以上/130～500万円未満	0.38 (0.19)*	0.71 (0.23)**	-0.10 (0.36)
仕事時間	-0.18 (0.10)	-0.20 (0.11)	-0.03 (0.16)
家事時間・出勤日	0.04 (0.16)	0.21 (0.11)	-0.08 (0.20)
家事時間・休日	0.02 (0.12)	0.03 (0.11)	-0.06 (0.16)
育児時間・出勤日	-0.22 (0.17)	-0.14 (0.14)	-0.19 (0.30)
育児時間・休日	-0.08 (0.13)	-0.12 (0.14)	0.02 (0.24)
余暇時間・出勤日	0.19 (0.10)	0.25 (0.13)*	0.11 (0.16)
余暇時間・休日	0.21 (0.09)*	0.23 (0.12)	0.20 (0.14)
AIC	1785.63	999.99	798.71
BIC	1899.19	1095.06	884.35
Log Likelihood	-867.81	-476	-376.36
Deviance	1735.63	951.99	752.71
Num. obs.	694	388	306

**p < 0.001, *p < 0.01, †p < 0.05

第4章 考察

4.1 受動的余暇時間についての考察

仮説1である、受動的余暇時間の量および規定要因の男女間での違いについての考察を、出勤日および休日の受動的余暇時間の重回帰分析の結果からおこなう。

まず出勤日についてだが、「全体」のいずれのモデルにも女性ダミーが有意ではないことから、余暇時間量にジェンダー・ギャップが存在するという仮説は否定された。一方、余暇時間の量を規定する要因については、男女間で違いがみられた。分析結果におけるこの違いには二種類あると言える。すなわち、「男性」「女性」のどちらか一方にのみ有意な効果を持つ説明変数の存在による違いと、共通して有意であるものの、その程度が異なる変数の存在による違いである。

前者の違いにおいて顕著なのは女性にのみ認められる正規雇用ダミーのマイナスの有意である。男性では有意

ではないことから、女性は就業形態に出勤日の余暇時間が男性よりも影響されている可能性が示唆される。データ内の男性は約84%が正規雇用であること、またその働き方が硬直的であることと、女性は子どものライフステージに応じてその就業形態および仕事時間を変化させること（佐藤 2010）を考慮すれば、男性にとって正規雇用かつ長時間労働はある意味で当たり前のことであるため有意な効果を持たない正規雇用ダミーが、女性に対しては有意な効果を持つことの解釈の手がかりになるだろう。

また、後者の違いで顕著なのは有子ダミーによる負の効果である。「男性」では育児時間を投入したモデル4にのみ0.1%水準、その他のモデルでは5%水準の有意であるのに対して、「女性」では全モデルに一貫して0.1%水準で有意であり、ほとんど決定的な規定要因であると言える。これは育児時間の男女間の開差によると

ころが大きいと考えられる。女性は常に男性よりも長い時間育児をおこなっており、子どもがいることによる生活時間の他の項目への圧迫が男性とは程度が異なる。加えて、育児時間とは本データにおける世話・教育・しつけなどの主に未就学児を対象とした行動に限定しており、子どもが小学校あるいは中学校に進学しても発生するような、いわば本データの育児時間の定義から"溢れた"育児行為の存在が考えられる。これらの要因によって結果的に「女性」における有子ダミーの効果が「男性」におけるそれよりも強く現れていると考えられる。

また、育児行為の有無が余暇時間を圧迫することは「男性」のモデル4の有子ダミーのみ0.1%水準で有意な効果を持つことが証左となる。世話・教育・しつけなどの育児行為が必要な時期は男性も育児に参加するが、その育児が最も大変な時期を超えたのちに、なおも必要な育児の存在から生じる余暇時間に対する抑制効果が、

「女性」における全モデルの有子ダミーに現れている可能性がある。ゆえに、出勤日における受動的余暇時間の規定要因には男女間で違いがあると考えられ、仮説1はその一部が支持される結果となった。

次に休日についてだが、「全体」の家事時間を投入したモデル2の女性ダミーが有意であることから、家事時間の長さを考慮すると、休日の受動的余暇時間の量にはジェンダー・ギャップが生じている。

育児には男性も積極的に参加している一方で、男女間の休日の生活時間構造に最も差を生じさせているのは家事時間であり、それによって余暇時間量にも差が生じてしまっていると考えられる。

続いて余暇時間量の規定要因における男女間の違いについてだが、先にも述べた通り、休日の受動的余暇時間で5%の有意水準で「男性」「女性」に共通するのは有子ダミーによる有意な効果のみであった。逆に言えば、

休日の余暇時間量の規定要因は性別を問わず有子ダミーであるとも解釈できる。ここから、休日の余暇の時間量に関しては、家事時間を考慮するとジェンダー・ギャップが生じており、時間量の規定要因には大きく男女間に違いは無いと考えられる。よって休日においては仮説1は部分的に支持された。

以上のことから、受動的余暇時間の量は出勤日には男性は長時間労働によって、女性は仕事+家事・育児の「ダブル・シフト」によってそれぞれ抑制されるため統計的に有意なまでの差が生じていない。しかし、休日においては男性は育児に積極的に参加するものの家事にはあまり参加しない一方で、女性は出勤日より長い時間家事・育児に取り組むため、特に家事時間によって余暇時間量に統計的に有意なまでのジェンダー・ギャップが生じている。

以下、2点指摘しておきたい可能性について言及し仮

説1についての考察を終える。それは休日の余暇時間の結果で、モデル2の家事時間およびモデル3の育児時間の効果が、5%水準で有意ではないものの男女で逆になっているということである。「男性」では家事・育児はマイナスになっているが「女性」ではそれらは余暇時間に対してプラスとなっている。本データの生活時間項目では、主な行動としての主行動と、それと並行して行う、ながら行動としての同時行動の別を問うてはいないので定かではないが、この原因の一つとして家庭内無償労働の習熟度が関係していると考えられる。一般に男性は女性よりも家事・育児の習熟度の点で劣り、そのため同時行動としてテレビを観たりインターネット検索をしたりする余裕がないためマイナスに、女性はその反対にプラスになっている可能性が考えられる。

また、「全体」において確認された正規雇用ダミーの負の有意は休日における仕事時間の存在を示唆してい

る。本データでは”通常の出勤日“についてのみ仕事を尋ねているため、”休日の出勤日”の仕事時間が計測できない。そのため、本データの対象者に休日出勤をする人がいくらかでもいた場合には、その分の生活時間を分析から取りこぼすこととなり、休日における受動的余暇時間の実像との間に齟齬が生じてしまっている可能性が指摘されるが、これによって本稿の分析結果の一般化には限界があると言える。

以上の2点の指摘をもって、仮説1である、受動的余暇時間の量および規定要因の男女間での違いについての考察を終える。

4.2 能動的余暇頻度についての考察

仮説2である、能動的余暇頻度およびその規定要因の男女間での違いについての考察を、能動的余暇頻度の順序ロジスティック回帰分析の結果からおこなう。

Q20B と Q20E には行動頻度にジェンダー・ギャップが認められたが、それ以外の項目には少なくとも 5% の有意水準で性別による行動頻度の差は認められなかった。一方、その規定要因については、概ね全項目に程度の差はあるものの確認された。ゆえに、仮説 2 は能動的余暇の行動頻度のジェンダー・ギャップの存在については一部支持され、行動頻度の規定要因における男女間の違いは支持されたと言える。

本節では能動的余暇頻度のジェンダー・ギャップおよび規定要因の男女間の違いについて余暇内容別に考察を行う。

Q20A 「家族と外出をする」にはその行動頻度に男女間で差があまりないという結果が出た。また、その頻度の規定要因も男女間で程度の差が確認されるくらいである。

男性では最終学歴による効果が顕著であり、高校以下

カテゴリは家族との外出をおこなう頻度が高くなる確率が他のカテゴリよりも高くなっている。

また、男性の育児時間・休日による効果は特に顕著である。家族と外出するのが主に休日であるからだと考えられるが0.1%の有意水準で正の効果を持つことから、いわゆる家族サービスに積極的な男性は家族と外出する頻度が高いと考えられる。同説明変数が女性では5%水準で有意であることを考えれば、規定要因の程度に差があると捉えられる。

Q20B「友人・知人と外食や外出をする」には頻度にジェンダー・ギャップが認められ、女性の方が男性よりも高い頻度で行う余暇活動ということがわかった。おそらくこの頻度のギャップには有配偶者に対するカップリング調査という本データの特性が関係する。というのも、本データでは女性の多くが非正規雇用であり、そもそも男性とは裁量の利く時間量が異なるということに加

えて、本人が非正規雇用であっても夫の存在により交際費用について独身かつ非正規の場合より余裕があるからという事情が考えられる。交際費用を考慮すれば原田（2012）の「交際費用」仮説と整合的であり、当該余暇の頻度のジェンダー・ギャップを説明できる。

また、女性において出勤日の育児時間が当該余暇行動の頻度を高めるのは育児休暇制度や短時間勤務制度といった当該余暇行動を行う時間を生み出す制度の利用者の存在が一要因として考えられる。

これらのことから本余暇行動にはその頻度にジェンダー・ギャップが生じている。また、全体を通して最終学歴がより低いカテゴリであることで頻度が低下するのは原田（2012）の指摘する「素朴機会」仮説と整合的である。

以上から、本項目には頻度と規定要因の両方において男女間に違いが認められる。

Q20C「学習活動や自己啓発をする」には頻度にジェンダー・ギャップは認められなかったため男女共に同程度の頻度で行うものであると言える。もっとも、ヒストグラムからも明らかなように行動者がそもそもかなり少ないため差を捉えきれなかった可能性もある。

本項目は最終学歴が決定的な規定要因であり、より高学歴であることがその頻度を高める。全体的な傾向としては出勤日の余暇時間が有意であることから、出勤日に余暇時間を確保できていることが学習活動や自己啓発の機会を増やすと考えられる。

男性の収入においては100～130万円未満のカテゴリは行動頻度が高いという結果が出ており、ジェンダーの観点からというよりは最終学歴・職種・収入といった社会経済的な地位からの説明の方がより有意義であると考えられる。

以上、本項目では頻度にジェンダー・ギャップは認め

られなかったが、頻度の規定要因には男女間で違いがみられた。

Q20D「スポーツ、ジョギングやダンスなど体を動かすことをする」には頻度にジェンダー・ギャップが認められなかったため、男女共に同程度の頻度でおこなうものである。ヒストグラムからはわずかに男性の方が多くおこなうかのように見えたが、女性ダミーの相関係数がマイナスであることから、傾向としては正しく、しかし統計的に有意なまでの差ではなかったと言える。

一方その規定要因は男女間で違いが明確であり、男性においては最終学歴が、女性においては有子ダミーがそれぞれ決定的な規定要因となっている。女性における有子ダミーによる効果は特に顕著であり、子どもの存在が自宅外でのまとまった時間を要する運動の頻度を有意に抑制している。一方男性の最終学歴による効果は、その効果の明白さに反して理由が判然としない。職種や収

入、仕事時間などではなく学歴そのものに、それも専門・高専・短大を卒業したものに固有の運動をする頻度に影響する事情があると考えられる。

以上のことから、本項目には頻度にはジェンダー・ギャップが認められなかったが頻度の規定要因には男女間で違いが認められた。

Q20E「ショッピング、ヘアサロン・理容室、エステなどリラクゼーションに行く」には女性ダミーが有意であることから、その頻度にジェンダー・ギャップが認められ、男性よりも女性の方がより高い頻度で行う。この頻度の差は行動内容のヘアサロンやエステなどといった一般に女性による利用が多いと考えられる内容を対象とすることに由来すると考えられる。

また、行動頻度の規定要因についても男女間で違いがみられた。女性においては抑制要因が目立ち、子どもがいること、出勤日に育児時間が長いことは本項目のよう

な余暇活動の頻度を抑制する。それに反して、出勤日の余暇時間と本項目は正の関連にあることから、出勤日の時間的なゆとりはリラクゼーションの機会を与えてくれると考えられる。他方、男性については頻度を高める要因が目立つ。正規雇用であること、大企業に勤めていることは本項目のような余暇活動の頻度を高めるが、これは相対的に収入が高いことと身だしなみに気を配る必要性があることによるものだと推測される。また、出勤日の家事時間と当該余暇項目も正の関連にあるが、家事としての買い物と本項目におけるショッピングとの関連性が考えられる。

Q20F「(自宅外の)映画鑑賞、音楽鑑賞、演劇等の鑑賞をする、スポーツ観戦をする」には女性ダミーが有意でないことから、少なくとも5%の有意水準で行動頻度にジェンダー・ギャップは認められない。

ただし、行動頻度を規定する要因については男女で異

なる。ここまで何度も見てきたように、女性にとっては子どもがいることが抑制要因となっている。ただし、男性でもマイナスかつ「全体」においてその効果が「女性」における効果よりも強まることから、男性についても子どもの存在が本項目の頻度を抑制していないわけではないことがわかる。また、年齢では20代に男女で真逆の効果が出ている。20代は男女ともに仕事時間が最も短い年代ではあるが、最も未就学児が多い年代でもある。特に出勤日においては、男性はあまり生活時間構造が変化しないのに対し女性は仕事時間+家事・育児時間と重なり、その結果として20代の本項目の行動頻度においては男女で逆の効果が確認されたと考えられる。また、職種における専門・管理カテゴリと収入における高収入カテゴリに正の効果が認められることから、経済的なゆとりが頻度を高める余暇活動であることがわかる。また、「男性」では出勤日に余暇時間があることがプラ

スに作用することに対して「女性」ではその効果は統計的に有意とまではいかない。家事時間と育児時間を確認すると、「男性」ではプラスであるのに対して「女性」ではマイナスであることから、出勤日における生活時間構造の違いが本項目の頻度における規定要因にも違いをもたらしている可能性が指摘できる。また、全体を通してみると休日に余暇時間が確保できていることは本項目の頻度を高める効果を持つ。

以上、仮説2の検証を通して能動的な余暇活動の頻度におけるジェンダー・ギャップおよび行動頻度の規定要因における男女間の違いの存在を確認してきたが、頻度自体に統計的に有意なジェンダー・ギャップが生じている項目は多くなかった。このことから、ジェンダーの視点からでは説明できない余暇活動の行動頻度の差がある可能性が示唆される。それは石田（2018）が指摘するような社会経済的地位などの階層的要因、またはそれ

以外の要因によるものかもしれない。

ただし、様々な要素が絡んだ結果として男女間で余暇活動の行動頻度に、たとえ統計的に有意なまでの差が生じなかったとしても、これまで述べてきたようにその規定要因は男女で同じではない。そしてこれまで確認してきたように、その規定要因の違いは生活時間構造の違いに関係していることが多い。また、そのなかでもとりわけ育児時間による能動的余暇活動への影響は他の生活時間項目よりも目を引くものがある。それに付随して、子どもがいることはほぼ全余暇項目において有意な効果を持ち、またそれが行動頻度に対してプラスの影響をすることはなかった。

また、子どもの存在による余暇行動頻度へのマイナスの効果は女性に対してより強い有意な効果を持つことが相対的に多く、このことから女性が、特に出勤日において主な育児活動の担い手であることは、女性の特定の

余暇活動を行う機会を制限する。なお、能動的余暇頻度が仕事時間の影響を受けていない（ように見える）のはこれを休日におこなうことが多いからであり、出勤日の生活時間の影響を受けづらいということには留意されたい。

ワーク・ライフ・バランス実現のためには仕事時間や家事時間ももちろんであるが、育児分担の公平性もまたそれらと同等かそれ以上に重要であることが本分析から指摘される。

第5章 まとめ

以上、2つの仮説の検証を通して、本稿では特に若年層有配偶者に焦点を当てた受動的余暇および能動的余暇のジェンダー・ギャップについて分析をしてきた。最後にワーク・ライフ・バランスの観点を交えつつ、余暇のジェンダー・ギャップの解決への考察を述べておきた

い。

本研究では2次活動時間を仕事時間と家事・育児時間に分けて確認したが、ここから指摘できる問題点はやはり男性の長時間労働と女性の家庭内無償労働時間の長さだった。とりわけ家事時間の男女間の開差は顕著であり、有配偶者のみに対象を限定した本データにおいても男性の家事および出勤日の育児への不参加は浮き彫りとなった。

仮説1の休日の重回帰分析の結果では、家事時間を考慮すると受動的余暇時間には男女間で統計的に有意な差が生じてしまっており、無償労働の分担の偏りが男女間の余暇時間の差に結び付いていることは確実である。

ここで無償労働の一つである家事の分担の公平性は無論、問題にされるべきであるが、本稿としてはもう一つの無償労働である育児と子どもの存在について特に注目したい。なぜなら家事による余暇を抑制する効果が休日

の受動的余暇という、ある意味で限定的であるのに対して、分析結果からは育児および子どもの存在は受動的・能動的あるいは出勤日・休日の別を問わず間断なく余暇を抑制していると考えられるからである。

もちろんここでいう抑制要因としての「子どもの存在」とは「有子ダミー」のことを指し、子どもがいることそのもののことではなく、そこから生じる諸々の育児行動のことでもある。これは本稿でおこなった分析での有子ダミーと育児時間の関係から示唆される、育児の定義から"溢れた"育児行動のことである。「男性」では育児時間の投入により吸収される有子ダミーの効果が、「女性」ではその効果が弱まるものの吸収しきれないことがあったが、これにより示唆されるのは定義から"溢れた"未就学児以上の子どもに対する育児行動である。子どもの存在および育児時間は、男女の在宅時間を増やすことから受動的余暇時間を延長することと能動的余暇

頻度を抑制することがわかった。本稿でデータの Q19 にあたるテレビ視聴やインターネット検索などの余暇活動を「受動的」と形容した意味はここにあり、仕事による疲労や育児の必要性から必ずしも本人の主体的選択からではなくおこなわれる余暇活動であるためそれらは"受動的"余暇なのである。

第1章でのワーク・ライフ・バランスの解釈では、ワーク・ライフ・バランスは①性別を問わず、②年齢を問わず、③個人の主体的選択・決定によって実現されるべきものであったはずであり、現状では仕事と余暇の両方においてこの定義から逸脱してしまっている可能性が高い。

本稿での分析を踏まえれば、生活時間配分を少しでも余暇、とりわけ能動的余暇の頻度を増やすことに再配分するには、男女間での育児分担の見直しが目下の課題であると言える。子どもがいることによる余暇の圧迫は男

性よりも女性の方が顕著であり、育児によって男女が平等に各々の余暇時間・頻度を圧迫されているわけではないからである。その解決にはたとえば、従来からあるような近居の家族の育児への協力や、佐藤（2010）にもあるような育児のアウトソーシングなどの形が考えられる。現状、日本では育児支援の手段として家族内支援や保育所以外の手段がほとんど活用されていない（飯田・荻野 2019）。これはおそらく我が国特有の「母親神話」や「三歳児神話」のような、幼児期の育児は母親がすべきだという「神話」に基づくものである。現状では育児支援制度の利用者もそのほとんどが女性であり、男女間の家庭内無償労働には量的にも質的にも差がありすぎる。上述のような育児の外部化の手段あるいは特に出勤日における夫の育児への積極的な参加なしに、少なくとも女性にとってのワーク・ライフ・バランスが実現されることは今後無い。

飯田・荻野（2019）は育児期の女性にとってテレビを観る等の3次活動の時間が女性のストレス軽減につながることを報告しており、このことからワーク・ライフ・バランス実現のための余暇の重要性が再確認できる。しかし、育児時間も家事時間や余暇時間と同様に個人的な要素を多く含む生活時間であるため政策的介入は難しい。ゆえに、仕事時間への政策的介入と個人レベルでの努力以外に取れる手段は少なく、やはり男性の長時間労働に対する施策、性別役割分業意識の克服、または育児に関する諸々の「神話」からの脱却、育児の外部化のハードルを下げるということは解決が急がれる課題であると考えられる。

謝辞

本研究をするにあたって、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「生活時間に関するアンケート調査
(連合総合生活開発研究所)」の個票データの提供を受
けました。

参考文献

- 水野谷武志, 2006, 「ジェンダー視点から見た労働・生活
時間の配分構造：統計による日本の実態の把握と検
討」『社会政策学会誌』 No.90: 19-32.
- 黒田祥子, 2010, 「生活時間の長期的な推移」『日本労働
研究雑誌』 52(6): 53-64.
- 黒田祥子, 2012, 「日本人の余暇時間—長期的な視点から」
『日本労働研究雑誌』 54(8), 32-44.

- 梶谷真也, 2015, 「若年層の生活時間の変化—『社会生活基本調査』匿名データを用いた分析—」『明星大学経済学研究紀要』 Vol.47 No.1.
- 石田賢示・佐藤香, 2016, 「生活時間からみた『ゆとり』の社会階層格差」『統計』 67 (8) : 14-19.
- 石田賢示, 2019, 「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」『社会科学研究』 70 (1) :73-95.
- 石川洋行, 2014, 「ボードリヤールの消費理論における余暇論の射程」『現代社会学理論研究』 8(0): 81-93.
- 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.
- 池谷美衣子, 2009, 「社会教育学研究の視角としての『労働と余暇』の限界性克服に向けた一試論 —ワーク・

- ライフ・バランスをめぐる議論を手がかりにして―
『教育学論集』第5集: 101-127.
- 黒田祥子, 2013, 「余暇」『日本労働研究雑誌』No633: 6-9.
- 柴田英樹, 2012, 「働く人の生活時間の現状と長時間労働への対応」『立法と調査』, No335: 65-75.
- 水野谷武志, 2019, 「雇用労働者における有償労働の時間量・行動場所・時間帯―『社会生活基本調査』マイクロ統計による分析―」『社会学研究』70(1):115-137.
- 長尾伸一・野村大輔・永井恵子, 2017, 「WHO works long hours?～労働力調査及び社会生活基本調査のマイクロデータを用いた長時間労働に関する分析」『統計研究彙報』第74号: 1-28.
- 水野谷武志, 2004, 「ジェンダー視点による労働時間分析―『労働時間の二極分化』の再検討―」『統計』第86号: 20-30.

- 森岡孝二, 2011, 「労働時間の二重構造と二極分化」『大原社会問題研究雑誌』(627) : 1-18.
- 黒田祥子, 2009, 「日本人の労働時間は減少したか? —1976-2006年タイムユーズ・サーベイを用いた労働時間・余暇時間の計測—」ISS Discussion Paper Series J-174 東京大学社会科学研究所.
- 松田茂樹, 2001, 「性別役割分業と新・性別役割分業—仕事と家事の二重負担」『哲学』慶應義塾大学三田哲学会, 106: 31-57.
- 筒井淳也, 2014, 「女性の労働参加と性別分業—持続する『稼ぎ手』モデル」『日本労働研究雑誌』No.648: 70-83.
- 今川真治・平田道憲, 2016, 「父親の育児時間の40年間の変化」『広島大学大学院教育学研究科紀要』第二部第65号: 241-248.
- 鈴木富美子, 2011, 「休日における夫の家事・育児への関

与は平日の『埋め合わせ』になるのか—妻の就業形態、ライフステージ、生活時間に着目して』『季刊家計経済研究』No.92: 46-58.

飯田直美・萩野哲也, 2019, 「育児期女性の日常生活における時間の使い方・育児支援活用と育児ストレスの関係」『岡山県立大学保健福祉学部紀要』26 (1) : 11-19.

湯川志保, 2016, 「出産が男性の労働成果に与える影響」『行動経済学』第9巻: 118-121.

黒田祥子, 2009, 「日本人の労働時間は以前より短くなっているのか」『REITI 政策シンポジウム 2009年4月2日 労働市場制度改革研究会』.

連合総合生活開発研究所編, 2009, 『生活時間の国際比較: 日・米・仏・韓のカップル調査』連合総合生活開発研究所.

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』 Vol.22,No1.

筒井淳也・竹内麻貴, 2016, 「家事分担研究の課題―公平の視点から効果の視点へ」『季刊家計経済研究』 No.109,13-25.

西久美子, 2008, 「余暇意識からみるワーク・ライフ・バランス～「余暇とスポーツ 2007」調査から～」『放送研究と調査』 58(4),38-52.