

運動習慣の推奨は企業経営に合理的か？

—正社員労働者が運動習慣を変化させることによる
ウェルビーイング・ワークエンゲイジメント・生産性への影響—

加島遼平、高田琢弘、松尾知明、蘇リナ



運動習慣の推奨は企業経営に合理的か？
—正社員労働者が運動習慣を変化させることによる
ウェルビーイング・ワークエンゲイジメント・生産性への影響—

加島遼平（独立行政法人労働者健康安全機構 労働安全衛生総合研究所・研究員）

高田琢弘（独立行政法人労働者健康安全機構 労働安全衛生総合研究所・研究員）

松尾知明（独立行政法人労働者健康安全機構 労働安全衛生総合研究所・上席研究員）

蘇 リナ（独立行政法人労働者健康安全機構 労働安全衛生総合研究所・主任研究員）

《 要 旨 》

本研究では、労働者の健康促進施策の一つとして運動習慣の推奨を行うことが企業経営に合理的な側面を持つ可能性があるのかを、個人特性の調整の観点と運動習慣の喪失者を考慮した観点から検討した。労働政策研究・研修機構の個人パネル調査「仕事と生活、健康に関する調査」(JILLS-*i*)の第1期に回答を得られた11,148名の正社員労働者のうち、第4期まで継続して回答をしていた6,576名の4期間コンプライートパネルデータを解析に用いた。ウェルビーイング・ワークエンゲイジメント・生産性に関連する変数群をアウトカムとして、運動習慣の有無を説明変数として用いた。まず、pooled ols、パーソナリティ特性(Big5)を調整変数に追加したpooled ols、二元固定効果推定(TWFE)の三種の個人属性の統制レベルを変化させた推定を行い、個人特性由来の脱落変数バイアスが推定に及ぼす影響を検討した。次に、運動習慣の変化を獲得と喪失に区別し、運動習慣が一方向的に変化(獲得・喪失)してその状態が継続した個人のサブサンプルに解析を絞り込み、運動習慣の獲得と喪失がアウトカムに及ぼす効果とそのダイナミクスを、TWFEとイベントスタディーによって検討した。結果として、個人特性の統制レベルが大きくなるほど、推定係数値の絶対値が小さくなることが示された。また、運動習慣の獲得と喪失を区別して効果を推定すると、抑うつ・不安傾向(K6)とプレゼンティズムには効果が示されなかったが、主観的健康感と仕事の満足度と生活の満足度とワークエンゲイジメント

に対して習慣の獲得は正の効果が、習慣の喪失は負の効果が示された。効果のダイナミクスを確認すると、ワークエンゲイジメントには継続的な効果が、一部のウェルビーイングには一時的な効果があり、運動習慣の獲得と喪失で効果のダイナミクスが異なる可能性が示された。本研究の結果は、運動習慣を獲得して習慣を継続できた場合の正の効果と運動習慣を喪失して喪失状態が継続した場合の負の効果が存在することを示唆している。

（備考） 本論文は、執筆者個人の責任で発表するものであり、独立行政法人 労働政策研究・研修機構としての見解を示すものではない。本論文におけるデータの利用は、独立行政法人 労働政策研究・研修機構の第5期プロジェクト研究サブテーマ「経済社会の変化と労働者の生活、健康、ウェルビーイングに関する研究」への参加によって認められている。

目 次

1 目的	1
2 対象と方法	2
2.1 データと解析対象者	2
2.2 JILLS- <i>i</i> における調査内容	3
2.2.1 説明変数：運動習慣の有無	3
2.2.2 ウェルビーイングに関連するアウトカム：抑うつ・不安傾向（K6）	3
2.2.3 ウェルビーイングに関連するアウトカム：主観的健康感	3
2.2.4 ウェルビーイングに関連するアウトカム：仕事の満足度	3
2.2.5 ウェルビーイングに関連するアウトカム：生活の満足度	3
2.2.6 ワークエンゲイジメントに関連するアウトカム：ユトレヒト・ワーク・エンゲイジメント尺度	3
2.2.7 生産性に関連するアウトカム：プレゼンティーズム	4
2.2.8 個人特性の調整変数：Big5 パーソナリティ特性	4
2.2.9 調整変数	4
2.3 推定方法	4
2.4 倫理的配慮	6
3 結果	7
3.1 記述統計	7
3.2 運動習慣の有無と各アウトカムとの関連と個人特性統制の推定結果への影響	8
3.3 運動習慣の有無の変化（獲得・喪失）と効果のダイナミクス	9
3.3.1 運動習慣の有無の経年的推移パターン	9
3.3.2 運動習慣の獲得・喪失の効果とダイナミクスの推定	9
3.3.3 頑健性の確認	10
4 考察	13
4.1 結果のまとめ	13
4.2 結果の解釈	13
4.3 限界点	14
5 結論	15
参考文献	16
Appendix	24

1 目的

高齢化による生産年齢人口比率の減少が世界的に予見されており (Bloom et al., 2010)、日本においても国家的な重要課題となっている (内閣府, 2014)。労働人口比率が減少する高齢社会においては、現在の社会福祉制度と働く人々の生活水準を維持するためには、労働時間の増加・生産年齢の拡大・労働生産性の向上のいずれかが不可欠となる。長時間労働は身体的・精神的健康に悪影響を及ぼすことが知られており (Iwasaki et al., 2006; Virtanen et al., 2018)、生産年齢の拡大と労働生産性の向上を目指すことが重要である。

経済学では、人々の健康は生産に関連する耐久的人的資本の一種として理解されている。健康状態は加齢とともに減耗するものであり、健康的な食事等の「健康資本投資」によって生産可能期間 (≡生産年齢) が延びるものとして理論的に整理されている (Grossman, 1972, 2017; Mushkin, 1962)。他方で近年の実証研究では、生産年齢の向上の側面ではなく、各種のコスト圧縮効果や生産性の向上に着目が集まっている。例えば、労働者の健康状態を保つための企業主導の「健康促進プログラム」の導入が、アブセンティーズム (病欠による生産効率の低下)・プレゼンティーズム (勤務中の生産効率の低下)・医療費の抑制に繋がり投資コストを上回る抑制効果が存在する可能性が示唆されている (Baicker et al., 2010; Baxter et al., 2014; Nagata et al., 2018; Soler et al., 2010)。また、健康促進プログラムに取り組む企業として表彰されると、企業価値や業績を向上させる効果が存在することも指摘されている (Fabius et al., 2016; Goetzel et al., 2019; Grossmeier et al., 2016; 山本 et al., 2021)。このように、労働者の健康促進は企業にとっても重要である。

労働者の健康促進施策の一つとして、運動習慣の確保が挙げられる。運動の習慣化は心肺持久力を高め、死亡率や疾病発症率 (Kodama et al., 2009)、医療費 (Bachmann et al., 2015) を低減させる。たとえ顕著な体力向上に至らなくても、運動の習慣化による身体活動量の増加は、死亡率や疾病発症率といった健康面や (Dekker et al., 2005; Yerramalla et al., 2020)、認知機能 (Feter et al., 2024)、うつ症状 (Fox, 1999; Hallgren et al., 2020) を改善させ、主観的ウェルビーイング (Frey & Gullo, 2021; Huang & Humphreys, 2012) や社会・経済的側面 (Cabane et al., 2016; Lechner, 2009; Lechner & Downward, 2017; Lechner & Sari, 2015) にも好影響をもたらす。これらの知見を背景に、世界保健機関 (WHO) は中高強度の身体活動を週 150 分以上行うことを推奨している (Ding et al., 2020)。

運動習慣に関する実証研究においては、逆因果の可能性と個人の選択という因果関係の識別における壁が存在している。例えば、横断調査によって運動習慣と生産性との間に正の関連が示された場合、運動習慣を有することによって生産性が高くなったのか、生産性が高い人が運動習慣を有しているのか、判断することができない (Walker et al., 2017)。また、運動を実施するか否かは個人の選択によるものであり、外向的なパーソナリティ特性の人ほど運動習慣を有する傾向が報告されており (Rhodes & Smith, 2006)、運動習慣の有無は個人の特性に依存していると考えられる。介入研究として RCT を行うと因果関係の識別は可能となるが、RCT による長期的で

大規模な介入研究は、コストの観点から実施が困難であることが多い。一方、調査研究では上述した因果関係の識別における壁による内的妥当性の点で限界がある。運動習慣の因果効果に関する研究は、準実験的な解析方法を調査研究に応用したり、追跡調査を用いることによって内的妥当性の向上を図る形で進展しており、運動施設との距離等を用いた操作変数法推定（IV 推定）（Wicker & Frick, 2015, 2016）、傾向スコアマッチング（PSM）（Lechner, 2009; Pawlowski et al., 2018; Skrok et al., 2019）、二元固定効果推定（TWFE）による解析などが行われている（Dallmeyer et al., 2023）。

既に示したように、運動習慣が健康に良好な影響を及ぼすことは周知の事実であるにもかかわらず、運動を習慣化できている人は未だに少数派であり（Matsuo & So, 2021）、体力科学分野では運動習慣の「定着」が重要な課題となっている（Piercy et al., 2018）。この運動習慣の定着の課題は、準実験手法による因果効果の識別仮定に問題が生じさせる可能性が考えられる。例えば、運動習慣を一時的に獲得した後にその習慣を喪失してしまうような個人が多く含まれる場合においては、PSM による推定では、運動の実施確率をどの時点でマッチングするのかといった問題や、処置群とコントロール群の入れ替わりが複数のタイミングで発生するという問題が生じてしまう。また、全サンプルを用いた TWFE の場合には、「運動習慣を獲得する効果」と「運動習慣を喪失する効果」を同一のものと仮定した解析が行われるが、両者の効果が異なる場合には両効果の加重平均が推定値となり効果の推定には歪みが生じ得る。¹

本研究は日本の人口構造を模した web モニターを対象とした追跡的なパネル調査を利用して、運動習慣の変化がウェルビーイング（抑うつ・不安傾向（K6）、主観的健康感、仕事の満足度、生活の満足度）・ワークエンゲイジメント・生産性（プレゼンティーズム）に及ぼす効果について検討することを目的とした。まず、運動習慣と各アウトカムとの関連の推定係数値が、個人特性の統制レベルの違いによってどのように異なるのかを検証した。次に、「運動習慣を獲得する効果」と「運動習慣を喪失する効果」を区別し、それぞれの効果と効果のダイナミクスを検証した。

2 対象と方法

2.1 データと解析対象者

本研究では、労働政策研究・研修機構の個人パネル調査「仕事と生活、健康に関する調査」（JILLS-*i*）²の第一回～第四回調査のデータ（2024 年 12 月 4 日に配布された ver.1 のデータ）を用いた。第一回調査は 2023 年 1 月、第二回調査は 2023 年 7 月、第三回調査は 2024 年 1 月、第四回調査は 2024 年 7 月と半年毎に実施された。調査対象者は、第一回時点で令和 2 年国勢調査（総務省）に基づいて 35 歳から 54 歳の人口構造と同様になるように、性別・年齢階層・就業形態・居住地域・学歴に基づいて割付がなされ、第一回調査において割付通りに 20,000 名が回

¹ IV 推定に関して、例えば、スポーツジムができることで近隣の人が運動習慣を持ったのではなく、スポーツジムの近隣に運動習慣を持つ人が既に多く住んでいるという逆因果の可能性も考えられる。そのため、運動習慣の定着の有無に依らず、IV の外生性の仮定に違反している可能性が存在する。

² JILLS-*i* の調査概要については労働政策研究・研修機構（2023, 2025）を参照のこと。

収され、そのうち正社員労働者数は 11,148 名であった。本研究では、第一回調査に回答した正社員労働者（11,148 名）のうち、第四回まで継続して正社員労働者であった個人（6,576 名）の 4 期コンプリートパネルデータ（26,304 サンプル）を解析の対象とした。

2.2 JILLS-Ⅱにおける調査内容

2.2.1 説明変数: 運動習慣の有無

運動習慣の有無について、1 項目の質問（「あなたは以下のことがあてはまりますか。1 回 30 分以上の軽く汗をかく運動を週 2 日以上実施している」）を用いた。回答は 2 件法であり、「はい」を 1、「いいえ」を 0 とするダミー変数として解析に用いた。

2.2.2 ウェルビーイングに関連するアウトカム: 抑うつ・不安傾向(K6)

抑うつ・不安傾向を測定するために、K6 を用いた (Kessler et al., 2002)。K6 は、精神疾患のスクリーニングを目的として開発された尺度であり、6 項目(例:「神経過敏に感じましたか」)で構成される。「0:全くない」～「4:いつも」の 5 件法で回答を求め、合計得点が 5 点以上で軽症、13 点以上で重症の気分障害および不安障害ありとスクリーニングされる (Kessler et al., 2002)。K6 は、日本語版の信頼性・妥当性も確認されている (Furukawa et al., 2008; Sakurai et al., 2011)。本研究では、K6 の合計得点を解析に用いた。この得点が高いほど、抑うつ・不安傾向が高いことを意味する。

2.2.3 ウェルビーイングに関連するアウトカム: 主観的健康感

主観的健康感を測定するために、1 項目（「あなたの現在の健康状態はいかがですか」）の質問を用い、「1:よい」～「5:よくない」の 5 件法で回答を求めた。本研究では、統計解析の際にはスカラー倍をしても推定係数値の有意性に影響をもたらさないため、項目値を-1 倍することで反転させた。この得点が高いほど主観的健康感が良好であるということを意味する。

2.2.4 ウェルビーイングに関連するアウトカム: 仕事の満足度

仕事の満足度を測定するために、1 項目の質問（「あなたは、ご自分の仕事にどの程度満足していますか。」）を用いた。「0:まったく満足していない」～「10:完全に満足している」の 11 段階で回答を求めた。この得点が高いほど、仕事への満足度が高いことを意味する。

2.2.5 ウェルビーイングに関連するアウトカム: 生活の満足度

生活の満足度を測定するために、1 項目の質問（「あなたは、ご自分の生活にどの程度満足していますか。」）を用いた。「0:まったく満足していない」～「10:完全に満足している」の 11 段階で回答を求めた。この得点が高いほど、生活への満足度が高いことを意味する。

2.2.6 ワークエンゲイジメントに関連するアウトカム: ユトレヒト・ワーク・エンゲイジメント尺度

ワークエンゲイジメントを測定するために、3 項目版（例:「仕事をしていると、活力がみなぎるように感じる」）のユトレヒト・ワーク・エンゲイジメント尺度を用いた (Schaufeli et al., 2019; Shimazu et al., 2008)。「1:全くない」～「7:いつも感じる（毎日）」の 7 件法で回答を求め、本研究では項目値から 1 を引いてから 3 項目の平均得点を解析に用いた。この平均得

点は、得点が高いほどワークエンゲイジメントが高いことを意味する。

2.2.7 生産性に関連するアウトカム: プレゼンティーズム

プレゼンティーズムを測定するために、1 項目版の Single-Item Presenteeism Question (SPQ) を用いた (Muramatsu et al., 2021)。SPQ は、過去 4 週間の仕事の出来を健康な状態と比較して 0-100% で回答を求めるもの (「病気やけががないときに発揮できる仕事の出来を 100% として、4 週間の自身の仕事を評価して下さい。」) であり、「100-回答値」がプレゼンティーズム得点と考えられている。本研究では、統計解析の際にはスカラー倍をしても推定係数値の有意性に影響をもたらさないため、尺度得点を 1/10 倍をしたうえで解析に用いた。この変数は、値が高いほど生産性が減損していることを意味する。

2.2.8 個人特性の調整変数: Big5 パーソナリティ特性

パーソナリティ特性を測定するために、「日本語版 Ten Item Personality Inventory (TIPI-J)」を用いた (Gosling et al., 2003; 小塩 et al., 2012)。TIPI-J は、「外向性」、「協調性」、「勤勉性」、「神経症傾向」、「開放性」の 5 因子 (合計 10 項目) で構成される尺度であり、7 件法で回答を求めた。JILLS-*i* では、第 1 回調査においてのみ TIPI-J への回答を求めている。本研究では、第一回調査の回答が第四回調査まで全て同一の回答がなされたと仮定し、各因子の 2 項目の合計得点を解析に用いた。これらの得点が高いほど、各特性が高いことを意味する。

2.2.9 調整変数

性別、婚姻状況 (配偶者有り、未婚 (離婚や死別を含む); 未婚を基準とする)、産業 (第一次産業、第二次産業、第三次産業、公的セクター、その他; 第二次産業を基準)、企業規模 (1-9 名、10-49 名、50-99 名、100-299 名、300-499 名、500-999 名、1,000-2,999 名、3,000 名以上、官公庁、わからない: 1-9 名を基準) をダミー変数として、年齢、教育年数、過去 1 か月の週平均労働時間数、睡眠時間を連続変数として、それぞれ調整変数として用いた。

2.3 推定方法

運動習慣の有無と各種アウトカムとの関連について、個人特性の統制レベルを変えた回帰分析として以下の 3 つの推定モデルを実施した。

$$Y_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 PA_{i,t} + X'_{i,t} \tau + error_{i,t} \quad [1]$$

$$Y_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 PA_{i,t} + \sum_{j=1}^5 Big5_{j,i} \beta_{1+j} + X'_{i,t} \tau + error_{i,t} \quad [2]$$

$$Y_{i,t} = \gamma_0 + \gamma_1 PA_{i,t} + \eta_i + \delta_t + error_{i,t} \quad [3]$$

[サブスクリプト]

i: 回答者個人

t: 調査 wave (t=1 は wave1 の 2023 年の 1 月データを示し、以降半年毎のデータを示す)

[変数]

Y: アウトカム変数 (K6、主観的健康感、仕事の満足度、生活の満足度、プレゼンティーズム、ワークエンゲイジメント)

PA: 運動習慣(Physical Activity)の有無を示すダミー変数

Big5: パーソナリティ特性の Big5 の項目スコア

X: 2.2.9 で定義した調整変数ベクトル (性別、年齢、教育年数、婚姻状況、実労働時間、睡眠時間、産業、事業場規模)

τ : X に対応する係数値ベクトル

error: 誤差項

η_i : 個人の固定効果項

δ_t : 調査 wave の固定効果項 (各 wave のダミー変数)

[1]式は、wave1-4 までの調査データを 1 度の横断調査で取得したデータのようにプールした状態で実施する重回帰モデル (pooled OLS) である。1 度のみの横断調査を利用した分析と同質の推定手法である。[2]式は、[1]式に個人特性の一つであるパーソナリティ特性の Big5 を調整変数として加えた重回帰モデルである。[3]式は、時間を通じて変化しない個人特性と調査年特性を統制した二元固定効果推定 (TWFE) モデルである (Angrist & Pischke, 2009; Wooldridge, 2010)。(α₁, β₁, γ₁) は左から順に個人特性の統制度合いをより強めた推定結果であり、因果効果により近い関連であると考えることができる。本研究では各係数間に違いが生じるかを検討した。係数値間に違いが存在しない場合、個人特性由来の脱落変数バイアスは大きな問題とならない可能性が示唆される。標準誤差については、回答者個人のクラスター頑健標準誤差を用いた (Angrist & Pischke, 2009; Cameron & Miller, 2015; Rogers, 1994)。

前述の[3]式を全サンプルに対して行う Dallmeyer et al. (2023) 同様の推定は、[1][2]式よりも個人特性をより強力に統制した推定結果と解釈はされるものの、運動習慣を獲得する効果と喪失する効果は同じであると仮定した解析となっていた。獲得による効果と喪失による効果の間に差異がある場合、[3]の推定結果は両効果を加重平均したものとなり、どちらの側面からも真の効果とは言い難い推定結果となる。また、近年 TWFE モデルの整理が進み、適切な比較が重要視され始めている (Baker et al., 2022; De Chaisemartin & d' Haultfoeuille, 2023; Goodman-Bacon, 2021)。特に、処置が一方向的でオンになる効果の識別については理解が進展したが、処置のオンオフが反転するケースを含んでの効果の推定は未だに発達段階である³。また、常に処置されている群を含めることも因果効果の識別仮定を壊してしまう可能性が指摘されている (Marcus & Sant'Anna, 2021)。このような背景より、本研究では運動習慣の獲得と喪失を区別し、運動習慣の獲得や喪失が一方向的に発生し継続する (オンオフが反転しない) 処置であるとみなしたうえで、運動習慣の変化の処置効果とそのダイナミクスをそれぞれ検討した。

まず、運動習慣を獲得して継続する効果の推定には、調査期間中全期間で運動習慣の無い個人と

³ De Chaisemartin & d' Haultfoeuille (2020)においては、オンオフについて扱うことができる推定量を提示している。しかし、1 度のオンオフは許容できるものの、2 度以上のオンオフについては対応をしていない。また、オンとオフが含まれる場合は Goodman-Bacon (2021)の分解を行うことができないことを加味すると、現状は発展段階にあると考えられる。

運動習慣を途中の期に獲得して獲得状態を継続する個人のサブサンプルに解析を絞り、[3]式の推定を行った。また、同様のサブサンプルを用いて獲得効果のダイナミクスを確認するために、以下の推定を行った。

$$Y_{i,t} = a_0 + \sum_{p=2}^3 b_p \text{Lead}_{it}^p + \sum_{g=0}^2 r_g \text{Lag}_{it}^g + \eta_i + \delta_t + \text{error}_{i,t} \quad [4]$$

[変数]

Lead^p : 調査 wave が処置タイミングから p 期前であることを示すダミー変数

Lag^g : 調査 wave が処置タイミングから g 期後であることを示すダミー変数

[サブスクリプト]

p: 調査 wave と処置タイミングの前への乖離期間 (p=1 はベースとなる為利用しない)

g: 調査 wave と処置タイミングの後ろへの乖離期間

[4]式の各 b_p, r_g は、各運動習慣の獲得タイミングからのずれ p, g 期における、アウトカム変数に及ぼす効果であると解釈され、 b_p, r_g に着目するとアウトカムへの効果の推移が確認できる。[4]式の推定手法は「イベントスタディー」と呼ばれる手法であり、経済学や経営学分野においてはオーソドックスな手法である (Miller, 2023)。

次に、運動習慣を喪失する効果の推定には、調査期間中全期間で運動習慣を有する個人と運動習慣を途中の期に喪失して喪失状態を継続する個人のサブサンプルに解析を絞り、[3]式の推定を行った。また、同様のサブサンプルを用いて喪失効果のダイナミクスを確認するために、[4]式の $\text{Lead}^p, \text{Lag}^g$ を運動習慣の喪失について再定義して推定を行った。運動習慣の獲得と同様に、係数値の b_p, r_g によって運動習慣を喪失することによるアウトカムへの効果の推移が確認できる。

これらの結果の頑健性を確認する意味で、運動習慣の変化の発生タイミングの異質性に頑健な推定 (Rios-Avila et al., 2024; Wooldridge, 2021, 2023)、次に第一期の運動実施確率に対するの 1:1 のPSM サンプルを用いた推定 (Abadie & Imbens, 2006 t; Kim et al., 2016; Liu et al., 2024; Matsuoka et al., 2019)、また運動習慣の有無に影響を及ぼす可能性が考えられる労働時間や睡眠時間を調整変数として統制した推定を行った。

本稿における統計解析では、STATA/MP 17.0 を用いた。

2.4 倫理的配慮

本研究の実施は、独立行政法人労働政策研究・研修機構研究倫理審査委員会において承認されている (令和 7 年 3 月 25 日、通知番号第 2 号)。

3 結果

3.1 記述統計

解析対象の正社員労働者について、全体の記述統計と運動習慣の有無ごとに算出した記述統計を表 1 に示す。運動習慣の有無に関しては、全 4 期データを pool して横断調査データのようにみなして集計を行っている。全体では女性が 29%、平均年齢が 46.1 歳であり、配偶者のいる者は 56%であった。また、最も多かった産業は第三次産業の 61%であり、企業規模は 10～49 名が最も多く、16%を占めていた。運動習慣を有している割合は 31%であった。

全 4 期データを pool して運動習慣の有無で分類して平均値を比較すると、運動習慣無し群に比べて運動習慣有り群は、K6 得点およびプレゼンティーズムが低く、主観的健康感および仕事と生活の満足度が高かった。また、パーソナリティ特性を比較したところ、外向性・協調性・勤勉性・開放性は運動習慣のある群の方が高く、神経症傾向は運動習慣がある群の方が低かった。

表 1 記述統計

		全体(4期間)			運動習慣無し			運動習慣有り		
		N	Mean	S.D.	N	Mean	S.D.	N	Mean	S.D.
調整変数	性別: 男性	26,304	0.71	0.45	18,173	0.67	0.47	8,131	0.79	0.40
	性別: 女性	26,304	0.29	0.45	18,173	0.33	0.47	8,131	0.21	0.40
	年齢	26,304	46.07	5.39	18,173	46.15	5.38	8,131	45.89	5.42
	教育年数	26,304	14.20	1.99	18,173	14.13	1.99	8,131	14.34	2.00
	婚姻状況	26,304	0.56	0.50	18,173	0.55	0.50	8,131	0.56	0.50
	労働時間	26,304	37.36	16.61	18,173	37.43	16.62	8,131	37.20	16.58
	睡眠時間	26,304	6.03	1.03	18,173	6.00	1.03	8,131	6.12	1.03
	産業: 第一次産業	26,304	0.01	0.08	18,173	0.01	0.08	8,131	0.01	0.09
	産業: 第二次産業	26,304	0.29	0.45	18,173	0.29	0.46	8,131	0.29	0.45
	産業: 第三次産業	26,304	0.61	0.49	18,173	0.62	0.48	8,131	0.60	0.49
	産業: 公的セクター	26,304	0.06	0.24	18,173	0.05	0.22	8,131	0.09	0.29
	産業: その他	26,304	0.02	0.15	18,173	0.02	0.15	8,131	0.02	0.14
	企業規模: 1～9名	26,304	0.07	0.26	18,173	0.08	0.27	8,131	0.06	0.24
	企業規模: 10～49名	26,304	0.16	0.37	18,173	0.17	0.37	8,131	0.15	0.35
	企業規模: 50～99名	26,304	0.10	0.30	18,173	0.10	0.30	8,131	0.10	0.30
	企業規模: 100～299名	26,304	0.15	0.35	18,173	0.15	0.36	8,131	0.15	0.35
	企業規模: 300～499名	26,304	0.06	0.24	18,173	0.06	0.24	8,131	0.07	0.25
	企業規模: 500～999名	26,304	0.07	0.25	18,173	0.06	0.25	8,131	0.08	0.27
	企業規模: 1000～2999名	26,304	0.08	0.28	18,173	0.08	0.27	8,131	0.09	0.29
	企業規模: 3000名以上	26,304	0.16	0.37	18,173	0.16	0.37	8,131	0.17	0.37
	企業規模: 官公庁	26,304	0.06	0.23	18,173	0.05	0.22	8,131	0.08	0.26
	企業規模: わからない	26,304	0.08	0.27	18,173	0.09	0.28	8,131	0.07	0.26
Big5 パーソナリティ 特性 (調整変数)	外向性	26,304	7.43	2.41	18,173	7.26	2.37	8,131	7.81	2.47
	協調性	26,304	9.40	1.95	18,173	9.36	1.93	8,131	9.50	2.00
	勤勉性	26,304	7.97	2.15	18,173	7.84	2.11	8,131	8.25	2.19
	神経症傾向	26,304	8.16	2.14	18,173	8.28	2.12	8,131	7.87	2.16
	開放性	26,304	7.38	2.07	18,173	7.24	2.02	8,131	7.70	2.14
説明変数	運動習慣	26,304	0.31	0.46	18,173	0.00	0.00	8,131	1.00	0.00
アウトカム 変数	抑うつ・不安傾向(K6)	26,304	6.52	5.26	18,173	6.82	5.31	8,131	5.86	5.09
	主観的健康感	26,304	-2.78	0.88	18,173	-2.87	0.85	8,131	-2.58	0.91
	仕事の満足度	26,304	6.23	2.43	18,173	6.07	2.42	8,131	6.57	2.42
	生活の満足度	26,304	6.60	2.24	18,173	6.43	2.24	8,131	6.99	2.21
	ワークエンゲイジメント	26,304	2.45	1.47	18,173	2.34	1.46	8,131	2.70	1.46
	プレゼンティーズム	26,304	2.42	2.33	18,173	2.51	2.36	8,131	2.22	2.24

3.2 運動習慣の有無と各アウトカムとの関連と個人特性統制の推定結果への影響

各アウトカムを用いた、[1]~[3]式の推定結果を図1に示す。点は推定係数値、点を囲む線分は95%水準の信頼区間を示している。点と線文の色の違いにより分析手法の違いを示している。推定結果を確認すると、全ての推定手法[1]~[3]式において、K6 得点・プレゼンティーズムとは負の関連が、主観的健康感・ワークエンゲイジメント・仕事の満足度・生活の満足度とは正の関連があったことが示された。また、プロットの傾向を見ると、個人特性を統制するレベルが高くなるほど推定係数値は0の方向に近づくことが示された。Appendix 表 A.1 にて、各推定結果と[3]推定値と各推定値の違いをハウスマン検定によって検討した結果を示している。各ハウスマン検定より、抑うつ・不安傾向（K6）における[2]式の推定結果を除く全ての推定において、[3]式の推定結果との間に統計学的に有意な差（ $p<0.001$ ）が確認された。

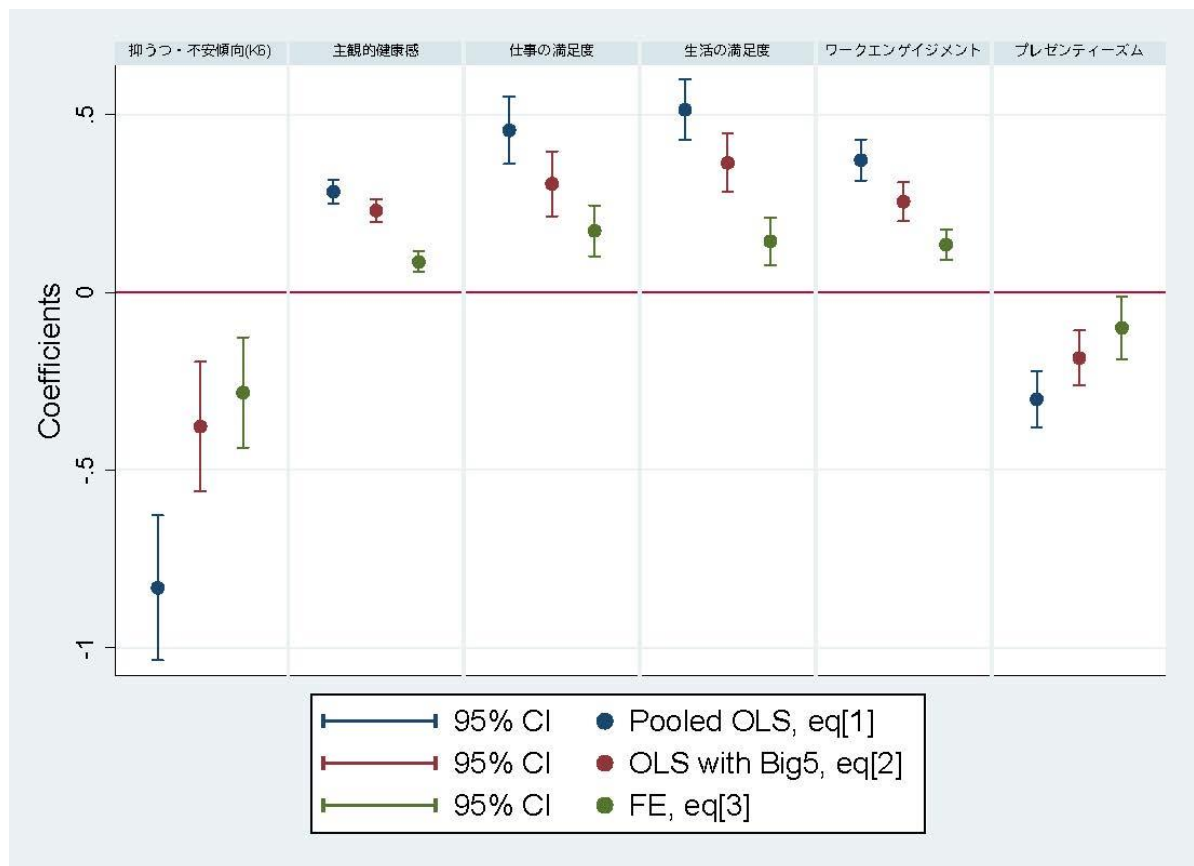


図1 運動習慣の有無と各アウトカムとの関連

Note: 各アウトカム変数に対して、[1],[2],[3]式を用いた運動習慣の点推定値とその95%信頼区間をプロットしている。[1],[2]式の推定においては、性別、年齢、教育年数、婚姻経験、実労働時間、睡眠時間、産業、事業場規模を調整変数として用いた。[3]式の推定においては固定効果項のみを推定に用いた。標準誤差については、個人クラスター頑健標準誤差を用いた。詳細の推定係数値はAppendix 表 A.1 に掲載した。

3.3 運動習慣の有無の変化(獲得・喪失)と効果のダイナミクス

3.3.1 運動習慣の有無の経年的推移パターン

運動習慣の有無の経年的なデータのパターンは全2⁴通り存在するが、解釈の簡略化の意味で、運動習慣の有無の経年的パターンを 5 分類 (k 群, k=1,2,3,4,5) し、その度数と割合を表 2 に示した。サンプルに占める割合の大きい群の順に述べると、(k=1) 四期間運動習慣無し群 53.5%、(k=5) 四期間運動習慣有り群 17.8%、(k=3) 運動習慣の獲得・喪失の両方を経験した群 14.2%、(k=4) 運動習慣を途中で獲得する群 9.3%、(k=2) 運動習慣を途中で喪失する群 5.2% であった。全2⁴通りの詳細の運動習慣の経年パターンは Appendix 表 A.2 に示している。

表 2 運動習慣の有無の四期間の経年的パターンとその割合

	運動習慣の解析上の5分類					計
	k=1 四期間運動習慣 無し群	k=2 運動習慣を途中で 喪失する群	k=3 運動習慣の獲得・ 喪失の両方を経験 した群	k=4 運動習慣を途中で 獲得する群	k=5 四期間運動習慣 有り群	
N	3,519	344	933	609	1,171	6,576
	53.5%	5.2%	14.2%	9.3%	17.8%	100.0%

Note: 例として第一・三・四期には運動習慣無しかつ第二期には運動習慣有りの個人は k=3 群と分類され、第一・二期には運動習慣無しかつ第三・四期には運動習慣有りの個人は k=4 群と分類される。全サンプル数ではなく個人数のため、全 6,576 名となっている。

3.3.2 運動習慣の獲得・喪失の効果とダイナミクスの推定

先の全サンプルを用いた図 1 の[3]の推定は、運動習慣を獲得する効果と喪失する効果を同一とみなして解析を行っていたと解釈することができる。ここでは、それぞれの効果を区別して推定を行い、各効果が異なるのかどうか、また両者の効果ダイナミクスを検討した。推定の結果を図 2 に示した。図 2 の x 軸は、データ内における運動習慣の変化(獲得または喪失)タイミングを基準化して 0 として、運動習慣の変化から何期後か(-は変化前の効果)を意味し、縦の破線の左側が運動習慣の変化前への効果、破線の右側が運動習慣の変化後への効果を示す。図 2 より各アウトカムに対して、各期でどの程度の効果があったのかという効果のダイナミクスを確認することができる。Appendix 表 A.3 にて、図 2 で用いた[4]式と[3]式の推定結果の詳細を獲得と喪失それぞれに対して提示している。

まず、k=1,4 群のみのサブサンプル (n=16,512) を用いて、運動習慣の獲得の効果ダイナミクスを[4]式によって推定し、図 2 の上部に点推定値と 95%信頼区間をプロットした。また、各アウトカム変数の名称の隣の*は、同様のサブサンプルを利用した[3]式の点推定値の統計学的な有意性を示している (*: p<0.05, **: p<0.01, ***: p<0.001)。(*)。[3]式の推定結果より、全体に効果が示されたのは、主観的健康感 (p<0.01)・ワークエンゲイジメント (p<0.001)・仕事の

満足度 ($p<0.05$)・生活の満足度 ($p<0.05$) であった。[4]式によって各アウトカムへの効果のダイナミクスを確認すると、主観的健康感に対しては運動習慣の獲得後に継続的な正の効果を示された ($x=0,1,2$ に対して点推定値 0.108~0.109、それぞれ $p<0.01$, $p<0.01$, $p<0.05$)。ワークエンゲイジメントに対しては、運動習慣の獲得後に正の効果を示され、各期の推定係数値は時間が進むにつれて徐々に大きくなっていた ($x=0,1,2$ に対してそれぞれ点推定値 0.138, 0.205, 0.324, $p<0.01$, $p<0.001$, $p<0.001$)。仕事・生活の満足度に対しては、運動習慣を獲得した次の期 (半年後) に一時的に正の効果を示されるが (仕事の満足度 $p<0.05$, 生活の満足度 $p<0.01$)、運動習慣の獲得直後と 2 期後 (1 年後) に対しては統計学的に有意な効果は示されなかった。抑うつ・不安傾向 (K6) とプレゼンティーズムについては、統計学的に有意な効果は示されなかった。また、運動習慣の獲得前の時期には、統計学的に有意な効果が確認されなかった。

次に、 $k=2,5$ 群のみのサブサンプル ($n=6,060$) を用いて、運動習慣の喪失の効果ダイナミクスを [4]式によって推定し、図 2 の下部に点推定値と 95%信頼区間をプロットした。[3]式の推定結果より、全体に効果が示されたのは、主観的健康感 ($p<0.05$)・ワークエンゲイジメント ($p<0.01$)・仕事の満足度 ($p<0.01$) であった。[4]式によって各アウトカムへの効果のダイナミクスを確認すると、主観的健康感と仕事の満足度に対しては、運動習慣を喪失した直後 ($x=0$) に一時的に減少効果が示され ($p<0.05$, $p<0.001$)、その後の期間には統計学的に有意な効果は示されなかった。ワークエンゲイジメントに対しては、運動習慣の喪失直後 ($p<0.01$) と次の期 (半年後) ($p<0.05$) まで継続的に減少効果が示されたが、2 期後 (1 年後) には統計学的に有意な効果は示されなかった。ワークエンゲイジメントの点推定値は徐々に点推定値は 0 方面に推移していた。抑うつ・不安傾向 (K6) とプレゼンティーズムについては、統計学的に有意な効果が示されなかった。また、運動習慣の喪失前の時期には、統計学的に有意な効果が確認されなかった。

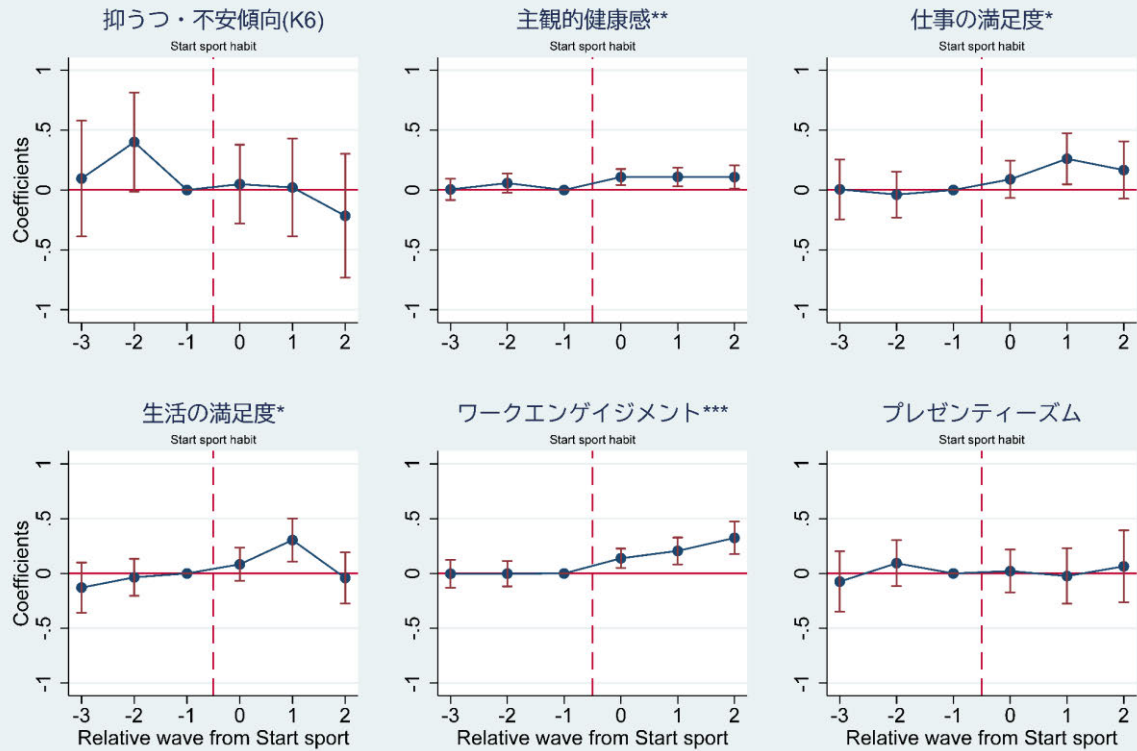
3.3.3 頑健性の確認

図 2 の推定結果の頑健性を、Appendix 表 A.4 にて処置タイミングの異質性に頑健な推定 (Rios-Avila et al., 2024; Wooldridge, 2021, 2023) を行い、そのダイナミクスを Appendix 図 A.1 にプロットした。Appendix 表 A.4 より、主観的健康感に対する運動習慣の獲得の 2 期後における正の効果が統計学的に有意でない点が異なっているものの、図の推移の傾向が概ね同じ形状であることが示された。

また、Appendix 表 A.5 にて、第一期の運動習慣を持つ確率に対して、置き換え無しの caliper を 0.001 に設定した 1:1 の PSM サブサンプルを利用して、図 2 の推定を行い、そのダイナミクスを Appendix 図 A.2 にプロットした。運動習慣の獲得における主観的健康感と仕事への満足度への効果が示されなくなったものの、ワークエンゲイジメントと生活の満足度に対する効果は、形状も含めて概ね同じ結果であることが示された。

また、Appendix 表 A.6 にて、労働時間と睡眠時間を調整変数に入れて図 2 の推定を行い、そのダイナミクスを Appendix 図 A.3 にプロットした。図 2 と同じ形状と統計学的有意性を持った結果であることが示された。

運動習慣の獲得効果



運動習慣の喪失効果

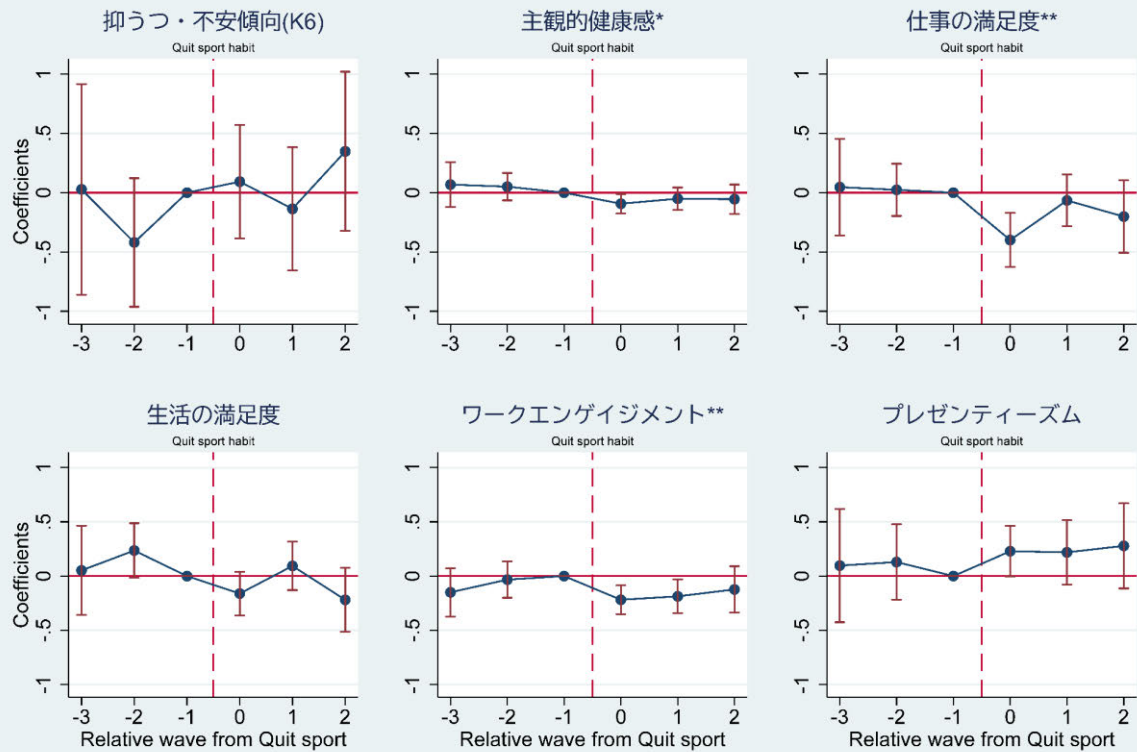


図 2 運動習慣の獲得・喪失の効果とダイナミクス

Note: 運動習慣の獲得(または喪失)タイミングを 0 として、相対的に何期後であるかということを x 軸は示している。破線部分は、個人が運動習慣を獲得(または喪失)したタイミングを示し、破線部よりも左側の -1, -2, -3 は運動習慣獲得(または喪失)タイミングから 1, 2, 3 期前を示し、破線部よりも右側の 0, 1, 2 は運動習慣獲得(または喪失)タイミングから 0, 1, 2 期後を示す。各アウトカム変数に対して、[4]式を用いた運動習慣の獲得(または喪失)時期と調査時点のずれを示すダミー変数の推定係数値とその 95%信頼区間をプロットしている。運動習慣獲得効果の推定においては、四期間運動習慣無し群($k=1$)と運動習慣を途中で獲得する群($k=4$)のみのサブサンプル($n=16,512$)に絞って解析を行った。運動習慣喪失効果の推定においては、四期間運動習慣有り群($k=5$)と運動習慣を途中で喪失する群($k=2$)のみのサブサンプル($n=6,060$)に絞って解析を行った。推定においては、固定効果項のみを調整変数として用いた。標準誤差については、個人クラスター頑健標準誤差を用いた。各図のアウトカムの隣の*は、獲得効果と喪失効果のダイナミクスの推定と同様のサブサンプルに解析を絞り、[3]式の点推定値の統計学的な有意性を示しており、*: $p<0.05$, **: $p<0.01$, ***: $p<0.001$ を示している。

4 考察

4.1 結果のまとめ

まず、個人特性の調整度合いを強めると、推定係数値の絶対値は小さくなることが示された。さらに、運動習慣の獲得と喪失を区別して効果を推定すると、どちらの側面からも抑うつ・不安傾向（K6）とプレゼンティーズムには効果が示されなかったが、主観的健康感・仕事の満足度・生活の満足度・ワークエンゲイジメントに対して習慣の獲得は正の効果が、習慣の喪失は負の効果が示された。頑健性を持った推定結果に基づくと、運動習慣の獲得は、ワークエンゲイジメントには継続的な効果、生活の満足度には一時的な効果が示され、他方で習慣の喪失は、ワークエンゲイジメントには継続的な効果、主観的健康感と仕事の満足度には一時的な効果があることが示された。そして、運動習慣の獲得と喪失で、効果の継続の仕方や効果の発生タイミングが異なる可能性が示された。なお、運動習慣の変化（獲得・喪失）の発生前の時期に関しては統計学的に有意な効果は確認されなかった。

以上のように、運動習慣の獲得と喪失を区別し、運動習慣の獲得・喪失の両方を経験した群（ $k=3$ ）を解析対象外として [3],[4]式による推定を行い、それぞれの効果のダイナミクスに違いが生じている可能性を示した点が本研究の特徴となっている。

4.2 結果の解釈

図 2（Appendix 表 A.3）より、運動習慣の変化（獲得・喪失）という処置の発生前の事前効果は確認されていないことから、TWFE における因果効果の識別仮定である共通トレンド仮定に違反していない可能性が示された。すなわち、図 2 の結果は、運動習慣の変化（獲得・喪失）が定着できた場合の経年的な因果効果と解釈して問題が無いということが考えられる。このことから、経営面から解釈をすると、運動習慣の獲得は従業員の生産性（プレゼンティーズム）への直接的な改善等には寄与しないものの、生活の満足度には一時的な、ワークエンゲイジメントには継続的な改善効果を持っている可能性が示唆された。企業の wellness プログラム介入が生産性にも正の効果を持つ可能性が示されていること（Soler et al., 2010）と統合して考察すると、従業員に運動習慣の獲得を推進することのみでは、企業の生産性へのメリットは大きくないという可能性が示唆される。その一方、特にワークエンゲイジメントに対しては、先行研究で考えられていた以上に長期的メリットが大きい可能性が示唆された。そのため、運動習慣の変化（獲得・喪失）による経年的な影響を検討することは、長期的な企業経営の観点からも重要であることが考えられる。また、本研究の結果から、今まで十分に着目されていなかった運動習慣を喪失することによる一時的な悪影響が存在することが示された。運動習慣の獲得のみを目的とした取り組みや介入のみでなく、習慣の喪失を防ぐような取り組みも必要であると考えられる。

個人特性の統制を強めると推定係数値の絶対値が縮小したという結果（図 1）から、横断調査のみを用いて ols やロジスティック回帰で推定をした場合、個人特性に対しての脱落変数バイアスの発生により、過剰に有意差の出やすい方向に推定値にずれが生じてしまうという可能性が考え

られる。また、[2]式のように個人のパーソナリティ特性（Big5）を調整変数に用いることは、横断調査のデータを対象とした解析において有望な調整変数の一種となる可能性が示唆された。先行研究との違いとして、Walker et al. (2017) は逆因果による推定値のバイアスの発生を明示していたが、本研究では個人特性由来の脱落変数のバイアスの影響を図示した。また、本研究は、全サンプルに TWFE を行った結果を無批判に受け入れるのみではなく、近年の TWFE の理解の進展（Baker et al., 2022; Marcus & Sant’ Anna, 2021）を加味して、サブサンプルに絞り込み一方向性の処置に限定してダイナミクスの検討を行うことの重要性を示唆している。

運動習慣の獲得によって、メンタルヘルスの改善（Fox, 1999）やプレゼンティーズムの改善（Walker et al., 2017）に繋がる可能性が先行研究で報告されていたが、本研究ではその効果が示されなかった。メンタルヘルスに対する結果の不一致に関して、Fox (1999) 等では既に抑うつ症状を持った個人を対象として検討を行った結果であるのに対して、本研究では正社員労働者を対象とした結果であることが影響していた可能性が考えられる。プレゼンティーズムの結果の不一致に関しては、本研究が TWFE で検討したのに対して、Walker et al. (2017) では Latent Growth Curve Model を用いて検討がなされていた。Latent Growth Curve Model が因果関係を示すのは、適切なモデル化ができていることが必要となり、その点が TWFE と異なる。本研究は、Dallmeyer et al. (2023) 同様に時不変の個人特性を TWFE により調整して解析を行ったが、両側面から研究結果を蓄積していくことが重要であると考えられる。

そして、本研究の結果、運動習慣の獲得と喪失で効果のダイナミクスが異なる可能性が示された。例えば、ワークエンゲイジメントに対しては、運動習慣の獲得による正の効果が運動習慣の喪失による負の効果よりも継続的で大きい可能性が示唆された。心理的に悪い出来事は、心理的に良い出来事よりも相対的に大きい効果を持つ可能性が指摘されているものの（Baumeister et al., 2001）、健康行動に関しては、人は不健康行動よりも健康行動の効果を相対的に大きく見積もっていることが指摘されている（Kiviniemi & Rothman, 2008）。運動習慣の獲得が健康行動、運動習慣の喪失が不健康行動と考えると、健康行動に関する人々の認知のずれによってダイナミクスや効果量の違いが生じていた可能性が考えられる。

4.3 限界点

本研究の限界点は主として次の三点である。第一に運動習慣の有無の尋ね方が 1 項目であった点、第二に運動習慣という変数が内生決定変数であった点、第三に調査の外的妥当性の点が挙げられる。

第一の点については、本研究では運動習慣に関する設問は 1 項目のみであり、運動習慣有りの基準は、「1 回 30 分以上の軽く汗をかく運動を週 2 日以上実施している」であった。この基準は、WHO の推奨する 150 分以上の中・高強度の運動と比較すると少ない水準ではあるものの、日本の国民栄養調査等の政府統計においても使用され、先行研究（Matsuo & So, 2021）においても使用された基準であった。運動習慣には、頻度や種類といった様々な側面が存在するため、運動

習慣の効果は様々な側面から検討していくことが今後求められる。

第二の点については、本研究では運動習慣を変化させる効果とそのダイナミクスを確認する際、獲得効果解析のためのサブサンプル ($k=1,4$) と喪失効果解析のためのサブサンプル ($k=2,5$) にそれぞれ絞りこんで、運動習慣を変化させた後に継続できた個人に解析を絞って効果を示した。しかし、運動習慣の獲得・喪失の両方を経験した群 ($k=3$) が合計 14.2% 存在していた。運動習慣のような処置の有無に関して経年のオンオフの変動が大きい内生決定変数において、効果のダイナミクスを推定するための手法は、現状では確立されていない。 $k=3$ 群を除くと、統制群との共通トレンド仮定が壊れていないため、各サブサンプルの処置群への効果量を示したと主張が可能であると考えられるものの、 $k=3$ 群の人々に対しての効果がどのようなになっているかを明らかにすることはできなかった。また、本研究ではどのような理由で運動習慣を変化させるのかといった背景のメカニズムを考慮せずに、習慣が定着して継続した場合の効果の推定を行った。運動習慣を変化させる理由や運動習慣の獲得・喪失の両方を経験した群 ($k=3$) がどのような人々なのかについての検討、そのような人々が存在する場合の運動実施の因果効果はどのように識別されるべきか、またどのような個人に対してより効果が大きいのかといった効果の異質性などの点については、更なる検討が必要である。

第三の点については、本研究で用いた JILS-i の調査は、web モニター会社に登録した個人の回答を利用したが、外的妥当性の確保を目的として 2021 年の「労働力調査」の示す就業者の人口構造を基に、性別・年齢階層・就業形態・居住地域・学歴で割付を行っている（労働政策研究・研修機構，2023）。割付を行ってもなお母集団の違いから調査の代表性には限界が存在する。また、運動習慣の推移等に着目するため、本研究では 4 期間の追跡可能なサンプルへと絞り込みを行っており、結果として当初の正社員サンプル 11,148 名の約 59% しか解析に用いられず、さらに図 2 の解析においては、運動習慣の獲得・喪失の両方を経験した群 ($k=3$) である 14.2% のサンプルを解析対象から除いている。これらの点より、本研究の外的妥当性には限界が存在し、結果の一般化の際には各種の留保を考慮に入れる必要がある。しかし、解決策の一つと考えられるアンバランスサンプルを含めての推定や全サンプルを対象とした推定は、内的妥当性とのトレードオフの関係にあり、我々の図 2 の結果は内的妥当性を追求した結果と解釈できる。脱落率のより低い調査の実施や、第二の点で述べたように新たな計量手法等による $k=3$ 群を解析に含めた手法の発展が今後期待される。

5 結論

本研究では、日本における正社員労働者の状況を代表するように割付をした 6,567 名の 4 期の web モニター追跡調査データ ($N=26,304$) を用いて、ウェルビーイング・ワークエンゲイジメント・生産性に対して運動習慣の獲得と喪失を区別して効果の推定を行った。本研究の結果から、運動習慣の効果の推定に際しての様々なバイアスが存在することが示唆された。運動習慣を獲得

と喪失に区別して効果推定を行うと、運動習慣の変化は生産性（プレゼンティーズム）や抑うつ・不安傾向（K6）には影響を及ぼさないものの、一部のウェルビーイングやワークエンゲイジメントの向上策の一種としては機能する可能性が示唆された。また、運動習慣の獲得と喪失の効果のダイナミクスには違いが存在していることが示された。本研究で示された知見は、従業員の健康促進の一環として運動習慣を推奨することを検討する企業や政府に対して、その施策の学術的根拠の蓄積に寄与するものと考えられる。

参考文献

- Abadie, A., & Imbens, G. W. (2006). Large Sample Properties of Matching Estimators for Average Treatment Effects. *Econometrica*, 74 (1), 235–267. <https://doi.org/10.1111/j.1468-0262.2006.00655.x>
- Angrist, J. D., & Pischke, J. S. (2009). Mostly harmless econometrics: An empiricist's companion. *Princeton university press*.
- Bachmann, J. M., DeFina, L. F., Franzini, L., Gao, A., Leonard, D. S., Cooper, K. H., Berry, J. D., & Willis, B. L. (2015). Cardiorespiratory Fitness in Middle Age and Health Care Costs in Later Life. *Journal of the American College of Cardiology*, 66 (17), 1876–1885. <https://doi.org/10.1016/j.jacc.2015.08.030>
- Baicker, K., Cutler, D., & Song, Z. (2010). Workplace Wellness Programs Can Generate Savings. *Health Affairs*, 29 (2), 304–311. <https://doi.org/10.1377/hlthaff.2009.0626>
- Baker, A. C., Larcker, D. F., & Wang, C. C. (2022). How much should we trust staggered difference-in-differences estimates? *Journal of Financial Economics*, 144 (2), 370–395.
- Baumeister, R. F., Bratslavsky, E., Finkenauer, C., & Vohs, K. D. (2001). Bad is Stronger than Good. *Review of General Psychology*, 5 (4), 323–370. <https://doi.org/10.1037/1089-2680.5.4.323>
- Baxter, S., Sanderson, K., Venn, A. J., Blizzard, C. L., & Palmer, A. J. (2014). The Relationship between Return on Investment and Quality of Study Methodology in Workplace Health Promotion Programs. *American Journal of Health Promotion*, 28 (6), 347–363. <https://doi.org/10.4278/ajhp.130731-LIT-395>
- Bloom, D. E., Canning, D., & Fink, G. (2010). Implications of population ageing for economic growth. *Oxford Review of Economic Policy*, 26 (4), 583–612. <https://doi.org/10.1093/oxrep/grq038>

- Cabane, C., Hille, A., & Lechner, M. (2016). Mozart or Pelé? The effects of adolescents' participation in music and sports. *Labour Economics*, 41, 90–103. <https://doi.org/10.1016/j.labeco.2016.05.012>
- Cameron, A. C., & Miller, D. L. (2015). A practitioner's guide to cluster-robust inference. *Journal of Human Resources*, 50 (2), 317–372.
- Dallmeyer, S., Wicker, P., & Breuer, C. (2023). The relationship between leisure-time physical activity and job satisfaction: A dynamic panel data approach. *Journal of Occupational Health*, 65 (1), e12382. <https://doi.org/10.1002/1348-9585.12382>
- De Chaisemartin, C., & d'Haultfoeuille, X. (2020). Two-way fixed effects estimators with heterogeneous treatment effects. *American Economic Review*, 110 (9), 2964–2996.
- De Chaisemartin, C., & d'Haultfoeuille, X. (2023). Two-way fixed effects and differences-in-differences with heterogeneous treatment effects: A survey. *The econometrics journal*, 26 (3), C1–C30.
- Dekker, J. M., Girman, C., Rhodes, T., Nijpels, G., Stehouwer, C. D., Bouter, L. M., & Heine, R. J. (2005). Metabolic syndrome and 10-year cardiovascular disease risk in the Hoorn Study. *Circulation*, 112 (5), 666–673. <https://doi.org/10.1161/CIRCULATIONAHA.104.516948>
- Ding, D., Mutrie, N., Bauman, A., Pratt, M., Hallal, P. R., & Powell, K. E. (2020). Physical activity guidelines 2020: Comprehensive and inclusive recommendations to activate populations. *The Lancet*, 396 (10265), 1780–1782. [https://doi.org/10.1016/S0140-6736\(20\)32229-7](https://doi.org/10.1016/S0140-6736(20)32229-7)
- Fabius, R., Loeppke, R. R., Hohn, T., Fabius, D., Eisenberg, B., Konicki, D. L., & Larson, P. (2016). Tracking the market performance of companies that integrate a culture of health and safety: An assessment of corporate health achievement award applicants. *Journal of Occupational and Environmental Medicine*, 58 (1), 3–8. <https://doi.org/10.1097/JOM.00000000000000638>
- Feter, N., Ligeza, T. S., Bashir, N., Shanmugam, R. J., Herrera, B. M., Aldabbagh, T., ... & Pindus, D. M. (2024). Effects of reducing sedentary behaviour by increasing physical activity, on cognitive function, brain function and structure across the lifespan: A systematic review and meta-analysis. *British Journal of Sports Medicine*, 58 (21), 1295–1306. <https://doi.org/10.1136/bjsports-2024-108444>

- Fox, K. R. (1999). The influence of physical activity on mental well-being. *Public Health Nutrition*, 2 (3a), 411–418. <https://doi.org/10.1017/S1368980099000567>
- Frey, B. S., & Gullo, A. (2021). Does Sports Make People Happier, or Do Happy People More Sports? *Journal of Sports Economics*, 22 (4), 432–458. <https://doi.org/10.1177/1527002520985667>
- Furukawa, T. A., Kawakami, N., Saitoh, M., Ono, Y., Nakane, Y., Nakamura, Y., Tachimori, H., Iwata, N., Uda, H., Nakane, H., Watanabe, M., Naganuma, Y., Hata, Y., Kobayashi, M., Miyake, Y., Takeshima, T., & Kikkawa, T. (2008). The performance of the Japanese version of the K6 and K10 in the World Mental Health Survey Japan. *International Journal of Methods in Psychiatric Research*, 17 (3), 152–158. <https://doi.org/10.1002/mpr.257>
- Goetzel, R. Z., Fabius, R., Roemer, E. C., Kent, K. B., Berko, J., Head, M. A., & Henke, R. M. (2019). The Stock Performance of American Companies Investing in a Culture of Health. *American Journal of Health Promotion*, 33 (3), 439–447. <https://doi.org/10.1177/0890117118824818>
- Goodman-Bacon, A. (2021). Difference-in-differences with variation in treatment timing. *Journal of Econometrics*, 225 (2), 254–277.
- Gosling, S. D., Rentfrow, P. J., & Swann, W. B. (2003). A very brief measure of the Big-Five personality domains. *Journal of Research in Personality*, 37 (6), 504–528. [https://doi.org/10.1016/S0092-6566\(03\)00046-1](https://doi.org/10.1016/S0092-6566(03)00046-1)
- Grossman, M. (1972). On the Concept of Health Capital and the Demand for Health. *Journal of Political Economy*, 80 (2), 223–255. <https://doi.org/10.1086/259880>
- Grossman, M. (2017). 1. On the Concept of Health Capital and the Demand for Health. In *Determinants of Health* (pp. 6–41). Columbia University Press. <https://doi.org/doi:10.7312/gros17812-004>
- Grossmeier, J., Fabius, R., Flynn, J. P., Noeldner, S. P., Fabius, D., Goetzel, R. Z., & Anderson, D. R. (2016). Linking workplace health promotion best practices and organizational financial performance: Tracking market performance of companies with highest scores on the HERO scorecard. *Journal of Occupational and Environmental Medicine*, 58 (1), 16–23. <https://doi.org/10.1097/JOM.0000000000000631>
- Hallgren, M., Nguyen, T.-T.-D., Owen, N., Stubbs, B., Vancampfort, D., Lundin,

- A., Dunstan, D., Bellocco, R., & Lagerros, Y. T. (2020). Cross-sectional and prospective relationships of passive and mentally active sedentary behaviours and physical activity with depression. *The British Journal of Psychiatry*, 217 (2), 413–419. <https://doi.org/10.1192/bjp.2019.60>
- Huang, H., & Humphreys, B. R. (2012). Sports participation and happiness: Evidence from US microdata. *Journal of Economic Psychology*, 33 (4), 776–793. <https://doi.org/10.1016/j.joep.2012.02.007>
- Iwasaki, K., Takahashi, M., & Nakata, A. (2006). Health problems due to long working hours in Japan: Working hours, workers' compensation (Karoshi), and preventive measures. *Industrial Health*, 44 (4), 537–540. <https://doi.org/10.2486/indhealth.44.537>
- Kessler, R. C., Andrews, G., Colpe, L. J., Hiripi, E., Mroczek, D. K., Normand, S.-L., Walters, E. E., & Zaslavsky, A. M. (2002). Short screening scales to monitor population prevalences and trends in non-specific psychological distress. *Psychological Medicine*, 32 (6), 959–976. <https://doi.org/10.1017/S0033291702006074>
- Kim, W., Park, E. C., Lee, T. H., & Kim, T. H. (2016). Effect of working hours and precarious employment on depressive symptoms in South Korean employees: A longitudinal study. *Occupational and Environmental Medicine*, 73 (12), 816–822.
- Kiviniemi, M. T., & Rothman, A. J. (2008). What do people think about changes in health behaviors? Differential perceptions of consequences of increases and decreases in health behaviors. *Psychology & Health*, 23 (7), 867–885. <https://doi.org/10.1080/14768320701360500>
- Kodama, S., Saito, K., Tanaka, S., Maki, M., Yachi, Y., Asumi, M., Sugawara, A., Totsuka, K., Shimano, H., Ohashi, Y., Yamada, N., & Sone, H. (2009). Cardiorespiratory Fitness as a Quantitative Predictor of All-Cause Mortality and Cardiovascular Events in Healthy Men and Women: A Meta-analysis. *JAMA*, 301 (19), 2024–2035. <https://doi.org/10.1001/jama.2009.681>
- Lechner, M. (2009). Long-run labour market and health effects of individual sports activities. *Journal of Health Economics*, 28 (4), 839–854. <https://doi.org/10.1016/j.jhealeco.2009.05.003>
- Lechner, M., & Downward, P. (2017). Heterogeneous sports participation and labour market outcomes in England. *Applied Economics*, 49 (4), 335–348.

<https://doi.org/10.1080/00036846.2016.1197369>

- Lechner, M., & Sari, N. (2015). Labor market effects of sports and exercise: Evidence from Canadian panel data. *Labour Economics*, 35, 1–15. <https://doi.org/10.1016/j.labeco.2015.04.001>
- Liu, Y., Zhuang, W., Li, K., Yang, W., Tian, Y., & Kuang, S. (2024). Correction: The effect of root orientation on inferior alveolar nerve injury after extraction of impacted mandibular third molars based on propensity score-matched analysis: A retrospective cohort study. *BMC Oral Health*, 24, 1429. <https://doi.org/10.1186/s12903-024-05219-0>
- Lousdal, M. L. (2018). An introduction to instrumental variable assumptions, validation and estimation. *Emerging Themes in Epidemiology*, 15 (1), 1. <https://doi.org/10.1186/s12982-018-0069-7>
- Marcus, M., & Sant'Anna, P. H. C. (2021). The Role of Parallel Trends in Event Study Settings: An Application to Environmental Economics. *Journal of the Association of Environmental and Resource Economists*, 8 (2), 235–275. <https://doi.org/10.1086/711509>
- Matsuo, T., & So, R. (2021). Socioeconomic status relates to exercise habits and cardiorespiratory fitness among workers in the Tokyo area. *Journal of Occupational Health*, 63 (1), e12187. <https://doi.org/10.1002/1348-9585.12187>
- Matsuoka, T., Kobayashi, K., Lefor, A. K., Sasaki, J., & Shinozaki, H. (2019). Antithrombotic drugs do not increase intraoperative blood loss in emergency gastrointestinal surgery: A single-institution propensity score analysis. *World Journal of Emergency Surgery*, 14, 1–10. <https://doi.org/10.1186/s13017-019-0284-8>
- Miller, D. L. (2023). An Introductory Guide to Event Study Models. *Journal of Economic Perspectives*, 37 (2), 203–230. <https://doi.org/10.1257/jep.37.2.203>
- Muramatsu, K., Nakao, K., Ide, H., & Furui, Y. (2021). Testing the construct validity and responsiveness of the single-item presenteeism question. *Journal of Occupational and Environmental Medicine*, 63 (4), e187–e196. <https://doi.org/10.1097/JOM.0000000000002158>
- Mushkin, S. J. (1962). Health as an Investment. *Journal of Political Economy*, 70 (5, Part 2), 129–157. <https://doi.org/10.1086/258730>
- Nagata T., Mori K., Ohtani M., Nagata M., Kajiki S., Fujino Y., Matsuda S., & L

- oeppke R. (2018). Total Health-Related Costs Due to Absenteeism, Presenteeism, and Medical and Pharmaceutical Expenses in Japanese Employers. *Journal of Occupational and Environmental Medicine*, 60 (5), e273. <https://doi.org/10.1097/JOM.0000000000001291>
- Pawlowski, T., Schüttoff, U., Downward, P., & Lechner, M. (2018). Can Sport Really Help to Meet the Millennium Development Goals? Evidence From Children in Peru. *Journal of Sports Economics*, 19 (4), 498–521. <https://doi.org/10.1177/1527002516661601>
- Piercy, K. L., Troiano, R. P., Ballard, R. M., Carlson, S. A., Fulton, J. E., Galuska, D. A., George, S. M., & Olson, R. D. (2018). The Physical Activity Guidelines for Americans. *JAMA*, 320 (19), 2020–2028. <https://doi.org/10.1001/jama.2018.14854>
- Rhodes, R. E., & Smith, N. E. I. (2006). Personality correlates of physical activity: A review and meta-analysis. *British Journal of Sports Medicine*, 40 (12), 958–965. <https://doi.org/10.1136/bjsm.2006.028860>
- Rios-Avila, F., Nagengast, A., & Yotov, Y. (2024). *JWDID: Stata module to estimate Difference-in-Difference models using Mundlak approach*. <https://EconPapers.repec.org/RePEc:boc:bocode:s459114>
- Rogers, W. (1994). Regression standard errors in clustered samples. *Stata Technical Bulletin*, 3 (13). <https://EconPapers.repec.org/RePEc:tsj:stbull:y:1994:v:3:i:13:sg17>
- Sakurai, K., Nishi, A., Kondo, K., Yanagida, K., & Kawakami, N. (2011). Screening performance of K6/K10 and other screening instruments for mood and anxiety disorders in Japan. *Psychiatry and Clinical Neurosciences*, 65 (5), 434–441. <https://doi.org/10.1111/j.1440-1819.2011.02236.x>
- Schaufeli, W. B., Shimazu, A., Hakanen, J., Salanova, M., & De Witte, H. (2019). An Ultra-Short Measure for Work Engagement. *European Journal of Psychological Assessment*, 35 (4), 577–591. <https://doi.org/10.1027/1015-5759/a000430>
- Shimazu, A., Schaufeli, W. B., Kosugi, S., Suzuki, A., Nashiwa, H., Kato, A., Sakamoto, M., Irimajiri, H., Amano, S., Hirohata, K., Goto, R., & Kitaoka-Higashiguchi, K. (2008). Work Engagement in Japan: Validation of the Japanese Version of the Utrecht Work Engagement Scale. *Applied Psychology*, 57 (3), 510–523. <https://doi.org/10.1111/j.1464-0597.2008.00333.x>
- Skrok, Ł., Majcherek, D., Nałęcz, H., & Biernat, E. (2019). Impact of sports act

- ivity on Polish adults: Self-reported health, social capital & attitudes. *PLOS ONE*, 14 (12), 1–20. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0226812>
- Soler, R. E., Leeks, K. D., Razi, S., Hopkins, D. P., Griffith, M., Aten, A., Chattopadhyay, S. K., Smith, S. C., Habarta, N., Goetzel, R. Z., Pronk, N. P., Richling, D. E., Bauer, D. R., Buchanan, L. R., Florence, C. S., Koonin, L., MacLean, D., Rosenthal, A., Koffman, D. M., ... Walker, A. M. (2010). A Systematic Review of Selected Interventions for Worksite Health Promotion: The Assessment of Health Risks with Feedback. *American Journal of Preventive Medicine*, 38 (2, Supplement), S237–S262. <https://doi.org/10.1016/j.amepre.2009.10.030>
- Swanson, S. A., & Hernán, M. A. (2017). The challenging interpretation of instrumental variable estimates under monotonicity. *International Journal of Epidemiology*, 47 (4), 1289–1297. <https://doi.org/10.1093/ije/dyx038>
- Virtanen, M., Jokela, M., Madsen, I. E., Hanson, L. L. M., Lallukka, T., Nyberg, S. T., Alfredsson, L., Batty, G. D., Bjorner, J. B., Borritz, M., Burr, H., Dragano, N., Erbel, R., Ferrie, J. E., Heikkilä, K., Knutsson, A., Koskenvuo, M., Lahelma, E., Nielsen, M. L., ... Kivimäki, M. (2018). Long working hours and depressive symptoms: Systematic review and meta-analysis of published studies and unpublished individual participant data. *Scandinavian Journal of Work, Environment & Health*, 44 (3), 239–250.
- Walker, T. J., Tullar, J. M., Diamond, P. M., Kohl, H. W., & Amick, B. C. (2017). The longitudinal relation between self-reported physical activity and presenteeism. *Preventive Medicine*, 102, 120–126. <https://doi.org/10.1016/j.ypmed.2017.07.003>
- Wicker, P., & Frick, B. (2015). The relationship between intensity and duration of physical activity and subjective well-being. *European Journal of Public Health*, 25 (5), 868–872. <https://doi.org/10.1093/eurpub/ckv131>
- Wicker, P., & Frick, B. (2016). Intensity of physical activity and subjective well-being: An empirical analysis of the WHO recommendations. *Journal of Public Health*, 39 (2), e19–e26. <https://doi.org/10.1093/pubmed/fdw062>
- Wooldridge, J. M. (2010). Econometric analysis of cross section and panel data. MIT press.
- Wooldridge, J. M. (2021). Two-way fixed effects, the two-way mundlak regression, and difference-in-differences estimators. *SSRN 3906345*. <https://doi.org/10.2139/ssrn.3906345>

- Wooldridge, J. M. (2023). Simple approaches to nonlinear difference-in-differences with panel data. *The Econometrics Journal*, 26 (3), C31–C66. <https://doi.org/10.1093/ectj/utad016>
- Yerramalla, M. S., Fayosse, A., Dugravot, A., Tabak, A. G., Kivimäki, M., Singh-Manoux, A., & Sabia, S. (2020). Association of moderate and vigorous physical activity with incidence of type 2 diabetes and subsequent mortality: 27 year follow-up of the Whitehall II study. *Diabetologia*, 63, 537–548. <https://doi.org/10.1007/s00125-019-05050-1>
- 内閣府. (2024). 高齢社会白書 R6 年度. <https://www8.cao.go.jp/kourei/whitepaper/w-2024/zenbun/pdf/mokuji.pdf>
- 労働政策研究・研修機構. (2023). JILPT 個人パネル調査「仕事と生活、健康に関する調査」第1回. *JILPT 調査シリーズ*, 234. <https://www.jil.go.jp/institute/research/2023/documents/0234.pdf>
- 労働政策研究・研修機構. (2025). 働き方と生活・健康の課題—JILPT 個人パネル調査の分析—. *労働政策研究報告書 No.235*. <https://www.jil.go.jp/institute/reports/2025/documents/0235.pdf>
- 小塩真司, 阿部晋吾, & Cutrone, P. (2012). 日本語版 Ten Item Personality Inventory (TIPI-J) 作成の試み. *パーソナリティ研究*, 21 (1), 40–52. <https://doi.org/10.2132/personality.21.40>
- 山本勲, 福田皓, 永田智久, & 黒田祥子. (2021). 健康経営銘柄と健康経営施策の効果分析. *RI ETI Discussion Paper Series*, 21-J-037.

Appendix

表 A.1: 運動習慣の有無と各アウトカムとの関連

		(1) 抑うつ・不安 傾向(K6)	(2) 主観的 健康感	(3) 仕事の 満足度	(4) 生活の 満足度	(5) ワークエンゲイ ジメント	(6) プレゼン ティーズム
eq[1]	Sport	-0.831***	0.283***	0.456***	0.514***	0.372***	-0.301***
Pooled OLS	(s.e.)	(0.104)	(0.017)	(0.048)	(0.043)	(0.029)	(0.041)
eq[2]	Sport	-0.377***	0.230***	0.306***	0.364***	0.255***	-0.185***
Big5 control	(s.e.)	(0.093)	(0.016)	(0.046)	(0.042)	(0.028)	(0.039)
eq[3]	Sport	-0.282***	0.0862***	0.173***	0.144***	0.135***	-0.0998*
FE	(s.e.)	(0.079)	(0.015)	(0.036)	(0.034)	(0.022)	(0.045)
	N	26304	26304	26304	26304	26304	26304
	individual	6576	6576	6576	6576	6576	6576
Hausman検定	[1] vs [3]	0.000***	0.000***	0.000***	0.000***	0.000***	0.000***
p-value	[2] vs [3]	0.051	0.000***	0.000***	0.000***	0.000***	0.000***

Note: 各アウトカム変数に対して、[1],[2],[3]式を用いた運動習慣の点推定値と()内に標準誤差を示している。[1],[2]の推定においては、性別、年齢、教育年数、婚姻経験、実労働時間、睡眠時間、産業、事業場規模を調整変数として用いた。標準誤差については、個人クラスター頑健標準誤差を用いた。*は統計学的な有意性を示しており、*: $p < 0.05$, **: $p < 0.01$, ***: $p < 0.001$ を示している。Nは解析に用いた4期のcomplete panelデータの総サンプル数、individualは解析データに登場する個人の数を示している。Hausman検定では、帰無仮説として[3]の推定係数値とその他の推定係数値の差が0かどうかを検定している。

表 A.2: 運動習慣の有無の経年的変遷パターンと本文で用いる運動の経年パターン 5 分類

		運動習慣の解析上の5分類					Total	%
		k=1 四期間運動習慣無し群	k=2 運動習慣を途中で喪失する群	k=3 運動習慣の獲得・喪失の両方を経験した群	k=4 運動習慣を途中で獲得する群	k=5 四期間運動習慣有り群		
各期の運動の有無の組み合わせのパターン ("abcd")	0000	3,519	0	0	0	0	3,519	53.5%
	0001	0	162	0	0	0	162	2.5%
	0010	0	0	314	0	0	314	4.8%
	0011	0	89	0	0	0	89	1.4%
	0100	0	0	105	0	0	105	1.6%
	0101	0	0	25	0	0	25	0.4%
	0110	0	0	55	0	0	55	0.8%
	0111	0	93	0	0	0	93	1.4%
	1000	0	0	0	265	0	265	4.0%
	a: 4期	0	0	53	0	0	53	0.8%
	b: 3期	0	0	195	0	0	195	3.0%
	c: 2期	0	0	131	0	0	131	2.0%
	d: 1期	0	0	0	102	0	102	1.6%
	1101	0	0	55	0	0	55	0.8%
	1110	0	0	0	242	0	242	3.7%
	1111	0	0	0	0	1,171	1,171	17.8%
Total		3,519	344	933	609	1,171	6,576	100%
%		53.5%	5.2%	14.2%	9.3%	17.8%	100%	

Note: 例として第一・三・四期には運動習慣無しかつ第二期には運動習慣有りの個人は“0010”、第一・二期には運動習慣無しかつ第三・四期には運動習慣有りの個人は“1100”と分類される。全サンプル数ではなく個人数のため、全 6,576 名となっている。

表 A.3: 運動習慣の獲得・喪失の効果とダイナミクス

Panel A:運動習慣の獲得効果						
	(1) 抑うつ・不安 傾向(K6)	(2) 主観的 健康感	(3) 仕事の 満足度	(4) 生活の 満足度	(5) ワークエンゲイ ジメント	(6) プレゼン ティーズム
Lead3	0.095	0.005	0.005	-0.130	-0.003	-0.075
(s.e.)	(0.247)	(0.045)	(0.127)	(0.117)	(0.065)	(0.141)
Lead2	0.400	0.057	-0.039	-0.035	-0.002	0.094
(s.e.)	(0.212)	(0.041)	(0.098)	(0.086)	(0.059)	(0.107)
Lead1	0[Base]	0[Base]	0[Base]	0[Base]	0[Base]	0[Base]
(s.e.)	(.)	(.)	(.)	(.)	(.)	(.)
Lag0	0.048	0.108**	0.089	0.084	0.138**	0.022
(s.e.)	(0.168)	(0.034)	(0.080)	(0.078)	(0.045)	(0.100)
Lag1	0.021	0.109**	0.261*	0.304**	0.205***	-0.024
(s.e.)	(0.208)	(0.040)	(0.109)	(0.100)	(0.062)	(0.129)
Lag2	-0.215	0.108	0.166	-0.041	0.324***	0.065
(s.e.)	(0.264)	(0.050)	(0.122)	(0.119)	(0.076)	(0.167)
N	16512	16512	16512	16512	16512	16512
pre-trend test p-value	0.154	0.344	0.898	0.542	0.999	0.443
Static ATT	-0.091	0.094**	0.145*	0.145*	0.173***	0.001
(s.e.)	(0.144)	(0.029)	(0.071)	(0.066)	(0.041)	(0.090)
Panel B:運動習慣の喪失効果						
	(1) 抑うつ・不安 傾向(K6)	(2) 主観的 健康感	(3) 仕事の 満足度	(4) 生活の 満足度	(5) ワークエンゲイ ジメント	(6) プレゼン ティーズム
Lead3	0.028	0.069	0.047	0.053	-0.150	0.097
(s.e.)	(0.454)	(0.097)	(0.207)	(0.210)	(0.114)	(0.266)
Lead2	-0.420	0.051	0.024	0.235	-0.033	0.130
(s.e.)	(0.277)	(0.059)	(0.113)	(0.128)	(0.085)	(0.177)
Lead1	0[Base]	0[Base]	0[Base]	0[Base]	0[Base]	0[Base]
(s.e.)	(.)	(.)	(.)	(.)	(.)	(.)
Lag0	0.093	-0.093*	-0.399***	-0.162	-0.219**	0.229
(s.e.)	(0.245)	(0.042)	(0.116)	(0.103)	(0.068)	(0.119)
Lag1	-0.136	-0.050	-0.066	0.094	-0.187*	0.218
(s.e.)	(0.265)	(0.048)	(0.111)	(0.114)	(0.080)	(0.151)
Lag2	0.349	-0.055	-0.201	-0.220	-0.123	0.278
(s.e.)	(0.343)	(0.063)	(0.156)	(0.150)	(0.109)	(0.200)
N	6060	6060	6060	6060	6060	6060
pre-trend test p-value	0.280	0.615	0.966	0.181	0.402	0.756
Static ATT	-0.148	0.092*	0.290**	0.150	0.185**	-0.196
(s.e.)	(0.206)	(0.036)	(0.099)	(0.088)	(0.062)	(0.112)

Note: Panel A では k=1,4 群のみのサブサンプル(n=16,512)を用いて運動習慣の獲得の効果、Panel B では k=2,5 群のみのサブサンプル(n=6,060)を用いて運動習慣の喪失の効果、それぞれのサブサンプルを利用して[4]式により効果のダイナミクスを、[3]式により Static ATT を推定した。()内は標準誤差を示している。標準誤差については、個人クラスター頑健標準誤差を用いた。*は統計学的な有意性を示しており、*: p<0.05, **: p<0.01, ***: p<0.001 を示している。N は解析に用いた 4 期の complete panel データの総サンプル数を示している。

表 A.4: 運動習慣の獲得・喪失効果とダイナミクスの頑健性の検証(処置タイミングの異質性に頑健な推定)

Panel A:運動習慣の獲得効果						
	(1) 抑うつ・不安 傾向(K6)	(2) 主観的 健康感	(3) 仕事の 満足度	(4) 生活の 満足度	(5) ワークエンゲイ ジメント	(6) プレゼン ティーズム
Lead3	0.097	0.002	-0.134	-0.231	-0.024	-0.047
(s.e.)	(0.265)	(0.048)	(0.138)	(0.127)	(0.070)	(0.148)
Lead2	0.389	0.060	-0.112	-0.073	-0.026	0.120
(s.e.)	(0.219)	(0.044)	(0.102)	(0.091)	(0.061)	(0.106)
Lead1	0[Base]	0[Base]	0[Base]	0[Base]	0[Base]	0[Base]
(s.e.)	(.)	(.)	(.)	(.)	(.)	(.)
Lag0	0.051	0.107**	0.085	0.079	0.137**	0.021
(s.e.)	(0.168)	(0.034)	(0.079)	(0.078)	(0.045)	(0.100)
Lag1	0.021	0.111*	0.364**	0.381***	0.221**	-0.041
(s.e.)	(0.224)	(0.044)	(0.119)	(0.111)	(0.069)	(0.140)
Lag2	-0.189	0.101	0.260	-0.000	0.356***	0.027
(s.e.)	(0.291)	(0.058)	(0.140)	(0.137)	(0.085)	(0.187)
N	16512	16512	16512	16512	16512	16512
pre-trend test p-value	0.187	0.319	0.479	0.190	0.903	0.383
Static ATT	-0.006	0.107**	0.201*	0.150	0.206***	0.004
(s.e.)	(0.165)	(0.034)	(0.083)	(0.081)	(0.048)	(0.101)
Panel B:運動習慣の喪失効果						
	(1) 抑うつ・不安 傾向(K6)	(2) 主観的 健康感	(3) 仕事の 満足度	(4) 生活の 満足度	(5) ワークエンゲイ ジメント	(6) プレゼン ティーズム
Lead3	0.127	-0.024	0.079	-0.093	-0.238	0.281
(s.e.)	(0.478)	(0.111)	(0.235)	(0.217)	(0.130)	(0.287)
Lead2	-0.398	0.016	0.050	0.172	-0.017	0.249
(s.e.)	(0.284)	(0.063)	(0.116)	(0.134)	(0.088)	(0.183)
Lead1	0[Base]	0[Base]	0[Base]	0[Base]	0[Base]	0[Base]
(s.e.)	(.)	(.)	(.)	(.)	(.)	(.)
Lag0	0.081	-0.089*	-0.393***	-0.159	-0.224***	0.227
(s.e.)	(0.245)	(0.042)	(0.116)	(0.102)	(0.068)	(0.119)
Lag1	-0.163	-0.019	-0.083	0.145	-0.151	0.149
(s.e.)	(0.284)	(0.050)	(0.120)	(0.120)	(0.084)	(0.157)
Lag2	0.307	-0.017	-0.215	-0.147	-0.142	0.160
(s.e.)	(0.380)	(0.067)	(0.169)	(0.164)	(0.119)	(0.216)
N	6060	6060	6060	6060	6060	6060
pre-trend test p-value	0.310	0.922	0.900	0.317	0.145	0.335
Static ATT	0.048	-0.050	-0.252*	-0.055	-0.182**	0.187
(s.e.)	(0.233)	(0.039)	(0.104)	(0.097)	(0.068)	(0.121)

Note: Panel A では k=1,4 群のみのサブサンプル(n=16,512)を用いて運動習慣の獲得の効果を、Panel B では k=2,5 群のみのサブサンプル(n=6,060)を用いて運動習慣の喪失の効果を、それぞれのサブサンプルを利用して Wooldridge(2021)の提案する[4]式の修正手法により効果のダイナミクスを、[3]式修正手法により Static ATT を推定した。()内は標準誤差を示している。標準誤差については、個人クラスター頑健標準誤差を用いた。*は統計学的な有意性を示しており、*: $p < 0.05$, **: $p < 0.01$, ***: $p < 0.001$ を示している。N は解析に用いた 4 期の complete panel データの総サンプル数を示している。

表 A.5: 運動習慣の獲得・喪失効果とダイナミクスの頑健性の検証(1:1PSM サブサンプルによる推定)

Panel A:運動習慣の獲得効果						
	(1) 抑うつ・不安 傾向(K6)	(2) 主観的 健康感	(3) 仕事の 満足度	(4) 生活の 満足度	(5) ワークエンゲイ ジメント	(6) プレゼン ティーズム
Lead3	0.504	-0.079	-0.173	-0.019	0.038	0.260
(s.e.)	(0.385)	(0.073)	(0.189)	(0.186)	(0.093)	(0.193)
Lead2	0.332	0.070	-0.027	0.004	0.077	0.181
(s.e.)	(0.331)	(0.060)	(0.147)	(0.114)	(0.096)	(0.164)
Lead1	0[Base]	0[Base]	0[Base]	0[Base]	0[Base]	0[Base]
(s.e.)	(.)	(.)	(.)	(.)	(.)	(.)
Lag0	-0.100	0.073	0.180	0.028	0.201**	-0.026
(s.e.)	(0.256)	(0.054)	(0.117)	(0.120)	(0.072)	(0.149)
Lag1	-0.314	0.067	0.226	0.316*	0.311**	-0.090
(s.e.)	(0.302)	(0.061)	(0.176)	(0.154)	(0.104)	(0.185)
Lag2	-0.610	0.036	0.166	-0.016	0.403**	-0.041
(s.e.)	(0.399)	(0.085)	(0.179)	(0.177)	(0.129)	(0.238)
N	5772	5772	5772	5772	5772	5772
pre-trend test p-value	0.375	0.155	0.650	0.993	0.723	0.307
Static ATT	-0.330	0.060	0.214*	0.090	0.223***	-0.113
(s.e.)	(0.220)	(0.043)	(0.109)	(0.105)	(0.065)	(0.135)
Panel B:運動習慣の喪失効果						
	(1) 抑うつ・不安 傾向(K6)	(2) 主観的 健康感	(3) 仕事の 満足度	(4) 生活の 満足度	(5) ワークエンゲイ ジメント	(6) プレゼン ティーズム
Lead3	0.173	0.032	-0.065	-0.060	-0.163	0.211
(s.e.)	(0.443)	(0.091)	(0.185)	(0.192)	(0.113)	(0.258)
Lead2	-0.448	0.041	0.028	0.264*	-0.024	0.132
(s.e.)	(0.286)	(0.060)	(0.111)	(0.130)	(0.087)	(0.184)
Lead1	0[Base]	0[Base]	0[Base]	0[Base]	0[Base]	0[Base]
(s.e.)	(.)	(.)	(.)	(.)	(.)	(.)
Lag0	0.040	-0.088*	-0.409***	-0.138	-0.224**	0.213
(s.e.)	(0.246)	(0.042)	(0.119)	(0.104)	(0.069)	(0.122)
Lag1	-0.136	-0.055	-0.077	0.100	-0.193*	0.207
(s.e.)	(0.270)	(0.049)	(0.113)	(0.116)	(0.082)	(0.155)
Lag2	0.386	-0.063	-0.222	-0.211	-0.131	0.261
(s.e.)	(0.346)	(0.062)	(0.158)	(0.152)	(0.110)	(0.203)
N	5784	5784	5784	5784	5784	5784
pre-trend test p-value	0.200	0.778	0.843	0.070	0.316	0.634
Static ATT	-0.118	0.087*	0.296**	0.133	0.192**	-0.176
(s.e.)	(0.208)	(0.037)	(0.101)	(0.089)	(0.063)	(0.114)

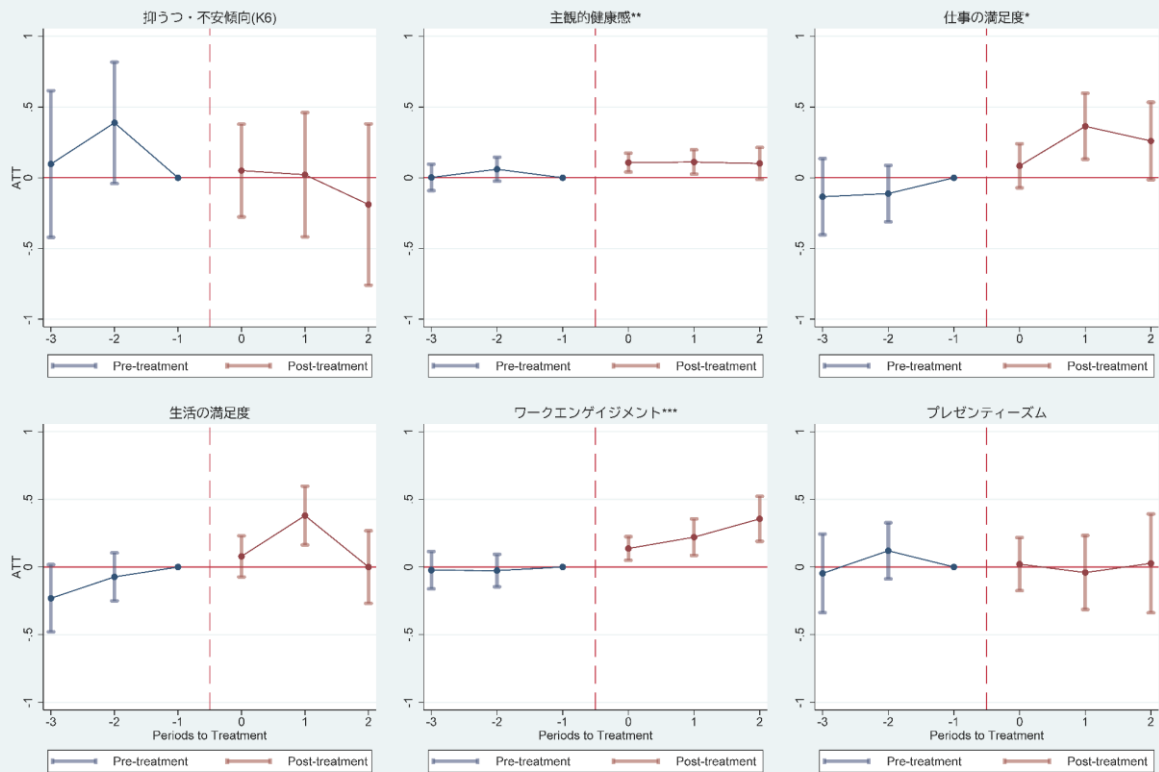
Note: 第一期の運動主観の実施確率に対して、置き換え無しの caliper を 0.001 に設定した 1:1 の PSM サブサンプルに対して図 2 と同様の解析を行っている。Panel A では k=1,4 群のみのサブサンプル(n=5,772)を用いて運動習慣の獲得の効果を、Panel B では k=2,5 群のみのサブサンプル(n=5,784)を用いて運動習慣の喪失の効果を、それぞれのサブサンプルを利用して[4]式により効果のダイナミクスを、[3]式により Static ATT を推定した。()内は標準誤差を示している。標準誤差については、個人クラスター頑健標準誤差を用いた。*は統計学的な有意性を示しており、*: $p < 0.05$, **: $p < 0.01$, ***: $p < 0.001$ を示している。N は解析に用いた 4 期の complete panel データの総サンプル数を示している。

表 A.6: 運動習慣の獲得・喪失効果とダイナミクスの頑健性の検証(実労働時間と睡眠時間を調整)

Panel A:運動習慣の獲得効果						
	(1) 抑うつ・不安 傾向(K6)	(2) 主観的 健康感	(3) 仕事の 満足度	(4) 生活の 満足度	(5) ワークエンゲイ ジメント	(6) プレゼン ティーズム
Lead3	0.094	0.005	0.007	-0.128	-0.003	-0.074
(s.e.)	(0.246)	(0.045)	(0.127)	(0.117)	(0.065)	(0.141)
Lead2	0.401	0.057	-0.039	-0.036	-0.002	0.093
(s.e.)	(0.212)	(0.041)	(0.098)	(0.086)	(0.059)	(0.106)
Lead1	0[Base]	0[Base]	0[Base]	0[Base]	0[Base]	0[Base]
(s.e.)	(.)	(.)	(.)	(.)	(.)	(.)
Lag0	0.044	0.110**	0.093	0.087	0.140**	0.024
(s.e.)	(0.168)	(0.034)	(0.080)	(0.078)	(0.045)	(0.100)
Lag1	0.017	0.111**	0.266*	0.309**	0.207***	-0.021
(s.e.)	(0.208)	(0.040)	(0.109)	(0.101)	(0.062)	(0.129)
Lag2	-0.220	0.110*	0.170	-0.038	0.326***	0.067
(s.e.)	(0.264)	(0.050)	(0.122)	(0.119)	(0.076)	(0.167)
N	16512	16512	16512	16512	16512	16512
pre-trend test p-value	0.1522	0.3492	0.8934	0.5489	0.9991	0.4454
Static ATT	-0.096	0.096***	0.149*	0.149*	0.174***	0.003
(s.e.)	(0.144)	(0.029)	(0.071)	(0.066)	(0.041)	(0.090)
Panel B:運動習慣の喪失効果						
	(1) 抑うつ・不安 傾向(K6)	(2) 主観的 健康感	(3) 仕事の 満足度	(4) 生活の 満足度	(5) ワークエンゲイ ジメント	(6) プレゼン ティーズム
Lead3	0.000	0.071	0.051	0.061	-0.148	0.097
(s.e.)	(0.450)	(0.096)	(0.206)	(0.208)	(0.114)	(0.267)
Lead2	-0.449	0.053	0.030	0.243	-0.031	0.130
(s.e.)	(0.275)	(0.059)	(0.113)	(0.129)	(0.086)	(0.178)
Lead1	0[Base]	0[Base]	0[Base]	0[Base]	0[Base]	0[Base]
(s.e.)	(.)	(.)	(.)	(.)	(.)	(.)
Lag0	0.046	-0.090*	-0.388***	-0.149	-0.215**	0.229
(s.e.)	(0.245)	(0.042)	(0.116)	(0.102)	(0.068)	(0.120)
Lag1	-0.154	-0.048	-0.065	0.099	-0.186*	0.219
(s.e.)	(0.266)	(0.048)	(0.111)	(0.114)	(0.080)	(0.151)
Lag2	0.318	-0.052	-0.195	-0.211	-0.121	0.279
(s.e.)	(0.342)	(0.063)	(0.156)	(0.151)	(0.109)	(0.200)
N	6060	6060	6060	6060	6060	6060
pre-trend test p-value	0.2347	0.5870	0.9554	0.1636	0.4092	0.7560
Static ATT	-0.119	0.090*	0.284**	0.142	0.183**	-0.196
(s.e.)	(0.205)	(0.036)	(0.098)	(0.088)	(0.062)	(0.112)

Note: Panel A では k=1,4 群のみのサブサンプル(n=16,512)を用いて運動習慣の獲得の効果を、Panel B では k=2,5 群のみのサブサンプル(n=6,060)を用いて運動習慣の喪失の効果を、それぞれのサブサンプルを利用し、[4]式と[3]式に実労働時間と睡眠時間を調整変数として加えてダイナミクス効果と Static ATT を推定した。(.)内は標準誤差を示している。標準誤差については、個人クラスター頑健標準誤差を用いた。*は統計学的な有意性を示しており、*: p<0.05, **: p<0.01, ***: p<0.001 を示している。N は解析に用いた 4 期の complete panel データの総サンプル数を示している。

運動習慣の獲得効果



運動習慣の喪失効果

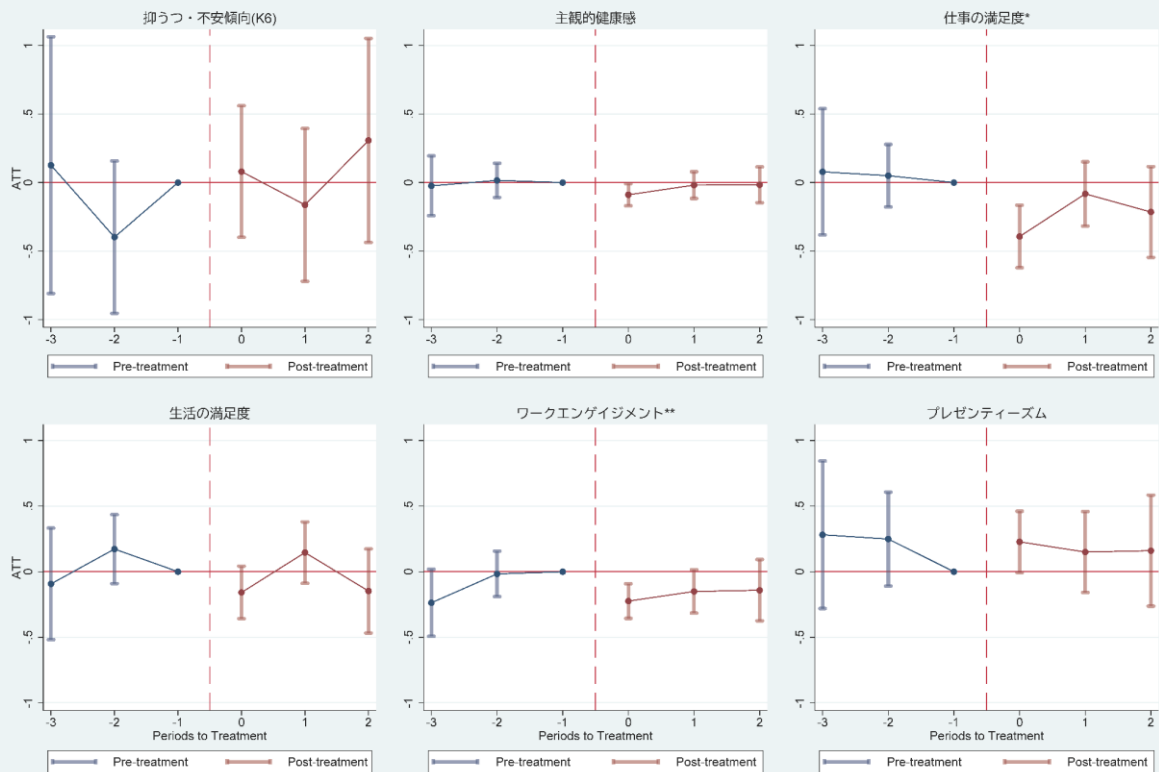
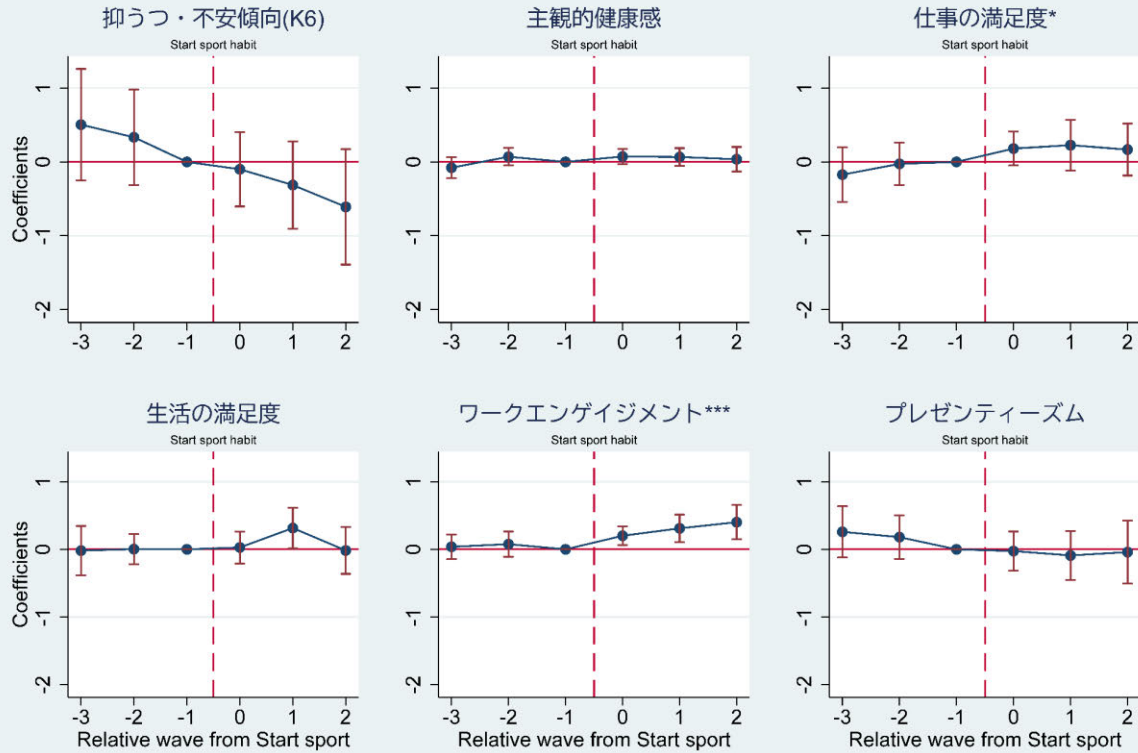


図 A.1: 運動習慣の獲得・喪失効果とダイナミクスの頑健性の検証(処置タイミングの異質性に頑健な推定)

Note: 運動習慣の獲得(または喪失)タイミングを 0 として、相対的に何期後であるかということを x 軸は示している。破線部分は、個人が運動習慣を獲得(または喪失)したタイミングを示し、破線部よりも左側の -1, -2, -3 は運動習慣獲得(または喪失)タイミングから 1, 2, 3 期前を示し、破線部よりも右側の 0, 1, 2 は運動習慣獲得(または喪失)タイミングから 0, 1, 2 期後を示す。各アウトカム変数に対して、Wooldridge(2021)の提案する[4]式の修正手法を用いて、運動習慣の獲得(または喪失)時期への効果とその 95%信頼区間をプロットしている。運動習慣獲得効果の推定においては、データを四期間運動習慣無し群($k=1$)と運動習慣を途中で獲得する群($k=4$)のみのサブサンプル($n=16,512$)に絞って解析を行った。運動習慣喪失効果の推定においては、データを四期間運動習慣有り群($k=5$)と運動習慣を途中で喪失する群($k=2$)のみのサブサンプル($n=6,060$)に絞って解析を行った。推定においては、固定効果項のみを調整変数として用いた。標準誤差については、個人クラスター頑健標準誤差を用いた。各図のアウトカムの隣の*は、獲得効果と喪失効果のダイナミクスの推定と同様のサブサンプルに解析を絞り、Wooldridge(2021)の提案する[3] の修正手法を用いての効果の統計学的な有意性を示しており、*: $p < 0.05$, **: $p < 0.01$, ***: $p < 0.001$ を示している。

運動習慣の獲得効果



運動習慣の喪失効果

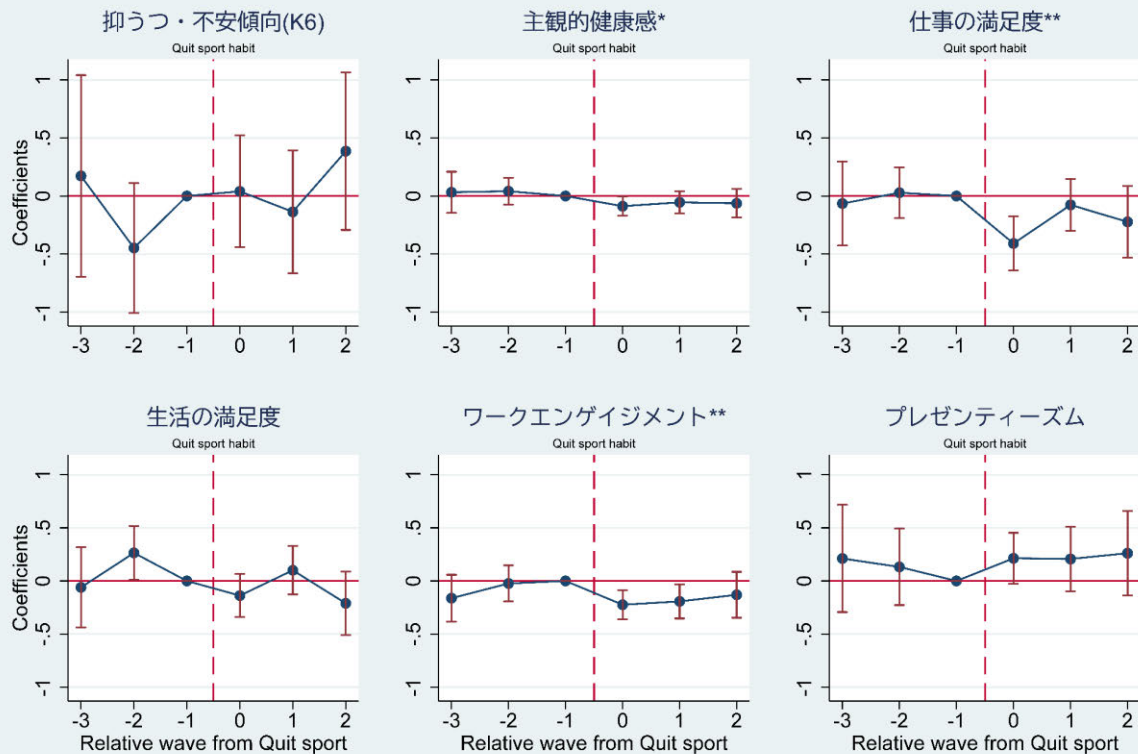
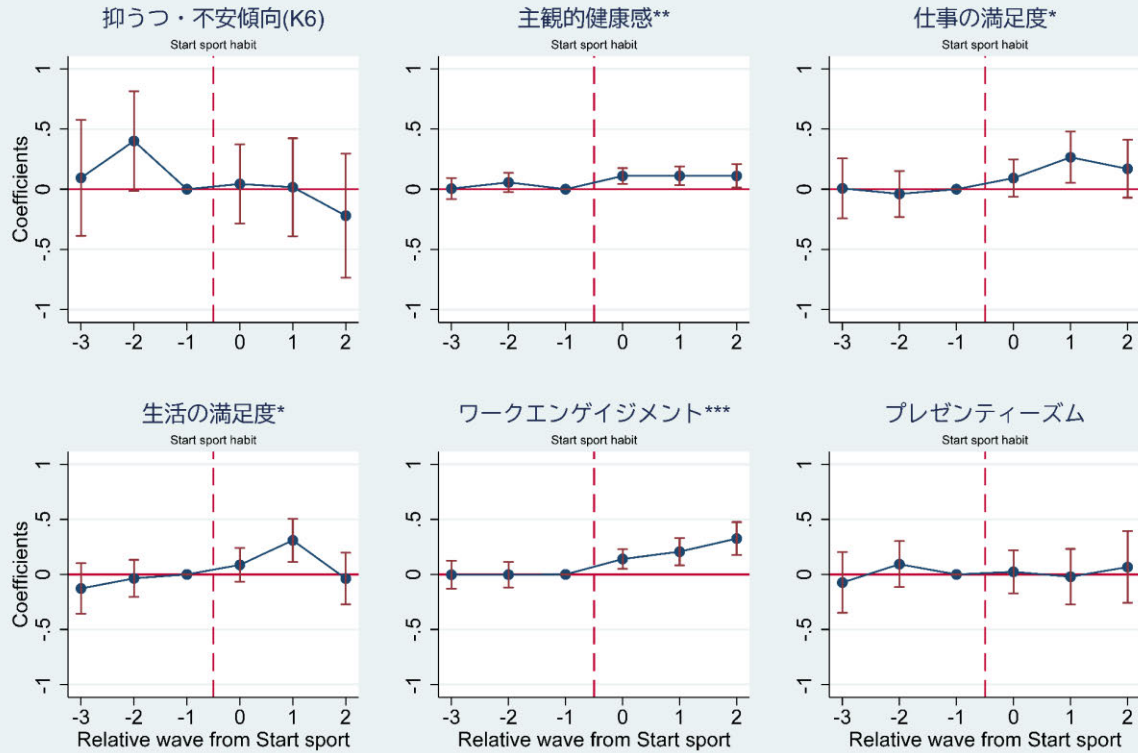


図 A.2: 運動習慣の獲得・喪失効果とダイナミクスの頑健性の検証(1:1PSM サブサンプルによる推定)

Note: 運動習慣の獲得(または喪失)タイミングを 0 として、相対的に何期後であるかということを x 軸は示している。破線部分は、個人が運動習慣を獲得(または喪失)したタイミングを示し、破線部よりも左側の -1, -2, -3 は運動習慣獲得(または喪失)タイミングから 1, 2, 3 期前を示し、破線部よりも右側の 0, 1, 2 は運動習慣獲得(または喪失)タイミングから 0, 1, 2 期後を示す。各アウトカム変数に対して、[4]式を用いた運動習慣の獲得(または喪失)時期と調査時点のずれを示すダミー変数の推定係数値とその 95%信頼区間をプロットしている。第一期の運動主観の実施確率に対して、置き換え無しの caliper を 0.001 に設定した 1:1 の PSM サブサンプルに対して図 2 と同様の解析を行っている。運動習慣獲得効果の推定においては、データを四期間運動習慣無し群($k=1$)と運動習慣を途中で獲得する群($k=4$)のみのサブサンプル($n=5,772$)に絞って解析を行った。運動習慣喪失効果の推定においては、データを四期間運動習慣有り群($k=5$)と運動習慣を途中で喪失する群($k=2$)のみのサブサンプル($n=5,784$)に絞って解析を行った。推定においては、固定効果項のみを調整変数として用いた。標準誤差については、個人クラスター頑健標準誤差を用いた。各図のアウトカムの隣の*は、獲得効果と喪失効果のダイナミクスの推定と同様のサブサンプルに解析を絞り、[3]式の点推定値の統計学的な有意性を示しており、*: $p<0.05$, **: $p<0.01$, ***: $p<0.001$ を示している。

運動習慣の獲得効果



運動習慣の喪失効果

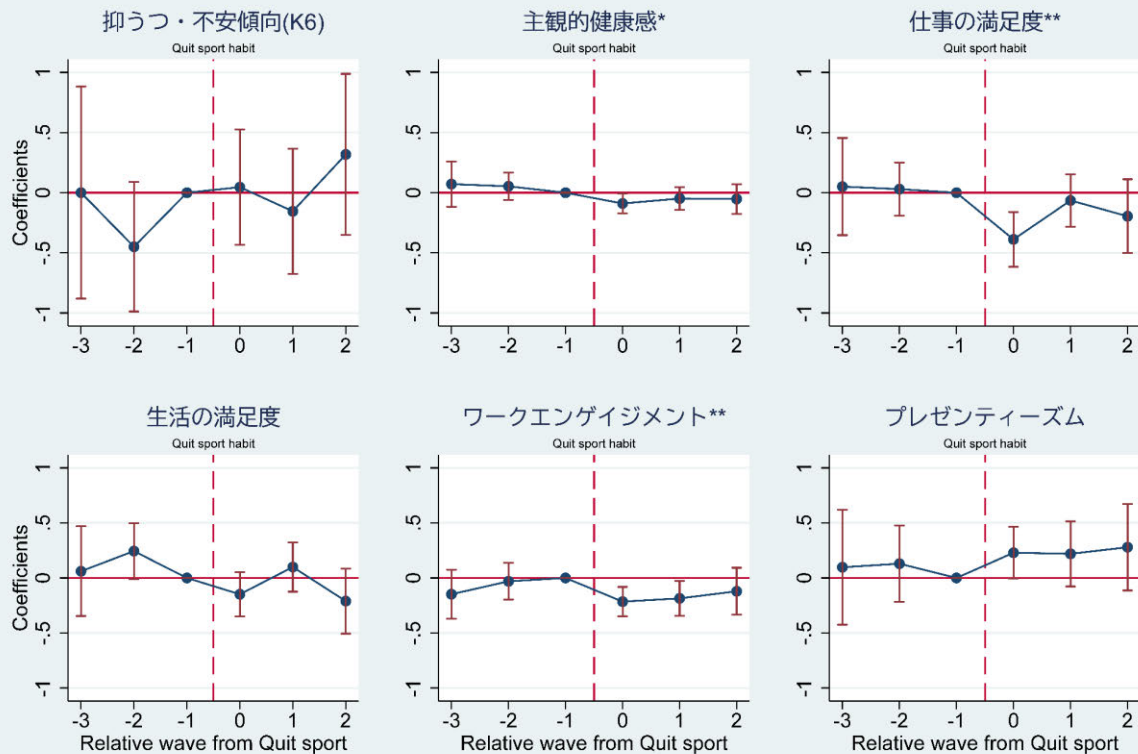


図 A.3: 運動習慣の獲得・喪失効果とダイナミクスの頑健性の検証(実労働時間と睡眠時間を調整)

Note: 運動習慣の獲得(または喪失)タイミングを 0 として、相対的に何期後であるかということを x 軸は示している。破線部分は、個人が運動習慣を獲得(または喪失)したタイミングを示し、破線部よりも左側の -1, -2, -3 は運動習慣獲得(または喪失)タイミングから 1, 2, 3 期前を示し、破線部よりも右側の 0, 1, 2 は運動習慣獲得(または喪失)タイミングから 0, 1, 2 期後を示す。各アウトカム変数に対して、[4]式を用いた運動習慣の獲得(または喪失)時期と調査時点のずれを示すダミー変数の推定係数値とその 95%信頼区間をプロットしている。運動習慣獲得効果の推定においては、四期間運動習慣無し群($k=1$)と運動習慣を途中で獲得する群($k=4$)のみのサブサンプル($n=16,512$)に絞って解析を行った。運動習慣喪失効果の推定においては、四期間運動習慣有り群($k=5$)と運動習慣を途中で喪失する群($k=2$)のみのサブサンプル($n=6,060$)に絞って解析を行った。推定においては、固定効果項に加えて、実労働時間と睡眠時間を調整変数として用いた。標準誤差については、個人クラスター頑健標準誤差を用いた。各図のアウトカムの隣の*は、獲得効果と喪失効果のダイナミクスの推定と同様のサブサンプルに解析を絞り、[3]式の点推定値の統計学的な有意性を示しており、*: $p<0.05$, **: $p<0.01$, ***: $p<0.001$ を示している。