論文種別：原著論文

表題：

ダブルハurdルモデル分析による運動習慣と社会経済的地位の関連の検証

Double hurdle model analysis of the association between exercise habits and socioeconomic status

著者名

1) 下窪 拓也 SHIMOKUBO Takuya

所属先：

1) 新潟医療福祉大学健康科学部 Faculty of Health Science, Niigata University of Health and Welfare

所属先住所：

1) 〒950-3198 新潟県新潟市北区島見町 1398 番地

1398 Shimami-cho, Kita-ku, Niigata-shi, Niigata 950-3198

キーワード：運動格差，社会経済的地位，計量分析

Key word : inequality of physical activity, socio-economic status, quantitative analysis

ランニングタイトル：運動習慣と社会経済的地位の関連

連絡先担当者：下窪 拓也 shimokubo@nuhw.ac.jp

Abstract:

The purpose of this study was to re-examine the socio-economic determinant factors of exercise habits. Previous studies to identify the determinant factor of exercise habits by quantitative analysis of social survey data have focused on three main socio-economic status related to health and exercise habits: occupational condition, educational attainment, and economic status. However, previous research is criticized by its methodology. Previous studies overlooked the possibility that there are two steps process when people will decide to do a exercise habits. This research presumed that when people decide to do exercise habits in leisure time, they, first, decide if they do or do not do exercise habits and then they decide the time length of exercise habits.

This study proposed developed analytical model and examined the association between exercise habits in leisure time and socio-economic status. A quantitative analysis of Sport Life Survey data collected in 2020 was conducted. The double hurdle model was employed to estimate the association between exercise habits and socio-economic status. Double hurdle model combines a selection model with a model for a continuous variable. Furthermore, double hurdle model allows different independent variables for each model. Thus, this double hurdle model enables us to estimate the influence of independent variables on the selection to do or not to do exercise habits, and simultaneously we can analyze the influence of independent variables on the amount of exercise habits if doing exercise habits is selected.

The result showed that all variable of socio-economic status had a statistically significant influence on the decision to do or not to do exercise habits, but not on the decision of time length. More skilled labor, people with higher educational attainment and people with higher household income were more likely to do exercise habits. However, the result also revealed that the influence of socio-economic status on the exercise habits was not significant. This implied that there was no sever socio-economic inequality of exercise habits in Japan. Finally, the limitation of this research and direction for the future research were discussed.

I. はじめに

適度な運動が健康にもたらす利益は、一般的な理解にまで及んでいると言える。2013年には、厚生労働省が運動習慣促進のための方針を示し、心身の健康に対する運動の利益を明文化した（厚生労働省, 2013）。また、スポーツ庁では、2017年にビジネスパーソンに向けた国民運動「FUN+WALK PROJECT」（博報堂, 2020）の開始や、健康増進のため従業員に運動の実施を促す企業の応援など（スポーツ庁, 2018）、運動習慣の向上を目指す官民一体の取り組みが行われている。

これまで国内の研究分野においても、運動の促進および阻害要因が検証されてきた（江口ほか, 2019; 笹生, 2013; Takao et al., 2003; 渡辺・大塚, 2014）。特に、健康の社会経済的格差という社会的課題を背景に、運動などの健康関連行動および健康状況を規定する社会経済的要因の存在が議論されており（川上ほか, 2015; 近藤, 2010）、運動習慣の社会経済的要因の解明には、大規模社会調査データを用いた実証的な検証が行われてきた（Anzai et al., 2000; 藤原, 2016; 埴淵, 2012; 梶谷・小原, 2006; 片瀬, 2008; Kumagai, 2012; 丸山・日下, 1988; 下窪, 2020; 孫, 2007; Takao et al., 2003; 東原ほか, 2015）。

特定の社会経済的地位に身を置くことが運動の実施を阻害する要因となるのであれば、運動機会の格差、ひいては健康の格差につながる。日本社会における運動習慣の社会経済的要因を把握することは、誰が運動を実施していないのかを明らかにし、誰に対してスポーツプロモーションを行うべきかを明示するため、ハイリスクアプローチ的なスポーツ振興策構築の一助となる。

しかし、運動習慣の社会経済的要因を分析した従来の研究には、以下の2つの分析手法上の問題を残す。一つは、従来の研究が使用する分析手法では、運動習慣を決定するプロセスに対する社会経済的要因の影響に関して、十分な議論が行えない点である。もう一つは、運動習慣の社会経済的要因を検証するうえで、分析に含めるべき変数が用いられていない為、社会経済的要因が運動習慣に与えるメカニズムが不明瞭である点である。以上の課題は、より望ましいデータを適切な方法で分析することで克服される。そこで本研究では、運動習慣の社会経済的要因に対して、精緻な分析を通じた再検証を行った。

II. 先行研究の検討

本節では、まず、先行研究が明らかにしてきた社会経済的地位と運動習慣の関連に関する知見を概観した。その後、先行研究が残した課題を議論し、本研究の目的を記した。

運動習慣と社会経済的地位の関連を議論した先行研究を検討する前に、本稿が扱う運動習慣の定義を述べておく。人々が行う運動と社会経済的地位の関連を議論したこれまでの研究では、実施するスポーツの種類に関らず日常的に行う運動の有無、あるいはその頻度を分析の対象としたもの（藤原, 2016; 埴淵, 2012; Kumagai, 2012; 下窪, 2020; 孫, 2007）、そして、実施するスポーツのタイプにまで言及したものがある（丸山・日下, 1988; 東原ほか 2015）。人々の運動の実施を促進するには、東原ほか（2015）が指摘するように、スポーツのタイプにまで議論の幅を広げ社会経済的地位と運動習慣の関連を検証することが重要であることは言うまでもない。しかし、健康の格差という問題関心を根底に置き、社会経済的地位と運動習慣に関する基礎的な知見の再検討を目的とする本研究では、スポーツのタイプにまで言及した発展的な議論へと進む前に、人々が余暇として行う身体活動というシンプルな運動習慣の定義を基に議論を行い、本研究領域における基盤固めを行うことが重要であると考えた。

実際に、健康を議論の中心においた従来の研究では、スポーツのタイプを考慮せず、運動の実施の有無あるいは実施時間に焦点を絞っている（鎌田, 2020; Kumagai, 2012; 下窪, 2020; 孫, 2007）。また、国民の健康増進を図るための資料収集を目的として行われている国民健康栄養調査では、運動習慣として週の運動実施日数および平均的な運動時間を、スポーツのタイプを区別せずに尋ねている（厚生労働省, n.d.）。したがって、本稿が基づく健康という観点においては、週や月単位のスパンで日常的に実施されている運動の頻度に焦点を置いた議論も、健康の社会経済的格差に関する知見の蓄積に貢献することが期待される。以下ではスポーツの種類にも言及した先行研究を引用しているが、本稿ではあくまでも運動の実施の有無あるいは頻度と社会経済的地位の関連に議論の焦点を置き先行研究を検討した。

社会経済的地位と健康の関連を議論した研究では、健康状態に影響を及ぼす「社会的活動・参加・行動選択の可能性を左右する機会・能力・初期条件の問題」（橋本, 2012, p. 6）が広く扱われており、社会経済的地位の間で、健康の維持増進に関連する行動に必要な物質的、心理的、あるいは社会的な資源の偏りが生じているため、健康の格差が生じていると考えられている（Honjo, 2004; 片瀬, 2008）。

従来の健康や運動習慣の社会経済的地位の関連を検討した研究では、社会経済的地位の指標として、主に学歴、経済状況、そして就労状況が議論されてきた（Kagamimori et al., 2009）。まず、学歴との関連では、高学歴者ほど運動を積極的に行っていることが一

貫して報告されてきた (Anzai et al., 2000; 埴淵, 2012; Kumagai, 2012; 下窪, 2020).

こうした結果に対して、学歴が高いほど健康への意識が高まるため、健康を維持増進するために運動を積極的に行うという解釈が与えられている (梶谷・小原, 2006; 片瀬,

2008).

次に、余暇として運動を行うには、経済的余裕が必要だと考えられており (丸山・日下, 1988; 笹生, 2013), 経済状況が運動習慣に与える影響が検証されてきた. 経済状況と運動習慣の間には、統計的に有意な正の関連を示す研究もあるものの、就労状況や性別によっては、かならずしも有意な関連が確認されているわけではない (藤原, 2016; 埴淵, 2012; Kumagai, 2012; 下窪, 2020; 孫, 2007; 東原ほか, 2011). ただし、多くの先行研究では、統計的有意性の有無は別として、経済状況が良いほど運動を行うといった関連が示されており、経済状況は、運動の促進に少なからず貢献する一要因であることが示唆されてきた.

学歴と経済状況が運動習慣に与える影響に関しては、コンセンサスのとれた結論が得られているのに対して、就労状況が運動習慣に与える影響は未だ議論の余地を多く残している. 就労状況と運動習慣の関連では、女性では職業と運動習慣との間に統計的に有意な関連を示さない結果も報告されている (Takao et al., 2003) 一方で、男性では一貫して高技能な職に就いている人ほど運動に対して積極的であることが報告されてきた (下窪, 2020; Takao et al., 2003). こうした職業による運動習慣の違いは、職業に応じた収入などの経済的要因や労働時間などの時間的制約によって説明されると考えられてきた (丸山・日下, 1988; 笹生, 2013). しかし、経済状況や労働時間を考慮して職業と運動習慣の関連を分析した結果からみても、職業間での運動習慣の差は確認されている (下窪, 2020; Takao et al., 2003; 東原ほか, 2011; 2015). 経済状況と労働時間を統制しても、運動習慣が職業間で有意な差を示す結果に対して、たとえば農業や漁業従業者は普段から仕事で体を動かしているため余暇としてまで運動を選択しない可能性など (笹生, 2013), 職業が運動習慣に及ぼす影響は仕事の身体活動量を媒介していることを仮定した解釈がなされている (下窪, 2020). しかし、労働時の身体活動量を考慮した分析は未だなされていない.

以上、先行研究が蓄積してきた社会経済的地位と運動習慣の関連に関する知見を概観してきた. 学歴や収入においては、高学歴者、高所得者ほど運動を行う傾向にあることが示されており、いわゆる社会的なヒエラルキーによって運動習慣に差が生じていると言える.

一方で、就労状況においては未だ明確な結論は得られていないのが現状であった。

次に、先行研究が残した課題を議論する。一つ目の課題は、従来の研究が選択した分析モデルである。これまで、量的調査データ分析を通じて運動習慣の規定要因を探った研究が用いた分析手法は、大きく 3 つに分けられる。1 つ目は、従属変数を連続変数として分析を行ったもの (Aizawa et al., 2018; 藤原, 2016; 孫 2007) , 次に、従属変数を順序のあるカテゴリカル変数として分析をおこなったもの (Kumagai, 2013) , そして、もう 1 つが、従属変数を運動実施ありとなしの 2 カテゴリに分類し分析を行ったものである (埴淵, 2012; Hanibuchi et al., 2016; Kumagai, 2012, 2013; 下窪, 2020) 。しかし、これらの分析手法では、情報量を恣意的に損失しており、運動習慣の規定要因の議論が不十分である。たとえば、埴淵 (2012) , 孫 (2007) や下窪 (2020) など多くの研究が使用した、日々の運動実施頻度を尋ねる項目で「ほとんどしない」から「週に数回以上」の 5 尺度での回答選択肢を採用している「日本版総合的社会調査」や、藤原 (2016) が使用した、運動習慣について「ほとんどしない」から「毎日」までの 6 尺度での回答選択肢を設置している「働き方とライフスタイルの変化に関する全国調査」では、約半数近くの回答者が運動を「ほとんどしない」と回答している。そして残りの選択肢にも回答が分散する分布が確認されている。つまり、このような分布は、運動をする人とししない人を決める要因と、運動をする人の運動を行う頻度を規定する要因が、別々に存在する可能性を示唆している。しかし、先行研究が行ってきた分析では、これまで報告されてきた運動習慣の規定要因が、運動の実施の有無に対して作用するのか、または運動実施頻度にのみ作用するのか、あるいはその両方なのか明らかにすることができない。そこで本研究は、上記の問題を踏まえ、運動習慣の規定要因およびメカニズムの解明に貢献すべく、2 段階の推定モデルを用いた分析を行った。

2 つ目の課題は、先行研究の分析における欠落変数の問題である。上述のように、回答者の経済状況および学歴を統制してもなお生じる職業間の運動習慣の差異は、労働時の身体活動量の違いによるものであると考えられている (下窪, 2020) 。つまり職業が運動習慣に与える影響は労働時の身体活動量を媒介にしていると想定されているが、従来の分析では、この労働時の身体活動量に関する変数が分析に用いられていない為、職業間の運動習慣の差異を規定する要因が特定できていない。健康増進を最終的な目標と定めて運動習慣と職業の関連を議論する際、この労働時の身体活動量を統制することは重要である。なぜなら、特定の職業では労働時の身体活動量が多いため他の職業よりも余暇時に運動をし

ないのであれば、こうした人々は余暇時間に運動をせずとも身体活動量が確保できているため、職業に着目して運動習慣の向上を働きかける必要はなくなる。このように、健康増進へのアプローチという観点に立って考えるならば、労働時の身体活動量を考慮した分析が必要となる。

本研究では社会経済的地位と運動習慣の関連の再検討を目的として、運動実施の有無を規定する要因と、運動実施時間を規定する要因を区別したモデルを用いて分析を行った。また、その際、労働時の身体活動に関する変数を分析に投入した。

Ⅲ. 方法

1. データ

本研究では、量的調査データの二次分析を行った。二次分析にあたり、笹川スポーツ財団に「スポーツライフ・データ 2020」（以下、SSF2020）の個票データの使用申請を行い、それが受理されたのちデータの提供を受けた。本データは、「スポーツライフに関する調査 2020」によって、全国に居住する 18 歳以上の男女を対象に 2020 年 8 月から 9 月にかけて収集されたものである。サンプリングには、全国 300 地点より年齢構成比に近似するよう割り当て法が用いられている。また、調査には訪問留置法が使用されている（笹川スポーツ財団, 2021）。本調査は、日本の成人の運動およびスポーツ活動の把握を目的としており、本研究に最適なデータである。分析には、後述する変数のいずれにも欠損値を持たない 2,048 ケースを使用した。

2. 変数

まず、本研究の焦点である運動習慣の測定項目は余暇の運動時間であり、これをダブルハールドルモデル分析の従属変数とした。SSF2020 は、世界標準化身体活動質問票（以下、GPAQ）を取り入れており、その中の余暇時間の身体活動に関する質問に対する回答を使用した。SSF2020 では余暇時間の高強度の身体活動（呼吸または心拍数が大幅に増加し、少なくとも 10 分間続くような強度の高いスポーツ、レクリエーション）と中程度の強度の身体活動（呼吸または心拍数が少し増加し、少なくとも 10 分間続くような中程度の強度のスポーツ、レクリエーション、余暇に行う農作業など）の実施の有無と、実施有と回答した場合には、1 週間のうちの実施日数および 1 日の平均的な実施時間を尋ねている。本分析では、高強度および中程度の強度の身体活動に関する質問の回答を合成し、

余暇時間における身体活動実施時間を、分換算した 1 週間の余暇の運動時間として使用している。

次に、本分析では、先行研究においても社会経済的地位の指標として扱われてきた、回答者の就労状況、学歴そして世帯収入をハードルモデル分析の独立変数として使用した。就労状況では、SSF2020 で回答者の職業および就労状況を尋ねる項目への回答を参考に、専門・管理職、事務職、技能・労働職、サービス職、パート・アルバイト、学生・無職、専業主婦、その他の 7 カテゴリーを作成した。なお、後の多変量解析では専門・管理職を参照カテゴリとしている。学歴では、回答者を中学・高校卒業、短大・高専卒業、大学・大学院卒業の 3 カテゴリーに分類した。なお、在学中の回答者も分析に含まれている。分析では中学・高校卒業を参照カテゴリとしている。最後に、世帯収入は、SSF2020 では回答者の世帯収入に応じたカテゴリが個票データに公開されているため、そのカテゴリに応じて以下のように 1 万円単位での年収を表すように数値を与えて分析に用いた（収入無し=0, 200 万未満=150, 200～300 万=250, 300～400 万=350, 400～500 万=450, 500～600 万=550, 600～700 万=650, 700～800 万=750, 800～900 万=850, 900～1000 万=950, 1000 万以上=1050）。

本研究ではさらに、社会経済的地位、特に就労状況と運動時間の関係性における重要な要因である、仕事での身体活動時間、そして平日および休日の自由時間と平日および休日の学業・労働時間を分析に加えた。仕事での身体活動時間は、GPAQ の項目を参考に、1 週間に行う仕事での高強度および中程度の強度の身体活動時間（分）を使用した。平日および休日の自由時間と学業・労働時間は、それぞれの 1 日あたりの時間（分）を分析に使用した。

以上の変数に加えて、ダブルハードルモデル分析の統制変数には、回答者の基本的な属性である、年齢、性別（女性ダミー）、未成年の同居する子供の有無、婚姻状況（配偶者あり（参照カテゴリ）または配偶者なし）、Body Mass Index（以下、BMI）（やせ：BMI18.5 以下、普通：BMI 18.5 以上 25 未満（参照カテゴリ）、肥満：BMI 25 以上）、週の移動時の身体活動時間（分）、主観的健康状況を使用した。

3. 分析方法

先行研究での運動習慣の分布は、運動を全くしないと回答する人が約半数程度おり、そして運動を実施すると回答した人々の中で、実施頻度にばらつきが存在するというもので

あった。本研究が扱う運動時間のデータでも、図 1 が示すように、週の運動実施時間が 0 分と回答した人が約 66%いた。そして運動をしている人々の中でも運動時間にばらつきが確認された。このような 0 が過剰に存在するデータに対して、たとえば Tobit モデルが分析に用いられることがある。Tobit モデルでは、従属変数の背後に潜在変数 y_i^* を仮定し、 y_i^* が 0 よりも大きな値をとる時、従属変数の 0 ではない部分が観測され、それ以外の場合には従属変数は 0 の値が観測されると仮定している。しかし、このモデルは、従属変数が 0 になるか否かの決定と、従属変数が 0 より大きい場合の値の決定に対して同じ係数が推定される (Blundell and Meghir, 1987)。つまり、本稿の目的に照らして Tobit モデルの問題点を指摘するなら、運動の実施を決定する要因と運動を実施する場合の実施時間を決定する要因が異なっていたとしても、そうした要因の異質性を把握することができない。運動習慣の規定要因の詳細な分析を目的とする本研究は、運動の実施の有無と運動をする人の中での実施時間の決定には異なる要因が存在することを仮定して、ダブルハードルモデルを採用した。

※図 1 挿入

ダブルハードルモデルは、Cragg (1971) によって提案されたモデルである。本モデルでは、従属変数がある値（本研究では 0）を超える条件を示す潜在変数、つまり運動の実施を決定する潜在変数と、従属変数がどの程度の値を示すか、つまり運動をどの程度行うかを決定する潜在変数の 2 つの潜在変数を仮定した分析モデルを用いた。なお、下記の説明は、Blundell and Meghir (1987) と米田 (2019) を参考にしている。

潜在変数を仮に y_i^* と D_i とする。 y_i^* が運動をどの程度行うかを決定する変数、 D_i は運動を行うかを決定する変数とする。

$$y_i^* = \beta x_i + e_i$$

$$D_i = \theta z_i + w_i$$

なお e_i は平均 0、分散 σ^2 の正規分布に、 w_i は標準正規分布にそれぞれ独立して従うとする。従属変数が 0 を超えるのは、この 2 つの潜在変数がどちらも 0 よりも大きな値を示した場合とする。つまり、以下のように表せる。

$$y_i = \begin{cases} y_i^*, & \text{if } y_i^* > 0 \text{ and } D_i > 0 \\ 0, & \text{otherwise} \end{cases}$$

e_i は平均 0、分散 σ^2 の正規分布に、 w_i は標準正規分布に従うため、 $F(\cdot)$ を標準正規分布の累積分布関数、 $f(\cdot)$ を標準正規分布の確率密度関数とすると、従属変数が 0 以外の値をとる

確率は以下ようになる．

$$Pr(y_i^* > 0) Pr(D_i > 0) = \sigma^{-1} f\left(\frac{y_i^* - \beta x_i}{\sigma}\right) F(\theta z_i)$$

そして，従属変数が 0 である確率は以下のように表現できる．

$$1 - Pr(y_i^* > 0) Pr(D_i > 0) = 1 - Pr(e_i > -\beta x_i) Pr(w_i > -\theta z_i) = 1 - F\left(\frac{\beta x_i}{\sigma}\right) F(\theta z_i)$$

以上から，本モデルが最大化する対数尤度は以下ようになる．

$$\log L = \sum_{y_i=0} \log \left(1 - F\left(\frac{\beta x_i}{\sigma}\right) F(\theta z_i) \right) + \sum_{y_i>0} \left(-\log \sigma + \log f\left(\frac{y_i^* - \beta x_i}{\sigma}\right) + F(\theta z_i) \right)$$

加えて，図 1 が示すように，運動をしている人の運動時間の分布は右裾が長いことから，運動時間は指数関数的に増加するものであることを仮定して分析を行う．したがって y_i^* は以下のように表現される^{注 1)}．

$$y_i^* = \exp(\beta x_i + e_i)$$

本分析は以下の手順に従って実施された．まず，各変数の記述統計量を確認したのち，ダブルハードルモデルの分析を行った．ダブルハードルモデル分析ではまず，統制変数のみを投入したモデル（Model 1）の検証を行った．次に，社会経済的地位の変数を Model 1 に追加した（Model 2）．この Model 1 と Model 2 の尤度および赤池情報量基準（以下，AIC）とベイズ情報量基準（以下，BIC）を比較して，社会経済的地位が運動習慣に与える影響を議論した．そして，Model 3 では Model 2 に仕事での身体活動時間，自由時間，学業・労働時間を投入し，先行研究（笹生，2013；下窪，2020）で論じられているように，労働時の身体活動量や労働時間および自由時間が就労状況間の運動習慣の差異に与える影響を検証した．これは，もし労働時の身体活動量や労働時間あるいは自由時間が，就労状況と運動習慣の関係を媒介する要因であるならば，Model2 から Model3 にかけて就労状況の係数は減少すると想定する仮説にそった分析である．

IV. 結果

まず基礎統計量を確認した．表 1 は，各変数の基礎統計量（連続変数は平均値，標準偏差，最大値，最小値を，カテゴリカル変数は度数と相対度数）を示している．表 1 から，本分析対象者は，週に平均約 73 分，余暇としての運動をしていることが確認された．ただし，標準偏差の大きさおよび図 1 からわかるように，かなり偏りのある分布

となっている。そのほかの変数の基礎統計量も表 1 が示す通りである。次に、社会経済的地位と運動時間の関連を確認した。表 2 は、就労状況と学歴の各カテゴリならびに世帯収入の四分位での、運動時間の平均値と標準偏差、そして運動非実施者率である。まず、就労状況では、その他を除けば最も運動時間が長いのが専門・管理職従事者で 93.5 分、次に長いのが学生・無職で 91.5 分となっている。非実施者率が最も大きいのは技能・労働職従事者、最も小さいのは専門・管理職従事者であった。学歴では、最も運動時間が長いのが大学・大学院卒業者で 88.6 分、最も短いのが中学・高校卒業者で 62.1 分となっており、学歴が上がるほど運動時間が長くなる傾向が読み取れた。非実施者率は、中学・高校卒業者で最も大きく、大学・大学院卒業者で最も少ないため、学歴が上がるほど運動実施者が増加することが示された。最後に、世帯収入との関連では、最も運動時間が長いのが第四四分位で 90.5 分、最も短いのが第二四分位であり、おおむね世帯収入が多いほど運動時間が長くなる傾向が示された。非実施者率は第二四分位で最も多く、第四四分位で最も少ないため、世帯収入が上がるほど運動実施者が多いと言える。

※表 1 挿入

※表 2 挿入

ただし、表 2 が示すのはあくまで 2 変数間の関連に留まる。また、運動実施の有無を規定する要因と運動時間を規定する要因とを区別した議論は行えていない。そこで、先述のダブルハードルモデルを用いて、複数の変数を統制しながら、運動習慣の規定要因の検証を行った。

表 3 は、ダブルハードルモデルの結果を示している。Model 1 は、統制変数のみ説明変数に投入したモデルであり、Model 2 は、Model 1 に社会経済的地位に関する変数を加え、そして Model 3 は Model 2 に仕事での身体活動時間や自由時間および労働・学業時間を加えたモデルである。各モデルの実施有無と書かれた列は、従属変数が 0 以外の値を示す確率、つまり運動を実施する確率に対する各変数の影響を示しており、係数が大きいほど運動を実施する確率が高くなることを意味する。右側の時間と書かれた列は従属変数が 0 ではない場合の運動時間に与える各変数の影響を示しており、係数が大きいほど運動時間が長いことを意味する。

まず、モデルの適合度を確認した。McFadden の擬似決定係数は、最もパラメーター数の多い Model 3 であっても、0.02 であり、本モデルは改善の余地を多く残すものであることが示された。また、尤度比検定の結果から、Model 3 は Model 2 よりも有意にモ

デルの尤度が向上していないことが示された。尤度比検定の結果では、Model 1 に対して、社会経済的地位をモデルに加えた Model 2 は統計的に有意に尤度を上昇させたものの、Model 2 の BIC は Model 1 よりも大きな値を示しており、Model 1 よりも Model 2 が向上しているとは言えない。以上から、社会経済的地位が運動習慣に与える影響は小さいことが示唆された。しかし、ダブルハードルモデルによって示される係数の結果は、運動習慣の規定要因を議論するうえで重要な知見を提供するものであるため、係数の結果も確認した。

まず、統制変数の係数は 3 つのモデルでおおむね一貫した結果を示した。年齢が上がるほど運動をするようになり、また運動時間も長くなる。性別の効果から、女性は男性よりも運動時間が短いことが示された。なお、運動実施有無に対する性別の効果が、Model 1 では統計的に有意であったのに対して、Model 2 では有意ではなくなる点については、後に考察する。配偶者がいない人は配偶者がいる人よりも運動を実施する場合の実施時間が長い。そして BMI からは、やせている人は標準的な体型の人よりも運動を実施しない傾向にあることが示された。移動のための身体活動時間が長い人は、運動時間が長く、そして、主観的な健康状況が良い人は、運動を実施する傾向にあり、また運動時間が長いことが示された。

次に社会経済的地位の係数を確認した。就労状況、学歴、世帯収入のいずれも実施有無に対してのみ統計的に有意な値を示している。まず就労状況では、Model 2 において、専門・管理職従事者と比べて、事務職、技能・労働職、サービス職、パート・アルバイトに該当する職業および就労状況に該当する人は運動を実施する確率が低いことが示された。ただし、Model 3 では事務職ダミーは統計的に有意な係数を示していない。事務職従事者と専門・管理職従事者の運動実施の有無を分ける要因は、仕事内容に関連する身体活動量や労働時間であることが推察される。学歴と世帯収入の結果から、学歴が高いほど、そして世帯収入が高くなるほど運動を実施する確率が高いことが示された。

最後に、Model 3 が示す仕事での身体活動時間、自由時間、そして学業・労働時間の結果を確認した。統計的に有意な値を示したのは、いずれの変数も運動時間に対してであった。仕事での身体活動時間が長い人ほど、そして平日の自由時間が長い人ほど運動時間が長い一方で、休日の自由時間が長いと運動時間が短くなるという結果が示された。ただし、先述のように、Model 3 の変数は、モデルの向上に対し統計的に有意な貢献をしていない点は留意する必要がある^{注2)}。

※表 3 挿入

V. 考察

モデルの決定係数および情報量基準から、運動習慣に対する社会経済的地位の説明力は弱いことが示された。本稿の社会経済的地位の指標と類似する説明変数を用いて運動習慣の分析を行った先行研究の中にも、擬似決定係数が 0.05 以下の数値を示しているものが散見され（藤原, 2016; Kumagai, 2012, 2013; 下窪, 2020）、大きくとも 0.1 前後の値にとどまっている（埴淵, 2012; 孫, 2007）。したがって、本分析が用いたモデルの説明力が特別弱いわけではない。本研究結果を楽観的に解釈するならば、日本では社会経済的地位による運動習慣の格差は深刻ではないと捉えることも可能である。ただし、スポーツのタイプを区別して検討した東原ほか（2015）の分析では、サンプルサイズが本分析よりも小さいが、決定係数が 0.2 を超えるモデルも報告されているため、社会経済的地位との関連はスポーツのタイプによって異なることも考えられる^{注3)}。さらなるモデルの改善およびスポーツのタイプを考慮した分析が今後の課題となる。

次に、回帰係数の結果では、まず、就労状況では専門・管理職従事者が技能・労働職従事者、サービス職従事者ならびにパート・アルバイトよりも運動を実施する傾向にあることが示された。この結果は、高技能職に従事する人は、運動を積極的に行うことを示した先行研究（下窪, 2020; Takao et al., 2003）の結果と整合的である。また、学歴においても最終学歴が上がるほど運動を実施する確率が上がる傾向にある。先行研究では、学歴が高い人ほど健康意識が強いため、運動を積極的に行うと議論されており（片瀬, 2008; 梶谷・小原, 2006）、本結果もそうした議論と一貫する。世帯収入の結果も、余暇としての運動の実施には、経済的余裕を必要とすることを述べた先行研究（丸山・日下 1988; 笹生, 2013）の結果を支持するものとなった。以上のように、本研究では、従来の議論と一貫する社会経済的地位と運動習慣の関連を示した。

先行研究と一貫した結果を示した一方で、ダブルハードルモデル分析を使用したことによって新たな知見も得られた。特に重要な結果は、社会経済的地位の変数はすべて、運動実施の有無に対してのみ統計的に有意な影響を示し、運動時間には有意な効果を示していない点である。この結果は、運動実施の有無の決定と運動実施時間の決定に同一のメカニズムを想定した従来の研究（Aizawa et al., 2018; 藤原, 2016; 孫 2007）や、単に運動の実施のありなしの 2 カテゴリーに分類した先行研究（埴淵, 2012; Hanibuchi et al., 2016; 下

窪, 2020) の問題点を指摘するものである。

特定の職業に就き、あるいは健康への意識の高さや経済的余裕があったとしても、運動の実施は時間や体力の限界などの制約があるため、必ずしも特定の就労状況に身を置くことで、そして所得や学歴が高くなるほど運動時間が長くなるわけではないのは当然のことと言える。社会経済的地位が影響するのは、あくまで運動を実施するか否かを決定する段階であり、運動時間の規定には異なる要因が作用する。この運動時間を規定する要因は、本分析結果および既存の知見から、心理的要因だと想定される。1964 年東京オリンピックを経験した世代は運動への動機づけが高いことが明かにされており (Aizawa et al., 2018)、本分析で年齢が正の効果を示したのもこのような世代の影響である可能性がある。また、移動中の運動時間も統計的に有意な正の効果を示しているが、移動中に積極的に運動をする人は運動への動機づけが高く、その結果、余暇時間に長時間運動を行っているのだと推察される。もちろん、これらの仮説は推測の域を出ない為、今後の実証的な検証が待たれる。

ダブルハードルモデル分析は、運動習慣の男女差についても社会経済的地位と関連する結果を示した。一般的に女性よりも男性が運動を積極的に行う傾向にあることが、笹川スポーツ財団の調査結果から繰り返し報告されている (大勝, 2015)。本分析は、Model 1 では運動の実施有無に対して統計的に有意な男女差が示されているが、実施有無に対する性別の係数は、社会経済的地位の変数を加えた Model 2 では若干減少し、統計的な有意性を示さなくなった。つまり、男女間の運動実施率の差異は、男女間の社会経済的地位の差によって生じている可能性が指摘される。紙幅の都合上、分析結果を示すことは出来ないが、就労状況、学歴、世帯収入を個別に Model 1 に追加したところ、就労状況と学歴のいずれかを加えたモデルで、運動実施有無に対する性別の効果が統計的に有意な値を示さなくなった。このことから、男女間の運動実施率の差異には、男女間の就労状況および学歴の差によって生じている可能性があると言える。一方で、社会経済的要因を統制してもなお統計的な有意性を示した運動時間の男女差は、たとえば男女間の体力の差などが関係すると考えられる。

本研究のもう一つの主眼である、労働時の身体活動や労働時間および自由時間はモデルの向上に貢献せず、運動習慣の重要な規定要因ではないことが示された^{注 4)}。また労働時の身体活動量や自由時間および学業・労働時間を統制しても、就労状況間の運動習慣の差異は統計的に有意な値を示していた。このことから、経済状況や労働時間を統制してもな

お生じる就労状況間の運動習慣の差異の原因を、労働時の身体活動量に求める先行研究（笹生, 2013; 下窪, 2020）の仮説は否定されることとなった。

以上、本分析の結果を議論してきたが、本分析モデルの決定係数の低さは留意する必要がある。このことと関連して、本研究の限界と今後の課題を述べる。まず、出身家庭の影響（片岡, 1992, 2019）、青少年期の運動習慣（大勝・來田, 2016）、あるいは運動を行う動機などの心理的要因（江口ほか, 2019; 渡辺・大塚, 2014）といった、運動習慣の重要な規定要因が、データの限界から、本分析では考慮されていない。また、本研究では、労働時の身体活動量や労働時間および自由時間を統制してもなお、就労状況間に運動習慣の差が生じたことから、就労状況が運動習慣に影響を与えるメカニズムが解明できていない。この職業間の運動習慣の差を規定する要因を示唆する研究として藤原（2016）があげられる。藤原（2016）は、パネル調査データを用いて観測期間中に変化しない個人の効果を統制して分析を行い、職業間の運動習慣に、統計的に有意な差が生じていないことを報告している。運動習慣の規定要因を解明するには、今後は重要な要因を含んだデータの収集や、分析モデルのさらなる改善を検討する必要がある。次に、運動習慣の変数に関する課題がある。本研究では、運動の実施が健康にもたらす利益と運動機会の社会経済的格差という問題を背景に、実施される運動の内容を問わず運動習慣と社会経済的地位の関連を議論することを目的としていた。しかし、束原ほか（2015）が指摘するように、スポーツ人口の把握や政策の実践に貢献するには、スポーツの種類にまで及んだ議論が、今後は必要となる。

VI. 結論

本研究は、運動習慣を規定する社会経済的要因を議論した従来の研究が抱える研究手法上の課題を指摘し、より高度な分析モデルを用いて運動習慣と社会経済的地位の関連の再検討を行った。その結果、社会経済的地位が影響を与えるのは、運動をするか否かの意思決定段階においてであって、運動を実施している人の運動時間には影響を与えないことが明らかにされた。加えて、社会経済的地位が運動習慣に与える影響は決して大きいものではなく、日本社会において社会経済的地位に応じた運動機会の深刻な格差が生じていない可能性が示された。

ただし、本分析モデルがもつ運動習慣の説明力は決して高いとは言えず、加えて、運動時間を規定する要因の解明にはさらなる検証を要する。このように本研究は、限界を多

く残すものではあるが、ダブルハールドモデル分析を用いて既存の研究の問題点を指摘し、運動習慣形成のメカニズムに関する新たな知見を提供したことは、本研究の有意義な点である。本研究成果および提示した今後の課題が、さらなる研究の発展の一助となることを願う。

謝辞

本研究の遂行にあたり、笹川スポーツ財団より「スポーツライフ・データ 2020」の提供を受けました。記して感謝申し上げます。

注記

注 1) 分析に用いる統計ソフトは Stata 16 であり、ダブルハールドモデルのコマンドには `churdle exponential` を使用した。

注 2) Model 3 のすべての説明変数で、分散拡大係数が 4.0 未満であることを確認している。

注 3) もちろん、これらの先行研究の分析は、サンプルサイズや運動習慣の操作定義、説明変数が異なり、また分析モデルもネストした関係ではないため直接的な比較をすることは出来ない。

注 4) 分析対象を就労者に限定して行った分析では、運動実施と運動時間のどちらに対しても、労働時の身体活動量は統計的に有意な値を示していない。

文献

Aizawa, K., Wu, J., Inoue, Y., and Sato, M. (2018) Long-term impact of the Tokyo 1964 Olympic Games on sport participation: A cohort analysis, *Sport Management Review*, 21(1): 86-97.

Anzai, Y., Ohkubo, T., Nishino, Y., Tsuji, I., and Hisamichi, S. (2000) Relationship between health practices and education level in the rural Japanese population. *Journal of Epidemiology*, 10(3): 149-156.

Blundell, R., and Meghir, C. (1987). Bivariate alternatives to the Tobit model. *Journal of Econometrics*, 34(1-2), 179-200.

Cragg, J. G. (1971) Some statistical models for limited dependent variables with

- application to the demand for durable goods. *Econometrica* 39: 829-844.
- 江口泰正・井上彰臣・太田雅規・大和浩（2019）運動継続者に見られる継続理由の特色：労働者における運動継続への行動変容アプローチに関する研究. 日本健康教育学会誌, 27(3), 256-270.
- 藤原翔（2016）健康行動の社会経済的格差：パネルデータを用いたアプローチ. 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編, 2015 年度課題公募型二次分析研究会パネルデータを活用した就労・家族・意識の関連性についての研究. 研究成果報告書: 208-233.
- 博報堂（2020）スポーツ庁委託事業 2019 年度「スポーツ人口拡大に向けた官民連携プロジェクト・ビジネスパーソン向け国民運動（FUN+WALK PROJECT の推進）」事業報告書.
- 埴淵知哉（2012）近隣の身体活動環境と運動習慣の関連：JGSS2010 による分析. 日本版総合的社会調査共同研究拠点研究論文集 (12): 1-10.
- Hanibuchi, T., Nakaya, T., and Honjo, K. (2016) Trends in socioeconomic inequalities in self-rated health, smoking, and physical activity of Japanese adults from 2000 to 2010. *SSM-Population Health*, 2: 662-673.
- 橋本英樹（2012）健康格差の実証研究：方法論的展開と展望. 医療と社会, 22(1): 5-17.
- Honjo K. (2004) Social epidemiology: Definition, history, and research examples, *Environmental Health and Preventive Medicine*, 9: 193-199.
- Kagamimori, S., Gaina, A., and Nasermoaddeh, A. (2009) Socioeconomic status and health in the Japanese population. *Social Science and Medicine*, 68(12): 2152-2160.
- 梶谷真也・小原美紀（2006）有業者の余暇時間と健康投資. 日本労働研究雑誌, 552: 44-59.
- 鎌田真光（2020）オリンピック・レガシーと国民の身体活動・運動・スポーツ実施率. 日本健康教育学会誌, 28(2): 107-115.
- 片岡栄美（1992）社会階層と文化的再生産. 理論と方法, 7 (1): 33-55.
- 片岡栄美（2019）趣味の社会学: 文化・階層・ジェンダー. 青弓社.
- 片瀬一男（2008）学歴階層と健康リスク関連行動, 菅野剛編, 階層と生活格差, 2005 年 SSM 調査シリーズ, 10: pp. 29-41.

川上憲人・橋本英樹・近藤尚己（2015）社会と健康：健康格差解消に向けた総合科学的アプローチ．東京大学出版会．

近藤克則（2010）健康の社会的決定要因(1)：「健康の社会的決定要因」と健康格差を巡る動向．日本公衛誌，57(4)：316-319．

厚生労働省（2013）「健康づくりのための身体基準 2013」及び「健康づくりのための身体活動指針（アクティブガイド）」について．

<https://www.mhlw.go.jp/stf/houdou/2r9852000002xple.html>, (参照日 2021 年 8 月 8 日)．

厚生労働省（n.d.）国民健康栄養調査．<https://www.mhlw.go.jp/toukei/itiran/gaiyo/k-eisei.html>, (参照日 2021 年 1 月 15 日)．

Kumagai, N. (2012). Socioeconomic determinants of physical inactivity among Japanese workers. Center for Intergenerational Studies Discussion Paper Series 535. Institute of Economic Research, Hitotsubashi University.

Kumagai, N. (2013). Physical inactivity of workers and its relation to uneven allocation of public sports facilities. Center for Intergenerational Studies Discussion Paper 598. Institute of Economic Research, Hitotsubashi University.

丸山富雄・日下裕弘（1988）一般成人のスポーツ参加と社会階層．仙台大学紀要, 20: 19-36.

大勝志津穂（2015）運動・スポーツ種目の実施率の男女差について：実施率の時系列変化に着目して．スポーツとジェンダー研究 13. 56-65.

大勝志津穂・來田享子（2016）成人期以降の集団球技系種目実施者における過去の同一種目経験の影響．生涯スポーツ学研究, 13(2), 43-54

笹川スポーツ財団（2021）スポーツライフに関する調査 2020．（2021 年 7 月 6 日取得．
https://www.ssf.or.jp/thinktank/sports_life/datalist/2020/）

笹生心太（2013）高度経済成長期における労働者間のスポーツ参加格差に関する一考察：職場スポーツ施設設備とスポーツ参加率に着目して．スポーツ社会学研究, 21(2): 79-88.

下窪拓也（2020）2000 年以降のスポーツ参加者の推移と変動：2002 年から 2012 年までの社会調査データの二次分析を通じて．体育学研究, 65: 545-562.

孫郁雯（2007）運動頻度を規定する要因：JGSS-2003 による分析．日本版 General

Social Surveys 研究論文集, 6: 147-157.

スポーツ庁（2018）平成 30 年度「スポーツエールカンパニー」として 347 社を認定：従業員の健康増進の為にスポーツ活動に対する支援や促進に向けた取組をする企業を応援します．平成 30 年報道発表資料．

Takao, S., Kawakami, N., and Ohtsu, T. (2003) Occupational class and physical activity among Japanese employees. *Social Science and Medicine*, 57(12): 2281-2289.

束原文郎・石津伸弘・山本理人（2011）札幌市民の運動・スポーツ実施を規定する社会的要因・属性と教育機関での運動・スポーツ経験に着目して．北海道体育学研究, 46, 39-54.

束原文郎・石澤伸弘・山本理人・間野義之・中村好男（2015）一般成人におけるタイプ別スポーツ参加と社会経済的特徴の関係．スポーツ産業学研究, 25(2): 253-268.

渡辺和広・大塚泰正（2014）自己効力感，ソーシャルサポート，環境的要因，および職場の要因を用いた労働者の余暇時の身体活動モデルの構築．行動医学研究, 20(1), 17-23.

米田佑（2019）学校外教育投資に対する母親の団体加入：ダブルハードルモデルを用いた分析．東北大学大学院教育学研究科先端教育研究実践センター年報, (19), 47-58.

表 1 基礎統計量

連続変数					カテゴリカル変数		
項目	平均	標準偏差	最小値	最大値	項目	度数	度数割合
余暇の運動時間/週（分）	73.27	150.66	0	1800	就労状況		
世帯収入（万円）	535.55	265.83	0	1050	専門・管理	321	15.67
仕事での身体活動時間/週（分）	246.20	666.93	0	8400	事務	252	12.30
平日の自由時間/1日（分）	213.32	169.10	0	1320	技能・労働	231	11.28
休日の自由時間/1日（分）	393.30	241.41	0	1380	サービス	282	13.77
平日の学業・労働時間/1日（分）	368.29	256.10	0	1200	パート・アルバイト	300	14.65
休日の学業・労働時間/1日（分）	48.69	125.27	0	960	学生・無職	300	14.65
年齢	50.25	15.76	18	79	専業主婦	294	14.36
移動時の身体活動時間/週（分）	95.43	188.88	0	2160	その他	68	3.32
主観的健康状況	2.84	0.63	1	4	学歴		
					中学・高校	973	47.51
					短大・高専	482	23.54
					大学・大学院	593	28.96
					性別		
					男性	1,059	51.71
					女性	989	48.29
					未成年の同居する子ども		
					あり	779	38.04
					なし	1,269	61.96
					婚姻状況		
					配偶者あり	1,569	76.61
					配偶者無し	479	23.39
					BMI		
					やせ（BMI<18.5）	160	7.81
					普通（18.5<=BMI<25）	1,448	70.70
					肥満（BMI>=25）	440	21.48

表 2 各カテゴリの運動時間

就労状況				学歴				世帯収入（四分位）			
項目	運動時間		非実施率(%)	項目	運動時間		非実施率(%)	項目	運動時間		非実施率(%)
	平均	標準偏差			平均	標準偏差			平均	標準偏差	
専門・管理	93.50	146.60	48.60	中学・高校	62.07	136.77	68.86	第一	67.63	155.64	67.67
事務	76.88	154.07	58.73	短大・高専	77.04	176.23	61.62	第二	64.61	146.01	68.18
技能・労働	65.17	142.50	69.70	大学・大学院	88.58	148.60	52.95	第三	73.39	138.92	61.43
サービス	51.05	112.04	68.79					第四	90.51	161.40	50.26
パート・アルバイト	61.72	136.08	60.29								
学生・無職	91.45	172.24	68.33								
専業主婦	61.48	135.49	61.33								
その他	105.74	275.90	65.31								

表 3 ダブルハードルモデルの結果

項目	Model 1				Model 2				Model 3			
	実施有無		時間		実施有無		時間		実施有無		時間	
	B	SE	B	SE	B	SE	B	SE	B	SE	B	SE
年齢	0.00	0.00	0.01 **	0.00	0.01 **	0.00	0.01 **	0.00	0.01 **	0.00	0.01 **	0.00
女性	-0.14 *	0.06	-0.23 **	0.06	-0.11	0.08	-0.32 **	0.08	-0.12	0.08	-0.30 **	0.08
未成年の同居する子供あり	-0.07	0.07	-0.10	0.08	-0.10	0.08	-0.07	0.08	-0.10	0.08	-0.07	0.08
配偶者無し	-0.04	0.08	0.18 *	0.09	0.11	0.09	0.22 *	0.09	0.11	0.09	0.23 *	0.09
BMI (ref. 普通 18.5≤BMI<25)												
やせ (BMI<18.5)	-0.36 **	0.12	-0.24	0.14	-0.34 **	0.12	-0.23	0.14	-0.34 **	0.12	-0.24	0.14
肥満 (BMI≥25)	-0.01	0.07	0.05	0.08	0.04	0.07	0.07	0.08	0.04	0.07	0.06	0.08
移動時の身体活動時間/週 (分)	0.00	0.00	0.001 **	0.000	0.00	0.00	0.001 **	0.00	0.00	0.00	0.001 **	0.00
主観的健康状況	0.18 **	0.05	0.17 **	0.05	0.15 **	0.05	0.18 **	0.05	0.15 **	0.05	0.19 **	0.05
社会経済的地位												
就労状況 (ref. 専門・管理)												
事務					-0.21 *	0.11	0.11	0.10	-0.20	0.11	0.14	0.10
技能・労働					-0.36 **	0.12	0.06	0.12	-0.35 **	0.12	0.01	0.12
サービス					-0.38 **	0.11	-0.15	0.11	-0.38 **	0.11	-0.17	0.11
パート・アルバイト					-0.28 *	0.12	0.18	0.12	-0.26 *	0.12	0.15	0.12
学生・無職					-0.14	0.11	0.16	0.11	-0.10	0.13	0.07	0.13
専業主婦					-0.16	0.12	0.19	0.12	-0.13	0.14	0.16	0.14
その他					-0.14	0.18	0.05	0.18	-0.14	0.18	-0.05	0.18
学歴 (ref. 中学・高校)												
短大・高専					0.22 **	0.08	0.04	0.08	0.23 **	0.08	0.05	0.08
大学・大学院					0.31 **	0.07	-0.02	0.08	0.31 **	0.07	0.00	0.08
世帯収入 (万円)					0.001 **	0.00	0.00	0.00	0.001 **	0.00	0.00	0.00
仕事での身体活動時間/週 (分)									0.00	0.00	0.0001 *	0.00
平日の自由時間/1日 (分)									0.00	0.00	0.001 **	0.00
休日の自由時間/1日 (分)									0.00	0.00	-0.0004 *	0.00
平日の学業・労働時間/1日 (分)									0.00	0.00	0.00	0.00
休日の学業・労働時間/1日 (分)									0.00	0.00	0.00	0.00
切片	-0.81 **	0.21	4.06 **	0.22	-1.28 **	0.25	3.98 **	0.26	-1.25 **	0.28	3.84 **	0.30
lnσ		-0.19 **	0.03			-0.19 **	0.03			-0.20 **	0.03	
σ		0.83	0.02			0.83	0.02			0.82	0.02	
McFadden R2		0.01				0.02				0.02		
AIC		10727.41				10669.80				10672.33		
BIC		10834.28				10889.16				10947.94		
尤度比検定 (vs Null model)		97.57**				195.18**				212.65**		
尤度比検定 (vs Model 1)						97.61**						
尤度比検定 (vs Model 2)										17.47		

N = 2,048, ** $p < 0.01$, * $p < 0.05$

B: 非標準化回帰係数, SE: 標準誤差, AIC: 赤池情報量基準, BIC: ベイズ情報量基準.

図 1 運動時間の分布