

〔二次出版〕

日本人ホワイトカラー勤労者における在宅勤務頻度と加速度計で測定した身体活動および座位行動との関連性： 明治安田ライフスタイル研究の横断的分析 —Journal of Physical Activity and Healthに 掲載された英語論文の日本語による二次出版—

北濃成樹¹⁾，藤井悠也¹⁾，和田 彩¹⁾，川上諒子¹⁾，吉葉かおり¹⁾，
山口大輔¹⁾，甲斐裕子¹⁾，荒尾 孝¹⁾

SUMMARY

背景：これまでに在宅勤務と身体活動および座位行動との関連性は検討されてきたが、新型コロナウイルス感染症(COVID-19)に対する厳格な対策がない期間におけるこの関連性は十分に明らかにされていない。特に、その関連性に対する潜在的な効果修飾を評価した研究はほとんどない。そこで本研究では、パンデミック後期の日本人ホワイトカラー勤労者を対象に、在宅勤務頻度と加速度計で測定した身体活動や座位行動の関連性、およびその効果修飾因子を検討することを目的とした。

方法：2022年4月から2023年3月にかけて、首都圏在住のホワイトカラー1133名を対象とした横断研究を実施した。在宅勤務頻度は自己報告式の質問票により評価し、平日の身体活動と座位行動を3軸加速度計により測定した。潜在的交絡因子を調整した線形回帰モデルを用いて、在宅勤務頻度と身体活動や座位行動との関連性を検討した。

結果：活動強度にかかわらず、週1~2日でも在宅勤務を行う者は、そうでない者と比較して、身体活動が少なく、座位行動が多いことが示された($P < 0.05$)。例えば、週5日以上在宅勤務を行う者と全く行わない者とは、総身体活動に約70分/日、歩数に約4000歩/日の差があった。在宅勤務に関連した身体活動の低下は、高齢者、女性、低学歴者、営業・サービス業、非正規スタッフ、運動習慣や食習慣の改善に対する関心のない者でより顕著であった。

結論：在宅勤務は日本人ホワイトカラー勤労者の身体活動の低下や座位行動の増加と関連し、こうした関連性はいくつかのサブグループでより顕著であった。

Key words: テレワーク, 産業衛生, COVID-19, 効果修飾, 異質性

1) 公益財団法人 明治安田厚生事業団 体力医学研究所 Physical Fitness Research Institute, Meiji Yasuda Life Foundation of Health and Welfare, Tokyo, Japan.

本論文は以下の論文を忠実に日本語翻訳した二次出版です。引用を行う場合には原典を確認のうえ、下記を引用してください。

Kitano N, Fujii Y, Wada A, Kawakami R, Yoshida K, Yamaguchi D, Kai Y, Arai T. Associations of working from home frequency with accelerometer-measured physical activity and sedentary behavior in Japanese white-collar workers: a cross-sectional analysis of the Meiji Yasuda LifeStyle study. *Journal of Physical Activity and Health*. 2024; 21 (11): 1150-7.

キーポイント

- ・在宅勤務が多い勤労者は、身体活動量が少なく、座位行動が多かった。
- ・例えば、週5日以上在宅勤務を行う者は、全く行わないものに比べて歩数が55.7%少なかった。
- ・いくつかのサブグループ(例：女性、低学歴)では、在宅勤務に関連した身体活動の減少が大きかった。

在宅勤務という新しいワークスタイルは、新型コロナウイルス感染症(COVID-19)により世界中で急速に増加している^{1,2)}。いくつかの知見が、このワークスタイルが社会、特に先進国と発展途上国双方のオフィスワーカーの間で定着する可能性を示唆している。個々の勤労者の観点からは、在宅勤務は通勤時間の短縮、ワークライフバランスの改善、生産性の向上などの利点がある³⁾。更に、企業や雇用主は、パンデミック初期段階に在宅勤務を促進するシステムに既に投資している⁴⁾。したがって、この急速に拡大する勤務形態が、勤労者のライフスタイルや健康にどのような影響を与えるかを理解することが重要である。

近年、身体活動や座位行動に対する在宅勤務の影響を明らかにすることを目的とした研究が増えている。在宅勤務は、通勤や勤務時間中のオフィス内やオフィス間の移動の機会を減らす。不明瞭な関連性を報告した研究もあるが⁵⁾、系統的レビューではCOVID-19への対策としての在宅勤務と身体活動量の低下や座位行動の増加の関連性を示している^{6,7)}。

しかし、これらの先行研究には2つの大きな限界がある。まず、そのほとんどは2020年のパンデミック急性期に実施されたものである⁷⁾。この時期に実施された研究の結果には、パンデミック対策(ロックダウン、ソーシャルディスタンスの推奨、運動施設の閉鎖など)の影響に加え、外出や他者との交流に消極的になるといった心理的影響も組み込まれている可能性が高い。パンデミック後の在宅勤務の影響を更に理解するためには、対策や規制が緩やかな時期に実施される研究が必要であるが、その数は不足している⁸⁾。

第二に、これまでの研究では、身体活動や座位行動が在宅勤務の影響を受けやすい特定の集団について、ほとんど検討されてこなかった。在宅勤

務による身体活動の変化は、人口統計学的要因や利用可能な資源(例：年齢、性別、社会的経済状態、職場や家庭環境、健康意識など)によって異なる可能性が高い。しかし、これまでのところ、在宅勤務と身体活動や座位行動の関連性における異質性を検討した研究は2つしかない^{9,10)}。これらは潜在的な効果修飾因子として年齢、性別、学歴、子どもの数にのみ焦点を当てており、いずれも修正可能な因子ではない。優先的に介入すべき集団や介入戦略を明らかにするためには、在宅勤務と身体活動や座位行動の関連性に対する効果修飾因子について、より包括的に検討する必要がある。こうした研究のギャップを解決するために、本研究では、日本人ホワイトカラー勤労者を対象に、加速度計で測定した身体活動や座位行動と在宅勤務頻度の横断的関連と、その効果修飾因子を検討することを目的とした。

方 法

本研究は、疫学における観察研究の報告の強化(Strengthening the Reporting of Observational studies in Epidemiology)ガイドラインに従った(補足表1)。

A. 研究対象者

この横断研究では、東京都の明治安田新宿健診センターで実施されたコホート研究である明治安田ライフスタイル研究のデータを用いた¹¹⁾。このコホートのデータの大部分は、東京都に住む勤労者における年次健康診断のデータで構成されている。このコホートの参加者の大部分は、日本や東京都の主要な職業であるホワイトカラー勤労者(オフィスワーカーや営業職員など)である。研究を実施した地域における勤労者の一般的な生活習慣の一部を補足資料に示した。2017年以降この健診センターでは、顧客データベースに記載されて

いる特定の健康保険組合(すなわち、一部の健診受診者)に、日々の身体活動と座位行動を評価するための、加速度計を用いたオプション検査を提供している。検査に同意した参加者に対しては、加速度計を郵送した。なお、研究者は、検査を実施する参加者の選択には関与していない。

本研究では、2022年4月から2023年3月までに健診を受けた18443人の受診者のうち、加速度計を用いた任意検査を受けた1662人を対象とした。組み入れ基準は以下のとおりである：(1)有給のホワイトカラー勤労者、(2)定期健診で加速度計を用いた検査を完了した者、(3)研究への参加に同意した者。同じ受診者が1年間に複数回の検査を実施した場合は、最初のデータを用いた。合計1408人の勤労者が組み入れ基準を満たした。このうち、加速度計($n = 272$)、在宅勤務頻度($n = 1$)、1週間の就労時間($n = 2$)における非有効データを除外し、1133人の勤労者を分析対象とした。本研究は明治安田厚生事業団倫理審査委員会の承認を受け実施した(承認番号：28006)。

B. 調査期間中の日本における COVID-19感染対策および人流の変化

本研究の参加者登録期間中、日本政府による緊急事態宣言発出、COVID-19感染予防のための厳格な対策(例：不必要な外出を最小限に抑えるための勧告やレストラン営業時間の短縮など)を実施することはなかった。つまり、国民・市民に自宅待機や在宅勤務を強制するような厳格な対策は実施されておらず、事業運営(例：レストラン、運動施設、大勢の人々を集めるようなイベントなど)への制限もなかった。研究期間中、参加者を募集した東京都ではパンデミックによる外出の減少が、感染症流行前のレベルに戻り始めたところであった(補足図1参照)。これらのデータは、本研究が、パンデミックに関連した心理的影響(例：人との接触を避けるために外出を制限する)や対策(例：運動施設や商業施設の閉鎖または短縮時間)が、パンデミック初期段階よりも厳格ではない時期に実施されたことを示している。

C. 測定項目

参加者は、予定された健康診断受診日の約4週間前に加速度計と質問票を郵送で受け取った。参加者は、測定を完了させ、受診日に健診センターのスタッフに機器と質問票を提出するよう指示された。

1. 在宅勤務の頻度

参加者は、“過去1か月の間に、週に何日在宅勤務をしましたか?”という問いに対して、0～7日までの連続値で回答した。

2. 身体活動と座位行動の評価

身体活動と座位行動の測定には、3軸加速度計(Active style Pro HJA750-C、オムロンヘルスケア株式会社)を使用した。参加者は、機器に損傷を与える可能性のある場面(例：水中活動や激しいスポーツ)を除いて、少なくとも10日間、起床後から就床まで加速度計を腰部に装着するように指示された。この加速度計の測定精度は既に検証されており、消費エネルギー量と座位行動に対する測定精度は、欧米諸国で広く使用されている他の機器と同等かそれ以上である^{12,13})。エポック長は60秒とし、開発者提供のソフトウェアを用いて推定代謝当量(metabolic equivalents: METs)を求めた¹⁴)。活動カウントが検出閾値以下となった時間が60分連続した場合を非装着時間と定義し、1日10時間以上装着した日を有効日と定義した¹⁵)。平日4日以上の有効装着日を有する対象者のデータを分析に使用した¹⁶)。各60秒エポックは、推定METs値に基づいて、座位行動(≤ 1.5 METs)、低強度身体活動(1.6～2.9 METs)、中高強度身体活動(≥ 3.0 METs)に分類され^{17,18})、各行動に費やされた時間が計算された(分/日)。また、総身体活動時間(低強度身体活動と中高強度身体活動の合計)と1日の歩数も評価した。感度分析のために、消費エネルギー量(METs-h)も計算した。更に、継続した座位行動(30分以上連続した座位行動)の時間(分/日)、回数(回/日)、1回当たりの平均持続時間(分/時間)を評価した。これらの変数は日ごとに集計され、有効日のデータを用いて平均化された。本研究では、在宅勤務の影響が大きいと

予想される平日のデータを用いて分析を行った。

3. 潜在的な交絡因子と効果修飾因子

潜在的な交絡因子と効果修飾因子は、先行研究と専門知識に基づいて事前に選択された^{8,19)}。これらには、年齢、性別、自己評価による経済状態、教育年数、子どもの数、職種、雇用形態、週当たりの労働時間、body mass index、自己評価による健康状態、心理的ストレス、運動と食習慣の改善に対する行動変容ステージ、加速度計の装着時間が含まれる。BMIを算出するための身長と体重は、健康診断の際に身長計と体重計を用いて計測した。その他の情報については、自己報告式の質問票を用いて評価した。これらの変数の詳細な説明は、補足表2に記載されている。加速度計の装着時間と1週間の労働時間を除いたこれらの変数は、潜在的な効果修飾因子として分析に使用した。

D. 統計解析

すべての統計解析はR(バージョン4.2.2, R Foundation for Statistical Computing)を用いて行った。重回帰分析により、在宅勤務頻度と身体活動および座位行動との関連を検討した。モデルには、従属変数として身体行動、独立変数として全くない(基準レベル)、週1~2日、週3~4日、週5日以上に分類した在宅勤務頻度を用いた。共変量には、年齢(連続値)、性別(男性または女性)、学歴(13年未満または13年以上)、子どもの数(なしまたは1人以上)、職種(オフィスワーカーまたは営業・サービス業)、雇用形態(正規スタッフまたはその他)、週当たりの労働時間(連続値)、BMI(連続値)、自己評価による健康状態(あまり良くない/良くない/全然良くない、良い/とても良い/最高に良い)、心理的ストレス(連続値)、運動や食習慣の改善に対する行動変容ステージ(前熟考期またはその他)、加速度計の装着時間(連続値)を用いた。このモデルを用いて、共変量で調整した場合の各在宅勤務頻度における身体活動と座位行動を示す推定周辺平均(最小二乗平均)を算出した。在宅勤務に関連した身体活動の変化を更に理解するために、同じ共変量を用いて1時間ごとの身体活動の推定周辺平均も計算した。統計的有意

性は $P < 0.05$ とした。

在宅勤務頻度と総身体活動時間との関連における効果修飾を検討するために、積項(在宅勤務頻度×潜在的効果修飾因子)を組み込んだモデルを再分析した。潜在的効果修飾因子以外のすべての共変量が同時にモデルへ入力された。この分析では、統計的検出力と結果の解釈可能性を維持するために、以下の変数を二分した：在宅勤務(全くない vs 1日以上)、年齢(39歳以下 vs 40歳以上)、過体重(BMIが 25 kg/m^2 未満 vs 25 kg/m^2 以上)、中程度の心理的ストレス(K6スコアが4点以下 vs 5点以上)²⁰⁾。交互作用(効果修飾)の検定は一般に検出力が低いため、統計的有意水準を0.05に設定すると、有意な効果修飾因子を見落とす可能性がある。したがって、本研究で交互作用の P 値が < 0.20 であった場合、その変数は効果修飾因子と見なされた²¹⁾。

我々は、Rパッケージmiceを用いて連鎖方程式に基づく多重代入法を実施し、在宅勤務頻度と交絡因子に関する欠損データを代入した²²⁾。20の代入データセットが生成され、個別に解析された。各データセットの結果は、Rubinのルールに基づいてプールされた。感度分析として、(1)完全ケース($n = 875$)を用いた分析、および潜在的な効果修飾の検討におけるアウトカムに(2)身体活動によるエネルギー消費量(METs-h)と(3)座位行動時間を用いた分析を実施した。職種と身体活動との関連は性別によって異なる可能性があるため、更なる効果修飾(在宅勤務頻度×性別×職種)を評価した。

結 果

表1に在宅勤務頻度に基づく分析対象サンプル($n = 1133$)の特徴を示す。全サンプルの平均年齢は42.5歳(標準偏差 = 11.8)で、男性が57.7%、短大卒以上が84.5%、オフィスワーカーが89.4%であった。平均して、参加者は加速度計を10.2日間装着した。参加者の1週間の在宅勤務頻度の分布は以下のとおりであった：在宅勤務なし41.0%、1~2日17.4%、3~4日16.8%、5日以上

表 1. 在宅勤務頻度ごとの研究対象者の特性

特性	全体 (n = 1133)	1 週間の在宅勤務の頻度				P-value
		なし (n = 437)	1 ~ 2 日 (n = 186)	3 ~ 4 日 (n = 179)	5 日以上 (n = 265)	
平均年齢(標準偏差), 歳	42.5 (11.8)	44.6 (12.2)	43.2 (11.3)	40.4 (11.9)	39.6 (10.9)	< 0.01
性別						0.051
男性	654 (57.7%)	233 (53.3%)	113 (60.8%)	101 (56.4%)	168 (63.4%)	
女性	479 (42.3%)	204 (46.7%)	73 (39.2%)	78 (43.6%)	97 (36.6%)	
平均 BMI(標準偏差), kg/m ²	23.3 (4.4)	23.1 (4.3)	23.4 (4.6)	23.1 (4.1)	23.5 (4.9)	0.849
教育歴						< 0.01
13年未満	165 (15.5%)	96 (22.8%)	16 (8.8%)	17 (9.9%)	31 (12.5%)	
13年以上	900 (84.5%)	325 (77.2%)	165 (91.2%)	154 (90.1%)	217 (87.5%)	
主観的経済観						0.003
やや苦しい/大変苦しい	376 (34.1%)	175 (40.4%)	54 (29.7%)	46 (26.0%)	89 (34.5%)	
ややゆとりがある/ 大変ゆとりがある	727 (65.9%)	258 (59.6%)	128 (70.3%)	131 (74.0%)	169 (65.5%)	
子どもの数						0.003
なし	864 (77.8%)	346 (79.9%)	124 (68.1%)	148 (83.1%)	200 (76.6%)	
1人以上	246 (22.2%)	87 (20.1%)	58 (31.9%)	30 (16.9%)	61 (23.4%)	
雇用形態						0.002
正規スタッフ	870 (78.6%)	317 (74.4%)	161 (88.0%)	143 (80.8%)	201 (77.0%)	
その他	237 (21.4%)	109 (25.6%)	22 (12.0%)	34 (19.2%)	60 (23.0%)	
職種						< 0.01
営業・サービス職	118 (10.6%)	74 (17.2%)	14 (7.6%)	11 (6.1%)	11 (4.2%)	
オフィスワーカー	997 (89.4%)	357 (82.8%)	170 (92.4%)	168 (93.9%)	248 (95.8%)	
1 週間の平均勤務時間 (標準偏差), 時間	40.3 (12.2)	40.4 (11.8)	39.1 (14.0)	39.8 (12.3)	41.4 (11.7)	
主観的健康観						0.071
あまり良くない/良くない/ 全然良くない	317 (28.8%)	133 (31.7%)	56 (30.8%)	37 (21.1%)	76 (29.1%)	
良い/とても良い/最高に良い	784 (71.2%)	286 (68.3%)	126 (69.2%)	138 (78.9%)	185 (70.9%)	
中程度の心理的ストレス						0.06
なし	749 (66.1%)	280 (64.1%)	130 (69.9%)	131 (73.2%)	166 (62.6%)	
あり	384 (33.9%)	157 (35.9%)	56 (30.1%)	48 (26.8%)	99 (37.4%)	
生活習慣改善の行動変容ステージ						0.046
前熟考期	193 (17.0%)	90 (20.6%)	33 (17.7%)	20 (11.2%)	44 (16.6%)	
それ以外	940 (83.0%)	347 (79.4%)	153 (82.3%)	159 (88.8%)	221 (83.4%)	
加速度計に関する情報						
平均装着日数(標準偏差), 日	10.2 (4.6)	10.5 (4.5)	10.4 (4.7)	10.0 (4.8)	9.6 (4.4)	0.061
平均装着時間(標準偏差), 時間	890.1 (115.8)	892.9 (120.9)	901.1 (107.8)	879.6 (100.0)	889.0 (121.4)	0.511

表は欠測代入前のデータを用いて作成した。欠損値があるため、在宅勤務頻度の各層における各変数の対象者数の合計は、全体のサンプルサイズ(n = 1133)には一致しない。連続変数は平均(標準偏差)、カテゴリー変数は人数(%)で示した。連続変数については Kruskal-Wallis 順位和検定で、カテゴリー変数については Pearson カイ 2 乗検定で P 値を計算した。

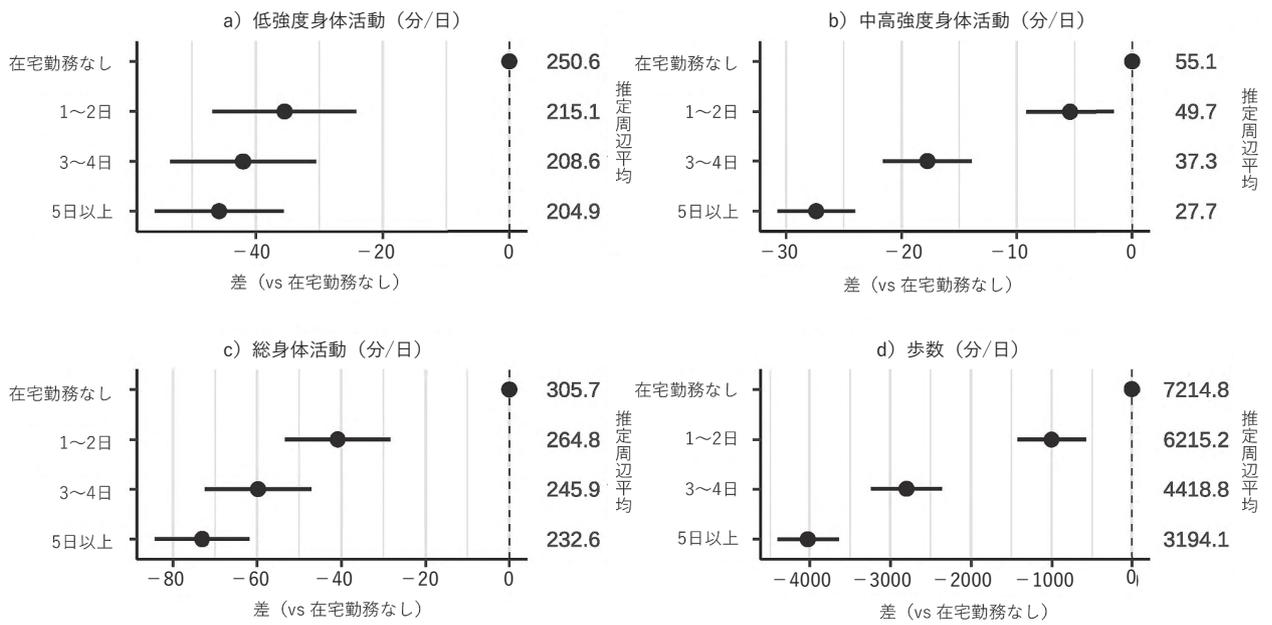


図1. 在宅勤務頻度と身体活動の関連性

フォレストプロットの横の数値は推定周辺平均(共変量で調整した際の各在宅勤務頻度における身体活動の平均値)を示している。すべてのモデルは、年齢、性別、教育歴、子どもの数、職種、雇用形態、1週間の労働時間、body mass index、主観的健康観、心理的ストレス、運動や食習慣の改善に対する行動変容ステージ、加速度計の装着時間で調整した。

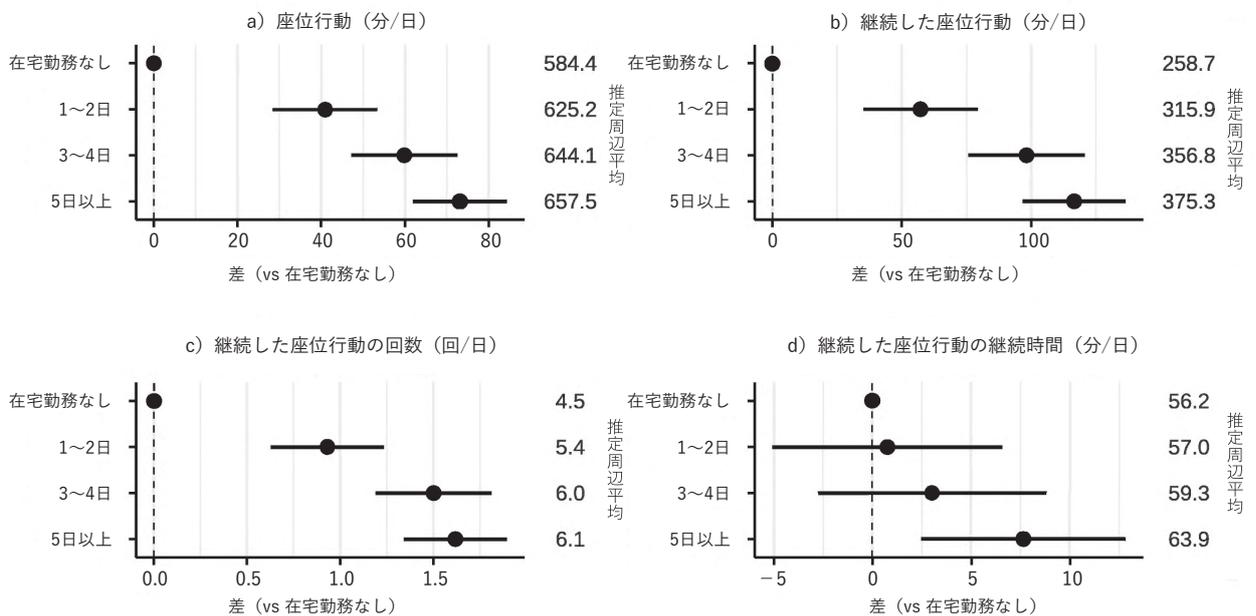


図2. 在宅勤務頻度と座位行動の関連性

フォレストプロットの横の数値は推定周辺平均(共変量で調整した際の各在宅勤務頻度における座位行動の平均値)を示している。すべてのモデルは、年齢、性別、教育歴、子どもの数、職種、雇用形態、1週間の労働時間、body mass index、主観的健康観、心理的ストレス、運動や食習慣の改善に対する行動変容ステージ、加速度計の装着時間で調整した。

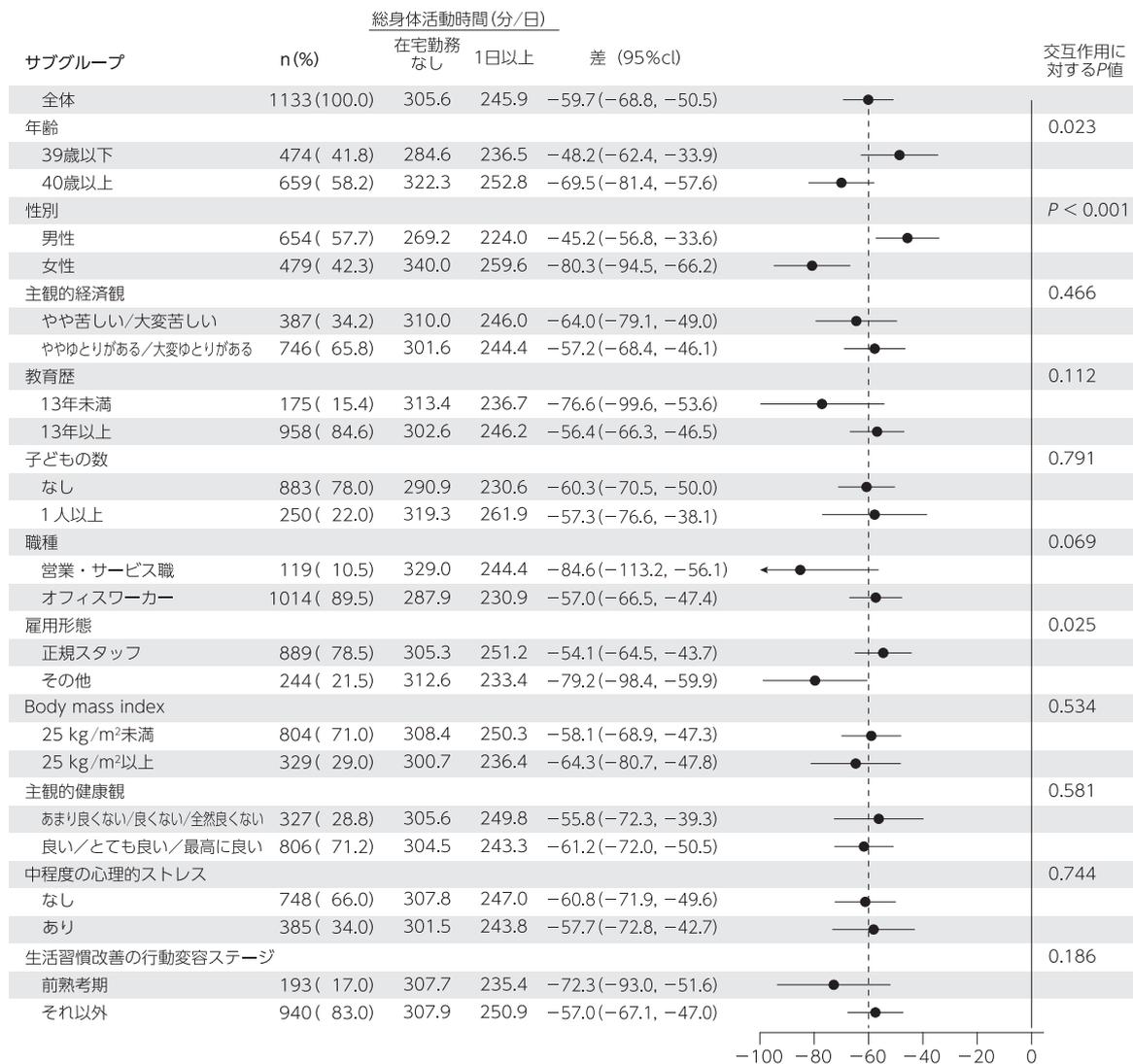


図3. 在宅勤務頻度と総身体活動時間の関連性における異質性

グラフでは、在宅勤務の有無における総身体活動時間の差を集団全体(破線)および潜在的な効果修飾因子の各層で比較している。グラフにおいて破線から離れた点ほど、その層での在宅勤務に関連した身体活動の減少が、集団全体のそれと比べて大きい/小さいことを示す。各在宅勤務頻度における身体活動の値とその差は、推定周辺平均(共変量で調整した場合の各在宅勤務頻度における総身体活動時間)とその95%信頼区間を表す。モデルには共変量として、年齢、性別、教育歴、子どもの数、職種、雇用形態、1週間の労働時間、body mass index、主観的健康観、心理的ストレス、運動や食習慣の改善に対する行動変容ステージ、加速度計の装着時間で調整した(標的となる効果修飾因子は除く)。

24.8%。在宅勤務日数が多い勤労者は、若く、男性で、高学歴である傾向があり、経済的地位が高く、正規スタッフ、オフィスワーカー、運動習慣や食習慣の改善に対する意識が高かった。

図1は、在宅勤務頻度と身体活動との関連を示したものである。活動強度にかかわらず、週1～2日でも在宅勤務する者は、しない者よりも身体活動が少なかった($P < 0.05$)。中高強度身体活動

に費やした時間、総身体活動時間、歩数は、在宅勤務の週ごとの頻度が高くなるにつれて減少した。例えば、1日の総身体活動時間は、在宅勤務なしが305.7分、1～2日が264.8分、3～4日が245.9分、5日以上が232.6分であった(vs 在宅勤務なし： $P < 0.05$)。1日の歩数は、在宅勤務なしで7214.8歩、1～2日で6215.2歩、3～4日で4418.8歩、5日以上で3194.1歩であった(vs 在宅

勤務なし： $P < 0.05$)。つまり、在宅勤務しない者と5日以上する者の差は、総身体活動で約70分/日、歩数で約4000歩/日であった。補足図2のとおり、在宅勤務の頻度が高い者は、在宅勤務の頻度が低い者に比べて、特定の時間帯ではなく1日を通して身体活動が少ない傾向があることが明らかになった。

図2は、在宅勤務と座位行動の関連性を示したものである。在宅勤務の頻度が高いほど、座位行動に費やす時間、継続した座位行動、1日当たりの継続した座位行動回数が多いことと関連していた($P < 0.05$)。例えば、1日の座位行動時間は、在宅勤務なしで584.4分、1～2日で625.2分、3～4日で644.1分、5日以上で657.5分であった(vs 在宅勤務なし： $P < 0.05$)。在宅勤務しない者と5日以上する者の差は、座位行動時間で約70分、1日当たりの継続した座位行動の回数で約1.5回であった。すべての頻度の在宅勤務が、継続した座位行動の1日の回数と関連していたことに対して、1回当たりの継続時間とは週5日以上在宅勤務のみが有意に関連していた(vs 在宅勤務なし： $P < 0.05$)。

図3は、在宅勤務と総身体活動との関連における効果修飾の検定結果である。全サンプルにおいて、週1日以上在宅勤務する者は、しない者に比べて、総身体活動時間が平均で59.7分短かった。しかし、この関連は、勤労者の年齢、性別、学歴、職種、雇用形態、ライフスタイルにおける行動変容の段階によって異なっていた($P < 0.20$)。例えば、在宅勤務と身体活動低下との関連は、若年層(48.2分)、男性(45.2分)、高学歴者(56.4分)、運動や食習慣の改善に対して前熟考期より進んだステージの者(57.0分)と比較して、高齢層(69.5分)、女性(80.3分)、低学歴者(76.6分)、前熟考期の者(72.3分)で顕著であった。更に、感度分析の結果、在宅勤務に関連した身体活動低下の効果量は、性別と職種の組み合わせによって異なることが明らかになった($P = 0.12$, 補足図3参照)。

完全症例ケース(補足図4～6参照)、身体活動エネルギー消費量(補足図7, 8参照)、座位行動

(補足図9参照)を用いた解析でも、推定値の効果量と信頼区間において主解析と比較して若干の違いはあるものの、同様の結果が得られた。

考 察

本研究では、COVID-19に対する強力な感染対策が実施されず、人流の減少が回復した時期に、日本人ホワイトカラー勤労者を対象に、在宅勤務頻度と加速度計で測定した身体活動および座位行動との関連を検討した。このような社会的背景においても、活動強度に関係なく、在宅勤務者は身体活動が少なく、座位行動が多いことが観察された。身体行動のいくつかの指標は用量反応関係を示し、在宅勤務の頻度が高いほど活動レベルが低いことと関連した。また、年齢、性別、学歴、職種、雇用形態、運動習慣や食習慣の行動変容ステージなどに基づく関連性の異質性も観察された。感度分析の結果、在宅勤務頻度と身体活動および座位行動との関連、およびその効果修飾は、欠測や使用したアウトカム指標(例えば、分 vs METs-h)に対して頑健であることが示唆された。

我々の知見は、パンデミック初期(2020～2021年)に実施された研究を要約したシステムティックレビューの結果と概ね一致しており、在宅勤務に起因する身体活動の減少と座位行動の増加が示唆された⁷⁾。効果の大きさは研究によって異なるが、このレビューでは、在宅勤務が総身体活動を減少させ、座位行動を平均16%増加させたと報告している⁷⁾。2022年1月に実施されたこの分野の最新研究では、在宅勤務の日の1日の歩数は、オフィス勤務の日よりも約20%少ないと報告されている¹⁰⁾。一方、本研究では、週5日以上在宅勤務する者は、在宅勤務をしない者に比べて、総身体活動量が23.9%、歩数が55.7%少なかった。在宅勤務による裁量時間の増加は、特に一部の健康志向の勤労者において、余暇時間の身体活動(例えば運動)を増加させた可能性がある。しかし、我々の結果は、集団レベルでは、余暇時間の身体活動の潜在的な増加は、在宅勤務に関連した不活動の補償にはならない可能性があることを示して

いる。これらの結果は、既存の知見を拡張するものであり、在宅勤務がパンデミック後期においても、身体活動と座位行動に大きな影響を与える可能性を示唆するものである。

先行研究と比較して、本研究では、在宅勤務と身体活動および座位行動との関連において、より大きな効果量が確認された。この差は、研究対象者の特徴に起因している可能性がある。本研究が実施された日本の大都市圏は、公共交通システムが発達しており、ほとんどの勤労者が電車やバスを利用して出勤している。そのため、通勤に伴う身体活動はかなり多く、在宅勤務ではこうした活動量が失われてしまう。この仮定は、日本の首都圏で実施された過去の研究で観察された在宅勤務による身体活動の減少が、他の国で報告されたものよりも大きいという事実によって部分的に支持されている^{7,19)}。他に考えられる理由としては、身体行動の評価方法(質問票かデバイスか)、研究デザイン(参加者内比較か参加者間比較か)、参加者の特徴(活動レベルなど)といったものが考えられる。本研究では、週に数日しか在宅勤務しなかった場合でも、臨床的に重要な身体活動の減少が確認されたことも特筆すべき結果である。最近のメタアナリシスでは、1日5000歩歩く成人に比べて、より歩数の少ない成人のほうが、死亡リスクが高いことが報告されている²³⁾。これらの知見は、長期的な在宅勤務による健康への悪影響を軽減するために、身体活動促進戦略を開発する必要性を示唆している。

本研究では、活動強度にかかわらず、在宅勤務が身体活動の減少と関連することが確認された。在宅勤務と強度別身体活動との関連を検討した研究は4件のみであり、一貫性のない結果が報告されている^{5,8,19,24)}。これらの研究のなかで、我々の結果は、在宅勤務の頻度が高いほど工作中的の主観的な低強度身体活動と中高強度身体活動が少ないことを示した、東京都で行われた研究の結果と一致している¹⁹⁾。

本研究では、在宅勤務の頻度は継続した座位行動の回数増加と関連していたが、1回当たりの継

続時間との関連は弱かった。これらの結果は、在宅勤務による継続した座位行動増加は、1回の座位行動時間ではなく、回数の増加に起因する可能性を示唆している。在宅勤務中の座位行動パターンを調べた研究は3件のみであり、我々を含むすべての結果は一貫していないため、先行研究との比較を通じて我々の知見を完全に解釈することはできない^{8,9,19)}。この不一致は、在宅勤務が行われる環境と座位行動の測定方法(調査票とデバイス)の違いに起因している可能性があると考えられる。特に、質問票を用いた座位行動の中断や継続時間の評価は、その妥当性が高くないことが知られている^{25,26)}。在宅勤務中の座位行動パターンをよりよく理解するためには、本研究で使用したような機器を用いた今後の研究が望まれる。

これまでのところ、在宅勤務と身体活動および座位行動との関連における異質性を検討した研究は2件のみである^{9,10)}。これらの研究では、年齢、性別、学歴、子どもの有無を潜在的な効果修飾因子として用いているが、これらの因子によって関連が異なるという明確なエビデンスは得られていない。我々は、これらの潜在的な効果修飾因子を7つの追加因子で補強し、異質性に関する包括的な知見を示した。つまり、在宅勤務に関連した身体活動の減少は、高齢者、女性、低学歴者、営業・サービス業従事者、非正規スタッフ、運動や食習慣の変化について前熟考期にある勤労者においてより顕著であることを示した。また、在宅勤務に関連した身体活動の減少は、男性であったとしても営業・サービス業従事者でより顕著であり、またオフィスワーカーであったとしても女性でより顕著であった。これらの結果は、在宅勤務が身体活動と座位行動に及ぼす潜在的な影響を理解するには、多次元的な効果修飾の評価が必要であることを示唆している。在宅勤務に関連した身体活動の減少を補うためには、余暇時間と家庭での身体活動を増やすことが重要である。しかし、これらの特徴をもつ人は余暇の身体活動やヘルスリテラシーが低い傾向があり²⁷⁻²⁹⁾、こうした先行研究の知見から本研究で観察された効果修飾を説明で

きる可能性がある。

我々の結果は、在宅勤務に関連した不活動への対策は、これらの潜在的な効果修飾因子をもつ勤労者に対して優先されるべきであることを示唆している。注目すべきは、行動変容ステージが、この関連性に対して最初に同定された修正可能な因子であったことである。在宅勤務を実施する前にこの因子を標的とした介入を行うことで、在宅勤務が身体活動や座位行動に及ぼす潜在的な負の影響を軽減できる可能性がある。同時に、在宅勤務に関連する身体活動の減少は比較的小さかったが、本研究で身体活動総量が少なかった若年成人、男性、オフィスワーカーに対する介入の必要性を忘れてはならない。本研究で同定された効果修飾因子の1つを除くすべてが、本質的に修正が困難であった(例えば、年齢、性別、職種)。この知見だけでは、在宅勤務による身体活動の減少に対抗するための有意義な戦略の開発に完全に貢献することはできない。今後の研究では修正困難な前述の要因と修正可能な要因(例えば、仕事環境や活動量計の利用)を組み合わせることによって、多次元的な効果修飾を検討すべきである。このアプローチは、在宅勤務による活動量低下の傾向が強い勤労者(例えば女性)であっても、他の修正可能な要因(例えば仕事環境)に介入することで、この負の影響を軽減できるという臨床的に価値のある洞察を提供する可能性がある。

本研究の長所は、比較的大きなサンプルサイズに基づき、在宅勤務頻度とデバイスで測定された身体活動および座位行動との関連を検討したことにある。更に本研究では、公衆衛生戦略の開発に役立つ可能性のあるいくつかの効果修飾因子を同定した。しかし、本研究にはいくつかの限界がある。まず、参加者が在宅勤務日に加速度計を装着しているかどうかを確認することができなかった。それにもかかわらず、我々の知見は、在宅勤務頻度と活動レベルとの間に用量反応関係があることを示しており、我々の評価が在宅勤務日の身体活動と座位行動を一定レベルまでとらえていることを示唆している。今後の研究では、加速度計の

データを参加者の実際の勤務スケジュールと統合し、分析することを目指すべきである。第二に、本研究の横断的な性質は、因果関係の推論を妨げている。第三に、観察研究であるため未知・未測定の間接因子の影響を取り除くことはできない。しかし、我々の研究は、分析モデルに幅広い間接因子を投入しており、これらの潜在的なバイアスは軽減されている可能性がある。第四に、実際の姿勢変化を評価できない腰部装着型加速度計を使用したため、座位行動と低強度身体活動の誤分類が懸念される¹³⁾。更に、本研究では身体活動のドメインを評価できなかった。したがって、さまざまな身体活動のなかで健康やウェルビーイングと強く関連している余暇の身体活動に対する在宅勤務の効果を評価することはできなかった。今後の研究では、在宅勤務に関連する日常生活の変化を更に特徴づけるために、ドメイン評価のために加速度計と質問票を組み合わせるべきである。第五に、参加者は主に首都圏に居住するホワイトカラー勤労者であったため、サンプリングバイアスが生じた可能性がある。参加者のなかには、自分で料金を負担して定期健診の内容をアップグレードした者もいた。したがって、本研究の参加者は、一般的なホワイトカラー勤労者よりも健康意識や社会経済的地位が高い可能性がある。更に、在宅勤務の導入、家庭環境、近隣環境(例：運動施設の利用可能性)、交通手段(例：自動車や公共交通機関)における都市部と農村部間の格差は、在宅勤務が身体活動や座位行動に及ぼす影響を修正する可能性があり、農村部の勤労者に対する我々の知見の一般化可能性を制限している。更に、ホワイトカラー勤労者とは異なる職場での身体活動や座位行動のパターンをもつブルーカラー勤労者を含む他の職業への結果の一般化可能性についても、更なる調査が必要である。

結論として、本研究では、COVID-19の厳格な感染対策が実施されず、人流が流行前のレベルに戻った期間において、在宅勤務頻度とデバイスで測定された身体活動および座位行動との関連を検討した。このような社会的背景においても、在宅

勤務は活動強度に関係なく、勤労者の身体活動の減少および座位行動の増加と関連していることが観察された。更に、高齢者、女性、低学歴者、営業・サービス業、非正規スタッフ、運動や食習慣の改善について前熟考期にある勤労者は、在宅勤務による身体活動の減少の影響を受けやすいことが示された。これらの知見は、特に影響を受けやすい勤労者に対して、彼ら/彼女らの健康を守りながら長期的な在宅勤務の実施を支援するために、身体活動の促進を意図した介入の開発が必要であることを強調している。

謝 辞

本研究の実施に多大なる尽力をいただいた明治安田新宿健診センターのスタッフと、研究参加者の皆さまに感謝いたします。

資 金

本研究の一部は、日本学術振興会科学研究費補助金若手研究(17K13238, 18K17930, 20K19701)、科学研究費補助金(19K11569)、厚生労働科学研究費補助金(22JA0501)の助成を受けて行われた。

参 考 文 献

- 1) International Labour Organization. Teleworking arrangements during the COVID-19 Crisis and beyond, 2021. http://www.ilo.org/global/about-the-ilo/how-the-ilo-works/multilateral-system/g20/reports/WCMS_791858/lang--en/index.htm (アクセス日：2024年2月26日)
- 2) 東京都. テレワーク実施率調査結果. 2024. <https://www.metro.tokyo.lg.jp/tosei/hodohappyo/press/2023/11/15/13.html> (アクセス日：2024年2月26日)
- 3) Tavares AI. Telework and health effects review. *International Journal of Healthcare*. 2017; 3: 30-6.
- 4) Chen Z. Influence of Working from home during the COVID-19 crisis and HR practitioner response. *Frontiers in Psychology*. 2021; 12: 710517.
- 5) Hallman DM, Januario LB, Mathiassen SE, Heiden M, Svensson S, Bergström G. Working from home during the COVID-19 outbreak in Sweden: effects on 24-h time-use in office workers. *BMC Public Health*. 2021; 21: 528.
- 6) Ráthonyi G, Kósa K, Bács Z, Ráthonyi-Ódor K, Füzési I, Lengyel P, Bácsné Bába É. Changes in workers' physical activity and sedentary behavior during the COVID-19 pandemic. *Sustainability*. 2021; 13: 9524.
- 7) Wilms P, Schröder J, Reer R, Scheit L. The impact of "home office" work on physical activity and sedentary behavior during the COVID-19 pandemic: a systematic review. *International Journal of Environmental Research and Public Health*. 2022; 19: 12344.
- 8) Sers S, Timm I, de Vries EA, Wäsche H, Woll A, Bender O, Giurgiu M. Insights on physical behavior while working from home: an ecological momentary assessment study. *Scandinavian Journal of Medicine & Science in Sports*. 2023; 33: 2273-85.
- 9) Wahlström V, Januario LB, Mathiassen SE, Heiden M, Hallman DM. Hybrid office work in women and men: do directly measured physical behaviors differ between days working from home and days working at the office? *Annals of Work Exposures and Health*. 2023; 67: 1043-55.
- 10) Massar SAA, Ong JL, Lau T, Ng BKL, Chan LF, Koek D, Cheong K, Chee MWL. Working-from-home persistently influences sleep and physical activity 2 years after the Covid-19 pandemic onset: a longitudinal sleep tracker and electronic diary-based study. *Frontiers in Psychology*. 2023; 14: 1145893.
- 11) Kitano N, Kai Y, Jindo T, Fujii Y, Tsunoda K, Arai T. Association of domain-specific physical activity and sedentary behavior with cardiometabolic health among office workers. *Scandinavian Journal of Medicine & Science in Sports*. 2022; 32: 1224-35.
- 12) Murakami H, Kawakami R, Nakae S, Nakata Y, Ishikawa-Takata K, Tanaka S, Miyachi M. Accuracy of wearable devices for estimating total energy expenditure: comparison with metabolic chamber and doubly labeled water method. *Journal of the American Medical Association Internal Medicine*. 2016; 176: 702-3.
- 13) Kurita S, Yano S, Ishii K, Shibata A, Sasai H, Nakata Y, Fukushima N, Inoue S, Tanaka S, Sugiyama T, Owen N, Oka K. Comparability of activity monitors used in Asian and Western-country studies for assessing free-living sedentary behaviour. *PloS One*. 2017; 12: e0186523.
- 14) Ohkawara K, Oshima Y, Hikiyama Y, Ishikawa-Takata K, Tabata I, Tanaka S. Real-time estimation of daily physical activity intensity by a triaxial accelerometer and a gravity-removal classification algorithm. *The British Journal of Nutrition*. 2011; 105: 1681-91.
- 15) Tudor-Locke C, Camhi SM, Troiano RP. A catalog of rules, variables, and definitions applied to accelerometer data in the National Health and Nutrition Examination Survey, 2003-2006. *Preventing Chronic Disease*. 2012; 9: E113.
- 16) Määse LC, Fuemmeler BF, Anderson CB, Matthews CE,

- Trost SG, Catellier DJ, Treuth M. Accelerometer data reduction: a comparison of four reduction algorithms on select outcome variables. *Medicine and Science in Sports and Exercise*. 2005; 37: S544-54.
- 17) Haskell WL, Lee IM, Pate RR, Powell KE, Blair SN, Franklin BA, Macera CA, Heath GW, Thompson PD, Bauman A. Physical activity and public health: updated recommendation for adults from the American College of Sports Medicine and the American Heart Association. *Circulation*. 2007; 116: 1081-93.
- 18) Pate RR, O'Neill JR, Lobelo F. The evolving definition of "sedentary." *Exercise and Sport Sciences Reviews*. 2008; 36: 173-8.
- 19) Fukushima N, Machida M, Kikuchi H, Amagasa S, Hayashi T, Odagiri Y, Takamiya T, Inoue S. Associations of working from home with occupational physical activity and sedentary behavior under the COVID-19 pandemic. *Journal of Occupational Health*. 2021; 63: e12212.
- 20) Furukawa TA, 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. 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*. 2008; 17: 152-8.
- 21) Marshall SW. Power for tests of interaction: effect of raising the Type I error rate. *Epidemiologic Perspectives & Innovations*. 2007; 4: 4.
- 22) van Buuren S, Groothuis-Oudshoorn K. Mice: multivariate imputation by chained equations in R. *Journal of Statistical Software*. 2011; 45: 3.
- 23) Paluch AE, Bajpai S, Bassett DR, Carnethon MR, Ekelund U, Evenson KR, Galuska DA, Jefferis BJ, Kraus WE, Lee IM, Matthews CE, Omura JD, Patel AV, Pieper CF, Rees-Punia E, Dallmeier D, Klenk J, Whincup PH, Dooley EE, Pettee Gabriel K, Palta P, Pompeii LA, Chernofsky A, Larson MG, Vasan RS, Spartano N, Ballin M, Nordström P, Nordström A, Anderssen SA, Hansen BH, Cochrane JA, Dwyer T, Wang J, Ferrucci L, Liu F, Schrack J, Urbanek J, Saint-Maurice PF, Yamamoto N, Yoshitake Y, Newton RL Jr, Yang S, Shiroma EJ, Fulton JE; Steps for Health Collaborative. Daily steps and all-cause mortality: a meta-analysis of 15 international cohorts. *The Lancet, Public Health*. 2022; 7: e219-28.
- 24) Brusaca LA, Januario LB, Mathiassen SE, Barbieri DF, Oliveira RV, Heiden M, Oliveira AB, Hallman DM. Sedentary behaviour, physical activity, and sleep among office workers during the COVID-19 pandemic: a comparison of Brazil and Sweden. *BMC Public Health*. 2022; 22: 2196.
- 25) Fukushima N, Amagasa S, Kikuchi H, Takamiya T, Odagiri Y, Hayashi T, Kitabayashi M, Inoue S. Validity and reliability of the work-related physical activity questionnaire for assessing intensity-specific physical activity and sedentary behavior in the workplace. *Sangyo Eiseigaku Zasshi*. 2020; 62: 61-71.
- 26) Pedisic Z, Bennie JA, Timperio AF, Crawford DA, Dunstan DW, Bauman AE, Salmon J. Workplace Sitting Breaks Questionnaire (SITBRQ): an assessment of concurrent validity and test-retest reliability. *BMC Public Health*. 2014; 14: 1249.
- 27) Craike M, Bourke M, Hilland TA, Wiesner G, Pascoe MC, Bengoechea EG, Parker AG. Correlates of physical activity among disadvantaged groups: a systematic review. *American Journal of Preventive Medicine*. 2019; 57: 700-15.
- 28) Vandelanotte C, Short C, Rockloff M, Di Millia L, Ronan K, Happell B, Duncan MJ. How do different occupational factors influence total, occupational, and leisure-time physical activity? *Journal of Physical Activity & Health*. 2015; 12: 200-7.
- 29) Sørensen K, Pelikan JM, Röthlin F, Ganahl K, Slonska Z, Doyle G, Fullam J, Kondilis B, Agraftotis D, Uiters E, Falcon M, Mensing M, Tchamov K, van den Broucke S, Brand H; HLS-EU Consortium. Health literacy in Europe: comparative results of the European health literacy survey (HLS-EU). *European Journal of Public Health*. 2015; 25: 1053-8.

補足表1. STROBE 声明：観察研究の報告において記載すべき項目のチェックリスト

項目	No	推奨	報告ページ
タイトル・抄録	1	(a) タイトルまたは抄録のなかで、試験デザインを一般に用いられる用語で明示する。 (b) 抄録では、研究で行われたことと明らかにされたことについて、十分な情報を含み、かつバランスのよい要約を記載する。	1, 2 2
はじめに			
背景/論拠	2	研究の科学的な背景と論拠を説明する。	3, 4
目的	3	特定の仮説を含む目的を明記する。	4
方法			
研究デザイン	4	研究デザインの重要な要素を論文のはじめの部分で示す。	4
セッティング	5	セッティング、実施場所のほか、基準となる日付については、登録、曝露、追跡、データ収集の期間を含めて明記する。	4
参加者	6	(a) 適格基準、参加者の母集団、選定方法を明記する。追跡の方法についても記述する。 (b) マッチング研究の場合、マッチングの基準、曝露群と非曝露群の各人数を記載する。	4 NA
変数	7	すべてのアウトカム、曝露、予測因子、潜在的交絡因子、潜在的な効果修飾因子を明確に定義する。該当する場合は、診断方法を示す。	5, 6
データ源/測定方法	8*	関連する各因子に対して、データ源、測定・評価方法の詳細を示す。2つ以上の群がある場合は、測定方法の比較可能性を明記する。	5, 6, 補足表2
バイアス	9	潜在的なバイアス源に対応するためにとられた措置があればすべて示す。	5~7, 11,12
研究サイズ	10	研究サイズがどのように算出されたかを説明する。	4
量的変数	11	量的変数の分析方法を説明する。該当する場合は、どのグルーピングがなぜ選ばれたかを記載する。	5~7, 補足表2
分析方法	12	(a) 交絡因子の調整に用いた方法を含め、すべての統計学的方法を示す。 (b) サブグループと相互作用の検証に用いたすべての方法を示す。 (c) 欠損データをどのように扱ったかを説明する。 (d) 該当する場合は、サンプリング方式を考慮した分析法について記述する。 (e) あらゆる感度分析の方法を示す。	6, 7 6, 7 7 NA 7
結果			
参加者	13*	(a) 研究の各段階における人数を示す(例：潜在的な適格者数、適格性が調査された数、適格と確認された数、研究に組み入れられた数、フォローアップを完了した数、分析された数)。 (b) 各段階での非参加者の理由を示す。 (c) フローチャートによる記載を考慮する。	4 4 NA
記述的データ	14*	(a) 参加者の特徴(例：人口統計学的、臨床的、社会的特徴)と曝露や潜在的交絡因子の情報を示す。 (b) それぞれの変数について、データが欠損した参加者数を記載する。 (c) 追跡期間を要約する(平均および合計)。	4, 7, 8, 表1 NA NA
アウトカムデータ	15*	アウトカム事象の発生数または集約尺度を示す。	図1, 2

主な結果	16	(a) 調整前の推定値と、該当する場合は交絡因子での調整後の推定値、そしてそれらの精度(例:95%信頼区間)を記述する。どの交絡因子が、なぜ調整されたかを明確にする。 (b) 連続変数を分類した場合のカテゴリー境界を報告する。 (c) 意味のある場合は、相対リスクを、意味をもつ期間の絶対リスクに換算することを考慮する。	8,9,図1, 2,補足図2~ 7 6,7,補足図2 8,9,図2,補 足図2~7
他の分析	17	その他に行われたすべての分析(例:サブグループと相互作用の解析や感度分析)の結果を報告する。	8,9,図3, 補足図4,6, 7
考察			
鍵となる結果	18	研究目的に関しての鍵となる結果を要約する。	9
限界	19	潜在的なバイアスや精度の問題を考慮して、研究の限界を議論する。潜在的バイアスの方向性と大きさを議論する。	11,12
解釈	20	目的、限界、解析の多重性[multiplicity]、同様の研究で得られた結果やその他の関連するエビデンスを考慮し、慎重で総合的な結果の解釈を記載する。	9~12
一般化可能性	21	研究結果の一般化可能性(外的妥当性)を議論する。	12
その他の情報			
研究の財源	22	研究の資金源、本研究における資金提供者の役割を示す。該当する場合には、現在の研究の元となる研究についても同様に示す。	13

* 曝露群と非曝露群に分けて記述する。

補足資料. 研究が行われた地域の一般的な勤労者の生活習慣に関する補足情報

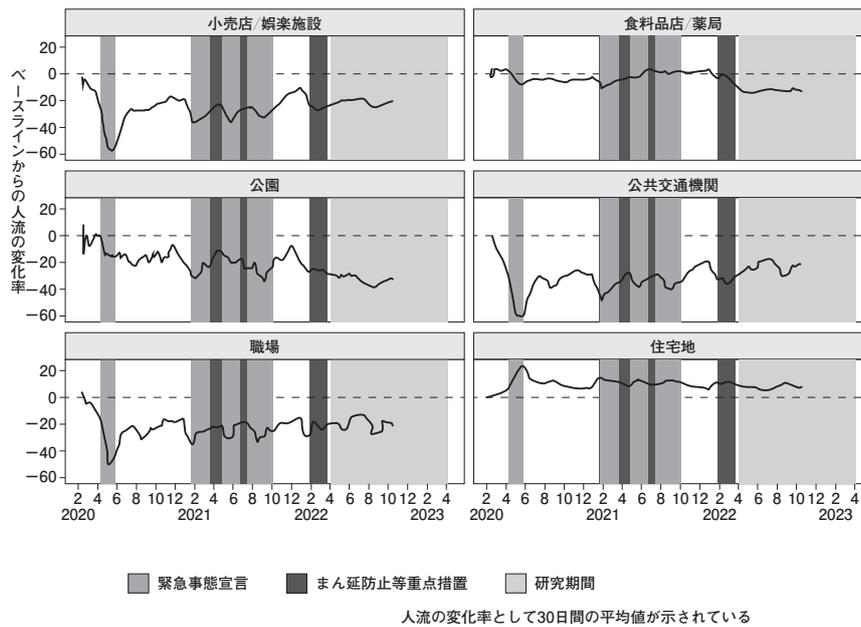
- ・日本における就業人口のうちホワイトカラー労働者の割合は40.1%、東京都では54.9%と報告されており(統計局, 2020)、現代の労働力において主要な職業であると考えられている。
- ・日本における1日の平均的な所定労働時間は7時間48分であり、企業の83.5%が何らかの形で週休2日制を導入している(厚生労働省, 2023)。多くの企業では、始業時刻を午前8時から9時30分の間に、終業時刻を午後4時30分から6時の間に設定している(東京都産業労働局, 2017)。フレックスタイム制を導入している企業は8.2%にとどまっている(厚生労働省, 2023)。
- ・首都圏の労働者の84.9%がアクティブ・通勤者(徒歩, 自転車, または公共交通機関で通勤する者)であると報告されており、これは日本の他地域と比較して最も高い割合である(福西ら, 2024)。
- ・日本の20~60歳の成人において、運動習慣がある者の割合は男性で23.7%、女性で14.9%である(厚生労働省, 2019)。

参考文献

- ・統計局. 令和2年度国勢調査. 2021. URL: <https://www.stat.go.jp/english/data/kokusei/2020/summary.html> (アクセス日: 2024年7月4日)
- ・厚生労働省. 令和4年就労条件総合調査. 2023. URL: <https://www.mhlw.go.jp/toukei/itiran/roudou/jikan/syurou/22/index.html> (アクセス日: 2024年7月4日)
- ・東京都産業労働局. 労働時間管理に関する実態調査. 2017. URL: https://www.sangyo-rodo.metro.tokyo.lg.jp/documents/d/sangyo-rodo/jiccho28_all (アクセス日: 2024年7月4日)
- ・福西厚子, 町田征己, 菊池宏幸, 小田切優子, 高宮朋子, 福島教照, 天笠志保, 中谷友樹, 樋野公宏, 井上 茂. 産業衛生学雑誌. 2024; 66(2); 90-7.
- ・厚生労働省. 令和元年国民健康・栄養調査報告. 2020. URL: https://www.mhlw.go.jp/stf/seisakunitsuite/bunya/kenkou_iryou/kenkou/eiyou/r1-houkoku_00002.html (アクセス日: 2024年7月4日)

補足表 2. 潜在的交絡因子および効果修飾因子の評価の詳細

項目	質問と回答
週当たりの労働時間	質問：実際に働いていた時間は残業含め 1 週間当たり何時間でしたか
自己評価による健康状態	質問：全体的にみて、最近 1 か月間のあなたの健康状態はいかがでしたか？ 回答： 1. 最高に良い 2. とても良い 3. 良い 4. あまり良くない 5. 良くない 6. 全然良くない 回答は、良い(最高に良い、とても良い、良い)と悪い(あまり良くない、良くない、全然良くない)に分類し分析に使用した。
心理的ストレス	心理的ストレスは、日本語版 K6 を用いて評価した(Furukawa et al., 2008)。K6 は、過去 1 か月間における心理的ストレスを評価するものであり、その内容には、緊張感、絶望感、落ち着きのなさ、そわそわ感、自分には価値がないと感じること、抑うつ気分、すべてが努力を要すると感じるが含まれる。各項目について、回答者は「全くない(0 点)」から「いつも(4 点)」の 5 段階で回答した。本研究では、6 項目の合計得点を共変量として用い、また、中程度の心理的ストレスのカットオフ値である 5 点(Nishi et al., 2018)に基づく二値変数を、効果修飾因子の候補として使用した。 ■ Furukawa TA, 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. The performance of the Japanese version of the K6 and K10 in the World Mental Health Survey Japan. <i>International Journal of Methods in Psychiatric Research</i> . 2008; 17(3):152-8. ■ Nishi D, Susukida R, Usuda K, Mojtabai R, Yamanouchi Y. Trends in the prevalence of psychological distress and the use of mental health services from 2007 to 2016 in Japan. <i>Journal of Affective Disorders</i> . 2018; 239: 208-13.
運動や食習慣の行動変容ステージ	質問：運動や食生活等の生活習慣を改善してみようと思いますか 回答： 1. 改善するつもりはない 2. 改善するつもりである(概ね 6 か月以内) 3. 近いうちに改善するつもりである(概ね 1 か月以内) 4. 既に改善に取り組んでいる(6 か月未満) 5. 既に改善に取り組んでいる(6 か月以上) 1～5 の選択肢はそれぞれ運動や食習慣の改善に対する、前熟考期、熟考期、準備期、実行期、維持期に相当する。我々はこれらの回答を前熟考期かそれ以上かの二値に分類して、共変量や潜在的効果修飾因子として使用した。

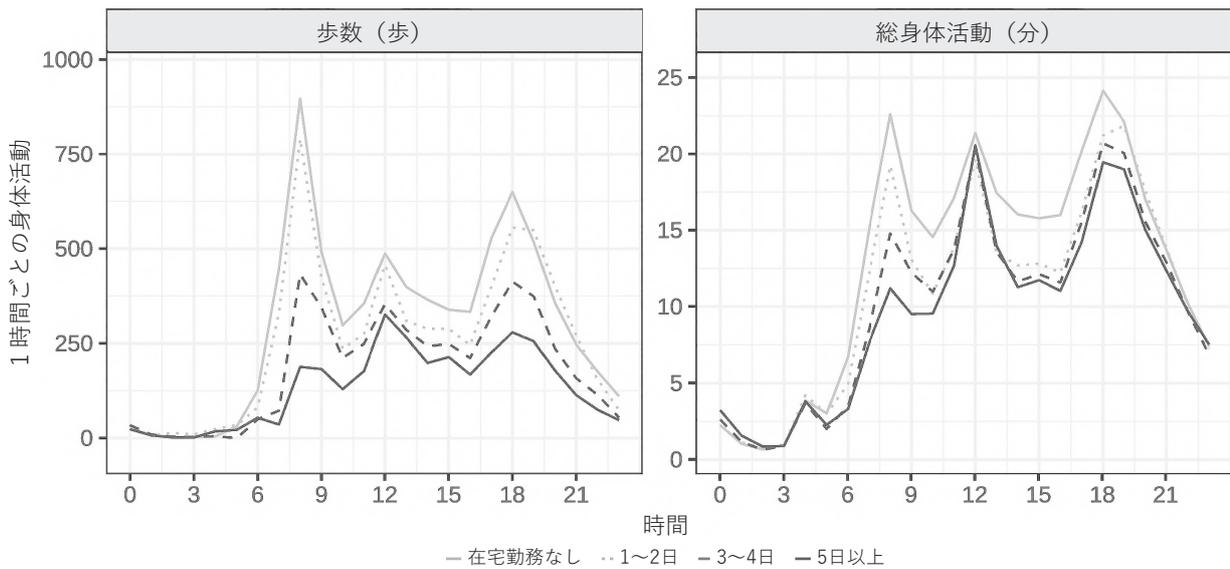


補足図1. COVID-19の発生から本研究の参加者登録期間までの東京都における人流の変化

本グラフは Google Community Mobility Reports のデータを用いて作成された (Google, 2021; Gibbs et al., 2023)。人流データは、2020年2月15日から2022年10月15日(この日以降、データの更新は停止されている)までの期間において、Google に位置情報の履歴共有を許可した Google Maps のユーザーから収集された。各環境(例：職場)における人流は、データセット公開前の4週間、すなわち2020年1月3日から2月6日までの期間を基準とし、そこからの相対的な変化として報告されている。COVID-19感染拡大防止のために実施された緊急事態宣言およびまん延防止等重点措置には、以下の感染対策が含まれていた：1)住民に対する不要不急の外出自粛の要請、2)学校の閉鎖、3)飲食店やスポーツ施設などの事業者に対する休業または営業時間短縮の命令または要請、4)多数の人が集まるイベントの制限。

補足図1 参考文献

- Google. Overview - Community Mobility Reports Help. 2021. <https://support.google.com/covid19-mobility/answer/9824897?hl=en>. (アクセス日：2024年2月26日)
- Gibbs H, Ballantyne P, Cheshire J, Singleton A, Green MA. Harnessing mobility data to capture changing work from home behaviours between censuses. *The Geographical Journal*. 2024; 190: e12555.



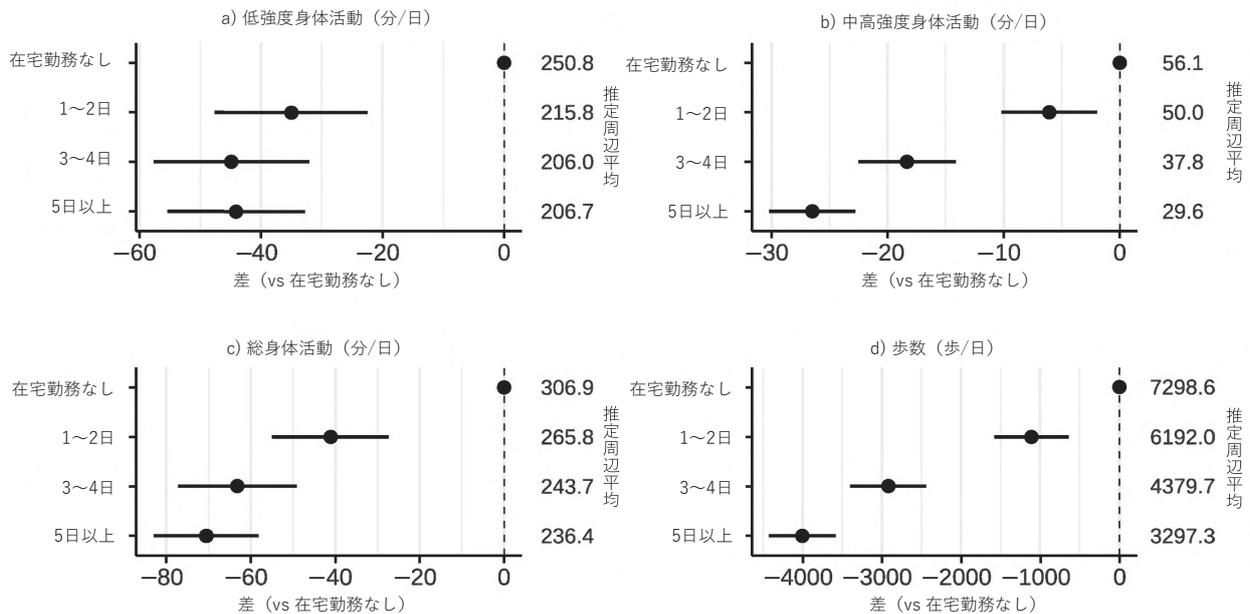
補足図 2. 在宅勤務頻度による身体活動の日内変動の違い

グラフ中の値(線)は、年齢、性別、教育歴、子どもの人数、職種、雇用形態、週当たりの勤務時間、body mass index、主観的健康観、心理的ストレス、運動および食習慣の変容ステージ、加速度計の装着時間で調整した1時間ごとの身体活動量である。

サブグループ	n(%)	総身体活動時間 (分/日)		差(95%CI)	交互作用に対する P 値
		在宅勤務なし	1日以上		
全体	1133(100.0)	305.6	245.9	-59.7(-68.8, -50.5)	0.120
性別と職種					
男性の営業・サービス職	40(3.5)	298.4	209.5	-88.9(-134.3, -43.5)	
男性のオフィスワーカー	614(54.2)	254.1	211.8	-42.4(-54.4, -30.4)	
女性の営業・サービス職	79(7.0)	355.6	279.4	-76.2(-115.7, -36.7)	
女性のオフィスワーカー	400(35.3)	325.1	245.4	-79.7(-94.9, -64.6)	

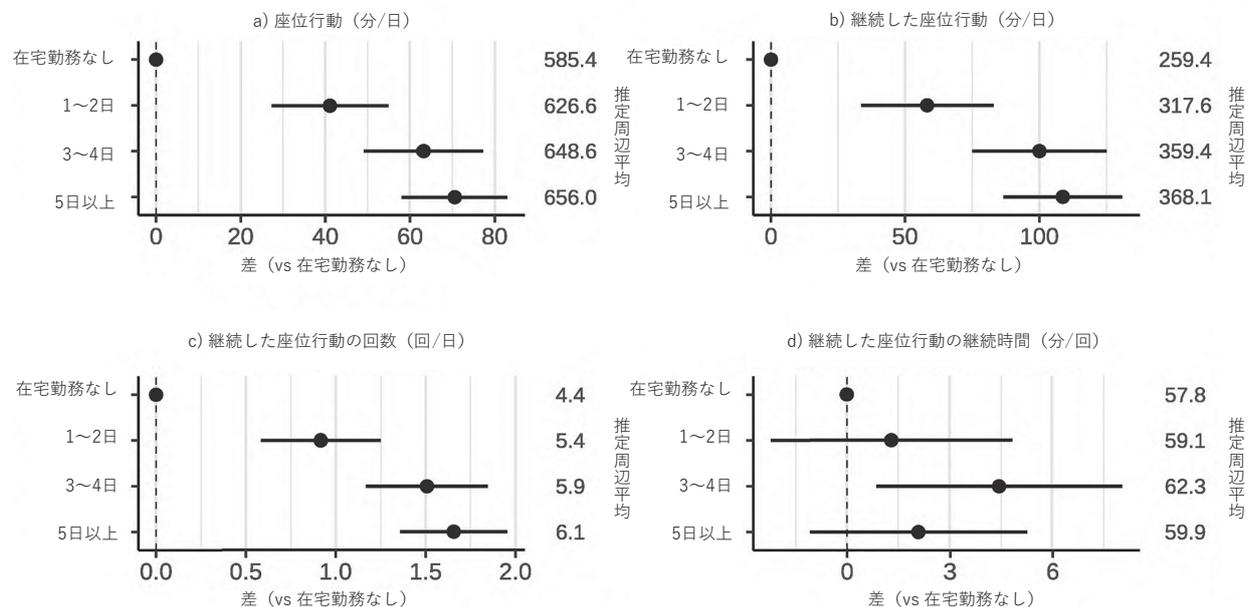
補足図 3. 在宅勤務と総身体活動時間との関連性に対する性別および職種による複合的な効果修飾

グラフは、集団全体(破線)と、効果修飾因子の各層における在宅勤務の有無による総身体活動の差を比較している。破線から離れた点ほど、その層において、集団全体と比較して在宅勤務に関連した身体活動の減少が大きい/小さいことを示す。各在宅勤務頻度およびその差に示されている値は、推定周辺平均(すなわち、共変量で調整した際の各在宅勤務頻度における総身体活動量)およびその95%信頼区間である。モデルは、年齢、教育歴、子どもの人数、雇用形態、週当たりの勤務時間、body mass index、主観的健康観、心理的ストレス、運動および食習慣の変容ステージ、加速度計の装着時間で調整している。



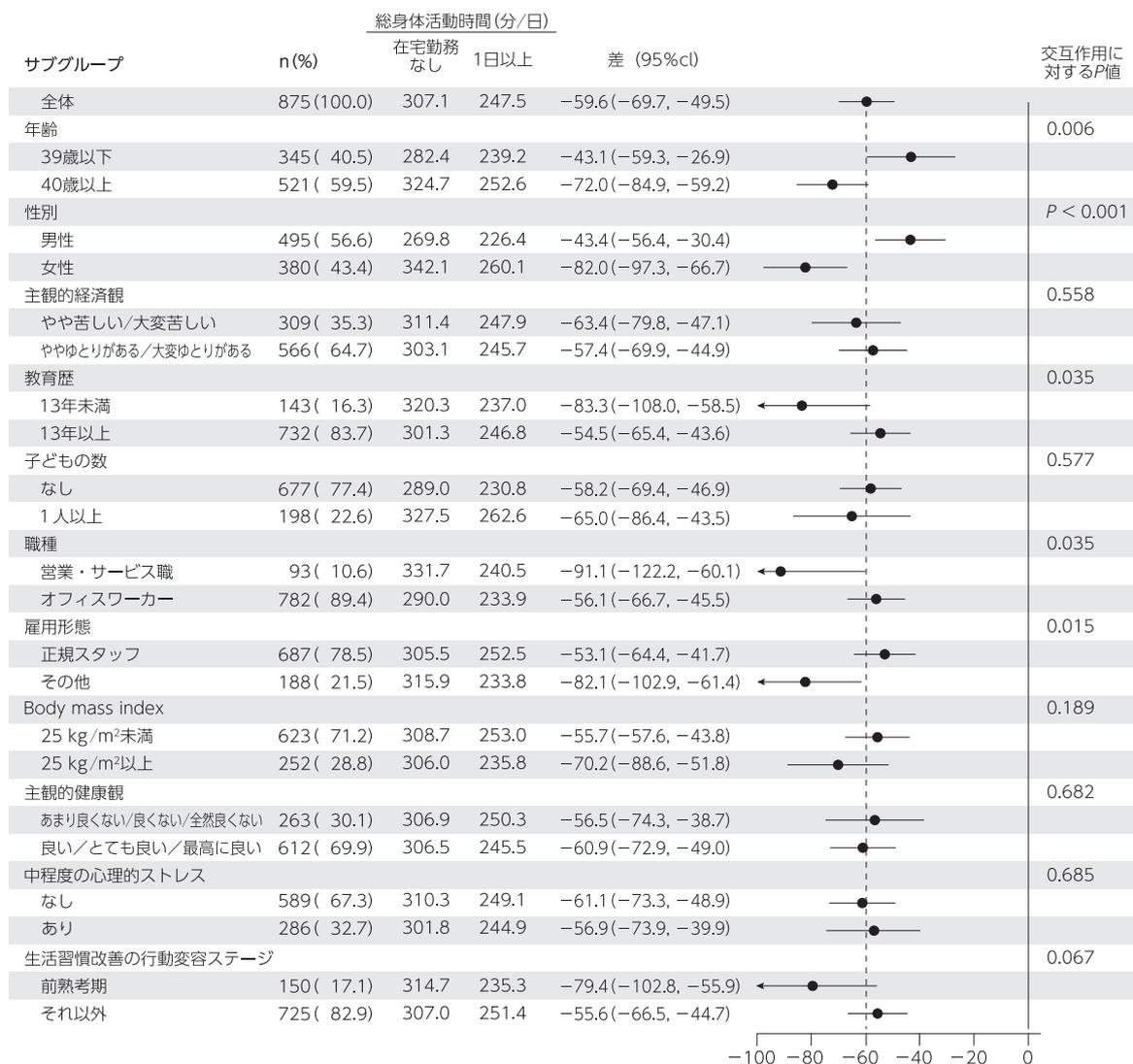
補足図4. 完全症例ケース (n = 875) における在宅勤務頻度と身体活動との関連性

フォレストプロットの横に示されている数値は、推定周辺平均(すなわち、共変量で調整した際の各在宅勤務頻度における身体活動量)を表している。すべてのモデルは、年齢、性別、教育歴、子どもの人数、雇用形態、週当たりの勤務時間、body mass index、主観的健康観、心理的ストレス、運動および食習慣の変容ステージ、加速度計の装着時間で調整している。



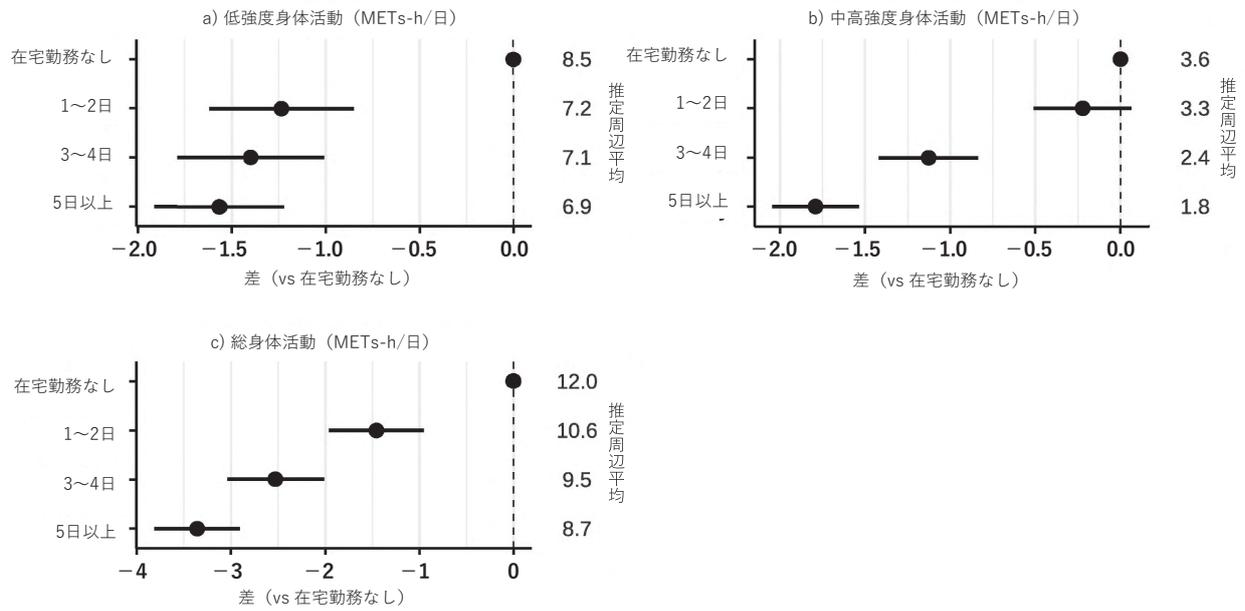
補足図5. 完全症例ケース (n = 875) における在宅勤務頻度と座位行動との関連性

フォレストプロットの横に示されている数値は、推定周辺平均(すなわち、共変量で調整した際の各在宅勤務頻度における座位行動)を表している。すべてのモデルは、年齢、性別、教育歴、子どもの人数、雇用形態、週当たりの勤務時間、body mass index、主観的健康観、心理的ストレス、運動および食習慣の変容ステージ、加速度計の装着時間で調整している。



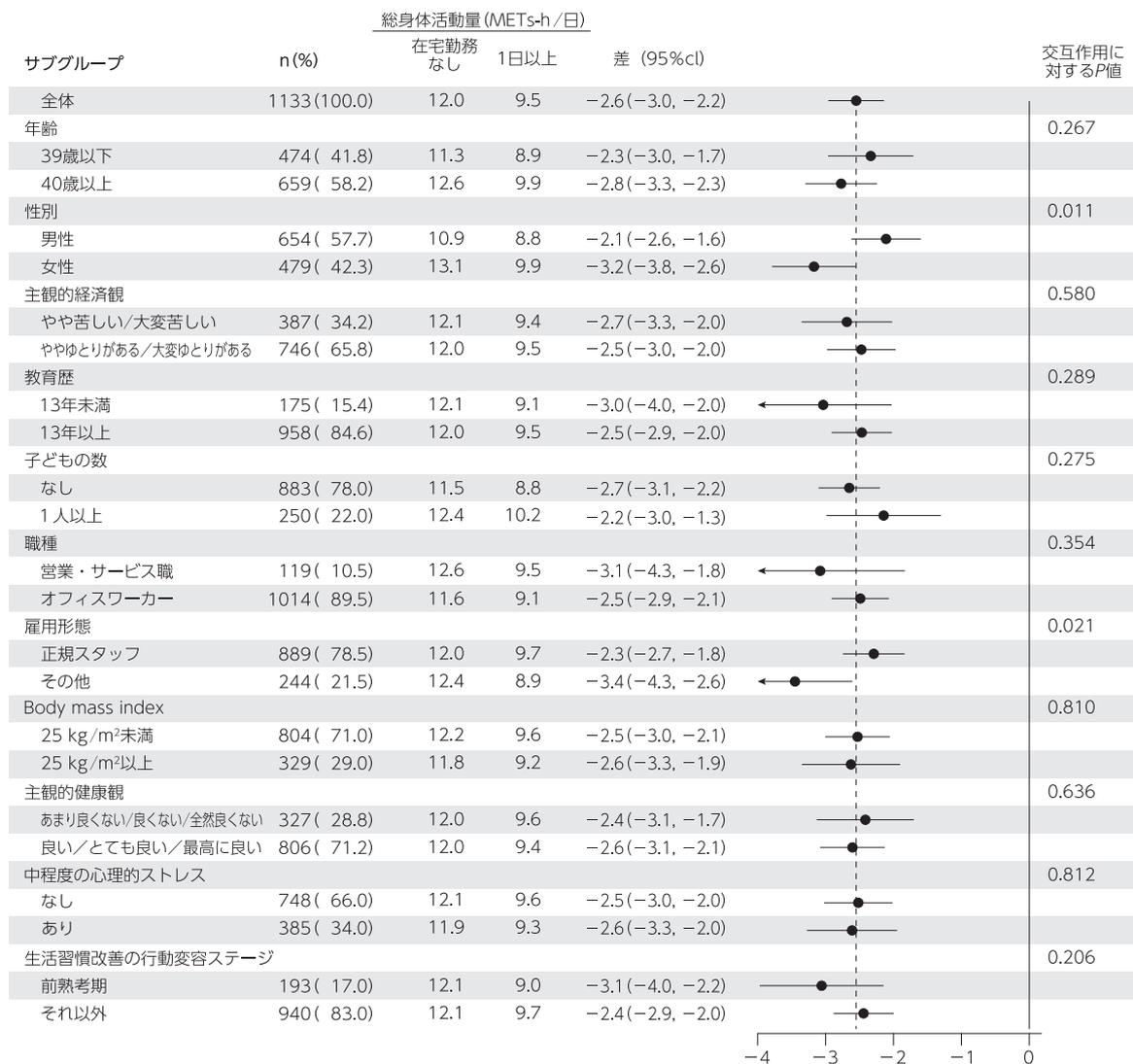
補足図 6. 完全症例ケース(n = 875)における在宅勤務と総身体活動時間との関連性の異質性

グラフは、集団全体(破線)と、効果修飾因子の各層における在宅勤務の有無による総身体活動の差を比較している。破線から離れた点ほど、その層において、集団全体と比較して在宅勤務に関連した身体活動の減少が大きい/小さいことを示す。各在宅勤務頻度およびその差に示されている値は、推定周辺平均(すなわち、共変量で調整した際の各在宅勤務頻度における総身体活動量)およびその95%信頼区間である。モデルは、年齢、性別、教育歴、子どもの人数、雇用形態、週当たりの勤務時間、body mass index、主観的健康観、心理的ストレス、運動および食習慣の変容ステージ、加速度計の装着時間で調整している(効果修飾因子として使用された変数を除く)。



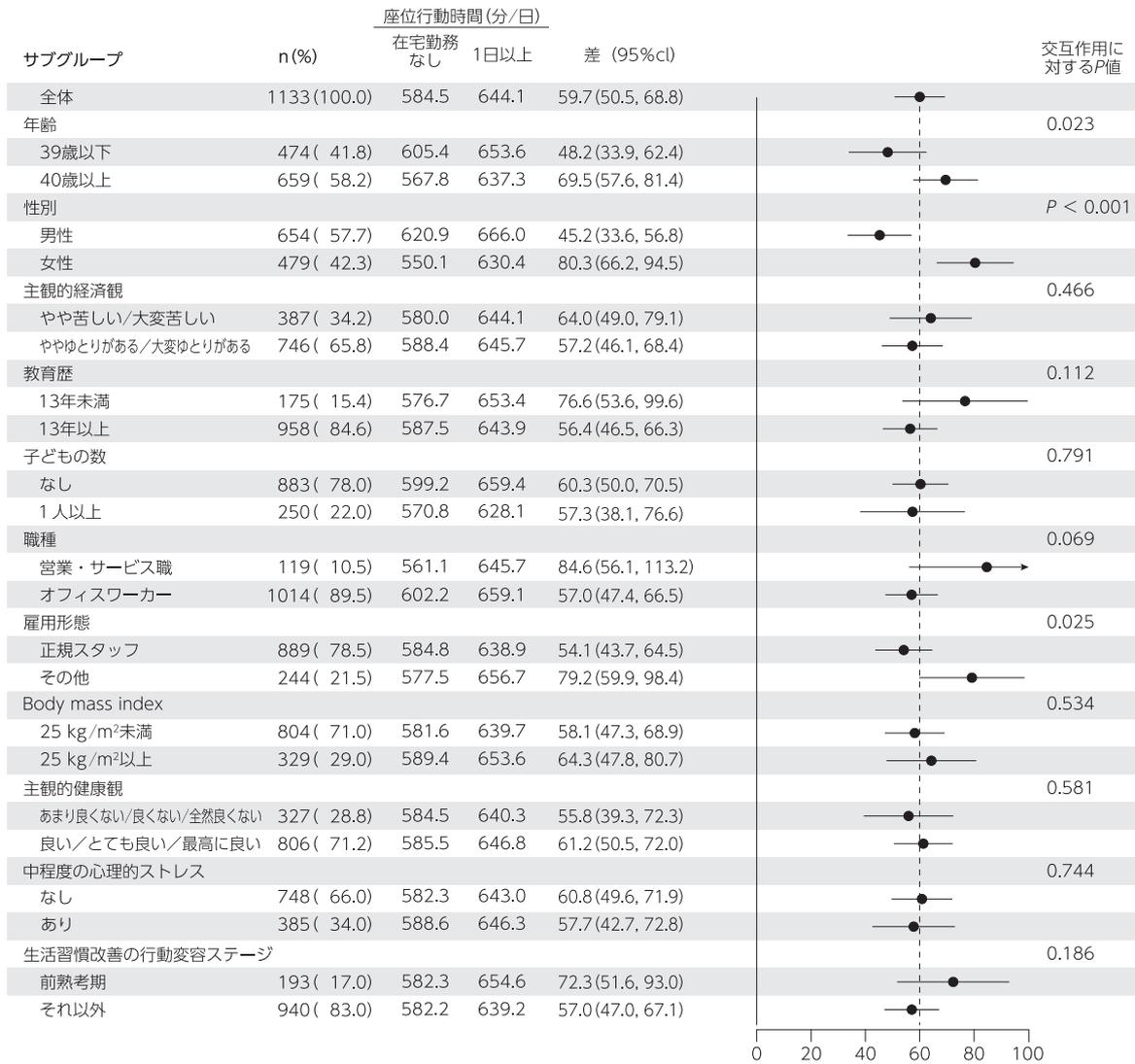
補足図 7. 在宅勤務頻度と身体活動による消費エネルギー量との関連性

フォレストプロットの横に示されている数値は、推定周辺平均(すなわち、共変量で調整した際の各在宅勤務頻度における身体活動量)を表している。すべてのモデルは、年齢、性別、教育歴、子どもの人数、雇用形態、週当たりの勤務時間、body mass index、主観的健康観、心理的ストレス、運動および食習慣の変容ステージ、加速度計の装着時間で調整している。



補足図 8. 在宅勤務と身体活動による消費エネルギー量との関連性の異質性

グラフは、集団全体(破線)と、効果修飾因子の各層における在宅勤務の有無による総身体活動の差を比較している。破線から離れた点ほど、その層において、集団全体と比較して在宅勤務に関連した身体活動の減少が大きい/小さいことを示す。各在宅勤務頻度およびその差に示されている値は、推定周辺平均(すなわち、共変量で調整した際の各在宅勤務頻度における総身体活動量)およびその95%信頼区間である。モデルは、年齢、性別、教育歴、子どもの人数、雇用形態、週当たりの勤務時間、body mass index、主観的健康観、心理的ストレス、運動および食習慣の変容ステージ、加速度計の装着時間で調整している(効果修飾因子として使用された変数を除く)。



補足図9. 在宅勤務と座位行動時間との関連性の異質性

グラフは、集団全体(破線)と、効果修飾因子の各層における在宅勤務の有無による座位行動時間の差を比較している。破線から離れた点ほど、その層において、集団全体と比較して在宅勤務に関連した座位行動時間の減少が大きい/小さいことを示す。各在宅勤務頻度およびその差に示されている値は、推定周辺平均(すなわち、共変量で調整した際の各在宅勤務頻度における座位行動時間)およびその95%信頼区間である。モデルは、年齢、性別、教育歴、子どもの人数、雇用形態、週当たりの勤務時間、body mass index、主観的健康観、心理的ストレス、運動および食習慣の変容ステージ、加速度計の装着時間で調整している(効果修飾因子として使用された変数を除く)。