

研究助成実施報告書

助成実施年度	2021 年度
研究課題（タイトル）	遊歩道へのアクセスが都市在住高齢者の健康変化へ及ぼす影響
研究者名※	原田 和弘
所属組織※	神戸大学 大学院人間発達環境学研究科 准教授
研究種別	研究助成
研究分野	都市計画、都市景観
助成金額	150 万円
発表論文等	

※研究者名、所属組織は申請当時の名称となります。

（ ）は、報告書提出時所属先。

大林財団 2021 年度研究助成実施報告書

所属機関名 神戸大学大学院人間発達環境学研究科
申請者氏名 原田和弘

研究課題	遊歩道へのアクセスが都市在住高齢者の健康変化へ及ぼす影響
(概要) ※最大 10 行まで 本研究は、都市在住の高齢者において、自宅近隣の遊歩道へのアクセスが良いことは、彼らの心身の健康状態の変化へ望ましい影響しているのかと（目的 1）、これらの影響は運動・外出行動によって媒介されているのか（目的 2）を検証した。我々は、神戸市灘区居住の高齢者を対象とした縦断調査「中高齢者の日常生活に関する調査」を、2017 年度、2018 年度、2020 年度の計 3 回行っており、本研究は、この調査の 2022 年度調査として行った。地理情報システムを用いて、自宅から最寄遊歩道までの道路距離を算出し、遊歩道へのアクセスの指標とした。5 年間の変化を縦断分析した結果、自宅近隣の遊歩道へのアクセスが良いことは、高齢者の心身の健康状態の変化へ望ましい影響を及ぼしていることは明確とならなかった。また、遊歩道へのアクセスが運動・外出行動の変化へ及ぼす影響も示されなかったため、運動・外出行動が遊歩道へのアクセスと健康状態の変化との間を媒介しているのかも明確とならなかった。	

1. 研究の目的	(注) 必要なページ数をご使用ください。
都市環境の構成要因の 1 つである遊歩道は、近隣住民がウォーキング・散歩やサイクリング等を行う場となり、これらを通じて、彼らの健康に資する役割が期待されている。すなわち、遊歩道へのアクセスが良いことは、近隣住民の運動・外出行動を促進し、その結果として、健康状態の維持・向上に寄与している可能性がある。しかし、従来の研究は、遊歩道へのアクセスが運動・外出行動に及ぼす影響の検証に止まり、運動・外出行動の先にある、健康状態への影響までを検証できていない。従来の研究がこの検証をできていない主な理由は、成人全般を対象とした 2～3 年以内の短期追跡に止まり、健康状態の変化を十分に捉えることができていないためである。一方、本研究で注目する高齢者は、健康リスクが高く検証の優先順位の高い集団であるとともに、健康状態の経年変化が生じやすい集団である。そのため、高齢者を対象に、十分な期間の追跡を行うことによって、遊歩道へのアクセスが健康状態に及ぼす影響を検証することが可能となる。 本研究は、自宅近隣の遊歩道へのアクセスが良いことは、都市在住高齢者の心身の健康状態の変化へ望ましい影響しているのかと（目的 1）、これらの影響は運動・外出行動によって媒介されているのか（目的 2）を検証した。健康状態へ影響自体に加え、この影響に至るまでのプロセスも併せて明らかにすることで、遊歩道の重要性について、学術的説得力の高く、かつ、従来の研究からの連続性・発展性の高い知見を得ることができる。	

2. 研究の経過

(注) 必要なページ数をご使用ください。

2-1. 対象者と手続き

我々は、神戸市灘区居住の高齢者を対象とした縦断調査「中高齢者の日常生活に関する調査」を、2017年度（事前調査）、2018年度（1年後調査）、2020年度（3年後調査）の計3回行ってきた。本研究は、この調査の2022年度調査（5年後調査）と位置付けて行った。2017年度調査（事前調査）は、神戸市灘区に居住する2016年4月1日の時点で64歳、69歳、74歳の男性とその配偶者全員3763名に回答依頼を行い1784名から回答が、また、うち1079名から今後の調査協力の了承を得ている。本研究では、1079名のうち、過去の調査での宛先不明者を除く1035名へ、2022年度（5年後）調査への回答依頼を行った。回答依頼を行った1035名のうち、764名（73.8%）から2022年度（5年後）調査への回答が得られた。

2-2. 本研究で用いた調査項目

心身の健康状態については、継続して収集している、フレイル（0～25点：基本チェックリスト[厚生労働省]）、主観的健康感（1～5点：単項目）、精神的健康（0～15点：WHO-5精神健康状態表簡易版[稲垣他.日本公衛誌.2013;60:294-301]）、および精神的不調（0～24点：K6尺度[Furukawa et al.Int J Methods Psychiatr Res.2008;17:152-158]）に関する尺度を、本研究でも分析に用いた。各尺度の得点は、高得点ほどその強い傾向にあることを意味する。

週あたりの運動時間（時／週）と、非就業日の外出頻度（日／週）も、これまでの調査から継続して収集しており、本研究でも分析に用いた。

一方、近隣（自宅から徒歩10～15分圏内）の遊歩道の認知状況（認知なし、認知あり）と、遊歩道の利用頻度（なし、月1～3日、週1日、週2～3日、週4～5日、週6～7日）に関する項目は、2022年度（5年後）調査の独自項目として、新たに追加した。遊歩道の利用頻度の回答は、週あたりの日数に換算した（月1～3日＝週0.5日、週2～3日＝週2.5日、週4～5日＝週4.5日、週6～7日＝週6.5日）。

その他、基本属性として、2017年度（事前）調査の性、年齢、教育歴（中学高校、高校より上）、居住形態（誰かと同居、独居）、就業（なし、あり）に関する項目を分析用いた。

2-3. 遊歩道へのアクセスの評価方法

本研究では、遊歩道を、「歩行者専用道路、自転車歩行者専用道路、または、都市公園など無料公共施設内等に設置された園路のうち、商店街内を主に通過する道路・園路を除く道路・園路」を定義した。ただし、この定義に該当する道路・園路の中には、全長が200～300m程度のものが一定数含まれていた。そのため、本研究では、この定義を満たす道路・園路のうち、全長が500m以上のものに限定した。神戸市役所が発行する地図と現地観察によって、神戸市灘区と隣接区（神戸市中央区、神戸市東灘区）内の遊歩道を同定した。同定した遊歩道について、出入りの可能な場所の緯度経度を、Web検索サービスサイト（googleマップ上）から収集した。遊歩道の出入り可能な場所の緯度経度と、各対象者の自宅住所に関する情報を、地理情報システム（ArcGIS for Desktop 10.5 Network Analyst software）に取り込み、同システムを用いて、各対象者の自宅住所から最寄遊歩道までの道路距離を算出し、遊歩道へのアクセスに関する項目として本研究で分析した。

3. 研究の成果

(注) 必要なページ数をご使用ください。

3-1. 遊歩道へのアクセスが運動・外出行動と健康状態に及ぼす影響（目的1の検証）

本研究で行った2022年度（5年後）調査を含め、これまでの計4回の調査に、少なくとも2回以上回答し、かつ、引っ越しを行っていない941名分のデータを用いて、潜在成長曲線モデルにより、自宅から最寄遊歩道までの道路距離が運動・外出行動と健康状態の当初状態（切片）および経年変化（傾き）に及ぼす影響を検証した。その結果、表1に示す通り、自宅から最寄遊歩道までの道路距離は、いずれの指標に対しても有意に影響していなかった。

表1 自宅から最寄遊歩道までの道路距離が運動時間・外出頻度・健康状態に及ぼす影響：
潜在成長曲線モデル

	標準化係数	p 値
運動行動に関するモデル(CFI=.979, TLI=.942, RMSEA=.042)		
自宅から最寄遊歩道までの道路距離→運動時間の切片	-0.03	0.408
自宅から最寄遊歩道までの道路距離→運動時間の傾き	-0.04	0.545
外出行動に関するモデル(CFI=.994, TLI=.982, RMSEA=.019)		
自宅から最寄遊歩道までの道路距離→外出頻度の切片	-0.05	0.247
自宅から最寄遊歩道までの道路距離→外出頻度の傾き	0	0.992
フレイルに関するモデル(CFI=.984, TLI=.955, RMSEA=.044)		
自宅から最寄遊歩道までの道路距離→フレイル得点の切片	0.03	0.356
自宅から最寄遊歩道までの道路距離→フレイル得点の傾き	-0.03	0.703
主観的健康感に関するモデル(CFI=.996, TLI=.990, RMSEA=.016)		
自宅から最寄遊歩道までの道路距離→主観的健康感得点の切片	0.01	0.806
自宅から最寄遊歩道までの道路距離→主観的健康感得点の傾き	-0.04	0.585
精神的健康に関するモデル(CFI=.984, TLI=.956, RMSEA=.036)		
自宅から最寄遊歩道までの道路距離→精神的健康得点の切片	0.01	0.846
自宅から最寄遊歩道までの道路距離→精神的健康得点の傾き	0.07	0.313
精神的不調に関するモデル(CFI>.9999, TLI>.999, RMSEA<.001)		
自宅から最寄遊歩道までの道路距離→精神的不調得点の切片	0.03	0.493
自宅から最寄遊歩道までの道路距離→精神的不調得点の傾き	-0.04	0.614

切片は各指標の当初の状態を、傾きは各指標の経年変化を表す。

3-2. 遊歩道へのアクセスと健康状態との関連に対する運動・外出行動の媒介性（目的2の検証）

2017年（事前）調査と2022（5年後）調査に回答し、引っ越しを行っておらず、かつ、分析項目に欠損のない477名のデータを用いた。運動時間・外出頻度・各健康指標の5年間の変化量（residualized change 得点）を算出し、パス解析により、自宅から最寄遊歩道までの道路距離は、運動時間・外出頻度の変化量を媒介して、各健康指標の変化量に影響を及ぼしているのかを検証した。その

結果、図1の通り、運動時間や外出頻度の変化量は各健康指標の変化量に有意に影響していたが、自宅から最寄遊歩道ま

表2 自宅から最寄遊歩道までの道路距離が健康状態の5年変化に及ぼす影響：
運動時間と外出頻度を媒介した間接効果

	標準化間接効果(95%信頼区間)	p 値
フレイル得点の5年間の変化量	0.01 (-0.01, 0.03)	0.164
主観的健康感得点の5年間の変化量	-0.01 (-0.02, 0.00)	0.224
精神的健康得点の5年間の変化量	-0.01 (-0.02, 0.00)	0.099
精神的不調得点の5年間の変化量	0.01 (-0.00, 0.02)	0.102

図1に示したモデルにおける標準化間接効果を、バイアス修正ブートストラップ法で推計した(リサンプリング数:5000回)

での道路距離は、運動時間や外出頻度の変化量へ有意に影響していなかった。また、運動時

間・外出頻度を媒介した間接効果を検証しても（表 2）、自宅から最寄遊歩道までの道路距離から各健康指標への間接効果は非有意であった。

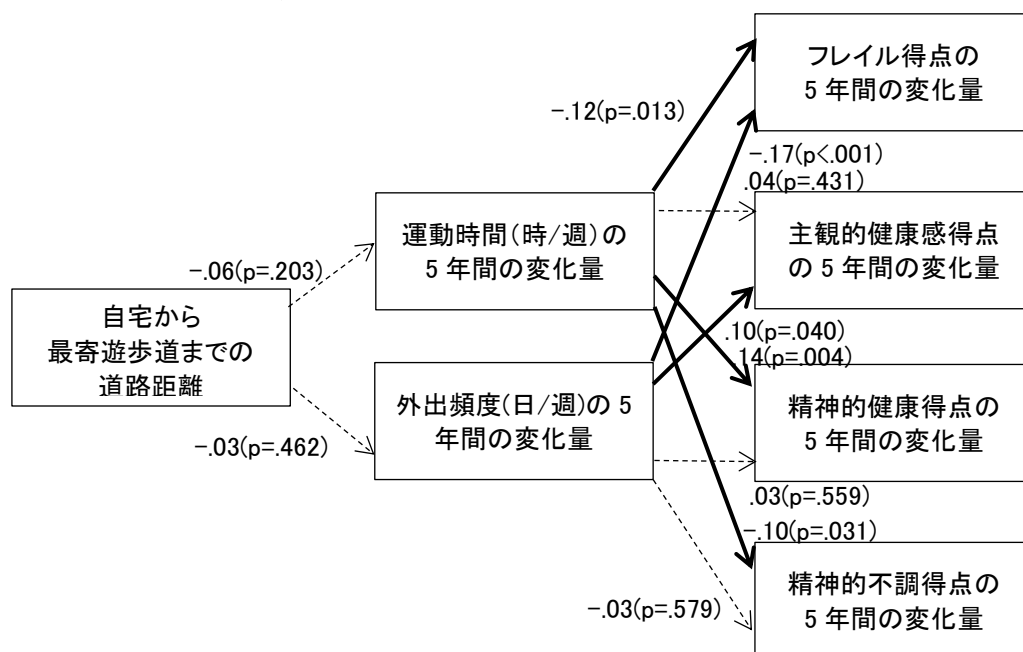


図1 自宅から最寄遊歩道までの道路距離、運動時間・外出頻度の5年変化、健康状態の5年変化の相互関連性。図中の数値は、標準化係数を示す。図の可読性を保つため、基本属性から各変数へのパス、運動時間と外出頻度との相関、および健康指標間の相関は表示していない。モデル適合指標は、CFI>.999、TLI>.999、RMSEA<.001であった。間接効果の推計は、表2に示した。

3-3. 遊歩道へのアクセスと運動・外出行動、健康状態の関連に対する遊歩道の認知・利用頻度の媒介性と、遊歩道の利用者特性（副次解析）

副次解析として、2022年度（5年後）調査で新たに収集した項目である、遊歩道の認知と、遊歩道の利用頻度に注目し、自宅から最寄遊歩道までの道路距離は、遊歩道への認知、遊歩道の利用頻度を媒介して、運動・外出行動や健康状態と関連しているのかを、パス解析により検証した。この分析には、2022年度（5年後調査）に回答し、これまで引越しをしておらず、かつ、分析項目に欠損のない584名分のデータを用いた。

その結果、図2の通り、自宅から最寄遊歩道までの道路距離は遊歩道の認知と、遊歩道の認知は遊歩道の利用頻度と、遊歩道の利用頻度は運動

表3 自宅から最寄遊歩道までの道路距離と健康状態との関連：遊歩道の認知・利用頻度、運動時間、外出頻度を媒介した間接効果

	標準化間接効果(95%信頼区間)	p値
フレイル得点	0.01 (0.00, 0.01)	0.001
主観的健康感	-0.01 (-0.01, -0.00)	0.001
精神的健康	-0.01 (-0.01, -0.00)	0.001
精神的不調	0.00 (0.00, 0.01)	0.001

図2に示したモデルにおける標準化間接効果を、バイアス修正済ブートストラップ法で推計した(リサンプリング数:5000回)

表4 遊歩道の利用頻度に関連する要因

	標準化係数	p値
遊歩道の認知(なし=0,あり=1)→遊歩道の利用頻度(日/週)	0.49	<0.001
性別(男=0,女=1)→遊歩道の利用頻度(日/週)	0.09	0.024
年齢→遊歩道の利用頻度(日/週)	0.11	0.006
教育歴(中学高校=0,高校より上=1)→遊歩道の利用頻度(日/週)	-0.06	0.117
独居(誰かと同居=0,独居=1)→遊歩道の利用頻度(日/週)	-0.01	0.886
就業(なし=0,あり=1)→遊歩道の利用頻度(日/週)	0.04	0.255

図2に示したモデルから、遊歩道の利用頻度へのパスに関する結果を抽出した

歩道の認知・利用頻度、運動時間、外出頻度を媒介した間接効果を検証した結果（表 3）、自宅から最寄遊歩道までの道路距離は、これらの要因を媒介して、有意にかつ間接的に健康指標と関連していた。

さらに、図 2 のパス解析の結果から、遊歩道の利用頻度に関連する要因に関する結果を抽出したところ（表 4）、遊歩道を認知している者に加えて、女性や高齢者のほうが、遊歩道の利用頻度が有意に高かった。

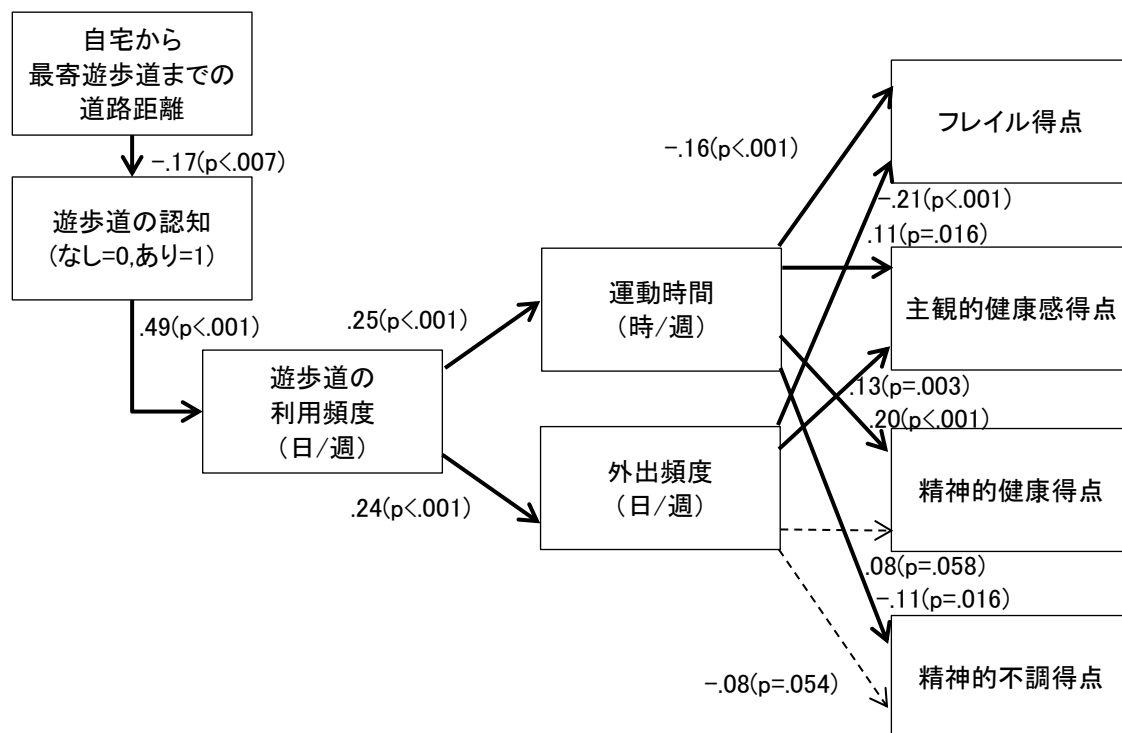


図 2 自宅から最寄遊歩道までの道路距離、遊歩道の認知・利用頻度、運動時間・外出頻度、および健康状態との相互関連性（5 年後調査：横断検証）。図中の数値は、標準化係数を示す。図の可読性を保つため、基本属性から各変数へのパス、運動時間と外出頻度との相関、および健康指標間の相関は表示していない。モデル適合指標は、CFI =.997、TLI=.984、RMSEA=.019 であった。間接効果の推計は、表 3 に示した。また、遊歩道の利用頻度に関連する要因についての結果は、表 4 に示した。

3－4. 成果のまとめ

本研究により、自宅近隣の遊歩道へのアクセスが良いことは、高齢者の心身の健康状態の変化へ望ましい影響を及ぼしていることは明確とならなかった。また、運動・外出行動が健康状態の変化に及ぼす影響は示されたものの、遊歩道へのアクセスが運動・外出行動の変化へ及ぼす影響が示されなかったため、運動・外出行動が遊歩道へのアクセスと健康状態の変化との間を媒介しているのかも明確とならなかった。ただし、2022 年度（5 年後）調査の副次解析により、遊歩道へのアクセスは、遊歩道の認知と遊歩道の利用頻度を媒介して、運動・外出行動や健康状態と関連していることが示された。

4. 今後の課題

（注）必要なページ数をご使用ください。

2022 年度（5 年後）調査の副次解析の結果を踏まると、本研究で、遊歩道へのアクセスが運動・外出行動や健康状態の変化へ及ぼす影響が明らかとならなかった理由として、遊歩道への

アクセスは、直接的にこれらの変化に影響を及ぼしているのではなく、あくまでも、遊歩道の認知や遊歩道の利用頻度を媒介してこれらの変化へ間接的に影響を及ぼしているためと考えられる。従って今後は、遊歩道の認知や利用頻度の媒介性を縦断的な観点から検証することで、遊歩道のアクセスが高齢者の健康状態の変化に影響を及ぼすまでのプロセスを明確にできるだろう。