

# 街路特性を考慮した Walkability Index の構築 ： 居住者の余暇歩行活動量に着目して

金井 俊祐<sup>1</sup>・木村 優介<sup>2</sup>

<sup>1</sup>学生会員 京都大学大学院工学研究科 社会基盤工学専攻 (〒615-8540 京都市西京区京都大学桂C1)  
E-mail: kanai.shunsuke.84v@st.kyoto-u.ac.jp

<sup>2</sup>正会員 京都大学大学院工学研究科 社会基盤工学専攻 (〒615-8540 京都市西京区京都大学桂C1)  
E-mail: kimura.yusuke.8m@kyoto-u.ac.jp (Corresponding Author)

Walkability Index (WI) は健康的な生活などを目的としたまちづくりに資する評価指標として期待されるが、買い物、飲食などの日常歩行に比べて散歩・ランニングなどの余暇歩行との関係については検証が不十分である。本研究では、実際に歩行活動が行われる街路の性質を考慮したWIを構築し、余暇歩行活動量との関連を調べることによって、余暇歩行活動量を説明可能なWIを明らかにすることを目的とする。具体的には、幅員・歩道の有無を表す構造特性と沿道の施設・環境を表す沿道特性の2つに着目して街路を分類する。その後、既存のWIの構成要素や分類別の街路延長と居住者の日常・余暇歩行活動量との関連を調べることで、日常歩行との比較を通じて、余暇歩行活動量を最も説明しうるWIを明らかにする。

**Key Words:** *Walkability Index, leisure walking, street classification, generalized additive model, GIS*

## 1. はじめに

### (1) 研究の背景と目的

身体活動量が多い人は、高血圧、糖尿病、肥満などの罹患率や死亡率が低いこと、また身体活動がメンタルヘルスや生活の質の改善に効果をもたらすことが認められている<sup>1)</sup>。また高齢化などに伴う医療費の増大が年々課題となっており<sup>2)</sup>、健康寿命の延伸のために身体活動量を増加させることが必要となっている。

最も基本となる身体活動として歩行活動があり、歩行活動量の増加によってあるエリアの集団ベース（ポピュレーションベース）での身体活動量の増加が見込まれると考えられる。Alfonzo et al.<sup>3)</sup>は1週間あたりの歩行時間をアンケート調査によって取得し、約7割の人が歩行の半分以上の時間を居住地の近所で行っていたことを示しており、自宅を中心とした歩行環境の向上が歩行活動の推進にあたって重要となる。また推進を進めるためには歩行に影響を与える環境要因を明らかにすることが重要だと Cain et al.<sup>4)</sup>は指摘している。

歩行は目的別に買い物や飲食などの日常歩行、散歩やランニングなどの余暇歩行などに分けられる。特にスポーツなどの高強度の運動が難しい高齢者に対しては余暇歩行の促進は身体活動量の向上に有効であると考えられる。また若年層に対しても余暇身体活動によって抑うつ減少などの効果があること

が甲斐ら<sup>5)</sup>によって示されており、余暇歩行の促進は全年代の健康維持に関して有効であると言える。

本研究では Walkability という概念に着目する。Walkability は良好な地域コミュニティの形成、車を使わない環境にやさしい生活、身体的にも精神的にも健康なライフスタイルなどを可能とする、歩く行為を促進するような生活環境全般を含む概念である。この Walkability を測る指標の一つに、Frank et al.<sup>6)</sup>によって開発された Walkability Index (以下、WI と略)がある。WI は Walkability に関連する複数の地理的環境変数を地理情報システム (Geographic Information System: GIS) によって算出し、統合したものである。Frank et al.によって WI と中程度の身体活動量との関係が明らかにされ、その後、米国・オーストラリアを中心に研究が進み、目的別歩行活動量を対象として WI と周辺環境との関連が調べられてきた。特に Humpel et al.<sup>7)</sup>は歩行目的別に影響を受ける周辺環境が異なることを示している。中程度の身体活動、日常歩行に関しては WI との一定の関連が示されている一方で、余暇歩行に関しては WI によって十分に説明できていないこと<sup>8)</sup>が課題となっている。

WI のような地理的環境変数はマクロな環境変数と呼ばれ、近年では改変可能であり、歩行環境の評価に当たっては実際に歩行する空間の性質を踏まえた街路環境などのマイクロな環境変数が着目されている。しかし、研究の行われている米国・オーストラリアなどでは落書き、治安状態などの変数が使用

9)されており、国ごとに文化、都市の形成の仕方などが異なることから、同じ指標を採用することは難しい。日本において余暇歩行活動量に影響を与える環境変数の検証を独自に行う必要がある。

そこで本研究では街路の断面形状である構造特性、視覚的要素・構成要素である沿道特性に着目して街路を分類し、これらの延長を用いることでマイクロな環境変数を作成した。その上で、日常歩行と余暇歩行に対して一般化線形モデルと一般化加法モデルを適用して分析を行い、各歩行に関して分類別の街路延長の与える影響や、WI とその構成変数間の関係を把握することを試みた。さらに、余暇歩行活動量を説明しうる WI の構築可能性の検証を行った。

## (2) 研究の位置づけ

目的別歩行量と周辺環境との関連を調べた研究として、金井ら<sup>10)</sup>は日本において日常歩行と余暇歩行における WI の説明力を比較検証している。日常歩行では既存の WI が説明力を有していること、余暇歩行では WI の値がある一定の値を超える、WI の高い都市化した地域において抑制する方向に働く可能性を示している。Sugiyama et al.<sup>9)</sup>は余暇歩行活動量とアンケート調査によって取得した周辺環境との関係を線形関係、非線形関係の両方を仮定して分析している。その結果、Net Residential Dencity, Land Use Mix, Connectivity, Aesthetics と有意な関係があったことを示している。

マイクロスケールの環境と目的別歩行活動量を調べた研究として、Cain et al.<sup>4)</sup>は道路デザイン、乗り換え駅、歩道の質、横断歩道のアメニティ、美観という要因に対して影響を与える特徴を測定する MAPS (Microscale Audit of Pedestrian Streetscapes) を使用して、レジャー目的の歩行が美的変数と高い関連性を有していることを示した。

以上を踏まえた本研究の特徴として、マクロスケールの変数と街路環境を示すマイクロスケールの変数について、日常歩行と余暇歩行の両歩行目的に対して同一枠組みで分析することが挙げられる。これによってマクロの環境変数と、マイクロの環境変数の影響力を比較検討することができる。また従来の Build environment に関する研究では、周辺環境と歩行量の関連を調べることに主眼が置かれており、歩行のどの要因がどのように関わっているのかを理解しないまま分析を行っていることが課題として指摘<sup>11)</sup>されており、本研究では歩行の要因にも着目して検証を行ったことが特徴である。

## (3) 研究の対象地

研究対象地は滋賀県草津市の草津川跡地公園 (de 愛広場) とその周辺である (図-1)。草津川跡地は、2002 年に新草津川 (放水路) が供用された結果、旧河道が廃川となって生まれた広大な空間である。質の高い緑空間の創出を目的に整備が行われ、2017 年 4 月に草津川跡地公園として供用された。整備前後の違いとして、出入り口の増加、内部空間が自由に

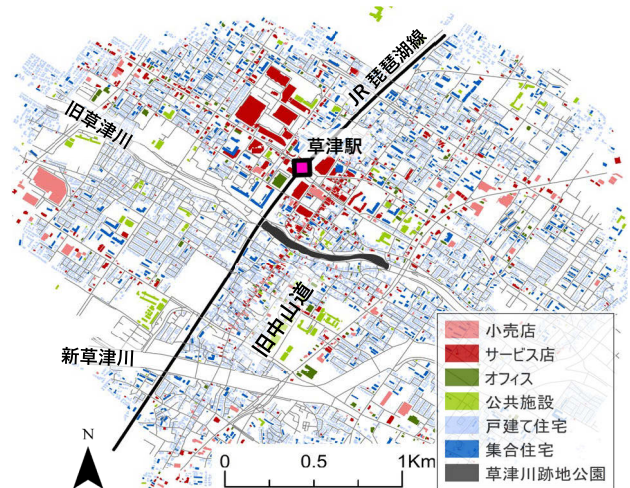


図-1 対象地周辺の様子 (先行研究<sup>10)</sup>より転載)

通行可能になることによる回遊路の増加、空き地から歩行者・自転車専用道への機能転換が挙げられる。

本研究では草津川跡地公園から 800 m 到達圏内を対象とする。範囲内の居住者を対象にしたアンケート調査結果と、居住地周辺の地理的環境変数を用いて分析を行う。なお草津川跡地公園内の新設された道は現実に即してトレースして作成し、既存のデータセットに追加して解析に使用した。

## (4) Walkability Index の概要

Walkability は郊外スプロールと対をなす概念となっており、居住者の密度が高く、土地利用が多様で、道路網の接続性が高いような都市化した特徴を持つエリアにおいて Walkability の値が高くなる。姜ら<sup>12)</sup>によると、Walkability の増加とともに、そのエリアは車を使わない肉体的、精神的に健康的な生活、交通事故や犯罪に対する不安感の減少、良好なコミュニティの形成などの特徴を持つことが明らかになっている。すなわち Walkability の向上により歩行における快適性や魅力が増加し、居住者の歩行活動量が多くなると言える。

この Walkability を測る指標の一つが Walkability Index (WI) である。WI は居住地周辺のエリアにおいて歩行活動に関連がある複数の地理的環境変数を、GIS により数量化して標準化を行ったのち、それらの総和を取るものである。本研究では Frank et al.<sup>6)</sup>により提示された土地利用混合度、交差点密度、世帯密度の 3 つの地理的環境変数から構成されるモデルの中で、土地利用混合度の重み係数が 1 となる最も基本的な算出式を用いた (式(1))。

$$WI_k = z - LUM_k + z - ID_k + z - NRD_k \quad (1)$$

ただし、 $WI_k$ : 対象エリア  $k$  における WI

$z$  -: 平均 0, 分散 1 の標準化 ( $z$  スコア)

$LUM_k, ID_k, NRD_k$  :

対象エリア  $k$  における土地利用混合度,  
交差点密度, 世帯密度

それぞれの居住地の有する地理的環境変数は、居住

表-1 使用データの取得元と整備時期

データ名称	ソース	時期
基盤地図情報（建築物の外周線）	国土地理院	2014
国土地理院ベクトルタイル 道路中心線	国土地理院	2006/11
平成 27 年国勢調査 小地域	e-Stat	2015
ゼンリン電子住宅地図（草津）	ゼンリン	2016/11
ゼンリン電子住宅地図（栗東）	ゼンリン	2016/12

地から 800 m（約徒歩 10 分）の到達圏（ネットワークバッファ）をその居住地のエリアと定義し、エリア内のデータを使用して算出した。使用データを表-1 に示す。

## 2. 分析手法

### (1) アンケート調査データの利用

本研究では、WI の検証用データとして 2017 年 10 月に行ったアンケート調査のデータを使用した。アンケート調査では、草津川跡地公園から 800 m 到達圏内においてランダムに抽出した 1,100 世帯に調査用紙を 2 枚配布し、郵送によって回答を回収した。表-2 に本研究のデータに関連する設問内容を示す。設問には草津川跡地公園整備前の 2016 年と整備後の 2017 年における、居住地周辺での 1 週間あたりの目的別歩行活動（日々の買い物や飲食の日常利用、散歩やランニングの余暇利用）の時間・頻度と個人属性を設定した<sup>(2)</sup>。

配布した世帯のうち 538 世帯、765 人から回答が得られた（世帯回答率 48.9%）。回答が不十分なサンプルや不適切なサンプルを除くため、表-3 に示すデータクリーニングを行い、2017 年と 2016 年それぞれの歩行時間のデータを得た。回答者の属性を表-4 に示す。60 代以上の割合が半分以上を占め、20 代や学生の回答者の割合が少ないものの、30 代や 40 代の回答も一定見られること、性別においては男女の割合が同程度になっていることが確認できる。

### (2) 街路空間の分類

街路を断面形状である構造特性、視覚的要素・構成要素である沿道特性によって分類した。構造特性では自動車交通との関連、沿道環境では歩行者の主観的認知や歩きやすさに影響すると考えられるものを選び、表-4 のように分類した。なお歩車分離道路は車線数が両側 2 車線を目安に幅員によってさらに 2 つに分類した。沿道特性のその他は対象外とし、構造特性、沿道特性によって分類された街路分類を合わせ合わせることで、特徴を有すると考えられる緑道×歩行者・自転車専用道、緑道×歩車混合道、緑道×歩車分離道、商店街街路、幹線道路×歩車分離幅員 16 m 未満、幹線道路×歩車分離幅員 16 m 以上の 6 つに分類した。それぞれの分類別街路の分布を図-2 に示す。上記の 6 つの街路に対して居住地の到達圏内の街路延長を算出し、その居住地の有する街路環境とした。草津川跡地公園内は緑道×歩行者・自転車専用道に分類し、以降の分析は街路の多様性の多い 2017 年を解析とした。

表-2 アンケート項目とその詳細

アンケート項目	詳細
年齢	20 代/30 代/40 代/50 代/60 代/70 代以上
性別	男性/女性
婚姻状況	既婚/未婚
個人健康状態	良い/まあ良い/どちらとも言えない/少し悪い/悪い
属性教育年数	12 年未満/12 年以上
職業	正規社員/非正規社員（アルバイト・パート含む）/専業主婦・主夫/学生/無職
BMI	Body Mass Index : 体格指数
年	2016/2017
歩行活動量	目的 日常/余暇
データ	時間（分/週）/頻度（回/週）
居住年数	1 年以上/1 年未満
1 年間の歩行活動量	駅前の商業施設が増えた/草津川跡地公園ができたの差の理由（その他）/健康のため意識して運動するようになった/車を除き各 5 段階
	購入した・手放した/その他

表-3 データクリーニングの内容と有効データ数<sup>(1)</sup>

Step	処理内容	処理後のデータ数
(a)	個人属性に未記入がある回答、同世帯で同一人物が 2 通回答した可能性の高い回答を除去	666
(b)	以下の順に処理を行った。 1) 歩行活動量が極端に多い（週 4000 分以上）の回答を除去 2) 2017 年、2016 年の歩行頻度・歩行時間が全て 0 の回答を除去 3) 居住期間 1 年未満の回答を除去 4) 2016 年の歩行頻度が全て 0 でかつ歩行量の差の理由が未記入の回答を除去 5) 2016 年の歩行頻度に記載があり、歩行時間に記載のない回答を除去	602

表-4 回答者の属性（表-3 (a) の段階、N = 666）

	個人属性	人数	割合(%)
年齢	20 代	34	5.1
	30 代	66	9.9
	40 代	106	15.9
	50 代	97	14.6
	60 代	153	23.0
	70 代以上	210	31.5
	性別	男性	345
女性		321	48.2
婚姻状態	既婚	513	77.0
	未婚	153	23.0
健康状態	良い	260	39.0
	まあ良い	287	43.1
	どちらともいえない	57	8.6
	少し悪い	52	7.8
	悪い	10	1.5
学歴	中学校卒・高校卒	267	40.1
	専門学校卒・短大卒・高専卒	129	19.4
	大学卒・大学院卒	270	40.5
雇用状況	正規社員	245	36.8
	非正規社員(アルバイト・パート含む)	111	16.7
	専業主婦・主夫	116	17.4
	学生	8	1.2
	無職	181	27.2
	その他	5	0.8
BMI	25.0 以上	117	17.6
	25.0 未満	549	82.4
居住年数	1 年以上	629	94.4
	1 年未満	32	4.8
	未記入	5	0.8

表-4 街路の分類とその分類方法

	分類名	分類方法
構造特性	歩行者・自転車専用	歩行者のみ通行可能
	歩車分離 (16 m未満/16 m以上)	歩道あり, 道路幅員による細分類
	歩車混合	歩道なし
沿道特性	幹線道路	沿道に大規模店舗・駐車場が立地
	商店街	沿道に立地する商店の平均間隔が15 m以内
	緑道 その他	沿道に緑地や水域, 田畑が立地 上記3分類以外のもの

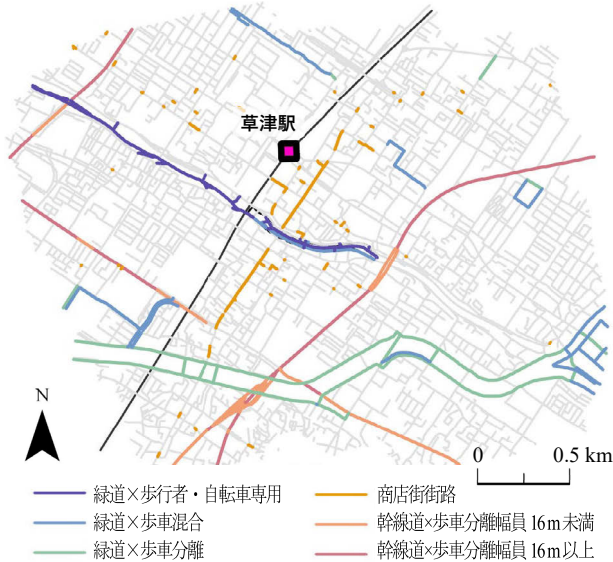


図-2 分類別街路の分布

(3) 一般化線形モデル・一般化加法モデルによる回帰分析を用いた検証

一般化線形モデル (Generalized Linear Model: GLM) は一般線形モデルを拡張したものであり, 残差を任意の分布とした線形モデルである. 一般化線形モデルは指数型分布族の確率分布, 線形予測子, リンク関数の 3 つの要素から構成される<sup>13)</sup>. 回帰モデルは以下の式(2)で表される.

$$g(y) = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \dots + \beta_n x_n \quad (2)$$

ただし,  $g()$ :リンク関数

$\beta_0$ : 定数項

$x_j$ : 説明変数 (個人属性, 地理的環境変数)

$\beta_j$ : 説明変数  $x_j$  に対する偏回帰係数

一般化線形モデルを用いて, 目的別の歩行に影響を与える要因の分析を行った. 説明変数として各居住地の有する WI の構成変数 3 つ, 構成変数を合成して作成される z-LUM + z-ID, z-LUM + z-NRD, z-ID + z-NRD, WI (z-LUM + z-ID + z-NRD) の 4 つ, 分類別街路延長 6 つの計 13 個を地理的環境変数とし, 居住者の個人属性も与えることで, 個人属性による影響を排除した地理的環境変数と歩行との関係を調べた. これにより, 各説明変数の偏回帰係数と有意確率である p 値が求められる. 本研究では p 値の有意水準として 5%, 10%を設定した. 連続値の説明変数に対する偏回帰係数は, その説明変数以外の

値を変化させない状態で, 当該変数を 1 だけ増加させたとき, 目的変数がどの程度増減するのかを示している. さらに, その偏回帰係数を自然対数の底 e の指数としたものがオッズ比となる. なお個人属性は年齢, BMI は連続値, 性別などその他の個人属性はカテゴリカル変数として代入した. また歩行時間は歩行頻度を包含していること, 既往研究<sup>10)</sup>によって歩行時間の方が解析の枠組みとして適切であることが明らかにされており, 本研究では, 歩行活動量として歩行時間を設定した.

一般化線形モデルでは説明変数と目的変数との線形関係を仮定している. 既往研究<sup>10)</sup>では余暇歩行が過度な都市化によって抑制される可能性を示しており, 線形関係の仮定では説明力を有する地理的環境変数の抽出が難しいことが想定される. そこで線形仮定では得られない変数間の関係を詳細に把握するために, 一般化線形モデルにおいて有意水準を満たさなかった地理的環境変数に対して, 一般化加法モデルを適用した.

一般化加法モデル (Generalized Additive Model: GAM) は未知の形の複雑な用量反応関係を推定することができるノンパラメトリックの分析方法であり, 説明変数と目的変数の間の関係性を非線形関数を用いて表すことができる. 回帰モデルは以下の式(3)で表される.

$$g(y) = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \dots + \beta_{n-1} x_{n-1} + f(x) \quad (3)$$

ただし,  $g()$ :リンク関数

$\beta_0$ : 定数項

$x_j$ : 説明変数 (個人属性)

$\beta_j$ : 説明変数  $x_j$  に対する偏回帰係数

$f(x)$ :非線形を仮定した地理的環境変数  $x_n$

一般化加法モデルでは個人属性に加えて, 非線形関係を仮定した地理的環境変数を 1 つずつ順番に代入し, 解析を行った. なお個人属性の扱いは一般化線形モデルと同様に年齢, BMI は連続値, 性別などその他の個人属性はカテゴリカル変数として代入した. 有意水準として 5%, 10%を同様に設定し, 入力データと予測モデルの間の適合度を測るカイ二乗検定を行った. 以上の解析にはオープンソースの統計解析ソフトウェアである R を用いた.

(4) 回帰分析の枠組み

本研究で使用する歩行量のデータはゼロの多いデータであり, そのデータに対して直接回帰分析を行うことは難しくなっている. そこで Sugiyama et al.<sup>9)</sup>の方法を参考に, 1 週間当たりの歩行時間が 0 分であるデータと 0 分を超えるデータに分割し, 「過去 1 週間のうちに歩行する可能性と歩行しない可能性」, 「過去 1 週間に歩行を報告したサブグループにおける歩行時間 (分/週)」のそれぞれに関連する周辺環境を特定するモデルを作成した. また上記 2 つのモデルを包含した全データを使用して歩行活動量の多いグループに所属する確率と周辺環境との関連を調べ

るモデルを加えて、3つのモデルを作成した。それぞれのモデルの解析条件を以下に示す。

モデル1は1週間あたりの歩行時間が0分を超える人を「歩く」(=1)、1週間あたりの歩行時間が0分である人を「歩かない」(=0)として二値化し、それぞれのグループに所属する確率をオッズで表現した。これにより地理的環境変数と歩行機会の有無との関連を把握することができる。なおロジットリンク関数、誤差構造に二項分布を仮定した。

モデル2では1週間あたりの歩行量が0分を超える人のみを対象にして分析を行った。その際に両歩行目的で比較検証を行うために、どちらかの歩行時間が0分であるデータを削除した(N=301)。歩行時間のデータは正の値であり、分散の大きなデータとなっていたため、対数リンク関数、誤差構造は負の二項分布を仮定して解析を行った。これにより地理的環境変数と歩行時間の関係性を調べることができ、どのような周辺環境が歩行時間の促進、抑制に寄与するのかを把握することができる。

モデル3では歩行活動量の多いグループに所属する確率と周辺環境との関連を調べた。歩行活動量の多いグループに所属するかを判断する際には閾値の設定を行う必要がある。既往研究<sup>10)</sup>において歩行活動量を二値化する際に歩行目的別に閾値の設定を変更することが必要であることが示されている。そこで本研究においても日常歩行では1週間あたりの歩行時間が0分のデータを除いたもの、すなわち歩行している人のみを対象に中央値を算出した net のデータを使用し、余暇歩行では歩行していない人も含めた全員を対象に中央値を算出した gross のデータを使用して解析を行った。閾値を超える歩行時間を「歩く」(=1)、閾値以下の時間を「歩かない」(=0)として二値化し、それぞれのグループに所属する確率をオッズで表現した。モデル1と同様にロジットリンク関数、誤差構造は二項分布を仮定した。これにより周辺環境と歩くグループに分けられる確率との関連を把握することができる。

上記の3つのモデルを使用して、歩行活動を説明しうる地理的環境変数を明らかにすることを目的として検証を行った。なお地理的環境変数を複数組み合わせることで合成変数としているものに関しては、それぞれのモデルの対象サンプルにより標準化を行った。

### 3. 分析結果

#### (1) 日常歩行

表-5 (a)よりモデル3において ID、緑道×歩車混合道を除いたすべての地理的環境変数で有意水準を満たしている。また有意水準を満たした変数はすべて線形関係を仮定したものであった。それぞれのオッズ比に着目すると、LUM、NRDが1.31となっており、分類別街路延長のオッズ比よりも大きくなっていることが確認できる。これは歩行の際の環境よりも都市化した際の目的地の豊かさや都市の賑わい

などが日常歩行を促進する際には重要であることを示している。またモデル3において、WIの3つの構成変数のうち LUM、NRD が有意であったのに対して、IDは有意ではなかった。

#### (2) 余暇歩行

表-5 (b)より分類別街路延長の中で有意であったものは以下の通りである。正の影響を有していたものは商店街街路(モデル2)、幹線道路×歩車分離幅員16m未満(モデル2,3)、幹線道路×歩車分離幅員16m以上(モデル2,3)、緑道×歩車分離道(モデル3)であった。

WIの構成変数である3つの地理的環境変数とその合成変数の中で有意であったものはNRD(モデル1,3)とz-LUM+z-NRD(モデル3)であった。一般化加法モデルにおいて有意水準を満たしたNRD、z-LUM+z-NRDのグラフを図-3に示す。個人属性の影響を排除した地理的環境変数と目的変数との関係性をオッズによって示した。いずれのグラフも地理的環境変数の値が大きくなるにつれてオッズが大きくなる傾向を有しており、山と谷が存在していることが確認できる。

### 4. 考察

#### (1) 日常歩行活動量に対する街路の影響

モデル3においてWIの3つの構成変数のうちLUM、NRDの地理的環境変数が有意であったのに対して、ID(交差点密度)は有意ではなかった。これは歩行活動量と3つの構成変数との相関関係を調べ、3つの変数の間で相関係数が同程度になることを示したFrank et al.による結果<sup>9)</sup>と矛盾するものである。この矛盾は国による都市の形成の仕方の違いによるものと想定される。そのため日本などの都市の形成過程や形態の異なる国においてはIDの取り扱いに関しては注意が必要である。現状のWIでも十分に日常歩行に対する説明力を有しているが、これはLUM、NRDの説明力によるものである可能性が高く、日本において歩行活動量に対して説明力の高い指標を作成する際にはIDの見直しなどが必要である可能性がある。

またモデル3においてLUM、NRDが分類別街路延長のオッズ比よりも大きくなっていることを示したが、これは日常歩行が生活上必要不可欠なものであるためだと考えられる。すなわち歩行する街路空間の質や利用形態よりも、目的地となる場所の豊かさやアクセスなどが最低限満たされていれば、歩行時間の増加や外出機会の増加が促進されると考えられる。またLUM、NRDなどは単変数で説明力を十分に有しているため、それらの説明力によってWIの説明力が保たれているとも考えられる。既存の地理的環境変数、WIの説明力が十分であるため、日常歩行においては街路特性を考慮する必要性は低いと判断される。

表-5 GLM, GAMによるモデル(1)~(3)の解析結果.  $\chi^2$ の記載は GAM に対応する (\*\*p < 0.05, \*p < 0.10)

(a) 日常歩行

地理的環境変数	モデル 1 :	モデル 2 :	モデル 3 :
	歩行のオッズ比 (N=602) OR (95%CI)	0 を除く歩行時間 (分/週) (N=301) exp( $\beta$ ) (95%CI)	歩行時間 (分/週) の net の データのオッズ比 (N=602) OR (95%CI)
LUM	<b>1.22*</b> (0.96-1.53)	<b>1.09*</b> (0.98-1.21)	<b>1.31**</b> (1.09-1.61)
ID	0.94 (0.73-1.20)	1.06 (0.96-1.18)	1.09 (0.92-1.31)
NRD	<b>1.43**</b> (1.09-1.91) $\chi^2=24.4^{**}$	1.05 (0.95-1.17)	<b>1.31**</b> (1.09-1.58)
緑道×歩行者・自転車専用道	1.01 (0.79-1.29)	<b>1.10*</b> (0.99-1.22)	<b>1.23**</b> (1.03-1.48)
緑道×歩車混合道	0.90 (0.70-1.15)	0.99 (0.89-1.11)	1.01 (0.85-1.21)
緑道×歩車分離道	<b>0.81*</b> (0.64-1.02)	0.95 (0.86-1.05)	<b>0.77**</b> (0.63-0.92)
商店街街路	1.07 (0.84-1.37)	<b>1.10*</b> (0.99-1.22)	<b>1.27**</b> (1.06-1.53)
幹線道路×歩車分離幅員 16 m 未満	<b>0.79**</b> (0.64-0.99)	0.99 (0.89-1.1)	<b>0.81**</b> (0.66-0.98)
幹線道路×歩車分離幅員 16 m 以上	0.85 (0.66-1.09)	0.96 (0.86-1.06)	<b>0.79**</b> (0.66-0.95)
z-LUM + z-ID	1.07 (0.9-1.25)	<b>1.07*</b> (0.99-1.14)	<b>1.19**</b> (1.05-1.37)
z-LUM + z-NRD	<b>1.16**</b> (1.02-1.33)	1.04 (0.98-1.1)	<b>1.17**</b> (1.06-1.3)
z-ID + z-NRD	1.14 (0.95-1.37)	1.06 (0.98-1.15)	<b>1.23**</b> (1.07-1.42)
WI	<b>1.11*</b> (0.98-1.24)	<b>1.04*</b> (0.99-1.1)	<b>1.16**</b> (1.06-1.28)

(b) 余暇歩行

地理的環境変数	モデル 1 :	モデル 2 :	モデル 3 :
	歩行のオッズ比(N=602) OR (95%CI)	0 を除く歩行時間 (分/週) (N=301) exp( $\beta$ ) (95%CI)	歩行時間 (分/週) の gross の データのオッズ比 (N=602) OR (95%CI)
LUM	1.03 (0.87-1.22)	0.96 (0.87-1.05)	1.06 (0.89-1.26)
ID	0.93 (0.78-1.11)	1.06 (0.96-1.16)	1.00 (0.84-1.19)
NRD	1.07 (0.90-1.28)	1.01 (0.91-1.12)	1.14 (0.96-1.36)
緑道×歩行者・自転車専用道	0.91 (0.77-1.08)	1.08 (0.97-1.20)	<b>1.02</b> (0.86-1.21) $\chi^2=18.0^{**}$
緑道×歩車混合道	0.90 (0.76-1.07)	1.05 (0.95-1.16)	0.91 (0.77-1.09)
緑道×歩車分離道	0.92 (0.77-1.09)	0.96 (0.86-1.07)	<b>0.85*</b> (0.72-1.02)
商店街街路	0.98 (0.82-1.16)	<b>1.10*</b> (0.99-1.22)	1.05 (0.89-1.25)
幹線道路×歩車分離幅員 16 m 未満	0.89 (0.75-1.05)	<b>0.88**</b> (0.8-0.98)	<b>0.79**</b> (0.66-0.95)
幹線道路×歩車分離幅員 16 m 以上	0.93 (0.79-1.11)	<b>0.88**</b> (0.8-0.98)	<b>0.85*</b> (0.72-1.01)
z-LUM + z-ID	0.98 (0.87-1.1)	1.00 (0.94-1.07)	1.03 (0.91-1.16)
z-LUM + z-NRD	1.03 (0.94-1.13)	0.99 (0.94-1.04)	1.05 (0.96-1.16)
z-ID + z-NRD	1.00 (0.88-1.14)	1.04 (0.96-1.12)	<b>1.07</b> (0.94-1.22) $\chi^2=14.5^{**}$
WI	1.01 (0.93-1.09)	1.00 (0.96-1.05)	1.04 (0.96-1.13)

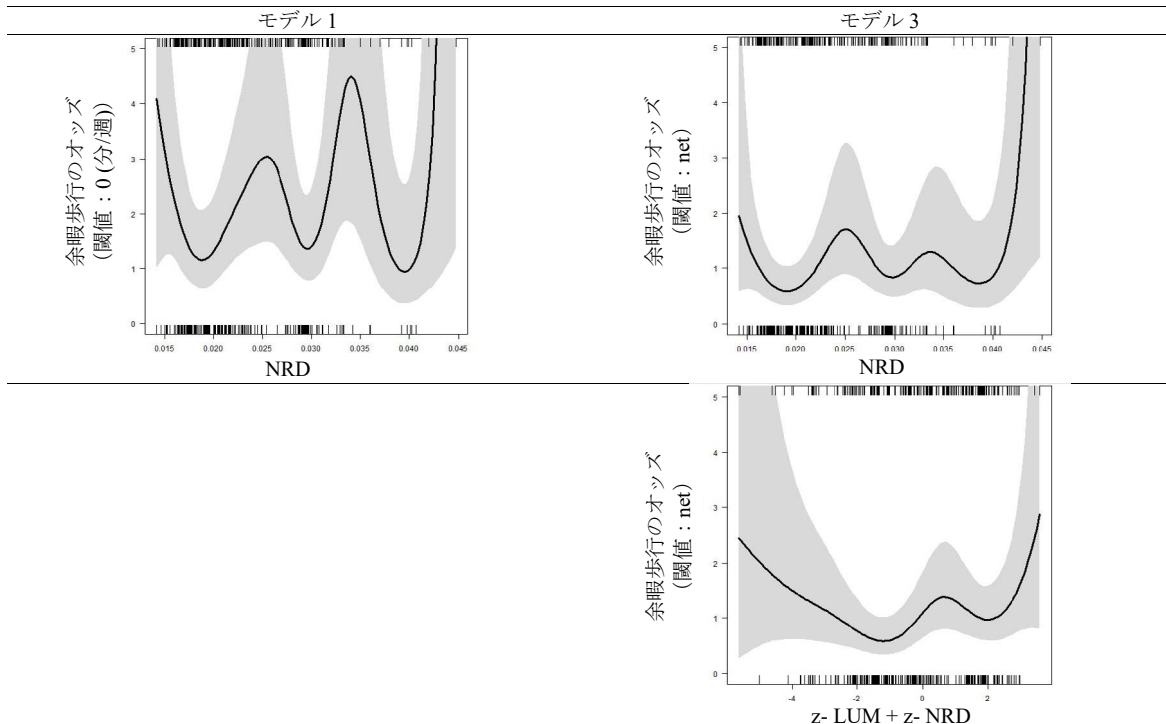


図-3 余暇歩行における GAM のグラフ. 黒線部は説明変数とオッズの予測関数, 灰色領域は 95%信頼区間を示す

## (2) 余暇歩行活動量に対する街路の影響

街路指標の中で有意な変数として抽出されたものに着目する。正の影響を示したのは商店街街路のみであった。商店街街路は小規模店舗が集中している旧中山道付近(図-1)に多く立地しており、目的地の豊富さが関連している可能性がある。一方で目的地の豊富さを示す LUM (土地利用混合度) が有意になっていないことから、目的地の豊富さだけではなく、ショーウィンドウなどが道に面した小規模店舗の密集が歩行の際の魅力や心理的安全性を向上させると考えられる。つまり、余暇歩行においては目的地の豊富さなどの定量的に評価できる環境に加えて、心理的安全性や魅力などの知覚される環境も考慮することが重要である可能性がある。

負の影響を示したのは幹線道路×歩車分離幅員 16m 未満、幹線道路×歩車分離幅員 16m 以上、緑道×歩車分離道であった。幹線道路では交通量が多いため歩行に適しておらず、また横断に際して障害となる場所が連続的に存在しているため、歩行の際の分断が起き、到達圏の減少などによって歩行が阻害されるのではないかと思われる。また緑道×歩車分離道について、本研究対象地では整備がされていない緑が沿道に存在している場合が多く、快適性や夜間の歩行における安全上の懸念などの歩行環境の悪さを示している可能性がある。

有意水準を満たした NRD、 $z$ -LUM+ $z$ -NRD のグラフでは、いずれも地理的環境変数の値が大きくなるにつれてオッズが大きくなり、その中で山と谷が存在していることが確認できる。これは都市域では余暇歩行が促進される可能性があるが、その中でも過度に都市化すると抑制される可能性があるという既往研究<sup>10)</sup>の結果と一致するものである。また谷となっている場所では都市内の特定の環境が歩行を阻害する要因として存在している可能性がある。

## (3) 余暇歩行活動量を説明しうる WI 構築の可能性

以上の結果を踏まえて、余暇歩行活動量を説明しうる WI 構築の可能性に関して考察を行う。歩行と周辺環境との関連を調べたモデルとして Alfonso の階層モデル<sup>11)</sup>が存在する。これは歩行に至る、または歩行時間を伸ばす際には基準を満たす必要があり、上位段階に進む際には下位段階の欲求がすべて満たされることが必要であるという理論である。欲求は下位段階から順番に Feasibility, Accessibility, Safety, Comfort, Pleasurability となっている。また歩行目的別に歩行に至る、または歩行時間を伸ばすために必要な要因の量が異なることが提唱されている。既存の 3 変数は Feasibility, Accessibility, Safety などの下位段階の欲求を満たしていると考えられ、一方で Comfort, Pleasurability など知覚的な環境要因を考慮することが難しいと考えられる。

日常歩行は生活上必要不可欠なものであり、目的地となる場所が存在することが最重要であると考えられる。したがって Feasibility, Accessibility などの比較的下位の欲求を満たすことによって十分であると考えられる。実際に、都市化されたことによる目的地の豊富さや街の賑わいと関連付けられる LUM, NRD などが単変数で説明力を有していることから、歩行に至る、または歩行時間を伸ばすために必要な要因が少ない可能性が示唆される。

余暇歩行では、線形関係を仮定した地理的環境変数で検証を行った際(一般化線形モデル)には、単変数で正に有意な変数が抽出されなかった。日常歩行の結果と対比させれば、余暇歩行が歩行自体を目的としていることに起因していると考えられ、Feasibility, Accessibility, Safety などの下位欲求のみならず、Comfort, Pleasurability などの上位欲求を満たす必要があるということを示していると考えられる。そのため余暇歩行活動量を説明する際には各段階の欲求を満たす変数を適切に組み合わせて合成変数を作成する必要があると考えられる。

余暇歩行活動量と負の有意な関係を持っていた幹線道路×歩車分離幅員 16m 未満、幹線道路×歩車分離幅員 16m 以上、緑道×歩車分離道などの変数は、余暇歩行を阻害する要因となっている。それらの変数は、Accessibility や Safety などの下位段階の欲求を満たすことができなかつたと想定される。そのため単変数であっても、幹線道路など歩行環境が悪く、分断を引き起こす街路が負の影響を及ぼす要素として抽出されたと考えられる。

一方で、正の影響力を有している地理的環境変数は非線形関係を仮定した NRD、 $z$ -LUM+ $z$ -NRD、線形関係を仮定した商店街街路であった。商店街街路は目的地の豊富さだけではなく、歩行の際の魅力や心理的安全性を向上させると考えられるため、Safety, Comfort, Pleasurability などの上位欲求を包括的に表現する変数であると言え、そのような歩きたくなる環境が歩行時間の増加に寄与したと考えられる。また NRD は人口の密集に応じた都市化による歩道の整備などの都市インフラの拡充、中心市街地の発達などによる賑わいの増加などに関連することが想定され、Feasibility, Accessibility, Safety, Comfort, Pleasurability などを満たす環境を全般的に表現する変数であると考えられる。全般的な歩行環境を表現するマクロの環境変数の NRD を基に、商店街街路のような Safety, Comfort, Pleasurability などの知覚された良好な環境を表現するマイクロな環境変数を統合することによって、余暇歩行活動量を説明しうる WI を構築できる可能性がある。

## 5. まとめ

本研究では街路の断面形状である構造特性、視覚的要素・構成要素である沿道特性に着目して街路を分類し、これらの延長を用いることで、マイクロな環境変数を作成した。その上で、日常歩行と余暇歩行に対して一般化線形モデルと一般化加法モデルを適用して分析を行い、地理的環境変数と歩行活動量との関係を詳細に把握し、日常歩行と余暇歩行に関して分類別の街路延長の与える影響や、WI とその構成変数間との関係を把握することを試みた。得られた成果を以下にまとめる。

- ・ 日常歩行においては LUM (土地利用混合度), NRD (世帯密度) が単変数でも線形で有意な影響力を有しており、単変数の説明力によって WI が説明力を有している。そのため街路環境を考慮する必要性は低いと言える。一方、ID (交差点密度) は日本においては説明力を有していない可能性がある。
- ・ 余暇歩行活動を抑制する要因 (幹線道路×歩車分離幅員 16m 未満, 幹線道路×歩車分離幅員 16m 以上, 緑道×歩車分離道) は単変数として抽出できた。Alfonzo のモデルを考慮すれば、下位段階の欲求を満たすことが出来なかったという点で整合性を有していた。正の影響力を有している地理的環境変数は非線形関係を仮定した NRD (世帯密度), z-LUM+z-NRD (土地利用混合度と世帯密度の和), 線形関係を仮定した商店街街路であった。人口の密集による都市化度合いを示す NRD に対して、商店街街路のように定量的に評価可能な目的地の豊富さに加えて、心理的安全性や魅力などの知覚的環境変数を同時に有する街路環境を統合することによって、余暇歩行活動量を説明しうる WI の構築しうる可能性がある。

Alfonzo のモデルでは上位段階に進む際の閾値は年齢、性別などのライフスタイル、趣向などに影響することが示されているため、個人属性別の検証を行うことや、NRD のさらなる分析などを今後の課題としたい。

**謝辞:** 本研究で使用したアンケート調査にご協力いただきました滋賀県草津市、栗東市の皆様に御礼申し上げます。当アンケート調査は、山田真実氏 (京都大学大学院工学研究科・当時) を中心に実施されたものです。また本研究は JSPS 科研費 JP19K15112 の助成を受けたものです。

### 補注

- (1) 今後歩行空間整備前後の評価を行うことを前提に、整備前後のサンプル数を統一する処理を行った。
- (2) このデータは、筆者らによる先行研究<sup>10)</sup>のデータとしても使用されたものである。

## 参考文献

- 1) U.S. Department of Health and Human Services: Physical Activity and Health. A Report of the Surgeon General, International Medical Publishing, 1996.
- 2) 厚生労働省, 老人医療費の伸びの適正化, <https://www.mhlw.go.jp/houdou/0103/h0306-1/h0306-1n.html>, アクセス日: 2020年9月30日.
- 3) Alfonzo, M., Boarnet, M. G., Day, K., Mcmillan, T., and Anderson, C. L.: The relationship of neighbourhood built environment features and adult parents' walking, *Journal of Urban Design*, Vol.13, pp. 29-51, 2008.
- 4) Cain, K. L., Millstein, R. A., Sallis, J. F., Conway, T. L., Gavand, K. A., Frank, L. D., ... Glanz, K.: Contribution of streetscape audits to explanation of physical activity in four age groups based on the Microscale Audit of Pedestrian Streetscapes (MAPS), *Social Science & Medicine*, Vol116, pp.82-92, 2014.
- 5) 甲斐裕子, 永松俊哉, 山口幸生, 徳島了: 余暇身体活動および通勤時の歩行が勤務者の抑うつに及ぼす影響, 体力研究. Vol.109, pp.1-8, 2011.
- 6) Frank, L. D., Schmid, T. L., Sallis, J. F., Chapman, J., and Saelens, B. E.: Linking objectively measured physical activity with objectively measured urban form: findings from SMARTRAQ, *American Journal of Preventive Medicine*, Vol.28, pp.117-125, 2005.
- 7) Humpel, N., Owen, N., Iverson, D., Leslie, E., and Bauman, A: Perceived environment attributes, residential location, and walking for particular purposes, *American journal of preventive medicine*, Vol26-2, pp.119-125, 2004.
- 8) Saelens, B. E. and Handy, S. L.: Built environment correlates of walking: a review, *Medicine and science in sports and exercise*, 40 (7 Suppl), S550, 2008.
- 9) Sugiyama, T., Cerin, E., Owen, N., Oyeyemi, A. L., Conway, T. L., Van Dyck D, Schipperijn, J., Macfarlane, D. J., Salvo, D., Reis, R.S., Mitáš, J., Sarmiento, O. L., Davey, R., Schofield, G., Orzanco-Garralda R, and Sallis J. F.: Perceived neighbourhood environmental attributes associated with adults' recreational walking:, *Health & Place*, Vol28, pp.22-30, 2014.
- 10) 金井俊祐, 山田真実, 木村優介: Walkability Indexを用いた歩行空間整備前後の歩行活動量の分析枠組みに関する研究, 都市計画論文集, Vol54-3, pp.1184-1191, 日本都市計画学会, 2019.
- 11) Alfonzo, M. A.: To Walk or Not to Walk? The Hierarchy of Walking Needs, *Environment and Behavior*, Vol.37, pp.808-836, 2005.
- 12) 姜気賢, 末吉祐樹, 藤本慧悟, 有馬隆文: アンケート調査からみた「walkable neighborhood」に関する当事者意識, 都市・建築学研究 九州大学大学院人間環境学研究院紀要, No.22, pp.129-135, 2012.
- 13) devianceと尤度比検定, <https://www.slideshare.net/logics-of-blue/2-4deviance>, アクセス日: 2020年10月1日.

(Received October 2, 2020)



DEVELOPMENT OF A WALKABILITY INDEX CONSIDERING STREET  
CHARACTERISTICS: WITH A FOCUS ON RESIDENTS' LEISURE WALKING  
ACTIVITY

Shunsuke KANAI and Yusuke KIMURA