大阪商業大学学術情報リポジトリ

連続休暇取得の難易度の規定要因に関する検討―JGSS－2015/2016による実証分析―

メタデータ	言語: Japanese
	出版者: 日本版総合的社会調査共同研究拠点
	大阪商業大学JGSS研究センター
	公開日: 2022-06-29
	キーワード (Ja):
	キーワード (En):
	作成者:
	メールアドレス:
	所属:
URL	https://ouc.repo.nii.ac.jp/records/1269

This work is licensed under a Creative Commons Attribution-NonCommercial-ShareAlike 3.0 International License.

連続休暇取得の難易度の規定要因に関する検討

—JGSS-2015/2016 による実証分析—

瀬戸 健太郎
早稲田大学教育学研究科博士課程

Investigation of Theoretical Frameworks about Taking A leave:
An Empirical Analysis using JGSS-2015/2016

Kentaro SETO
Graduate School of Education, Waseda University

This paper aims to examine determinants of taking a leave of absence from the theory of compensating wage and the dual labor market theory. There is an inequality of paid holidays in the rate of usage by size of enterprise in Japan. On the other hand, there is a difference of working time in types of employment contracts. As described above, it is unclear to what extent theoretical frameworks of taking time off is adequate.

In employing the Japanese General Social Surveys (JGSS-2015/2016), it is investigated to (1) what theory can explain taking a leave, and (2) from the viewpoint of gender, whether the applicable theory is different or not. Firstly, differences of taking time off can be explained in the dual labor market theory. Secondly, by gender, the dual labor market theory is adequate for men to take a leave, while both the dual labor market theory and the theory of compensating wage are appropriate for women to do so. Thirdly, these features cannot be explained by the Male-breadwinner Model, but by occupational sex segregation.

Key word: Absence, Dual labor market theory, The theory of compensating wage

本稿の目的は休暇取得を二重労働市場仮説、補償賃金仮説など労働需要側に着目した理論に立脚し、規定要因を明らかにすることである。日本では年次有給休暇の消化率を見ると企業規模別の格差が、長時間労働では雇用形態別の格差があるなど、一貫した説明枠組みは明らかになっていない。

そこで本稿は、休暇の取得の難易度が、(1) どのような理論的枠組で説明可能であるか、(2) 男女別の分析によって適用可能な理論的枠組は変わるのか、を分析した。結果、休暇取得に関して (1) 総じて二重労働市場が妥当するが、余暇目的の休暇には保障賃金仮説も付加的に妥当する。(2) 男女別に見ると、休暇のカテゴリーに関係なく男性は二重労働市場仮説、女性はさらに保障賃金仮説が妥当する、(3) この性別の差は男性稼ぎ主モデルでの説明は困難であり、性別職域分離による可能性を示唆する、ことを明らかにした。結果、性別により休暇取得に適用可能な理論が異なることが明らかとなった。

キーワード：休暇、二重労働市場仮説、補償賃金仮説

1. 問題の所在

本稿の目的は、ワークライフバランスの重要な側面である休暇取得に関して、企業規模や雇用形態など、労働需要側から賃金を説明する理論モデルを適用し、いずれが適合的であるかを探索的に明らかにすることである。2020 年度『就労条件総合調査』によれば、休暇取得は企業規模間で大きな差が存在する。企業規模 1,000 人以上では年次有給取得率は 1 人平均 63.1%になるが、企業規模 300～999 人、100～299 人、30～99 人ではそれぞれ 53.1%、52.3%、51.1%と企業規模間での年次有給休暇取得の格差が生じており、「大企業ほど恵まれた就労条件を享受できている」傾向が、休暇からも確認できる。

他方で、就労条件の格差は雇用形態からも説明がなされる。雇用形態間賃金格差はその一例であるが、休暇に関してはその様相が異なる。厚生労働省（2021）によれば、2020 年度では、月間の総労働時間は一般労働者が 160.4 時間に対し、パートタイム労働者は 79.3 時間と半分程度であり、非正規雇用の方が柔軟な時間調整が可能であることを示唆する。雇用形態ごとの休暇に関するマクロ統計が存在しないためその動向は不明だが、雇用形態別でみると賃金と逆の傾向がうかがえる。

上述のようにマクロな動向が賃金や労働時間と比較すると不明な休暇であるが、被用者には賃金と並んで重要視される就労条件である。労働政策研究・研修機構の調査（2007）では、仕事の内容、勤務地の次に労働時間や休暇が就職時に重視される条件として挙げられており、休暇は就労条件を分析する上で重要な変数である。にもかかわらず、後述するように休暇に関する分析は、小倉（2003）の一連の研究や労働政策研究・研修機構（2011）の調査報告を除いて乏しく、その枠組みは十分に明らかではない。そこで本稿は、休暇取得に関する説明枠組みを実証的に明らかにする。

2. 先行研究の検討と課題

2.1 休暇の制度的側面

分析に先立って、休暇について制度的側面から検討し、先行研究の整理を行う。休暇は大きく分けて、法定休暇と法定外休暇に分類される。法定休暇とは、年次有給休暇、看護休暇、産前産後休暇など法律上、使用者が被用者に与えることを義務付けられているものである。法定外休暇とは、慶弔休暇、病気休暇、夏季休暇などであり、法律上、被用者に支給することが義務付けられておらず、これらは被用者に支給しなくとも必ずしも違法ではないものである。先行研究の多くは、前者について分析してきた。

2.2 先行研究の検討

上記のような休暇取得に関して、先行研究が対象としていた年次有給休暇を中心にレビューする。小倉（2003）が指摘する通りだが、年次有給休暇に関する先行研究は少ない。その中でも嚆矢となったのが、日本労働研究機構（2002）と小倉（2003）の研究である。これらの研究では、海外では欠勤行動（アブセンティズム）研究で参照される所得余暇選好モデル、所得と休暇取得の代替関係に立脚して分析を行い、支持する結論を得ている。同時に、年休は「病気に備えて利用を控える」運用がなされていることを明らかにしている。このほか、年休取得には労働組合による保護機能や、性別、企業規模の効果（小倉, 2003）、昇進におけるペナルティの回避（大竹, 2001）、人事評価・処遇への不安や要員管理（小倉, 2006）や、法律知識の有無と職場の雰囲気（高橋, 2008）が関連するとされる。ただし、Igusa（2011b）で「消費生活に関するパネル調査」を用いて女性では、過去の年休取得が将来の所得水準に影響しないことを示しており、人事評価や処遇への不安は男性に限定された議論の可能性もある。また、井草（2011a）ではインタビューによって、年休取得は企業規模だけでなく事業所規模からも影響を受け、その根底には要員管理の問題があり、業務の相互分担から仕事の先送りまで年休取得方法は類型化できることを示している。

他方で、年休とは逆の現象と捉えることが可能な過剰就業についての先行研究をサーベイし、その議論枠組みを確認することにする。過剰就業は職場環境の変化のほか、固定費の割合の大きい大企業ほど生じやすいこと（黒田・山本, 2014）、正規雇用に付随する「保障と拘束の交換」と外部労働市場の未発達さによる使用者の買い手独占状態（山口, 2009; 2010）を指摘する向きが多い。同様の傾向は過剰就業に伴う負担感が正規雇用の方が大きいこと（原, 2008）からも明らかにされている。また、年次休暇研究で明らかになってい

た人事管理の問題は、将来の昇進やボーナスを期待した選択モデルとも考えられるが[(1)]、労働政策研究・研修機構（2005）によれば、50 時間以上の長時間労働は、20～40 代、係長など中間管理職層で生じやすいなど、整合的な結果も確認されている。他方で同調査では、企業規模と労働時間は一様な関係が見られず、黒田・山本の分析と異なる点も存在する。

以上、先行研究のレビューによれば現在の到達点は次のようにまとめられる。

第一に、労働供給側への着目である。山口の議論を除いて、所得余暇選好モデルや人事評価・処遇への懸念への着目は、将来も含めた所得と休暇との間に、交換関係が成立することを想定した議論が展開されていると言える。この点は小倉（2006）や井草（2011a）で要員管理にも言及されており、労働需要側を無視した議論を行っているわけではないが、主たる分析枠組みは労働供給側に着目していると言える。

第二に、同一の変数について、賃金での実証分析での効果と弁別する必要性という点である。例えば賃金研究において、企業規模が大規模になることはよい就労条件と結びつくと想定するが、労働時間の研究では必ずしも、同じとは限らない。賃金に関する就労条件の議論枠組みだけではこの点の問題は十分に議論できておらず、例えば雇用保障の代理変数とされる企業規模や正規雇用も、それぞれ別の代理変数とみなす必要を示唆することを、先行研究は明らかにしている。

そして第三に、就労条件と職場環境の識別の必要性についてである。井草の研究でも指摘されているが、例えば企業規模と事業所規模は賃金に関する議論に際しては、規模別賃金格差としてしばしば同一視されがちであるが、休暇については必ずしも同じ変数であると断定することはできない。これは、第二の点同様に、仮に賃金推計と同じ変数を利用していたとしても、その効果や背景となる理論は同様のものを仮定することが必ずしも妥当ではないことを意味する。

2.3 先行研究の課題

一方、先行研究の課題として以下の 3 点が挙げられる。

第一に、理論的枠組の問題である。年次有給休暇に関する研究は、少ないながらも蓄積されている一方、適切にどの変数がいかなる理論的枠組の代理変数であるかを必ずしも識別せず、ある種、アドホックな分析を行っていると言える。これは先行研究が年次有給休暇に着目しているがゆえに、分析対象が正規雇用に限定されているためと考えられる。労働政策研究・研修機構（2011）でも雇用形態間の分析は行われているものの、記述統計が中心で、具体的にどのような理論が適用可能かは十分に明らかではない。

第二に、休暇のカテゴリカルな相違の問題である。小倉が指摘するよう、日本における休暇取得は本来的な余暇の利用とは程遠い。先行研究は年休取得の理由について類型化することには成功したものの、他方でその類型ごとに休暇の取りやすさがどのように変動するのかについては、十分に明らかになっていない。休暇には病休から余暇まで、労使双方で認識している必要性には大きな懸隔が存在し、その質的差異も大きい。先行研究が明らかにできているのは、「日数」の問題であり、これら「休暇の種類」の問題は十分に扱えておらず、先行研究の知見が及ぶ範囲は明らかではない。

第三に、連続休暇の問題である。第二の点同様、日本では本来的な余暇の利用とは言い難い休暇取得行動が支配的である。このような条件の下で、連続休暇を誰が取得できるか、ということを明らかにすることは、これまでの労働研究が捨象してきた就労条件の一端を明らかにすることに繋がる。我々は賃金を就労条件の代理変数であると考えて、その規定要因を探求してきた。しかし、就労条件とは賃金に加えて付加給付など、複数の観点から考えられるものである（Rosen, 1986）。先行研究は年休取得日数や取得率に着目してきたがゆえに、連続休暇を取得できるのは誰かという論点をいまだ明らかにしているとは言い難い。

以上より、本稿で明らかにすべきことは、「どのような種類の休暇を、どのような枠組みに沿って取得しているか」と定義できる。

3. 理論的枠組とデータセット、分析手法

3.1 分析モデル

3 節では休暇取得に関する議論枠組みを、これまで十分に分析されていない労働需要側に着目し、先行研

究に依拠して設定する。先行研究の知見やマクロな傾向に従えば、二重労働市場仮説、補償賃金仮説、後払い賃金仮説が採用可能である。そこで、改めてこれらの議論について概観する。

二重労働市場仮説（Doeringer and Piore 1971=2008）とは、異質な労働市場として内部労働市場と外部労働市場が併存し、前者は内部昇進制度や職務保障など恵まれた就労条件を享受できる一方、外部労働市場はその反対であるとする議論である。このように複数の労働市場が併存するのは、労働組合や雇用慣行の存在により内部労働市場への入職口が狭くなる結果であるとする。

補償賃金仮説（Rosen 1986）とは、高い危険度や強い拘束性のある仕事には、その代償として高い賃金や強い職務保障を伴うことにより、就労のインセンティブを持たせるという理論である。

後払い賃金仮説（Lazear 1995=1998）とは、職業経験年数が短いうちには生産性よりも賃金の方が低いが、職業経験年数が長くなるにつれて生産性より高い賃金を支払い、怠業や退職を抑制する理論である。

これら労働需要側に着目する理由として 2 点挙げられる。第一に、先行研究の課題で指摘した通り、これまで体系的に論じられていない、ということが挙げられる。第二に、休暇そのものの性質である。労働供給側に着目した議論は、人的資本理論やシグナリング理論 (2) が挙げられるが、労働需要側の性格をうまく取り扱うことができない。休暇は法律や就業規則によって規定されており、個人の能力によって付与日数が異なる、という性質のものではないため、労働需要側の性格に着目した理論によって検証するのが望ましい。仮に例えば学歴と休暇の間に関係が見られるとしても、それは雇用形態や企業規模別の偏在に原因を求めるべきである。それに対して、二重労働市場仮説も補償賃金仮説も多くの場合、企業規模、産業、職業、雇用形態といった労働需要側の性格の違いにより賃金が変わるとするため、本稿の分析には適している。後払い賃金仮説も、後払い賃金を労使間で選択するかは、その企業の歴史や位置する産業など制度や慣行に依拠すること、とりわけ日本ではより後払い賃金が観察されることから本稿の分析で採用する（Lazear 1995=1998, 302-303）。

それでは、各々の理論に着目した場合の含意と代理変数について議論する。簡潔な議論展開が可能な後払い賃金仮説から検討すると、「就労年数が長くなるほど、休暇が取りやすいか」という課題が引き出される。そして後払い賃金仮説では、いつ生産性と賃金の貸し借りの関係が逆転するかが論点となるため、代理変数は同一企業での就労年数となる。

補償賃金仮説に着目すれば、雇用や昇進機会の保障されている仕事ほどリスクを追わない一方、休暇を犠牲にした働き方が要求されると考えられる。したがって、「高い職務保障のある仕事の方が、休暇が取りやすいか否か」という分析課題が引き出される。そこで補償賃金仮説では、雇用保障の代理変数として、雇用期間と雇用形態の 2 つが考えられるが、これらの関係は複雑である。鶴・久米・大竹・奥平（2013）でも指摘されているが、特に有期雇用の場合、職務保障が弱い分、契約期間中の就労条件は無期雇用と比較して良好となるのが理論的予測だが、実証的には逆の結果が観測されることが多く、代理変数として契約期間の長短は不適切である。むしろ、日本における労務管理では職場における「呼称」を中心に組み立てられている（有田, 2016）ことに着目するべきであり、以上の観点からすれば、補償賃金仮説の代理変数は雇用形態、とりわけ正規雇用か否か、ということが設定できる。実際、山口（2010）の買い手独占理論も、基本的にその参入障壁は雇用形態が代理変数であると考えている。本稿に即せば、正規雇用とは拘束性に関する変数になる。さらに、職場における正規雇用の位置づけも問題となる。西野（2006）によれば、雇用形態間の報酬格差の正当化のロジックは、より基幹的な仕事や数値責任を担っているか、ということに規定されている。したがって、正規雇用も職場内で相対的な賃金の高さや雇用保障の強さが可視化される、非正規雇用の割合が高い職場ほど、正規雇用というラベルがより「犠牲」を要求する方向に作用すると考えられる。よって補償賃金仮説の代理変数は、雇用形態と職場の非正規雇用率が設定可能である。

二重労働市場仮説の代理変数だが、猿田（2000）でも指摘されているが、日本における労働市場の分断的構造は企業規模を中心に議論されてきた。さらに、内部労働市場と外部労働市場を制度的に分断するものとして労働組合が挙げられる。先行研究でも労働組合の効果は議論されており、一定の効果が観測されている（大竹, 2001; 小倉, 2003）。雇用形態を補償賃金仮説の代理変数と設定していることからも、二重労働市場仮説の代理変数は企業規模と労働組合を設定する。

3.2 データセット

本稿の議論を検証するのに、大阪商業大学が実施した日本版総合的社会調査（JGSS）の 2015 年と 2016 年の合併データを用いる。JGSS を用いる利点は以下の 2 点が挙げられる。第一に、「あなたは、以下のような理由で仕事を 1 週間連続して休むことができますか。」という質問文により、まとまった休暇をどのような理由で取得するか、という先行研究が明らかにできていない長期でかつカテゴリカルな休暇の違いを分析することが可能である。設問は 4 件法で「容易にできる」「できる」「難しい」「とても難しい」となっており、「家族の世話（育児や介護など）」「旅行など自分の趣味のため」「自分の体調が悪い時」の 3 つのカテゴリーについて尋ねている。本稿では「旅行など自分の趣味のため」「自分の体調が悪い時」を逆転項目処理した上で利用する。「家族の世話」も重要な変数ではあるが、休養ではなく家事労働に関する変数と考えられるため、本稿では分析対象外とする。第二に、雇用形態や企業規模、就労年数、世帯所得、さらには職場の状況や仕事の性質についての設問があり、必要な変数を網羅していることが挙げられる。とりわけ仕事の性質は補償賃金仮説の論点であるため、これを統制した上で雇用形態の効果を確認することは非常に重要である。本稿では前述の議論の通り、企業規模および労働組合加入有無（二重労働市場仮説）、雇用形態及び職場の非正規雇用比率（補償賃金仮説）、同一企業就労年数（後払い賃金仮説）を主たる説明変数として用いる。

変数のコーディングについて述べる。企業規模変数は厚生労働省の『就労条件総合調査』と合致するように再コーディングしている。同一企業就労年数は 10 年単位の勤続年数でダミー変数化している。また雇用形態についても再コーディングし、問 3-1 は「雇われている人」以外はすべて経営・自営業ダミーに割り当て、問 3-2 の雇用形態のうち、「(エ)：契約社員」「(オ)：嘱託」はいずれも有期雇用契約であると考えられることから、嘱託・契約社員ダミーとして再コーディングし、残りの変数はそのまま利用した。仕事の性質は、特に山口（2010）で指摘される「保障と拘束の交換」と、多忙さを自主的にコントロールできるか否かということに着目して現在の仕事の「勤務時間を柔軟に決められる」「仕事の量を自分で決められる」について「よくあてはまる」「あてはまる」と答えたものを裁量ありダミーとして再コーディングした。このほか、男性稼ぎ主型モデルに代表される、生計維持・育児負担の偏在を統制するため、既婚と末子年齢を投入する。既婚ダミーは調査時点での配偶者の有無によりダミー変数を作成し、末子年齢は未就学児の 6 歳以下であるか否かのダミー変数を作成した。世帯年収は JGSS では、「1：なし」から「19：2,300 万円以上」までの 19 カテゴリーで質問しているため、本稿では各カテゴリーの中央値を回答者の世帯年収とみなし、これを対数変換した [(3)]。その他、統制変数として年齢、学歴ダミー（大学卒業以上（高専・短大含む））、週あたり就労時間、職業ダミー（SSM 職業分類）を用いた。

分析は、JGSS-2015 と JGSS-2016 を合併データとしてマージして行う。サンプルサイズは JGSS-2016 の調査対象年齢にあわせて 25 歳から 49 歳に年齢を絞り、リストワイズを行いつつ、有職かつ世帯年収ゼロのような想定し難いケースを除去する処理を行った結果、N=1042 となった。

3.3 記述統計量と分析手法

本稿の分析で用いる変数の記述統計量を表 1 に示す。小数第二位以下を四捨五入しているため、すべての合計が 100%になるとは限らない。ここで課題となるのが分析手法である。「自分の趣味のため」の休暇が典型的であるが、4 件法の回答はそれぞれ、4.5%（容易にできる）、26.0%（できる）、32.4%（難しい）、36.3%（とても難しい）となっており、閾値ごとに休暇取得の難易度が異なることが示唆される。そこで本稿では、順序ロジスティック回帰分析を適用することにする。順序尺度に対して適用できるロジスティック回帰分析であり、回答ごとの閾値の違いを考慮できるという利点がある。分析はまず、企業規模、雇用形態（正規／非正規／自営）、就労年数を用いてクロス集計を行い、基礎的な分析を行った上で多変量解析を適用する。

表１　記述統計

変数	度数	変数	度数	変数	度数
男性	54.2%	労働組合加入	29.9%	非熟練職	6.8%
既婚	71.8%	正規雇用	61.9%	農林水産業	0.8%
末子年齢6歳以下	27.8%	経営・自営業	12.3%	勤務時間柔軟あり	28.7%
従業員30人未満	29.7%	パート	19.1%	仕事の量を自分で決定あり	24.6%
従業員30～99人未満	13.3%	派遣労働	2.0%	従業員不足で多忙あり	54.5%
従業員100～299人未満	10.1%	契約・嘱託	4.7%	旅行など自分の趣味のため_容易にできる	4.6%
従業員300～999人未満	11.3%	職場非正規率50%以上	29.5%	旅行など自分の趣味のため_できる	26.0%
従業員1,000人以上	21.4%	管理職	4.4%	旅行など自分の趣味のため_難しい	32.4%
官公庁	10.3%	専門職	20.7%	旅行など自分の趣味のため_とても難しい	36.3%
従業員わからない	3.9%	事務職	26.2%	自分の体調が悪い時_容易にできる	16.0%
現在の勤め先就労年数10年未満	64.4%	販売職	15.4%	自分の体調が悪い時_できる	52.5%
現在の勤め先就労年数11年～20年未満	25.0%	熟練職	14.9%	自分の体調が悪い時_難しい	21.3%
現在の勤め先就労年数21年～30年未満	10.6%	半熟練職	10.8%	自分の体調が悪い時_とても難しい	10.2%
				2016調査	57.3%

変数	平均値	最小値	最大値	標準偏差
週あたり就労時間	38.4	4.0	90.0	11.3
世帯収入（対数）	14.8	12.8	17.0	0.8
年齢	39.0	25.0	49.0	6.8

4. 分析結果

クロス集計の結果を確認する。表２と表３は休暇のカテゴリー別に、雇用形態と企業規模でクロス集計を行った結果である。雇用形態、企業規模、就労年数でそれぞれクロス集計を行ったが、就労年数×1 週間の休みやすさは、いずれも統計的有意ではなかったため表からは省略している。これらの表と分析結果より２点のことが指摘できる。第一に、先行研究で指摘されていた企業規模や雇用形態の効果は明確に確認できる。雇用形態×1 週間の休みやすさのχ二乗値および有意水準は、自分の体調が悪い時は 47.1（p<0.001）、旅行などの自分の趣味が 27.0（p<0.01）となり、いずれも明確な差がある。企業規模との関係も、自分の体調が悪い時、旅行など自分の趣味それぞれで 37.5（p<0.001）、27.4（p<0.1）であり、企業規模も雇用形態ほどではないが、確認できる。第二に、有意でなかったため詳細な結果は省略しているが、2 変数間の分析では就労年数（自分の体調が悪い時：p= 0.18、旅行など自分の趣味：p=0.10）と労働組合加入有無（自分の体調が悪い時：p= 0.57、旅行など自分の趣味：p= 0.21）との関係は見いだせない。このことは、まとまった休暇に対して後払い賃金仮説と、二重労働市場仮説における労働組合の保護機能は妥当しないことを示唆する。ただし、大竹（2001）で指摘されているが、労働組合の保護機能は加入有無よりも、当該企業に労働組合が存在するか否か、のほうが重要であるため即断はできない。続けて多変量解析によるこれら変数間の相対的な規定力の有無を確認する。表４は「自分の体調が悪い時」、表５は「旅行などの自分の趣味」での休みやすさに関する順序ロジスティック回帰分析の結果である。モデル１とモデル２の相違点は、モデル２では追加的に仕事の自由度に関する変数を投入有無が異なる。つまり、補償賃金仮説が想定する、雇用形態ごとの「犠牲」をコントロールしていると言える。

表２　雇用形態×休み理由のクロス集計

	自分の体調の悪い時				旅行など自分の趣味			
	とても難しい	難しい	できる	容易にできる	とても難しい	難しい	できる	容易にできる
正規雇用	10.4%	23.7%	51.8%	14.1%	39.8%	30.9%	26.0%	3.3%
パートタイム	4.5%	13.1%	59.8%	22.6%	29.6%	33.2%	29.1%	8.0%
派遣社員	23.8%	19.0%	47.6%	9.5%	42.9%	42.9%	9.5%	4.8%
契約・嘱託	4.1%	16.3%	69.4%	10.2%	24.5%	42.9%	32.7%	0.0%
経営・自営業	18.0%	24.2%	39.1%	18.8%	34.4%	35.2%	22.7%	7.8%

自分の体調が悪い時: χ二乗値＝47.1　（p<0.001）、旅行など自分の趣味: χ二乗値＝27.0（p<0.01）

表 3　企業規模×休み理由のクロス集計

	自分の体調の悪い時				旅行など自分の趣味			
	とても難しい	難しい	できる	容易にできる	とても難しい	難しい	できる	容易にできる
30人未満	4.1%	27.5%	40.8%	17.8%	40.8%	32.0%	20.4%	6.8%
30～99人	5.8%	21.6%	58.3%	14.4%	32.4%	38.8%	27.3%	1.4%
100～299人	7.6%	20.0%	55.2%	17.1%	40.0%	30.5%	23.8%	5.7%
300～999人	11.9%	15.3%	53.4%	19.5%	39.0%	28.0%	28.8%	4.2%
1000人以上	9.0%	18.4%	57.0%	15.7%	29.6%	32.3%	32.7%	5.4%
官公庁	7.5%	21.5%	60.7%	10.3%	38.3%	32.7%	28.0%	0.9%
わからない	12.2%	9.8%	65.9%	12.2%	36.6%	36.6%	24.4%	2.4%

自分の体調が悪い時: χ二乗値＝37.5（p<0.001）、旅行など自分の趣味: χ二乗値＝27.4（p<0.1）

表 4 自分の体調が悪い時での休みやすさに関する順序ロジスティック回帰分析結果

	フルサンプル				男性サンプル				女性サンプル			
	モデル１		モデル２		モデル１		モデル２		モデル１		モデル２	
	coef	s.e.	coef	s.e.	coef	s.e.	coef	s.e.	coef	s.e.	coef	s.e.
(1) 男性ダミー(基準：女性)	-0.45**	0.17	-0.38*	0.17	-	-	-	-	-	-	-	-
(2) 既婚ダミー(基準：未婚)	0.50**	0.16	0.38*	0.16	0.10	0.23	0.06	0.23	0.64**	0.24	0.45+	0.24
(3) 末子年齢6歳以下ダミー(基準:7歳以上)	-0.57***	0.16	-0.54***	0.16	-0.43*	0.21	-0.40+	0.21	-0.80**	0.25	-0.79**	0.26
(4) 雇用形態(基準：経営・自営業)												
正規雇用ダミー	-0.04	0.24	0.60*	0.25	0.01	0.32	0.91**	0.35	-0.06	0.42	0.25	0.43
パートダミー	0.01	0.28	0.56+	0.29	-0.19	0.63	0.45	0.65	-0.08	0.36	0.34	0.37
派遣ダミー	-1.04*	0.50	-0.37	0.50	-2.80**	1.06	-2.17*	1.08	-0.76	0.63	-0.29	0.63
嘱託・契約社員ダミー	0.03	0.35	0.59	0.36	0.06	0.57	0.97	0.60	-0.07	0.51	0.12	0.51
(5) 企業規模(基準:30人未満)												
企業規模30～99人ダミー	0.38+	0.21	0.41+	0.21	0.40	0.28	0.41	0.29	0.52	0.32	0.53	0.33
企業規模100～299人ダミー	0.40+	0.24	0.55*	0.24	0.51	0.33	0.57+	0.34	0.23	0.35	0.53	0.36
企業規模300～999人ダミー	0.51*	0.24	0.60*	0.24	0.48	0.33	0.58+	0.33	0.67+	0.36	0.80*	0.37
企業規模1000人以上ダミー	0.35+	0.21	0.43*	0.21	0.46	0.30	0.48	0.31	0.12	0.31	0.30	0.32
官公庁ダミー	0.10	0.25	0.30	0.25	0.23	0.36	0.41	0.37	0.14	0.37	0.36	0.38
企業規模わからないダミー	-0.14	0.35	0.04	0.35	0.62	0.91	0.93	0.93	-0.37	0.40	-0.11	0.40
(6) 労働組合加入ダミー(基準：未加入)	0.11	0.15	0.12	0.15	0.16	0.20	0.16	0.20	0.06	0.24	0.12	0.25
(7)職場非正規率(基準:50%未満)												
職場非正規率50%以上高いダミー	0.10	0.21	0.07	0.21	0.09	0.44	0.30	0.44	0.25	0.26	0.16	0.26
正規×職場非正規率50%以上高いダミー	-0.55+	0.30	-0.55+	0.30	-0.32	0.51	-0.53	0.52	-0.98*	0.44	-0.96*	0.46
(8) 週あたり就労時間	-0.03***	0.01	-0.03***	0.01	-0.03*	0.01	-0.03*	0.01	-0.03*	0.01	-0.02+	0.01
(9) 世帯年収(対数変換)	0.16	0.13	0.14	0.13	0.65**	0.22	0.62**	0.22	-0.05	0.19	-0.10	0.19
(10) 従業員不足ダミー												
(基準：どちらともいえない以下)	-0.18	0.12	-0.17	0.12	-0.36*	0.17	-0.41*	0.17	0.06	0.19	0.06	0.19
(11) 仕事の性質												
(基準：どちらとも言えない以下)												
勤務時間柔軟ダミー	-	-	1.05***	0.17	-	-	1.24***	0.24	-	-	0.91***	0.24
仕事の量を自分で決定ダミー	-	-	0.54**	0.17	-	-	0.41+	0.24	-	-	0.86**	0.26
(12) 2016調査ダミー	0.06	0.12	0.02	0.12	0.04	0.17	0.03	0.17	0.16	0.19	0.06	0.19
(13) 切片												
Constant cutpoint1	-1.92	1.82	-1.24	1.84	5.55+	3.32	6.28+	3.33	-4.30+	2.60	-4.21	2.69
Constant cutpoint2	-0.41	1.82	0.32	1.84	7.14*	3.33	7.94*	3.33	-2.85	2.59	-2.72	2.69
Constant cutpoint3	2.23	1.82	3.12+	1.84	9.77**	3.34	10.70**	3.35	-0.06	2.59	0.29	2.68
N	1042		1042		565		565		477		477	
Log-likelihood	-1186.12		-1146.13		-654.61		-634.45		-513.35		-490.12	
AIC	2440.24		2366.26		1375.21		1340.90		1092.71		1052.23	
BIC	2608.50		2549.37		1518.33		1497.02		1230.23		1202.26	

1)　+ p<0.1, * p<0.05, ** p<0.01, ***p<0.001

2)　表外の統制変数は、年齢、就労年数ダミー、学歴ダミー、職業分類ダミー

まず、「自分の体調が悪い時」から検討する。フルサンプルを確認すると総じて雇用形態より企業規模の方が休みやすさを規定している度合いが高いと言える。フルサンプルのモデル 2 では企業規模に関する変数はほとんど有意である一方、雇用形態に関する変数は正規雇用ダミーのみ 5%水準で有意であり、しかも回帰係数が正になっている。仕事の自由度に関する変数を統制しているため、ここで生じている正規雇用の効

果は、補償賃金仮説が想定する拘束性などを取り除いた効果であると想定される。つまり、仕事の自由度を除くとむしろ正規雇用は休暇の難易度に関しても、有利なポジションであると言え、正規雇用も企業規模と同じ効果を持った変数であると考えるべきとなる。

続けて男女別の分析を確認すると、末子年齢 6 歳以下ダミーは男女ともに有意に負の効果が見られる。共働き夫婦間で家事労働が偏在（筒井, 2014）すること、また 2016 年の『雇用均等調査』によれば、育児休暇取得率も男女間で顕著な差があることから、男女で非対称的な効果があると想定したが実証的な結果は異なるものであった。むしろ非対称的だったのは、雇用形態と世帯年収、職場の非正規雇用率、職場の従業員不足感である。仕事の自由度を統制すると男性は正規雇用であることがむしろ休暇の難易度を引き下げる方向に作用している一方、女性にそのような傾向は見られないばかりか、職場の非正規雇用率との交互作用が負の効果をもたらしている。厳密な検証は難しいが、これを説明するのは、雇用形態ごとの性別構成の違いが手がかりになると考えられる。2016 年度の『労働力調査』によれば、非正規雇用の割合は、男女間で顕著に女性の方が高い。その結果、西野（2006）で論じられていた正規雇用の責任の程度が女性は同じ性別内でより可視化されやすく、結果的に「より責任のある仕事」であることを示すため、休暇の難易度が上昇していると考えられる。かたや、男性における非正規雇用はむしろマイノリティであるため、そのような効果は観測されない。このような傾向と非対称的なのが、職場の人員不足感と世帯年収の効果である。職場の人員不足感は男性でのみ休暇取得の難易度を上昇させる。職場の人員不足感は井草（2011a）で指摘されていた事業所規模の問題ととらえると、事業所規模の効果が男女で異なるというのは、少々意外な結果である。この点の解釈は難しいが、一つの考え方に男女ごとに要員の代替がどれぐらい可能か、という問題が指摘できる。すなわち、単に人員の多寡が問題になるのみならず、職場内での業務分担体制という内実の問題を考慮する必要がある。職場内でより代替のきかない抽象的なタスク、例えば事業計画策定や業務管理といった業務に従事している場合と、ある程度、標準化された業務に従事している場合、業務ごとの代替可能性が異なるため、その人員不足感は必ずしも同一とは言えない。Williams（1992）や中井（2009）など、性別職域分離や職場に権限を及ぼすポジションへのアクセスのジェンダー差に関する研究は多いが、ポジションに限定されない具体的な業務分担のレベルでも同様の図式が当てはまる可能性がある。また世帯年収の効果は男女で非対称的であった。小倉（2003）と異なり本人ではなく世帯年収を用いていることから、より生計維持責任を内面化している男性（多賀, 2018）には所得余暇選好モデルは妥当するが、女性は生計維持責任を男性ほどに内面化していないため、妥当しなかったと考えられる。

次に、「旅行など自分の趣味」での休みやすさを検討する。フルサンプルでは、企業規模が 300 人以上では休暇の難易度が減少している。また、「自分の体調が悪い時」と比べると、回帰係数の向きが異なるなど大きな変化はないが、正規雇用単体の効果や職場の非正規雇用率との交互作用、職場の人員不足感の効果に違いが見られる。正規雇用と職場非正規雇用率との交互作用項は、仕事の自由度を統制しても 5%水準で有意であり、これは「自分の体調の悪い時」の休暇と同様の説明が適合すると考えられる。病休に比べて必要性が乏しいとも考えられる休暇には、なんらかの「犠牲」を示す必要があるとも言える。これらを踏まえると、「旅行など自分の趣味」に関して、二変数の分析ではその妥当性に留保が必要だった二重労働市場仮説と同時に、補償賃金仮説も追加的に妥当すると考えるべきであろう。また、「旅行など自分の趣味」では職場の要員管理の問題が休暇取得の困難さを規定する要因として立ち現れてくるが、この点は小倉（2006）でも指摘されていた年次有給休暇のケースと同様である。さらに男女別の分析を検討すると、総じて傾向は「自分の体調が悪い時」と同様だが、末子年齢 6 歳以下の効果が特に異なる。末子年齢 6 歳以下は、「自分の体調」では男女ともに休暇取得の難易度を規定していたが、「旅行など自分の趣味」では女性のみ、難易度を上昇させる効果が見られる。これらを踏まえると、たしかに、休暇のカテゴリーごとの規定要因の違いは観測されるが、それ以上に重要なのは、性別である。性別の違いによって職場での業務やポジションの相対的希少性が生成・可視化され、休暇取得の困難さを規定している可能性を示唆している、というのが本稿の分析結果である。

表５　自分の趣味での休みやすさに関する順序ロジスティック回帰分析結果

	フルサンプル				男性サンプル				女性サンプル			
	モデル１		モデル２		モデル１		モデル２		モデル１		モデル２	
	coef	s.e.	coef	s.e.	coef	s.e.	coef	s.e.	coef	s.e.	coef	s.e.
(1) 男性ダミー(基準：女性)	-0.19	0.16	-0.13	0.16	-	-	-	-	-	-	-	-
(2) 既婚ダミー(基準：未婚)	0.37*	0.15	0.26+	0.15	0.41+	0.22	0.38+	0.22	0.12	0.23	-0.05	0.23
(3) 末子年齢6歳以下ダミー(基準:7歳以上)	-0.33*	0.15	-0.32*	0.16	-0.29	0.21	-0.25	0.21	-0.52*	0.24	-0.51*	0.25
(4) 雇用形態(基準：経営・自営業)												
正規雇用ダミー	-0.40+	0.23	0.13	0.25	-0.42	0.32	0.22	0.35	-0.21	0.40	0.15	0.40
パートダミー	-0.60*	0.28	-0.23	0.28	-0.51	0.65	-0.14	0.66	-0.74*	0.35	-0.41	0.36
派遣ダミー	-1.17*	0.48	-0.60	0.48	-2.28+	1.24	-1.71	1.25	-0.83	0.59	-0.34	0.60
嘱託・契約社員ダミー	-0.35	0.35	0.03	0.35	-0.20	0.58	0.38	0.60	-0.36	0.47	-0.21	0.48
(5) 企業規模(基準:30人未満)												
企業規模30～99人ダミー	0.38+	0.20	0.37+	0.21	0.31	0.29	0.34	0.29	0.59+	0.31	0.54+	0.31
企業規模100～299人ダミー	0.22	0.23	0.39+	0.24	0.26	0.33	0.35	0.33	0.20	0.34	0.52	0.35
企業規模300～999人ダミー	0.46*	0.23	0.54*	0.23	0.19	0.32	0.29	0.32	0.75*	0.34	0.84*	0.35
企業規模1000人以上ダミー	0.68**	0.21	0.78***	0.21	0.60*	0.30	0.63*	0.30	0.60+	0.31	0.79*	0.31
官公庁ダミー	0.19	0.25	0.40	0.25	0.05	0.37	0.24	0.38	0.50	0.35	0.68+	0.35
企業規模わからないダミー	-0.18	0.33	-0.03	0.33	-0.19	0.87	0.05	0.88	-0.17	0.38	0.02	0.38
(6) 労働組合加入ダミー(基準：未加入)	0.00	0.15	-0.01	0.15	-0.05	0.20	-0.06	0.20	0.06	0.23	0.05	0.24
(7)職場非正規率(基準:50%未満)												
職場非正規率50%以上高いダミー	0.13	0.20	0.14	0.20	-0.02	0.43	0.20	0.43	0.17	0.24	0.14	0.24
正規×職場非正規率50%以上高いダミー	-0.59*	0.29	-0.63*	0.29	-0.07	0.50	-0.30	0.51	-1.14**	0.44	-1.14*	0.44
(8) 週あたり就労時間	-0.04***	0.01	-0.04***	0.01	-0.04***	0.01	-0.04***	0.01	-0.05***	0.01	-0.05***	0.01
(9) 世帯年収(対数変換)	0.24+	0.13	0.21+	0.13	0.56*	0.22	0.52*	0.22	0.06	0.18	0.00	0.18
(10) 従業員不足ダミー												
(基準：どちらともいえない以下)	-0.44***	0.12	-0.42***	0.12	-0.51**	0.17	-0.58***	0.17	-0.29	0.18	-0.28	0.18
(11) 仕事の性質												
(基準：どちらとも言えない以下)												
勤務時間柔軟ダミー	-	-	0.97***	0.16	-	-	1.21***	0.23	-	-	0.71**	0.23
仕事の量を自分で決定ダミー	-	-	0.39*	0.16	-	-	0.01	0.23	-	-	0.83***	0.25
(12) 2016調査ダミー	0.00	0.12	-0.04	0.12	-0.11	0.16	-0.15	0.17	0.14	0.18	0.07	0.18
(13) 切片												
Constant cutpoint1	0.73	1.79	1.04	1.79	5.42	3.34	5.74+	3.35	-2.16	2.53	-2.45	2.54
Constant cutpoint2	2.20	1.79	2.59	1.79	6.87*	3.34	7.25*	3.36	-0.57	2.53	-0.75	2.54
Constant cutpoint3	4.52*	1.79	5.00**	1.79	9.47**	3.36	9.91**	3.37	1.60	2.53	1.54	2.54
N	1042		1042		565		565		477		477	
Log-likelihood	-1223.05		-1189.42		-638.52		-623.21		-566.42		-546.08	
AIC	2514.10		2452.84		1343.04		1318.42		1198.83		1164.16	
BIC	2682.37		2635.95		1486.16		1474.55		1336.36		1314.19	

1)　+ $p<0.1$, * $p<0.05$, ** $p<0.01$, *** $p<0.001$

2)　表外の統制変数は、年齢、就労年数ダミー、学歴ダミー、職業分類ダミー

5. 結論

本稿では、日本における長期の休暇取得について、「どういう説明枠組みで、どのような種類の休みを、誰が取得しているのか」について、労働需要側から賃金を説明する理論モデルを適用し、いずれが適合的であるかを明らかにした。その分析結果と意義は次の通りである。

第一に、休暇取得のカテゴリーごとに変数の効果が異なるなど、顕著な差はなかったが、適合的な理論に差があると言える。具体的には、休暇には総じて二重労働市場仮説が妥当しつつ、余暇的な休暇には補償賃金仮説が追加的に妥当するというものである。特に、「自分の体調が悪い」における正規雇用の効果が正であるなど、賃金と同様によい就労条件とされるポジションにある方が、休暇取得の難易度が低いという点で、補償賃金仮説よりも二重労働市場仮説が妥当すると言える。

第二に、休暇取得の難易度についてジェンダーごとに規定要因の差、具体的には補償賃金仮説の妥当有無が異なる。正規雇用と職場の非正規雇用率との交互作用項という点で違いがあり、またその向きは補償賃金仮説と整合的であったがとりわけ女性でこれが妥当した。このことは、性別によって可視化される職場での相対的なポジションが異なるため、非正規雇用率の高い女性の正規雇用は補償賃金仮説が追加的に妥当する、と考えられる。ただし、その要因に男性稼ぎ主型モデルを措定できるかという点は、否定的である。たしか

に、世帯年収の効果が男女で対称的ではなかったものの末子年齢6歳以下の効果は、男性の「旅行など自分の趣味」以外では負の方向に休暇取得の難易度をあげており、男性稼ぎ主型モデルで統一的に解釈するのが困難なためである[(4)]。むしろ、性別職域分離に伴って生じる、ポジションの希少性を分析の遡上に挙げるべきである。以上より、「どのような種類の休暇を、どのような枠組みに沿って取得しているか」という本稿での問いの解答は、以下の図1に集約され、性差は性別職域分離の可能性を示唆すると言える。

	男性	女性	全体
必要に迫られた休暇	a	a+b	a
余暇など本来的な休暇	a	a+b	a+b

職域分離　性質の違い

a:二重労働市場仮説　b:補償賃金仮説　を示す。

図1　本稿の分析結果

本稿の意義について述べる。第一に年次有給休暇の分析では明らかになっていなかった、休暇のカテゴリー別の規定要因を解明した点である。休暇の種類および性別に応じて付加的に異なる理論が適合的である、というのは先行研究では明らかになっていなかった事柄であり、とりわけ、補償賃金仮説の適用範囲について実証的に明らかにした点は、先行研究にも見られない内容であると言える。

第二に、連続休暇の問題を解明した点にある。結論的には、連続休暇は所得余暇選好モデルよりも、労働需要に着目した理論を適用するほうが、より明瞭に説明できる。先行研究の多くは所得余暇選好モデルに立脚していたが、連続休暇の場合には少なくとも性別ごとの違い、という問題が生じていることを明らかにした点が具体的な貢献として言える。

第三に、補償賃金仮説も単に雇用形態のみならず、職場のミクロな環境を踏まえたとの関係に立脚して分析する必要がある点を明らかにしたことである。井草（2011a）で事業所規模の問題が指摘されていたが、井草同様、企業規模のような制度的な就労条件を決定づけると推測される変数のみならず、具体的な職場環境に関する変数を含めた分析が必要であることを実証的に示した点も挙げられる。

他方で、課題も指摘できる。第一に、あくまで本稿の分析は実際の休暇取得ではなく休暇取得のしやすさという主観的な難易度を扱っている。当然ながら、意識と行動の間には差があるため、実際の休暇取得行動を分析できているわけではない。ただし推測でしかないが、休暇取得の難易度と実際の休暇取得行動との間の懸隔は、例えば離職意識と離職行動との間のそれとは、生じるコストの面でより大きいとは考えがたいため、分析結果に大きな違いが生じるとは考えにくい。それ以上に実際に休暇取得行動のカテゴリカルな違いを捕捉できるか、という点の課題の方が大きい。年次有給休暇は理由を伏せて休暇取得できることから、休暇の種類を識別して分析できるか否かには、留保が必要である。この点は第二の点同様、職場における労務管理に関する情報を収集する調査デザインが求められる。

第二に、有給休暇と無休休暇とを本稿の分析では区別できない点が課題と言える。一般に非正規雇用であれば、休暇分の賃金が支給されないことが多いと推測される一方、正規雇用であればこの問題はある程度、回避可能である[(5)]。

第三に、職場の人員管理など、労務に関する問題である。Kambayashi, Kameda, Kawamoto, Sugihara and Tanaka（2019）で指摘されているが、職場での人事管理のあり方まで踏み込んだ実証分析が必要であろう。とりわけ休暇のような、職場における業務との兼ね合いが少なからず発生する変数を扱う上では、分析に組み込む必要があると言える。第一の点でも指摘しているが、例えば個人データと事業所データをマッチングした分析等により、この点の解決が実現できるとも考えられる。

第四に、性別職域分離の問題である。本稿の分析では性別によって休暇取得の難易度の規定要因が異なり、それは職場における性別ごとのタスクや相対的な希少性の問題である可能性を指摘した。一方で、それは「男性職」「女性職」ともいわれるような、性別と職業の問題なのか、または具体的に従事している業務の問題

なのかは、推測可能ではあるものの、当該変数を用いた分析を行えているわけではない。具体的な職場でのタスクにまで着目した分析が、さらに必要と考えられる。

[Acknowledgement]

日本版 General Social Surveys（JGSS）は、大阪商業大学 JGSS 研究センター（文部科学大臣認定日本版総合的社会調査共同研究拠点）が、大阪商業大学の支援を得て実施している研究プロジェクトである。JGSS-2016 は京都大学大学院教育学研究科教育社会学講座と共同で実施した。JGSS-2015/2016 は、JSPS 科研費 JP26245060、JP15H03485、JP24243057、大阪商業大学アミューズメント産業研究所、労働問題に関する調査研究助成金 2015 年度（岩井八郎ほか）、日本経済研究センター研究奨励金（岩井紀子）の支援を受けた。

本稿は第 94 回日本社会学会での報告内容に加筆修正を行っている。本稿の執筆に際して、桜美林大学 小林雅之先生及び早稲田大学大学院教育学研究科 吉田文ゼミナールの皆様、学会報告で参加者の方より有益なコメント・アドバイスを頂いた。また、本稿は JSPS 科研費 21J14441 の助成を受けたものである。ここに記して感謝する。

[注]

(1) 小倉（2006）ではこの可能性を指摘している。

(2) 人的資本理論とは、教育により労働者の人的資本を蓄積させ、労働者の生産性を向上させるという議論枠組みに対して、シグナリング理論とは、教育は労働者の人的資本を蓄積させるのではなく、潜在的な能力の高さを労働市場で企業に表示する指標として機能するという議論枠組みである。教育と賃金との関係について、異なるメカニズムを想定するが労働者側に着目した議論という点では同一である。

(3) 本人年収と世帯年収いずれを用いるかで議論は分かれるが、パートタイマなど家計補助的な労働者の場合、本人年収よりむしろ世帯年収のほうがより休暇行動を説明しやすいと考えられるため、世帯年収を用いた。

(4) 予備的に「夫に充分な収入がある場合には、妻は仕事をもたない方がよい」など性別役割分業や男性の家計維持責任に関する変数を投入した検証も行ったが、いずれも有意水準が 5%を切ることがなかったことも、男性稼ぎ主型モデルを採用しがたいことの傍証とも言える。

(5) 年次有給休暇の付与条件は「雇入日から 6 ヶ月の継続勤務および全労働日の 8 割以上の出勤」（労働基準法 39 条）であり、補助的な労働力たる非正規雇用の場合にはこの要件を満たさない場合も多い。

[参考文献]

有田伸, 2016, 『就業機会と報酬格差の社会学』東京大学出版会.

Doeringer, Peter. B., and Piore, Michal. J., 1971, *Internal Labor Markets and Manpower Analysis*, New York: Routledge. （白木三秀監訳, 2007,『内部労働市場とマンパワー分析』早稲田大学出版部.）

原ひろみ, 2008, 「労働時間の現実と希望のギャップ－ワークライフコンフリクトを解消しワークライフバランスを実現するために－」『労働政策研究報告書 No.75. 働き方の多様化とセーフティネット―能力開発とワークライフバランスに着目して―』労働政策研究・研修機構.

井草剛, 2011a,「年休取得の 6 類型―職場レベルでの年休運用に関する一考察-」『日本労働社会学会年報』22: 75-105.

————, 2011b, “Goal Oriented Rational Behavior on Paid Holidays for Female Workers: Empirical Analysis of Influence to Income by Using Paid Holidays”,『年報社会学論集』24: 50-61.

Kambayashi, Ryo, Kameda, Taisuke, Kawamoto, Takuma, Sugihara, Shigeru, and Tanaka, Mari, 2019, “Management Practices Meet Labor Market Outcomes”, *ESRI Discussion Paper Series*, 352.

厚生労働省, 2016, 『「平成 28 年度雇用均等基本調査」の結果概要』
（https://www.mhlw.go.jp/toukei/list/dl/71-r02/07.pdf 2022 年 2 月 1 日アクセス）.

————, 2020,『令和２年就労条件総合調査　結果の概況』

(https://www.mhlw.go.jp/toukei/itiran/roudou/jikan/syurou/20/dl/gaikyou.pdf　2022 年 2 月 1 日アクセス）.
————, 2021,『毎月勤労統計調査　令和 2 年分結果確報』
(https://www.mhlw.go.jp/toukei/itiran/roudou/monthly/r02/20cr/dl/pdf20cr.pdf　2022 年 2 月 1 日アクセス).
黒田祥子・山本勲, 2014,『労働時間の経済分析』日本経済新聞社.
Lazear, Edward, 1995, *Personnel Economics*, Cambridge: The MIT Press.（清家篤・樋口美雄訳, 1998,『人事と組織の経済学』日本経済新聞社.）
中井美樹, 2009,「就業機会，職場権限へのアクセスとジェンダーライフコースパースペクティブによる職業キャリアの分析」『社会学評論』59 (4) : 699-715.
西野史子, 2006,「パートの基幹労働力化と正社員の労働」『社会学評論』56 (4) : 847-863.
日本労働研究機構, 2002,『年次有給休暇に関する調査研究』日本労働研究機構.
大竹文雄, 2001,「失職コスト・休職・労働組合」橘木俊詔/デーヴィッド・ワイズ編,『企業行動と労働市場』日本経済新聞社, 203-229.
小倉一哉, 2003,『日本人の年休取得行動』日本労働研究機構.
————, 2006,「ワーク・ライフ・バランス実現のための「壁」――有給休暇の未消化」『季刊家計経済研究』71: 36-44.
労働政策研究・研修機構, 2005,『労働政策研究報告書 No.22 日本の長時間労働・不払い労働時間の実態と実証分析』労働政策研究・研修機構.
————, 2007,『JILPT 調査シリーズ No.36. 若年者の離職理由と職場定着に関する調査』労働政策研究・研修機構.
————, 2011,『JILPT 調査シリーズ No.85. 年次有給休暇の取得に関する調査』労働政策研究・研修機構.
Sherwin Rosen, 1986, "The theory of equalizing differences", *Handbook of Labor Economics*, Volume 1, The Netherlands: Elsevier Science Publisher BV: 641-692.
猿田正機, 2000,「中小企業の労働問題――企業規模別賃金格差論を中心として」『大原社会問題研究所雑誌』50: 17-33.
総務省, 2016,『労働力調査（詳細集計）平成 28 年（2016 年）平均（速報）』
(https://www.stat.go.jp/data/roudou/rireki/nen/dt/pdf/2016.pdf　2022 年 2 月 1 日アクセス）.
高橋康二, 2008,「年次有給休暇に関する法知識の所在と機能」『大原社会問題研究所雑誌』597: 50-66.
多賀太,2018,「男性労働に関する社会意識の持続と変容―サラリーマン的働き方の標準性をめぐって」『日本労働研究雑誌』699: 4-14.
鶴光太郎・久米功一・大竹文雄・奥平寛子, 2013,「非正規被用者からみた補償賃金－不安定雇用、暗黙的な正員拘束と賃金プレミアムの分析－」『RIETI Discussion Paper Series』経済産業研究所.
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』 648: 70-83.
Williams, Christine L., 1992, "The Glass Escalator: Hidden Advantages for Men in the 'Female' Professions", *Social Problems*, 39: 253-267.
山口一男, 2009,『ワークライフバランス』日本経済新聞社.
————, 2010,「常勤者の過剰就業とワーク・ファミリー・コンフリクト」『RIETI Discussion Paper Series』経済産業研究所.