

原 著

日本全国の成人を対象とした目的別歩行時間に関連する要因：
運動嗜好に着目した検討

タカハシ 高橋	ミサキ 美咲*	アマガサ 天笠	シホ 志保*,2*	フクシマ 福島	ノリトシ 教照 ^{2*}	キクチ 菊池	ヒロユキ 宏幸 ^{2*}
マチダ 町田	マサキ 征己 ^{2*}	フクダ 福田	ヨシハル 吉治*	イノウエ 井上	シゲル 茂 ^{2*}		

目的 身体活動の関連要因を検討した研究は数多くあるが、日本全国の成人を対象に大規模なデータを用いて目的別歩行に関連する要因を検討した研究は限られている。また、運動嗜好（運動が好きか嫌いか）に関する研究は少ない。本研究は、日本人成人を対象に、総歩行時間および目的別歩行時間に関連する要因を明らかにすることを目的とした。

方法 2021年12月に全国95都市に在住する20歳以上の成人を対象に実施した web 調査（性、年代、都市による層化抽出）において、有効回答が得られた40,286人（男性50.5%，49.4 ± 15.6歳）を対象とした。総歩行および目的別（生活活動、余暇）歩行時間は中央値で二値化し、性別、年齢、日本全国の郵便番号界ウォークアビリティ指標（JPWI：人口密度、施設種類数、交差点密度の3要素からなる）、教育歴、就労状況、世帯年収、同居形態、車の運転習慣、BMI、健康状態、喫煙習慣、運動嗜好との関連を多変量ロジスティック回帰分析により検討した。

結果 長い歩行時間（≥140分/週）と関連した要因は、男性（調整オッズ比 [95% 信頼区間]：1.16 [1.11–1.21]）、年齢が高いこと（60歳以上：1.57 [1.48–1.66]）、高いJPWIスコア（0.5～1未満：1.17 [1.11–1.24]、1以上：1.56 [1.47–1.65]）、高い教育歴（13年以上：1.12 [1.07–1.17]）、高い世帯年収（中所得：1.06 [1.01–1.12]、高所得：1.26 [1.18–1.34]）、同居者がいないこと（1.07 [1.01–1.14]）、低い運転頻度（週3日未満：2.20 [2.10–2.30]）、健康状態が良好（1.21 [1.15–1.28]）、非喫煙者（1.27 [1.20–1.34]）、運動嗜好（運動好き：2.10 [2.01–2.20]）であった。オッズ比の大きさより、車の運転頻度および運動嗜好は歩行時間との関連が強く、生活活動歩行では低い運転頻度（2.29 [2.19–2.39]）、余暇歩行では運動好き（2.59 [2.48–2.71]）が最も強く関連した。

結論 様々な身体活動関連要因の中でも、とくに運動嗜好と車の運転頻度は歩行時間と強く関連した。身体活動量の少ない運動嫌いな者の行動変容を効果的に促す介入方法の開発や社会環境の整備が求められる。

Key words：身体活動，生活活動歩行，余暇歩行，運動嗜好，運動嫌い

日本公衆衛生雑誌 2026; 73(6): 508–517. doi:10.11236/jph.25–112

I 緒 言

身体活動は非感染性疾患の予防および健康の維持・増進に寄与することが報告されている^{1–5)}。身体活動は様々な健康上の利益をもたらすにも関わらず、2022年時点で世界の成人の約31%が推奨され

る身体活動の基準を満たしておらず、身体活動不足の割合は2000年と比較しても増加傾向にある⁶⁾。日本においても同様の傾向が確認されており、過去20年間で年齢調整済みの1日あたりの平均歩数は600～800歩程度減少している⁷⁾。こうした現状を踏まえ、世界保健機関（WHO）は「身体活動に関する世界行動計画（Global Action Plan on Physical Activity 2018–2030；GAPPA）」において、2030年までに身体不活動者の割合を15%減らすことを目標に掲げているものの⁸⁾、日本を含む多くの国において、この目標の達成に向けた取り組みは不十分であ

* 帝京大学大学院公衆衛生学研究科

^{2*} 東京医科大学公衆衛生学分野

責任著者連絡先：〒173–8605 東京都板橋区加賀2–11–1

帝京大学大学院公衆衛生学研究科 天笠志保

E-mail：shiho.ama@gmail.com

ると評価されている⁶⁾。

ポピュレーションレベルで身体活動を促進させるためには、その関連要因について包括的な理解が不可欠である。これまでの研究により、社会人口統計学的要因、心理的要因、環境要因など多様な要因が身体活動と関連することが明らかにされており⁹⁾、これらの知見は実践的な介入に活用されている⁸⁾。また、これらの要因は個人、個人間、組織、地域社会、公共政策といった複数のレベルで相互に作用し、目的別の身体活動（余暇、家事、移動、仕事）に影響を与えることから、エコロジカルモデルに基づく多層的なアプローチの重要性が強調されている^{8,10)}。しかしながら、これまでの研究は特定の地域や集団を対象にしたものが多く、全国規模のデータを用いて、目的別の身体活動に関連する複数の要因間の関連の大きさを直接比較した研究は限られている。そのため、日本全国において、目的別の身体活動に関連する多様な要因の影響の大きさを包括的に明らかにすることは、効果的な政策立案において重要である。

身体活動に関連する重要な要因の一つに、運動が好きか嫌いかの個人の嗜好（以下、運動嗜好）がある^{11~15)}。運動嗜好に関する研究は、これまで主に子どもを対象に体育学の分野で行われており^{16~18)}、運動嫌いな子どもは運動好きの子どもに比べて運動時間が短く、体力が低いことが報告されている¹⁹⁾。一方で、成人を対象に運動嗜好と身体活動の関連を検討した研究は限られている。海外の先行研究によると、ブラジル人において運動嫌いは余暇の身体活動と負の関連を示すこと¹¹⁾や、マレーシアの大学生において運動嫌いは運動実施に対する障壁の一つであること¹²⁾が報告されている。また、我が国の大学生を対象とした研究において、運動が嫌いな者は好きな者と比べて運動時間が短く、運動嗜好は余暇の身体活動と総エネルギー消費量と負の関連があることが示唆されている¹⁴⁾。これらの先行研究を踏まえると、運動嫌いは成人においても身体活動の重要な規定要因であると考えられるものの^{11,12,14)}、社会人口統計学的要因や環境要因と比して、運動嗜好がどの程度影響を及ぼすかは明らかにされていない。そこで本研究は、日本全国の成人を対象に、総歩行時間および目的別歩行時間に関連する要因を明らかにすることを目的とした。

II 研究方法

1. 対象者とサンプリング

本研究は、2021年12月に実施されたweb調査「身体活動・健康と地域環境に関する調査」による横断

研究である。なお、2021年12月頃は新型コロナウイルスの感染者数が一定数報告されていたものの、行動制限が解除されていた時期である。

調査対象者は、インターネット調査会社である楽天インサイト（旧楽天リサーチ）（2022年時点で約220万人の登録者）の登録モニターとした。対象地域は、国土交通省が2015年に実施した全国都市交通特性調査の対象となった70都市、「まちなかウォークアブル推進事業」に取り組んでいる姫路市、柳川市の2都市、および上記以外の都道府県庁所在地23都市の計95都市を対象とした²⁰⁾。対象者の抽出にあたっては、神戸市を除く94都市において、各都市から600人（20~29歳、30~39歳、40~49歳、50~59歳、60~69歳、70歳以上の6区分から各100人、男女比を均等に設定）を層化抽出した。なお、神戸市においては別研究の目的により、同様の抽出方法で計6,000人（各年代層から1,000人、男女比は同様）を対象としているが、神戸市の結果の影響が大きくなるよう他都市と同一の選定基準で対象者を無作為に抽出し解析対象とした。中規模から小規模都市においては、とくに高齢者のサンプル数の確保が困難であり、上記のサンプリングによって、全体で48,128人から回答が得られた。都市間の比較可能性を確保するため、神戸市の回答者5,369人のうち600人を無作為に抽出して本研究の分析対象に含め、それ以外の対象者は除外した。さらに、回答時間が極端に短い者（6分未満）や外れ値がある者（BMIが10~50 kg/m²以外に該当する者、週あたりの座位時間が0分未満の者、週あたりの睡眠時間が14時間未満の者、回答データに矛盾がある者）、有効な郵便番号データが得られなかった者を分析対象から除外した。本研究は、東京医科大学（承認番号：T2021-0211、承認日：2021年11月12日）および帝京大学（承認番号：帝外23-004-2号、承認日：2024年9月4日）の倫理審査委員会の承認を受け実施した。

2. 評価項目

1) 身体活動（歩行時間）

歩行時間は、「以下の目的で、1日あたり何分くらい歩きますか。なお、歩く時間が日によって異なる場合には、歩く日の1日あたりの時間を平均してお答えください。歩かない場合は「0」をつけてください。」と尋ねた。対象者は歩行目的別（散歩、ジョギング、買い物、通勤・通学、その他の目的）に一週間あたりの歩行日数と1日の平均歩行時間について回答し、週あたりの歩行時間を算出した。買い物、通勤・通学、その他の目的を生活活動歩行、散歩、ジョギングを余暇歩行とし、目的別の歩行時間の合計を総歩行時間とした。

2) 社会人口統計学的要因, 身体的要因, 心理的要因

性別 (男性, 女性), 年齢 (20~39歳, 40~59歳, 60歳以上), 教育歴 (13年未満, 13年以上), 就労状況 (非就労者, 週40時間未満の就労者, 週40時間以上の就労者), 世帯年収 (400万円未満, 400~800万円未満, 800万円以上), 同居形態 (同居者あり, 同居者なし), 運転習慣 (週3日未満, 週3日以上), BMI (身長と体重から算出; 18.5 kg/m²未満, 18.5~25.0 kg/m²未満, 25.0 kg/m²以上), 健康状態 (良好, 不良), 喫煙習慣 (あり, なし) および郵便番号のデータを用いた。対象者の居住地周辺の環境の評価として, 公開データである全国郵便番号界ウォークability指標 (Japan Postcode-level Walkability Index : JPWI)²¹⁾ を利用した。JPWIは, 各郵便番号界の代表点から道路距離1,000 mのネットワークバッファを生成し, この範囲内における人口密度, 施設種類数 (混合土地利用), 交差点密度 (道路接続性) の3要素から算出した指標である²¹⁾。各要素は平方根変換後に標準化し, その和を3で除して作成された指標である²¹⁾。なお, 代表点とは, 郵便番号界内の人口が最大の5次 (250 m) メッシュの中心点と定義されたものである²¹⁾。JPWIの平均値±標準偏差は0.00±0.94, 範囲は-1.85~2.59であり, 値が大きいほど歩いて生活しやすい環境であることを示す²¹⁾。本研究では, 対象者のJPWIの分布から0.5未満, 0.5以上1未満, 1以上の3つのカテゴリーに分類した。運動嗜好については「運動は好きですか」の質問に対し, 「はい」と回答した者を運動好き, 「いいえ」と回答した者を運動嫌いとした。これらの変数は身体活動に関連する要因を調査した先行研究に基づき選択した^{9,22)}。

3. 統計解析

歩行時間に関連する要因を検討するため, 全体および性別ごとに多変量ロジスティック回帰分析を行い, 調整オッズ比とその信頼区間 (confidence interval ; CI) を算出した。独立変数として, 社会人口統計学的要因および身体・心理的要因を含むすべての変数を同時にモデルに投入して検討した。従属変数である歩行時間は歩行の多寡を評価するために中央値で二値化し, 総歩行時間を140分/週未満・以上に分類した。目的別歩行時間についても総歩行時間と同様に中央値で二値化し, 生活活動歩行時間を75分/週未満・以上, 余暇歩行時間を20分/週未満・以上に分類した。感度分析として, 総歩行時間を第1四分位数 (45分/週未満・以上) および第3四分位数 (300分/週未満・以上) で二値化しロジスティック回帰分析を行った。また, 上記のモデルに

運動嗜好と性別の交互作用項を含めた分析を行った。さらに, 運動嗜好別に総歩行時間, 生活活動歩行時間および余暇歩行時間の中央値 (四分位範囲) を求め, Wilcoxon rank-sum testにより比較した。すべての有意性検定は両側検定を行い, 統計学的有意水準は5%とした。統計解析には統計ソフトR (ver4.4.0)を使用した。

III 研究結果

1. 対象者の属性

本研究では, 回答時間が極端に短い者または外れ値がある者 ($n=2,936$), 有効な郵便番号データが得られなかった者 ($n=137$) を除外し, 最終的に40,286人を分析対象者とした。

表1に対象者の属性を示す。対象者40,286人のうち, 男性は50.5%であり, 平均年齢は49.4±15.6歳であった。JPWIの平均値は0.83±0.54, BMIは22.4±3.7 kg/m²であった。運動嫌いな者の割合は全体で45.1%であり, 男性では36.7%, 女性では53.7%であった。

2. 総歩行に関連する要因

長い総歩行時間 (140分/週以上) と関連した要因は, 男性 (調整オッズ比; OR=1.16 [95%CI=1.11, 1.21]), 60歳以上 (1.57 [1.48, 1.66]), JPWIスコアが高いこと (0.5以上1未満: 1.17 [1.11, 1.24], 1以上: 1.56 [1.47, 1.65]), 教育歴が13年以上 (1.12 [1.07, 1.17]), 世帯年収が高いこと (400~800万円未満: 1.06 [1.01, 1.12], 800万円以上: 1.26 [1.18, 1.34]), 同居者がいないこと (1.07 [1.01, 1.14]), 車の運転習慣が週3日未満 (2.20 [2.10, 2.30]), 健康状態が良好 (1.21 [1.15, 1.28]), 非喫煙者 (1.27 [1.20, 1.34]), 運動好き (2.10 [2.01, 2.20]) であった。また, 週あたり40時間以上の就労者は歩行時間が短かった (0.91 [0.85, 0.96]) (図1)。BMI (ref. 18.5未満) については, 総歩行と有意な関連は認められなかった (18.5~25.0未満: 1.03 [0.97, 1.11], 25.0以上: 1.00 [0.92, 1.09])。また, 総歩行時間を第1四分位数 (45分/週未満・以上) および第3四分位数 (300分/週未満・以上) で二値化しロジスティック回帰分析を行ったところ, 中央値で二値化した場合と概ね同様な結果が得られた。

性別ごとの分析において, 運動好きは, 男性 (2.25 [2.11, 2.39]), 女性 (1.98 [1.87, 2.10]) とともに総歩行時間が長いことと関連していた (表2)。なお, 性別と運動嗜好の間に交互作用が認められた ($P=0.004$)。

3. 目的別歩行に関連する要因

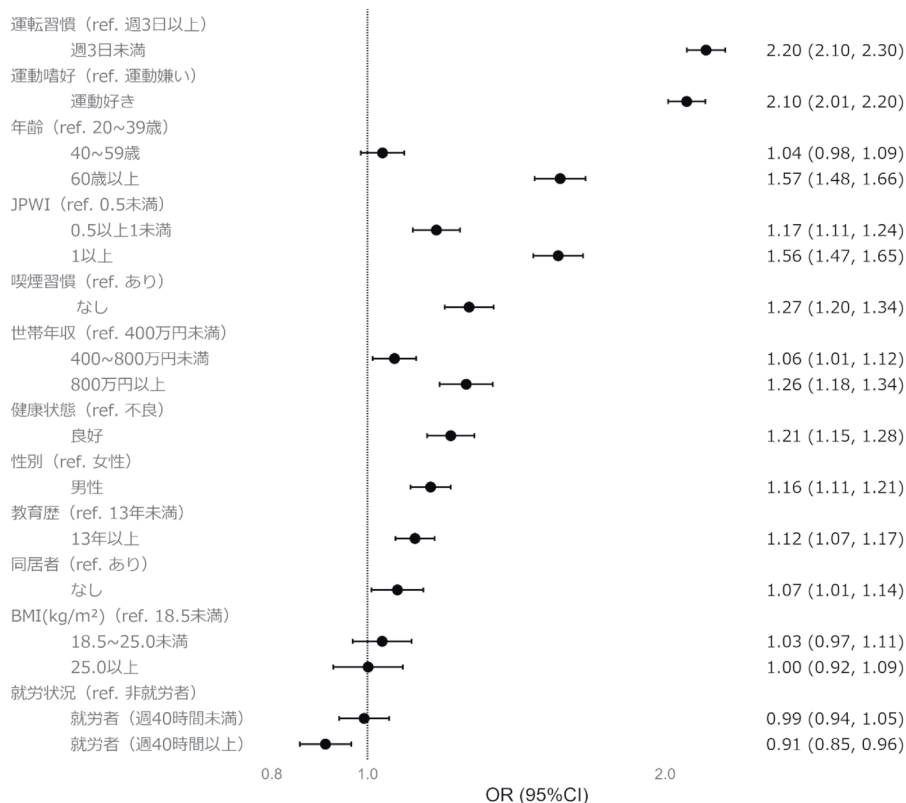
生活活動歩行時間 (75分/週以上) と最も関連し

表1 対象者の属性

		全体 n = 40,286	男性 n = 20,342	女性 n = 19,944
年齢	20～39歳	12,473 (31.0%)	5,265 (25.9%)	7,208 (36.1%)
	40～59歳	15,572 (38.7%)	7,753 (38.1%)	7,819 (39.2%)
	60歳以上	12,241 (30.4%)	7,324 (36.0%)	4,917 (24.7%)
JPWI	0.5未満	8,790 (21.8%)	4,551 (22.4%)	4,239 (21.3%)
	0.5以上1未満	16,431 (40.8%)	8,322 (40.9%)	8,109 (40.7%)
	1以上	15,065 (37.4%)	7,469 (36.7%)	7,596 (38.1%)
教育歴	13年以上	27,519 (68.3%)	14,259 (70.1%)	13,260 (66.5%)
就労状況	非就労者	11,374 (28.2%)	4,519 (22.2%)	6,855 (34.4%)
	就労者 (週40時間未満)	10,878 (27.0%)	3,973 (19.5%)	6,905 (34.6%)
	就労者 (週40時間以上)	18,034 (44.8%)	11,850 (58.3%)	6,184 (31.0%)
世帯年収	400万円未満	14,158 (35.1%)	6,504 (32.0%)	7,654 (38.4%)
	400～800万円未満	17,170 (42.6%)	8,817 (43.3%)	8,353 (41.9%)
	800万円以上	8,958 (22.2%)	5,021 (24.7%)	3,937 (19.7%)
同居の状態	同居者あり	33,832 (84.0%)	16,989 (83.5%)	16,843 (84.5%)
運転習慣	週3日以上	22,793 (56.6%)	12,479 (61.3%)	10,314 (51.7%)
BMI	18.5未満	4,408 (10.9%)	845 (4.2%)	3,563 (17.9%)
	18.5～25未満	27,758 (68.9%)	13,872 (68.2%)	13,886 (69.6%)
	25以上	8,120 (20.2%)	5,625 (27.7%)	2,495 (12.5%)
健康状態	良好	33,020 (82.0%)	16,611 (81.7%)	16,409 (82.3%)
喫煙習慣	なし	33,523 (83.2%)	15,662 (77.0%)	17,861 (89.6%)
運動嗜好	運動嫌い	18,185 (45.1%)	7,474 (36.7%)	10,711 (53.7%)

JPWI : Japan Postcode-level Walkability Index

図1 総歩行に関連する要因



OR : オッズ比, CI : 信頼区間 JPWI : Japan Postcode-level Walkability Index

表2 総歩行および目的別の歩行に関連する要因

	総歩行				生活活動歩行				余暇歩行								
	男性		女性		全体		男性		女性		全体		男性		女性		
	OR (95% CI)	n	OR (95% CI)	n	OR (95% CI)	n	OR (95% CI)	n	OR (95% CI)	n	OR (95% CI)	n	OR (95% CI)	n	OR (95% CI)	n	
性別 (ref. 女性)	—	—	—	—	0.84 (0.80, 0.88)	—	—	—	—	—	1.39 (1.33, 1.46)	—	—	—	—	—	
年齢 (ref. 20~39歳)	1.06 (0.98, 1.14)	1.03 (0.96, 1.10)	1.06 (0.85, 0.94)	0.87 (0.81, 0.94)	0.90 (0.85, 0.94)	0.87 (0.81, 0.94)	0.92 (0.86, 0.98)	0.96 (0.91, 1.01)	1.06 (0.98, 1.14)	0.89 (0.83, 0.95)	0.96 (0.91, 1.01)	1.06 (0.98, 1.14)	0.89 (0.83, 0.95)	1.06 (0.98, 1.14)	0.89 (0.83, 0.95)	1.06 (0.98, 1.14)	0.89 (0.83, 0.95)
JPWI (ref. 0.5未満)	1.73 (1.59, 1.89)	1.39 (1.28, 1.50)	1.14 (1.08, 1.21)	1.20 (1.10, 1.31)	1.19 (1.13, 1.25)	1.25 (1.15, 1.34)	1.11 (1.02, 1.20)	1.11 (1.02, 1.20)	1.65 (1.51, 1.80)	1.36 (1.25, 1.48)	1.50 (1.41, 1.59)	1.65 (1.51, 1.80)	1.36 (1.25, 1.48)	1.65 (1.51, 1.80)	1.36 (1.25, 1.48)	1.65 (1.51, 1.80)	1.36 (1.25, 1.48)
教育歴 (ref. <13年)	1.23 (1.14, 1.33)	1.11 (1.03, 1.20)	1.19 (1.13, 1.25)	1.25 (1.15, 1.34)	1.19 (1.13, 1.25)	1.25 (1.15, 1.34)	1.13 (1.05, 1.22)	1.13 (1.05, 1.22)	1.16 (1.08, 1.26)	1.09 (1.01, 1.18)	1.13 (1.07, 1.20)	1.16 (1.08, 1.26)	1.09 (1.01, 1.18)	1.16 (1.08, 1.26)	1.09 (1.01, 1.18)	1.16 (1.08, 1.26)	1.09 (1.01, 1.18)
就労状況 (ref. 非就労)	1.64 (1.51, 1.77)	1.48 (1.37, 1.61)	1.66 (1.57, 1.76)	1.75 (1.62, 1.90)	1.66 (1.57, 1.76)	1.75 (1.62, 1.90)	1.58 (1.45, 1.71)	1.58 (1.45, 1.71)	1.46 (1.34, 1.58)	1.32 (1.21, 1.44)	1.39 (1.31, 1.47)	1.46 (1.34, 1.58)	1.32 (1.21, 1.44)	1.46 (1.34, 1.58)	1.32 (1.21, 1.44)	1.46 (1.34, 1.58)	1.32 (1.21, 1.44)
世帯年収 (ref. <400万円)	1.17 (1.10, 1.25)	1.05 (0.99, 1.12)	1.07 (1.02, 1.11)	1.11 (1.04, 1.18)	1.07 (1.02, 1.11)	1.11 (1.04, 1.18)	1.02 (0.96, 1.09)	1.02 (0.96, 1.09)	1.23 (1.15, 1.31)	1.19 (1.11, 1.27)	1.21 (1.16, 1.27)	1.23 (1.15, 1.31)	1.19 (1.11, 1.27)	1.23 (1.15, 1.31)	1.19 (1.11, 1.27)	1.23 (1.15, 1.31)	1.19 (1.11, 1.27)
同居者 (ref. あり)	0.91 (0.83, 1.01)	1.03 (0.96, 1.11)	1.49 (1.40, 1.57)	1.55 (1.41, 1.71)	1.49 (1.40, 1.57)	1.55 (1.41, 1.71)	1.44 (1.34, 1.55)	1.44 (1.34, 1.55)	0.68 (0.62, 0.76)	0.68 (0.63, 0.73)	0.68 (0.64, 0.72)	0.68 (0.62, 0.76)	0.68 (0.63, 0.73)	0.68 (0.62, 0.76)	0.68 (0.63, 0.73)	0.68 (0.62, 0.76)	0.68 (0.63, 0.73)
運動習慣 (ref. ≥週3日)	0.83 (0.76, 0.91)	0.99 (0.91, 1.07)	1.47 (1.38, 1.56)	1.58 (1.44, 1.74)	1.47 (1.38, 1.56)	1.58 (1.44, 1.74)	1.41 (1.30, 1.52)	1.41 (1.30, 1.52)	0.56 (0.51, 0.62)	0.59 (0.55, 0.64)	0.58 (0.54, 0.61)	0.56 (0.51, 0.62)	0.59 (0.55, 0.64)	0.56 (0.51, 0.62)	0.59 (0.55, 0.64)	0.56 (0.51, 0.62)	0.59 (0.55, 0.64)
BMI (kg/m ²) (ref. <18.5)	1.07 (0.99, 1.15)	1.08 (1.01, 1.16)	1.12 (1.07, 1.18)	1.12 (1.04, 1.20)	1.12 (1.07, 1.18)	1.12 (1.04, 1.20)	1.12 (1.04, 1.20)	1.12 (1.04, 1.20)	1.11 (1.06, 1.17)	1.12 (1.04, 1.20)	1.11 (1.06, 1.17)	1.11 (1.06, 1.17)	1.12 (1.04, 1.20)	1.11 (1.06, 1.17)	1.12 (1.04, 1.20)	1.11 (1.06, 1.17)	1.12 (1.04, 1.20)
健康状態 (ref. 不良)	1.28 (1.17, 1.40)	1.27 (1.17, 1.39)	1.28 (1.21, 1.36)	1.29 (1.18, 1.41)	1.28 (1.21, 1.36)	1.29 (1.18, 1.41)	1.25 (1.15, 1.37)	1.25 (1.15, 1.37)	1.28 (1.17, 1.40)	1.34 (1.23, 1.47)	1.31 (1.23, 1.39)	1.28 (1.17, 1.40)	1.34 (1.23, 1.47)	1.28 (1.17, 1.40)	1.34 (1.23, 1.47)	1.28 (1.17, 1.40)	1.34 (1.23, 1.47)
喫煙習慣 (ref. あり)	1.10 (1.01, 1.20)	1.07 (0.98, 1.17)	1.15 (1.09, 1.22)	1.21 (1.11, 1.31)	1.15 (1.09, 1.22)	1.21 (1.11, 1.31)	1.11 (1.02, 1.21)	1.11 (1.02, 1.21)	0.99 (0.91, 1.08)	1.04 (0.95, 1.14)	1.00 (0.95, 1.07)	0.99 (0.91, 1.08)	1.04 (0.95, 1.14)	0.99 (0.91, 1.08)	1.04 (0.95, 1.14)	0.99 (0.91, 1.08)	1.04 (0.95, 1.14)
運動嗜好 (ref. 運動嫌い)	2.20 (2.07, 2.35)	2.24 (2.10, 2.38)	2.29 (2.19, 2.39)	2.39 (2.24, 2.54)	2.29 (2.19, 2.39)	2.39 (2.24, 2.54)	2.20 (2.06, 2.34)	2.20 (2.06, 2.34)	1.37 (1.29, 1.46)	1.52 (1.43, 1.62)	1.44 (1.38, 1.51)	1.37 (1.29, 1.46)	1.52 (1.43, 1.62)	1.37 (1.29, 1.46)	1.52 (1.43, 1.62)	1.37 (1.29, 1.46)	1.52 (1.43, 1.62)
	1.14 (0.98, 1.32)	1.02 (0.94, 1.10)	1.02 (0.95, 1.09)	1.02 (0.88, 1.18)	1.02 (0.95, 1.09)	1.02 (0.88, 1.18)	1.01 (0.94, 1.09)	1.01 (0.94, 1.09)	1.23 (1.06, 1.43)	1.14 (1.05, 1.23)	1.15 (1.08, 1.24)	1.23 (1.06, 1.43)	1.14 (1.05, 1.23)	1.23 (1.06, 1.43)	1.14 (1.05, 1.23)	1.23 (1.06, 1.43)	1.14 (1.05, 1.23)
	1.13 (0.97, 1.32)	0.94 (0.84, 1.04)	1.01 (0.93, 1.09)	1.02 (0.88, 1.19)	1.01 (0.93, 1.09)	1.02 (0.88, 1.19)	0.99 (0.89, 1.11)	0.99 (0.89, 1.11)	1.13 (0.97, 1.32)	1.01 (0.91, 1.13)	1.05 (0.97, 1.14)	1.13 (0.97, 1.32)	1.01 (0.91, 1.13)	1.13 (0.97, 1.32)	1.01 (0.91, 1.13)	1.13 (0.97, 1.32)	1.01 (0.91, 1.13)
	1.28 (1.19, 1.39)	1.15 (1.06, 1.24)	1.12 (1.06, 1.18)	1.13 (1.05, 1.22)	1.12 (1.06, 1.18)	1.13 (1.05, 1.22)	1.10 (1.02, 1.19)	1.10 (1.02, 1.19)	1.31 (1.21, 1.42)	1.32 (1.22, 1.43)	1.32 (1.25, 1.39)	1.31 (1.21, 1.42)	1.32 (1.22, 1.43)	1.31 (1.21, 1.42)	1.32 (1.22, 1.43)	1.31 (1.21, 1.42)	1.32 (1.22, 1.43)
	1.30 (1.21, 1.40)	1.19 (1.08, 1.31)	1.16 (1.09, 1.22)	1.18 (1.10, 1.27)	1.16 (1.09, 1.22)	1.18 (1.10, 1.27)	1.11 (1.01, 1.23)	1.11 (1.01, 1.23)	1.36 (1.26, 1.45)	1.27 (1.15, 1.41)	1.33 (1.25, 1.41)	1.36 (1.26, 1.45)	1.27 (1.15, 1.41)	1.36 (1.26, 1.45)	1.27 (1.15, 1.41)	1.36 (1.26, 1.45)	1.27 (1.15, 1.41)
	2.25 (2.11, 2.39)	1.98 (1.87, 2.10)	1.52 (1.46, 1.59)	1.54 (1.45, 1.64)	1.52 (1.46, 1.59)	1.54 (1.45, 1.64)	1.51 (1.42, 1.60)	1.51 (1.42, 1.60)	2.87 (2.70, 3.06)	2.36 (2.22, 2.50)	2.59 (2.48, 2.71)	2.87 (2.70, 3.06)	2.36 (2.22, 2.50)	2.87 (2.70, 3.06)	2.36 (2.22, 2.50)	2.87 (2.70, 3.06)	2.36 (2.22, 2.50)

OR : オッズ比, CI : 信頼区間, JPWI : Japan Postcode-level Walkability Index

た要因は、車の運転習慣が週3日未満であること(2.29 [2.19, 2.39])であった。一方で、余暇歩行時間(20分/週以上)と最も関連したのは運動好き(2.59 [2.48, 2.71])であった。また、運動好きは生活活動歩行時間が長いこととも関連を示した(1.52 [1.46, 1.59])。

就労状況および性別については、歩行目的ごとに異なる関連のパターンを示した。就労状況に関しては、就労していることは長い生活活動歩行時間と関連した(週40時間未満:1.49 [1.40, 1.57], 週40時間以上:1.47 [1.38, 1.56])一方で、余暇歩行時間が短いことと関連した(週40時間未満:0.68 [0.64, 0.72], 週40時間以上:0.58 [0.54, 0.61])。性別については、男性は生活活動歩行時間が短いことと関連した(0.84 [0.80, 0.88])一方で、余暇歩行時間が長いことと関連した(1.39 [1.33, 1.46]) (表2)。

さらに男女別の分析において、運動好きは、男性(2.87 [2.70, 3.06]), 女性(2.36 [2.22, 2.50])のいずれにおいても、余暇歩行時間が長いことと関連し、生活活動歩行においても同様の結果が得られた(男性:1.54 [1.45, 1.64], 女性:1.51 [1.42, 1.60]) (表2)。また、性別と運動嗜好の交互作用は余暇歩行で認められたが($P < 0.001$), 生活活動歩行では認められなかった($P = 0.535$)。

4. 運動嗜好別の歩行時間

運動嗜好別の週あたりの総歩行時間の中央値(四分位範囲)は、運動好きな者で180(65, 350)分/週、運動嫌いな者で100(25, 230)分/週であった。歩行目的別にみると、生活活動歩行時間は運動好きな者で90(27, 200)分/週、運動嫌いな者で60(5, 150)分/週で、余暇歩行時間は運動好きな者で45(0, 150)分/週、運動嫌いな者で0(0, 60)分/週であった。いずれの歩行時間も運動嫌いな者で有意に短かった($P < 0.001$)。

IV 考 察

本研究では、日本全国の成人を対象に、身体活動に関連する社会人口統計学的要因および身体・心理的要因を検討した。その結果、運動嗜好および車の運転習慣は他の要因と比較して歩行時間との関連が強く、生活活動歩行では車の運転頻度が低いこと、余暇歩行では運動好きであることが最も関連した。運動嗜好はとくに男性の余暇歩行と強い関連が認められた。

本研究の結果は、これまでに報告されている身体活動と社会人口統計学的要因および身体・心理的要因との関連を検討した先行研究の結果と一部異なる点は認められたものの、概ね類似した結果が得られ

た^{7,9,23})。なかでも、車の運転頻度が低いことが長い歩行時間と最も強い関連を示し、先行研究の結果を支持するものである²⁴)。一方で、この結果の解釈には注意が必要な可能性がある。高齢者においては、自動車が日常生活における重要な移動手段となることから、運転習慣のある者のほうがむしろ活動的であることを示唆した先行研究²⁵)がある。したがって、運転習慣と身体活動の関連の検討では、年齢や地域などの背景要因や身体活動の種類や強度を考慮する必要性が考えられる。また、JPWIの結果から、徒歩での生活のしやすい環境は歩行時間、とくに生活活動歩行時間との強い関連を示した。この結果は、これまでに報告されてきた環境要因と身体活動との関連に関する知見⁹)を支持するものであり、たとえば公共交通機関へのアクセスの改善、景観の改善、レクリエーション施設の整備といった⁹)、地域における環境整備の重要性を改めて示している。

本研究では、性別および就労状況は歩行目的別に異なる関連のパターンを示した。高所得国を対象としたシステムティックレビューおよび日本の先行研究では、家事や買い物といった歩行は女性のほうが男性よりも多く行うことが報告されている^{26,27})。一方、余暇歩行については、若年から中年層にかけては女性のほうが多いが、高齢になると性差は縮小し逆転する可能性を指摘している²⁶)。この傾向の背景として、余暇歩行は他の余暇の身体活動と比べて身体能力をそれほど要さず、さらに育児等と両立しやすいことから、女性において選択されやすい可能性がある²⁶)。一方で、男性においても、高齢になると身体機能の低下から余暇歩行を選択する傾向があることが考えられる²⁶)。これらを踏まえると、身体活動の性差についてはライフステージの変化も含めて検討することが重要である。就労状況に関しては、就労していることは生活活動歩行時間が長いことと関連した一方で、余暇歩行時間が短いことと関連した。これは、就労者は通勤・通学に伴い移動の歩行時間が長くなる一方で²⁸)、就労により余暇の身体活動に充てる時間が制限されることから、余暇歩行時間が短くなることが考えられる²⁹)。

本研究における成人の運動嫌いな者の割合は45.1%であった。日本全国の成人または高齢者を対象に実施した調査結果はないものの、大学生等の若年層を対象にした調査結果³⁰)や発達段階(年齢)が進むにつれて運動嫌いの割合が増えること^{19,30})を踏まえると、本研究の運動嫌いの割合は概ね妥当であると考えられる。2024年度の日本全国の小学校5年生および中学校2年生を対象とした悉皆調査では、運動嫌いな者の割合は小学生男子で6.7%、女

子で13.7%、中学生男子で9.7%、女子で23.2%であった¹⁹⁾。また、2019年の「12~21歳のスポーツライフに関する調査」では大学生や専門学校生における運動・スポーツ嫌いの割合は16.5~33.3%であったことが報告されている³⁰⁾。本研究の対象者においても成人においては年齢とともに運動嫌いの割合が増加する傾向がみられており、20~29歳が37.3%であるのに対し、50~59歳では51.6%であった。性別に着目すると、年代にかかわらず、男性よりも女性で運動嫌いの割合が高くなっており、先行研究の結果と一致している^{19,30)}。一方で、海外の先行研究と比較すると本研究の運動嫌いの割合は高くなっていった¹¹⁾。運動嫌いの評価方法や社会文化的背景が異なるため、単純な比較は難しいものの、この差にはわが国の学校教育が影響している可能性がある。先行研究では、運動嫌いの形成要因として、学校体育などにおける運動の失敗体験や恐怖体験といった否定的な体験が関与していることが指摘されている¹⁵⁾。こうした運動に対するネガティブな経験は、学童期、青年期の運動嫌いの形成に影響を及ぼすだけでなく、成人期に至るまで長期にわたり持続する可能性がある。そのため、ライフコースの視点から、学校体育において、運動に対して楽しさや成功体験を実感できるような教育的支援や指導方法を取り入れることが重要であると考えられる¹⁵⁾。

歩行に関連する要因の検討では、運動嗜好は他の社会人口統計学的要因や身体的要因と比較して高いオッズ比を示し、歩行との強い関連性が認められた。これらの結果は、運動嫌いは余暇の身体活動と負の関連があることを示した先行研究の結果を支持するものである^{11,14)}。さらに、本研究では生活活動歩行においても有意な関連が認められ、運動嗜好は運動だけではなく、生活活動に対しても影響を及ぼすことが考えられる。また、男女別にみると、運動嗜好はとくに男性の余暇歩行と強い関連を示しており、男性では女性よりも、運動嗜好が余暇の身体活動(運動)に及ぼす影響が大きいことが示唆される。

本研究の知見を踏まえると、身体活動量の少ない運動嫌いな者が約半数を占める日本においては、運動嗜好を考慮した介入の必要性が考えられる。とくに、身体活動の推進を図るポピュレーションアプローチが、運動好きな者の身体活動促進には効果的だが、運動嫌いな者に対しては十分な効果を発揮しない場合が考えられる。このような場合には、身体活動の格差の拡大を引き起す可能性がある^{31,32)}。身体活動を支援する重要なポピュレーションアプローチの一つに環境整備があるが、運動に対して心理的障壁を持つ者においても、レクリエーション施設や

公園の存在、および景観の良さなど身体活動を推進する環境下では身体活動量が増加することが示唆されている³³⁾。したがって、身体活動を促進させる環境整備は運動嫌いな者に対しても有効である可能性が考えられる。また、単一要素への介入の限界から、多層的なアプローチ(個人間、組織、地域社会、公共政策)の重要性が強調されており⁸⁾、その介入効果が報告されている³⁴⁾。そのため、本研究で歩行と関連が認められた要因を取り入れた、個人から政策レベルまでの多層的な取り組みが有用であると考えられる。

本研究の強みは、日本全国を対象とした大規模な研究であること、研究が少ない心理的障壁(運動嗜好)を含めて歩行との関連を検討したこと、総歩行だけでなく、目的別歩行時間との関連も検討したことである。一方で、本研究にはいくつかの限界がある。第一に、質問紙により目的別の歩行時間を評価できた一方で、歩行時間を過小評価または過大評価している可能性がある^{35,36)}。このような質問紙による定量的な評価の限界を踏まえ、本研究では歩行の多寡で二値化したアウトカムを用いたが、誤分類が生じている可能性がある。今後は加速度計を用いた定量的な身体活動の評価が必要である。第二に、本研究は特定の調査モニターを対象としたウェブ調査であるため、対象者の社会人口統計学的要因等に偏りが生じた可能性がある。たとえば、本研究の高齢者の割合は19.7%であり、日本の人口と比較した場合に若年層や中年層の割合が多くなっていた。このように選択バイアスが考えられるものの、日本全国の多様な地域を含む大規模な対象者を抽出できた点は優れている。実際に、本研究の対象者のJPWIは-1.85~2.59の範囲に分布しており、全国の幅広い地域が含まれていることを示唆する。ただし、サンプリングの特性上、日本全国の人口のJPWIの分布と比べて、本研究ではJPWIがやや高い地域に対象者の割合が多い傾向がみられ、結果の解釈には留意する必要がある。第三に、本調査は2021年12月の新型コロナウイルス感染症流行下に実施したものであり、感染症流行期における生活環境の変化や行動制限が身体活動量やその規定要因に影響を及ぼした可能性がある³⁷⁾。

V 結 語

様々な身体活動関連要因の中でも、とくに運動嗜好と車の運転頻度は歩行時間と強く関連していた。このことを踏まえて、身体活動量の少ない運動嫌いな者の行動変容を効果的に促す介入方法の開発や社会環境の整備が求められる。

本研究は、厚生労働科学研究費補助金(研究課題番号: 22FB0201, 25FA2001), 科学研究費補助金・基盤研究(B) (22H03364) およびAMED(日本医療研究開発機構)による研究費(研究課題番号: JP25ck0106004)の助成を受けて実施された。

本研究に関して開示すべき利益相反(COI)はない。

(受付 2025. 9. 1)
(採用 2025.11.12)
(J-STAGE 早期公開 2026. 2.26)

文 献

- 1) Lee IM, Shiroma EJ, Lobelo F, et al. Effect of physical inactivity on major non-communicable diseases worldwide: an analysis of burden of disease and life expectancy. *Lancet* 2012; 380: 219–229.
- 2) Ammar A, Trabelsi K, Hermassi S, et al. Global disease burden attributed to low physical activity in 204 countries and territories from 1990 to 2019: insights from the global burden of disease 2019 study. *Biol Sport* 2023; 40: 835–855.
- 3) Schuch FB, Vancampfort D, Firth J, et al. Physical activity and incident depression: a meta-analysis of prospective cohort studies. *Am J Psychiatry* 2018; 175: 631–648.
- 4) Northey JM, Cherbuin N, Pumpa KL, et al. Exercise interventions for cognitive function in adults older than 50: a systematic review with meta-analysis. *Br J Sports Med* 2018; 52: 154–160.
- 5) Bull FC, Al-Ansari SS, Biddle S, et al. World Health Organization 2020 guidelines on physical activity and sedentary behaviour. *Br J Sports Med* 2020; 54: 1451–1462.
- 6) Strain T, Flaxman S, Guthold R, et al. National, regional, and global trends in insufficient physical activity among adults from 2000 to 2022: a pooled analysis of 507 population-based surveys with 5.7 million participants. *Lancet Glob Health* 2024; 12: e1232–e1243.
- 7) Takamiya T, Inoue S. Trends in step-determined physical activity among Japanese adults from 1995 to 2016. *Med Sci Sports Exerc* 2019; 51: 1852–1859.
- 8) World Health Organization. Global action plan on physical activity 2018–2030: more active people for a healthier world. Geneva: World Health Organization; 2018. 20–45 p.
- 9) Bauman AE, Reis RS, Sallis JF, et al. Correlates of physical activity: why are some people physically active and others not? *Lancet* 2012; 380: 258–271.
- 10) Sallis JF, Owen N, Fisher E. Ecological models of health behavior. In: Glanz K, Rimer BK, Viswanath K, editors. *Health Behavior: Theory, Research, and Practice*. 5th ed. San Francisco, CA: John Wiley & Sons. 2015; p. 43–64.
- 11) Reichert FF, Barros AJ, Domingues MR, et al. The role of perceived personal barriers to engagement in leisure-time physical activity. *Am J Public Health* 2007; 97: 515–519.
- 12) Othman MS, Mat Ludin AF, Chen LL, et al. Motivations, barriers and exercise preferences among female undergraduates: a need assessment analysis. *PLoS One* 2022; 17: e0264158.
- 13) Sabo A, Kuan G, Kueh YC. Structural relationship of the social-ecological factors and psychological factors on physical activity. *BMC Psychol* 2024; 12: 419.
- 14) 廣瀬 昇, 丸山仁司. 身体活動に影響を及ぼす運動感情についての一考察—日常時間因子のロジスティック回帰モデルを用いて—. *理学療法科学* 2010; 25: 699–703.
- 15) 古田 久. 運動嫌いとは運動不振の関係. *日本教科教育学会誌* 2018; 40: 63–69.
- 16) Abe T, Kitayuguchi J, Okada S, et al. Prevalence and correlates of physical activity among children and adolescents: a cross-sectional population-based study of a rural city in Japan. *J Epidemiol* 2020; 30: 404–411.
- 17) Sawa S, Sekine M, Yamada M, et al. Social and family factors as determinants of exercise habits in Japanese elementary school children: a cross-sectional study from the Super Shokuiku School Project. *Environ Health Prev Med* 2020; 25: 54.
- 18) 山下玲香, 都築繁幸, 石川 恭. 子どもの運動意識とそれに及ぼす男女差及び学年差の影響. *発育発達研究* 2016; 2016: 1–8.
- 19) スポーツ庁. 令和6年度 全国体力・運動能力, 運動習慣等調査報告書. 文部科学省. 2024. https://www.mext.go.jp/sports/content/20241217-spt_sseisaku02-000039139_02.pdf (2025年7月30日アクセス可能).
- 20) 樋野公宏, 塩崎 洸, 井上 茂, 他. 都市の代表交通手段別構成比と平均歩行時間の関係—全国データを用いた記述疫学研究—. *都市計画報告集* 2022; 21: 286–289.
- 21) 谷本 涼, 埴淵知哉, 中谷友樹. 全国郵便番号界ウォーカーピリティ指標の整備と有用性の検討. *季刊地理学* 2023; 75: 16–26.
- 22) Loyen A, Wendel-Vos GCW, Shekoh MI, et al. 20-year individual physical activity patterns and related characteristics. *BMC Public Health* 2022; 22: 437.
- 23) Beenackers MA, Kamphuis CB, Giskes K, et al. Socioeconomic inequalities in occupational, leisure-time, and transport related physical activity among European adults: a systematic review. *Int J Behav Nutr Phys Act* 2012; 9: 116.

- 24) Shoham DA, Dugas LR, Bovet P, et al. Association of car ownership and physical activity across the spectrum of human development: Modeling the Epidemiologic Transition Study (METS). *BMC Public Health* 2015; 15: 173.
- 25) Amagasa S, Fukushima N, Kikuchi H, et al. Drivers are more physically active than non-drivers in older adults. *Int J Environ Res Public Health* 2018; 15: 1094.
- 26) Pollard TM, Wagnild JM. Gender differences in walking (for leisure, transport and in total) across adult life: a systematic review. *BMC Public Health* 2017; 17: 341.
- 27) Inoue S, Ohya Y, Odagiri Y, et al. Association between perceived neighborhood environment and walking among adults in 4 cities in Japan. *J Epidemiol* 2010; 20: 277–286.
- 28) Batista Ferrer H, Cooper A, Audrey S. Associations of mode of travel to work with physical activity, and individual, interpersonal, organisational, and environmental characteristics. *J Transp Health* 2018; 9: 45–55.
- 29) Cook MA, Gazmararian J. The association between long work hours and leisure-time physical activity and obesity. *Prev Med Rep* 2018; 10: 271–277.
- 30) 笹川スポーツ財団. 子ども・青少年のスポーツライフ・データ2019. 笹川スポーツ財団. 2020. https://www.ssf.or.jp/thinktank/sports_life/datalist/2019/index.html (2025年10月9日アクセス可能).
- 31) Benach J, Malmusi D, Yasui Y, et al. A new typology of policies to tackle health inequalities and scenarios of impact based on Rose's population approach. *J Epidemiol Community Health* 2013; 67: 286–291.
- 32) 杉本九美, 福田吉治. ポピュレーションアプローチの類型化: 健康無関心層と健康格差の視点から. *日本公衆衛生雑誌* 2022; 69: 581–585.
- 33) Ding D, Sallis JF, Conway TL, et al. Interactive effects of built environment and psychosocial attributes on physical activity: a test of ecological models. *Ann Behav Med* 2012; 44: 365–374.
- 34) Saito Y, Tanaka A, Tajima T, et al. A community-wide intervention to promote physical activity: a five-year quasi-experimental study. *Prev Med* 2021; 150: 106708.
- 35) Prince SA, Adamo KB, Hamel ME, et al. A comparison of direct versus self-report measures for assessing physical activity in adults: a systematic review. *Int J Behav Nutr Phys Act* 2008; 5: 56.
- 36) Troiano RP, Berrigan D, Dodd KW, et al. Physical activity in the United States measured by accelerometer. *Med Sci Sports Exerc* 2008; 40: 181–188.
- 37) Tison GH, Barrios J, Avram R, et al. Worldwide physical activity trends since COVID-19 onset. *Lancet Glob Health* 2022; 10: e1381–e1382.
-

Correlates of domain-specific walking time in a national sample of Japanese adults: A cross-sectional study focused on exercise preferences

Misaki TAKAHASHI*, Shiho AMAGASA^{*.2*}, Noritoshi FUKUSHIMA^{2*}, Hiroyuki KIKUCHI^{2*},
Masaki MACHIDA^{2*}, Yoshiharu FUKUDA^{*} and Shigeru INOUE^{2*}

Key words : physical activity, utilitarian walking, leisure walking, exercise preference, dislike of exercise

Objective Although many studies have investigated the factors associated with physical activity, few have examined these associations in relation to walking using large-scale nationwide data from Japanese adults. Furthermore, the association between exercise preference (liking or disliking exercise) and physical activity remains unclear. This study aimed to examine the factors associated with total and domain-specific walking times (utilitarian and leisure) among Japanese adults.

Methods This nationwide cross-sectional study included 40,286 Japanese adults (50.5% men, mean age; 49.4 ± 15.6 years) who responded to a web-based survey in December 2021. Multivariable logistic regression analysis was performed to examine the association between walking time (total, utilitarian, and leisure, dichotomized at the median) and sex, age, the Japan Postcode-level Walkability Index (JPWI), years of education, employment status, household income, living arrangements, driving frequency, body mass index, self-rated health, smoking status, and exercise preference (based on the question, “Do you like exercise?” participants who answered “yes” were classified as “liking exercise,” whereas those who answered “no” as “disliking exercise”).

Results Longer total walking time was significantly associated with men (adjusted odds ratio [95% confidence interval]; 1.16 [1.11–1.21]), older age (≥ 60 years; 1.57 [1.48–1.66]), higher JPWI ($0.5 < 1.0$: 1.17 [1.11–1.24], ≥ 1 : 1.56 [1.47–1.65]), higher level of education (≥ 13 years; 1.12 [1.07–1.17]), higher household income (middle; 1.06 [1.01–1.12], high; 1.26 [1.18–1.34]), living alone (1.07 [1.01–1.14]), lower driving frequency (< 3 days/week; 2.20 [2.10–2.30]), better self-rated health (1.21 [1.15–1.28]), not smoking (1.27 [1.20–1.34]), and liking exercise (2.10 [2.01–2.20]). Among these, driving frequency and exercise preference showed the strongest associations based on odds ratios. For utilitarian and leisure walking, lower driving frequency (2.29 [2.19–2.39]) and liking exercise (2.59 [2.48–2.71]) had the strongest association (2.29 [2.19–2.39]), respectively.

Conclusions Exercise preference and driving frequency were strongly associated with walking time. These findings highlight the importance of developing effective interventions and improving environments to promote behavioral changes among individuals with low physical activity levels who dislike exercising.

* Graduate School of Public Health, Teikyo University

^{2*} Department of Preventive Medicine and Public Health, Tokyo Medical University