

全国二次医療圏データを用いた都市構造と健康寿命の関連分析

Urban Structure and Healthy Life Expectancy: An Empirical Analysis Using Secondary Medical Area Data in Japan

八幡 晃世*・森 翔一朗**・織田澤 利守***
Kosei Yahata *・Shoichiro Mori **・Toshimori Otazawa***

In this study, we analyze the impact of urban spatial structure and transportation environments on healthy life expectancy using nationwide data from secondary medical service areas. To examine the relationship between urban structure and healthy life expectancy while accounting for causal structures, we employ partial least squares regression (PLSR) as our analytical method. The principal components extracted by linearly combining urban amenities are interpreted as latent environmental factors related to regional health. Therefore, this study adopts these principal components as evaluation axes and uses principal component scores to evaluate cities from a health perspective. Finally, this framework is applied to 330 zones to identify the key determinants of a healthy urban environment.

Keywords: Urban Amenity, Healthy Life Expectancy, Partial Least Squares Regression

都市アメニティ, 健康寿命, 部分的最小二乗回帰

1. はじめに

近年の日本では、少子高齢化の進行に伴い、医療費・介護費の増大や介護人材の不足が深刻な社会問題となっている。このような状況の下、高齢期における不健康な期間、すなわち平均寿命と健康寿命との差の縮小が重要な政策課題とされており、健康寿命のさらなる延伸が求められている。実際に、平均寿命および健康寿命はいずれも延伸しているものの、両者の差は依然として大きく、長期にわたる不健康な生活期間の存在が指摘されている¹⁾。また、こうした背景のもと、厚生労働省が推進する健康日本21（第二次）においては「健康寿命の延伸と健康格差の縮小」が主要目標として位置づけられている。健康状態の地域格差には、性別や年齢といった個人属性に加え、市町村の平均所得等の社会経済的要因が影響することが示されている²⁾。さらに、都市のコンパクト性や交通環境などの都市構造が、医療費や要介護認定率と関連することも明らかにされており、都市環境が住民の健康に与える影響が示唆されている³⁾。

以上を踏まえ、本研究では都市の空間構造および交通環境に着目し、それらが健康寿命に及ぼす影響を定量的に分析することを目的とする。具体的には、地域ごとの都市環境特性を指標化し、男女別の健康寿命との関連を明らかにするとともに、健康の観点から望ましい都市構造のあり方について検討する。

2. 本研究の基本的な考え方

2-1. 既往研究と本研究の位置付け

交通行動と健康状態の關係に着目した研究として、赤木ら(2019)⁴⁾が挙げられる。赤木らは、通勤時の公共交通分担率および生活習慣を説明変数とし、寿命、医療費、死

亡率などの健康指標を被説明変数として重回帰分析を行っている。その結果、公共交通分担率が高いほど一部の健康指標が良好となる傾向が確認され、公共交通利用と健康状態との間に関連性が示されている。しかし、分析単位が都道府県であることから地域内の異質性を十分に捉えられない点や、交通行動指標が通勤時の交通手段に限定されている点に課題がある。

公衆衛生分野においては、社会経済状況と健康寿命との關係に着目した研究が行われている。Kataoka et al.(2021)⁵⁾は、市区町村単位で健康寿命を算出し、地理的剥奪指標(ADI)を用いて地域の社会経済状況と健康寿命の關係を分析している。その結果、社会経済的に不利な地域ほど平均寿命および健康寿命が短い傾向が示されている。一方で、ADIにより多くの地域差は説明されるものの、モデルからの残差も一定程度存在しており、社会経済指標のみでは健康格差を十分に説明できない可能性がある。

以上の課題に対応するため、本研究では以下の3点からなる分析枠組みを構築する。第一に、全国の二次医療圏を分析単位とする点である。二次医療圏は複数の市区町村から構成され、入院医療を中心とした医療提供体制が日常的に完結する生活圏単位である。都道府県よりも細かい空間単位であるため、地域内の異質性を捉えることが可能である。また、住民の生活行動圏と整合的であることから、実態に即した地域分析が可能となる。第二に、都市構造と健康寿命の關係について因果構造を明示的に整理し、交絡因子と中間因子を区別した分析枠組みを構築している点である。これにより、単なる相関分析にとどまらず、都市構造が健康寿命に及ぼす影響を理論的整合性を保ちながら評価することが可能となる。第三に、部分的最小二乗回帰(PLSR)を適用することで、多数の都市アメニティ指標間に存在す

*学生会員 神戸大学大学院工学研究科市民工学専攻 (Kobe University)

**非会員 神戸大学大学院工学研究科市民工学専攻 (Kobe University)

***正会員 神戸大学大学院工学研究科市民工学専攻 (Kobe University)

る多重共線性に対処しつつ、都市構造が健康寿命に与える影響を推定している点である。一般に、説明変数の都市アメニティ間には強い相関関係が存在し、多重共線性が問題となる。このような状況では推定結果が不安定となる可能性があるため、従来は共線性のある変数を事前に削除するなどの変数選択が行われてきた。しかし、この方法では政策的に重要な変数までも除外してしまう可能性があり、分析結果の解釈や政策的含意の検討に課題が残る。そこで本研究では、共線性の強い多量の説明変数を扱うことが可能な部分的最小二乗回帰を用いる。部分的最小二乗回帰は、説明変数と被説明変数の共分散構造を考慮しながら潜在変数を抽出する手法であり、多重共線性の影響を抑えつつ安定した推定を可能とする。

これらの特徴を踏まえ、本研究では都市構造と健康寿命の関係を定量的に把握するため、男女別に二段階の回帰分析を行う。まず、第1段階として健康寿命を被説明変数、住民属性および地域固有の外生要因を説明変数とする重回帰分析を行い、これらでは説明されない健康寿命の残差を算出する。続く第2段階では、当該残差を被説明変数とし、都市アメニティ指標を説明変数として部分的最小二乗回帰を適用することで、都市構造が健康寿命に与える影響を推定する。

2-2. 都市構造と健康寿命の因果構造

都市構造と健康寿命の関係を整理するための因果構造を想定する。図-1は、本研究で想定する因果ダイアグラムを示し、都市構造と健康寿命の関係を概念的に整理したものである。都市構造と健康寿命の間には、モビリティ、社会的交流、歩行量、医療アクセスといった中間因子が介在すると考えられる。具体的には、交通環境が整い、モビリティが高まることで、外出機会が増加し、社会的交流や歩行を伴う身体活動を通じて精神的・身体的健康の向上に寄与する。また、医療施設へのアクセス向上も身体的健康の増進に寄与すると考えられる。なお、張・小林(2012)⁶⁾は、大都市においては公共交通の利用が身体的健康に正の影響を及ぼす一方で、地方都市においては、自動車利用が社会活動への参加を促進し、精神的健康に正の影響を及ぼすことを示している。一方で、交絡因子として、個人の経済状況、地域の財政状況、および気候等の地域固有の外生要因を想定する。これらは都市構造および健康寿命の双方に影響を及ぼす要因である。本研究では、都市構造が健康寿命に及ぼす総合効果の把握を目的とするため、中間因子は調整せず、交絡因子のみを共変量として回帰モデルに投入する⁷⁾。具体的には、個人の経済状況の代理指標として住民属性を、地域固有の外生要因として年平均気温および年平均全日日射量を用いる。これらを組み込んだ回帰分析により、都市構造と健康寿命の関係を因果構造に配慮して定量的に評価する。

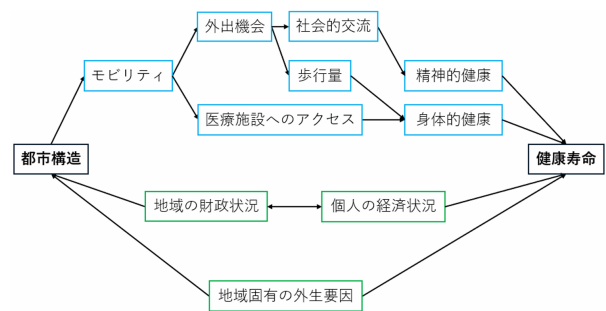


図-1 因果ダイアグラムの想定

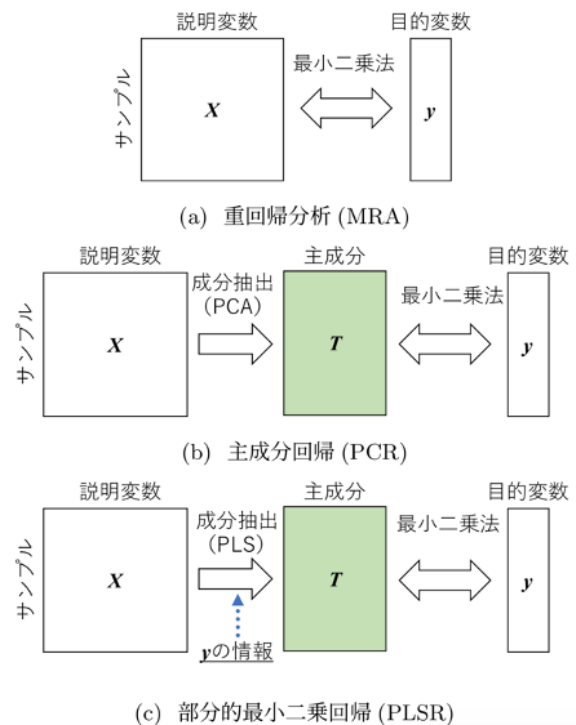


図-2 推定方法の概略

2-3. 部分的最小二乗回帰 (PLSR)

部分的最小二乗回帰は、1960年代に計量経済学において開発された部分的最小二乗モデル (Fornell(1982)⁸⁾, Haenlein and Kaplan(2004)⁹⁾) を応用し、1980年代に計量化学 (chemometrics) において開発された手法である¹⁰⁾。説明変数群から互いに直交する少数の潜在的因子 (主成分) を抽出し、これを用いて被説明変数の変動を説明する。これにより多重共線性の問題を回避することが可能となる。本研究では、説明変数および目的変数を平均 0、分散 1 となるように標準化した上で分析を行った。ここではまず、類似の手法である主成分回帰 (PCR) について概説する。主成分回帰では、1段階目に説明変数のデータ X を用いて主成分分析を行い、主成分 t の分散に比例する内積 ($t^T t$) が最大となるように主成分を抽出する。その上で、2段階目に目的変数 y を主成分 t に回帰する (図-2(b))。抽出された t の成分の間は無相関であるため、2段階目の重回

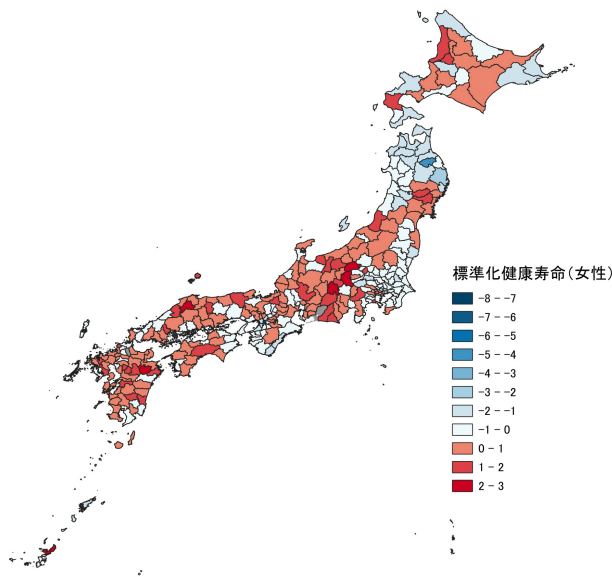


図-3 健康寿命を標準化した値（女性）

帰分析において多重共線性は生じない。その一方で、1 段階目の主成分分析において説明変数に含まれる情報のみを用いるため、情報を縮約する過程の中で目的変数 y に影響を及ぼす重要な情報を切り捨ててしまう可能性が否めない。

部分的最小二乗回帰では、主成分回帰と同様に2 段階の手順を取るが、第1 段階目において説明変数 X に加えて目的変数 y の情報を活用する点に特徴がある(図-2(c))。具体的には、主成分 t と目的変数 y との共分散に比例する内積 ($t^T y$) が最大となるように主成分を抽出する。これにより、目的変数 y に強い影響を及ぼす主成分が抽出される。その上で、得られた主成分 t を説明変数として回帰分析を行う。

本研究では、都市アメニティを説明変数、住民属性及び地域固有の外生要因では説明されない健康寿命の残差を被説明変数として部分的最小二乗回帰を適用する。都市アメニティは相互に強い関連を持ち、健康寿命も多様な要因の影響を受けるため、これらの関係構造を観測変数のみに基づいて先験的に特定することは困難である。部分的最小二乗回帰により都市アメニティの線形結合として抽出される主成分は、健康寿命と関連する潜在的な地域環境要因として解釈できる。そこで本研究では、得られた主成分を評価軸として用い、地域の健康環境の総合評価を行う。

2-4. 本論文の構成

以下では、本稿の構成を示す。3. では、部分的最小二乗回帰を用い、都市の健康関連要因を抽出する。4. では、抽出した要因（主成分）を評価軸として健康の観点からみた都市を評価する枠組みを構築する。なお、本研究では、全国の330 二次医療圏を対象に分析を行う。5. では、考察を行い、最後に6. で結論を述べる。

表-1 住民属性・地域固有の外生要因

住民属性・地域固有の外生要因	出典	年度
高齢夫婦世帯割合 (%)	国勢調査	2015
高齢単独世帯割合 (%)	国勢調査	2015
母子世帯割合 (%)	国勢調査	2015
賃貸住居居住世帯割合 (%)	国勢調査	2015
グレーカラー就業者割合 (%)	国勢調査	2015
農業漁業就業者割合 (%)	国勢調査	2015
ブルーカラー就業者割合 (%)	国勢調査	2015
完全失業率 (%)	国勢調査	2015
大学・大学院卒業割合 (%)	国勢調査	2010
三世代世帯割合 (%)	国勢調査	2015
高齢就業者割合 (%)	国勢調査	2015
年平均気温 (°C)	国土数値情報ダウンロードサービス	2012
年平均全日射量 (MJ/m ²)	国土数値情報ダウンロードサービス	2012

3. 部分的最小二乗回帰を用いた健康関連要因の抽出

3-1. 使用データ

全国の二次医療圏別の健康寿命集計データを用いて分析を行う。図-3 は、2015 年における女性の健康寿命の実測値を標準化した値の空間分布である。なお、本研究では紙幅の制約から、主として女性の分析結果を対象とする。健康寿命とは、「健康上の問題により日常生活が制限されることなく生活できる期間」であり、人の生涯を健康な期間と不健康な期間に区分し、集団内における健康な期間の平均を求めることで算出される。不健康な期間の定義には複数の方法が存在するが、本研究では、日常生活動作が自立していない状態を不健康とみなし、介護保険における要介護度2～5 の認定期間を不健康な状態として定義する。

また、都市構造が健康寿命に与える影響を明らかにするため、説明変数を交絡因子（住民属性・地域固有の外生要因）と、焦点を当てる主要変数（都市アメニティ）に分類する。住民属性については、地理的剥奪指標 (ADI) を構成する8 変数に加え、既往研究を参考にして、健康寿命と関連が強いと考えた3 変数（大学・大学院卒業割合、三世代世帯割合、高齢就業者割合）を用いた。ADI は健康リスクの社会格差を捉えるための地域の社会経済的位置指標であり、所得、資産、教育、労働、家族等の様々な剥奪の次元が存在する。地域固有の外生要因としては年平均気温、年平均全日射量を用いる。住民属性および地域固有の外生要因の一覧を表-1 に示す。さらに、都市アメニティについては、交通便利性、医療福祉、生活・商業、文化環境、地域属性の観点から指標を選定し、多面的に都市構造を評価する。本研究では、都市機能のアクセス性に着目し、駅やバス停、医療施設、公園等の高齢者の利用頻度が高い施設については、都市アメニティへのアクセシビリティを評価する指標として徒歩圏人口カバー率を用いる。一方で、その他の都市施設については、施設密度を1000 人あたりの施設数として定義し、施設供給の充実度を表す指標として用いる。都市アメニティの一覧を表-2 に示す。全ての説明変数は平均0、分散1 に標準化した上で分析に用いる。

表-2 都市アメニティ

都市アメニティ	分類	出典	年度
駅徒歩圏 (800m) 人口カバー率 (%)	交通利便性	国土数値情報ダウンロードサービス	2015
バス停徒歩圏 (300m) 人口カバー率 (%)	交通利便性	国土数値情報ダウンロードサービス	2010
1人あたり自動車総走行台キロ (台キロ/12時間・人数)	交通利便性	道路交通センサス	2015
通勤通学自動車利用分担率 (%)	交通利便性	国勢調査	2020
通勤通学公共交通利用分担率 (%)	交通利便性	国勢調査	2020
通勤通学自転車徒歩分担率 (%)	交通利便性	国勢調査	2020
病院・診療所・歯科診療所徒歩圏 (800m) 人口カバー率 (%)	医療福祉	国土数値情報ダウンロードサービス	2014
一般診療所・歯科診療所密度 (施設数/千人)	医療福祉	医療施設調査	2017
10万人あたり医師数 (人)	医療福祉	三師統計	2018
65歳以上人口あたり老人保健施設数 (施設数/千人)	医療福祉	介護施設・事業所調査	2017
百貨店・総合スーパー密度 (施設数/千人)	生活・商業	経済センサス	2016
医療品・化粧品小売業密度 (施設数/千人)	生活・商業	経済センサス	2016
宿泊施設密度 (施設数/千人)	生活・商業	経済センサス	2016
金融業・保険業密度 (施設数/千人)	生活・商業	経済センサス	2016
飲食店舗密度 (店舗数/千人)	生活・商業	経済センサス	2016
公衆浴場密度 (施設数/千人)	生活・商業	経済センサス	2016
理容業・美容業密度 (施設数/千人)	生活・商業	経済センサス	2016
小売業面積あたりの売上高 (小売商業床効率) (百万円/㎡)	生活・商業	経済センサス	2016
図書館密度 (施設数/千人)	文化環境	経済センサス	2021
都市公園徒歩圏 (500m) 人口カバー率 (%)	文化環境	国土数値情報ダウンロードサービス	2011
スポーツ施設密度 (施設数/千人)	文化環境	経済センサス	2016
公民館密度 (施設数/千人)	文化環境	経済センサス	2021
人口密度 (1km ² あたり)	地域属性	国勢調査	2015

3-2. 重回帰分析による推定結果

都市構造と健康寿命の双方に影響を及ぼす交絡因子である住民属性 11 変数および地域固有の外生要因 2 変数を説明変数とし、被説明変数を女性の健康寿命とする重回帰分析を行った。その推定結果を表-3 に示す。次に、推定された回帰式に基づき、健康寿命の予測値と実測値との差として残差を算出した。算出された残差の分布を図-4 に示す。

推定の結果、決定係数は 0.2095 であった。これは、女性の健康寿命の地域間のばらつきのうち約 21%が住民属性および地域固有の外生要因によって説明されることを示している。

表-3 重回帰分析結果 (女性)

説明変数	回帰係数
高齢夫婦世帯割合	0.1953**
高齢単独世帯割合	-0.1828**
母子世帯割合	0.1189*
賃貸住居居住世帯割合	0.03456
グレーカラー就業者割合	-0.1165
農業漁業就業者割合	-0.07392
ブルーカラー就業者割合	-0.3482**
完全失業率	-0.3494***
大学・大学院卒業割合	0.04860
三世帯世帯割合	0.2446***
高齢就業者割合	-0.1380*
年平均気温	-0.03459
年平均全日射量	0.3131***
定数項	83.55***
観測数	330
Adjusted R ²	0.2095

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

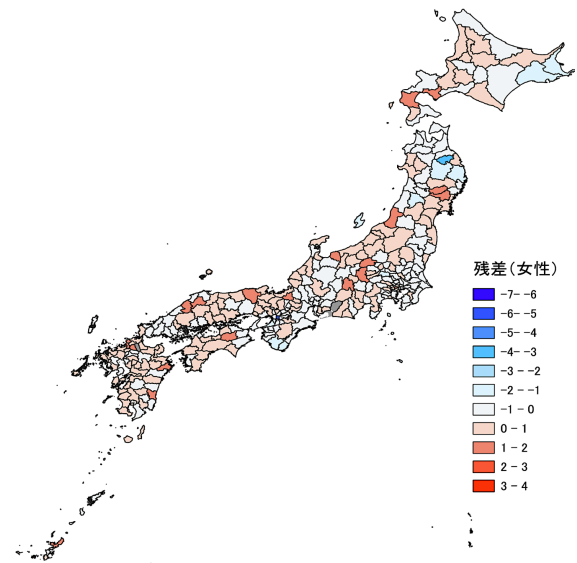


図-4 残差 (女性)

3-3. 部分的最小二乗回帰 (PLSR) による推定結果

はじめに、抽出する成分数を決定する。成分数が増加するに従って決定係数(R^2)は増加し、平方平均二乗誤差 (Root Mean Squared Error of Prediction ; RMSEP) は減少する。成分数が 5 を超えた辺りで R^2 , RMSEP はともに収束し、成分数をそれ以上に増やしても説明力はほとんど向上しないため、抽出する成分数を 5 と決定して分析を進める。

次に、女性を対象とした部分的最小二乗回帰の結果について述べる。都市アメニティ変数の各主成分 (CompW-1~5) に対する因子負荷量を表-4 に示す。ここでは、都市アメ

表-4 因子負荷量（女性）

	分類	CompW-1	CompW-2	CompW-3	CompW-4	CompW-5
駅徒歩圏 (800m) 人口カバー率	交通利便性	-0.091	0.264	-0.068	0.013	-0.125
バス駅徒歩圏 (300m) 人口カバー率	交通利便性	0.111	0.400	0.169	0.210	0.033
1人あたり自動車総走行台キロ	交通利便性	0.340	-0.090	0.287	0.213	-0.016
通勤通学自動車利用分担率	交通利便性	0.269	-0.172	0.107	0.108	0.197
通勤通学公共交通利用分担率	交通利便性	-0.175	0.232	-0.006	-0.129	-0.227
通勤通学自転車徒歩分担率	交通利便性	-0.332	0.003	-0.172	0.282	0.275
病院・診療所・歯科診療所徒歩圏 (800m) 人口カバー率	医療福祉	-0.267	0.117	-0.444	-0.306	-0.212
一般診療所・歯科診療所密度	医療福祉	0.220	0.241	-0.309	0.249	-0.240
10万人あたり医師数	医療福祉	0.263	0.304	-0.328	0.205	-0.055
65歳以上人口あたり老人保健施設数	医療福祉	0.243	-0.079	-0.206	0.005	0.059
百貨店・総合スーパー密度	生活・商業	0.089	0.130	-0.095	-0.021	0.109
医療品・化粧品小売業密度	生活・商業	0.172	-0.086	-0.189	0.367	-0.109
宿泊施設密度	生活・商業	0.160	-0.037	0.067	-0.079	-0.050
金融業・保険業密度	生活・商業	-0.023	-0.229	-0.385	0.324	0.159
飲食店舗密度	生活・商業	0.132	-0.087	-0.012	-0.070	-0.060
公衆浴場密度	生活・商業	0.144	-0.075	-0.299	-0.145	0.339
理容業・美容業密度	生活・商業	-0.065	-0.389	-0.244	0.045	-0.094
小売業面積あたりの売上高	生活・商業	-0.082	0.197	-0.056	0.053	-0.141
図書館密度	文化環境	0.057	-0.147	0.084	0.031	-0.350
都市公園徒歩圏 (500m) 人口カバー率	文化環境	-0.083	0.299	0.115	0.229	0.322
スポーツ施設密度	文化環境	0.488	0.215	-0.146	-0.487	0.177
公民館密度	文化環境	0.172	-0.059	0.043	0.130	-0.499
人口密度	地域属性	-0.109	0.259	0.083	0.143	0.057

表-5 PLSR 結果（女性）

回帰分析結果（健康寿命（女））	
主成分	回帰係数
CompW-1	0.0911***
CompW-2	0.1548***
CompW-3	0.1464***
CompW-4	0.1861***
CompW-5	0.1283**
定数項	4.487e-9
観測数	330
Adjusted R ²	0.1216

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

ニティ交通利便性、医療福祉、生活・商業、文化環境、地域属性の5つのカテゴリーに分類した上で、各主成分の特徴を整理していく。特に、説明力の高い第1主成分および第2主成分に着目し、その解釈を行う。なお、部分的最小二乗回帰における因子負荷量の大小については、統一的な判断基準が定められていない。本研究では、因子負荷量の絶対値が0.25以上のものを以下では大きいと表現する。これは、各主成分における23変数の因子負荷量を比較すると、正負それぞれの両端20%までに位置する値に該当し、相対的に大きい値とみなせるためである。

CompW-1では、自動車関連指標（1人あたり自動車総走行台キロおよび通勤・通学時の自動車利用分担率）が正で大きな因子負荷量を示している。また、医療福祉では、一般診療所・歯科診療所密度、10万人あたり医師数、および

65歳以上人口あたり老人保健施設数が正の値を示し、病院・診療所・歯科診療所の徒歩圏人口カバー率は負で大きな値を示している。さらに、スポーツ施設密度は正で大きな値を示している。以上より、第1主成分は、自動車による移動の利便性が高いという交通特性を有するとともに、医療・福祉施設およびスポーツ施設の供給が充実している一方で、徒歩圏での医療アクセスは相対的に低い地域特性を表すものと解釈される。

CompW-2では、公共交通の徒歩圏人口カバー率が正で大きな因子負荷量を示し、通勤・通学時の公共交通利用分担率が正の値を示している。また、病院・診療所・歯科診療所の徒歩圏人口カバー率、一般診療所・歯科診療所密度、および10万人あたり医師数がいずれも正の値を示している。さらに、人口密度が正で大きな因子負荷量を示している。以上より、第2主成分は、公共交通へのアクセスが良好であり、医療サービスが充実するとともに、人口密度が高い都市部の特性を表すものと解釈される。

続いて、主成分を説明変数、女性の健康寿命の残差を目的変数として、最小二乗法により回帰分析を行った。その結果を表-5に示す。抽出された5つの主成分（CompW-1～CompW-5）の回帰係数はいずれも正の値を示し、統計的に有意であった。この結果から、各主成分が女性の健康寿命に対して正の影響を及ぼすことが確認された。係数の値を比較すると、CompW-4、CompW-2、CompW-3、CompW-5、CompW-1の順に大きく、各主成分間で影響度に差異が認められた。特に、CompW-1の回帰係数は他の成分と比較して最小であり、相対的に寄与度が低いことが示された。

推定の結果、決定係数は約 0.12 であった。また、女性の健康寿命を住民属性および地域固有の外生要因によって回帰分析した際の決定係数が約 0.21 であり、これらの結果を踏まえ、以下の式(1)により都市構造による説明力を算出した。

$$(1 - 0.21) \times 0.12 = 0.0948 \quad (1)$$

この結果より、女性の健康寿命の地域間のばらつきのうち約 9.5%が都市構造によって説明されることが示された。また、説明変数間に相関は存在せず、多重共線性の影響が排除されていることが確認された。

健康寿命は住民属性や気候、生活習慣など多様な要因の影響を受ける指標であるため、都市構造という一つの要因による説明力としては一定の意義を有すると考えられる。したがって、以降では都市構造を構成する各要素と健康寿命との関係について詳細に検討する。

4. 健康の観点からみた都市評価の枠組み構築

前章までの部分的最小二乗回帰の結果を活用し、健康の観点からみた都市を評価する枠組みを構築する。具体的には、都市構造ポテンシャル指数及び主成分得点を用いた定量的手法を提案する。

4-1. 都市構造ポテンシャル指数

都市構造が健康寿命に及ぼす影響を定量的に表現する指標として、本研究では地域 i の都市構造ポテンシャル指数 T_i を以下のように定義する。

$$T_i = \sum_{n=1}^N A_n \cdot Z_n^i \quad (2)$$

ここで、 A_n は主成分 n の回帰係数、 Z_n^i は地域 i における主成分 n の主成分得点、 N は抽出した主成分の総数である。都市構造ポテンシャル指数が正の値をとる場合、当該地域の都市構造は健康に対して正の影響を有すると解釈され、一方で負の値をとる場合には健康に対して負の影響を有する都市構造であると解釈される。図-5 では、女性における都市構造ポテンシャル指数を地図上で可視化した。同図より、女性における都市構造ポテンシャル指標は北陸地方および中国地方北部で正の値の二次医療圏が多い傾向がみられる。一方、北海道（道北・道南）、東北地方北部、関東地方、大阪、および四国地方北部では負の値の二次医療圏が多い傾向がみられる。また、同一都道府県内においても、地域によって都市構造ポテンシャル指数の正負が異なるケースが多く確認された。

4-2. 健康指標に基づく都市の類型化

本節では、部分的最小二乗回帰により抽出された主成分 CompW-1～CompW-5 の主成分得点を用いて、二次医療圏の類型化（クラスタリング）を行う。その上で、各クラスターの空間分布を把握するとともに、特徴を整理する。さ

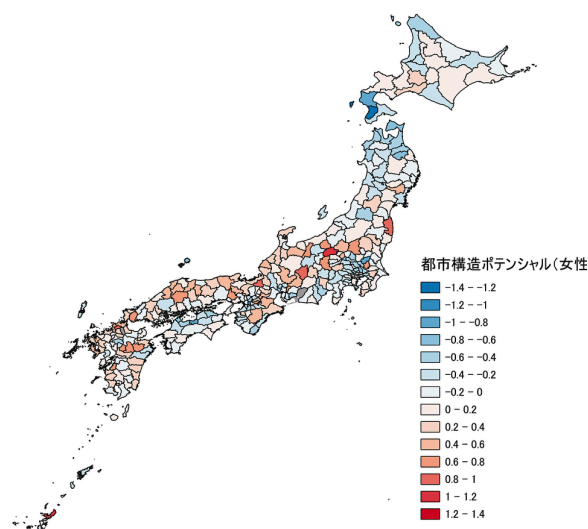


図-5 都市構造ポテンシャル指数（女性）

らに、クラスターと都市構造ポテンシャル指数の関係性について分析する。

非階層クラスター分析の結果、330 の二次医療圏は ClusterW-1～ClusterW-5 の 5 つのクラスターに分類された。図-6 は、各クラスターに分類された二次医療圏の主成分得点の平均をレーダーチャートとして表したものである。主成分得点は平均 0、分散 1 であり、図中のグレーの部分は主成分得点が平均以下である領域を表す。図-7 は、各クラスターの空間分布を表す。両図と表-4 の因子負荷量を利用して、各クラスターの特徴を以下に整理する。

ClusterW-1 は、CompW-1 の主成分得点の平均値が正で大きく、CompW-2 も正の値を示している。このことから、公共交通へのアクセスが良好であり、自動車交通の利便性が高く、老人保健施設・スポーツ施設の供給が充実したエリアと解釈される。当該クラスターは図-7 において赤色で示され、大都市圏外縁部などに分布している。

ClusterW-2 は、CompW-2 の主成分得点の平均値が負で大きい値を示している。このことから、公共交通の利便性が低く、医療サービスが不十分であり、公園へのアクセスが悪く、人口密度が低い地域であると解釈される。当該クラスターは図-7 において青色で示され、北海道（道北・道南）や東北地方の沿岸部などに分布している。

ClusterW-3 は、CompW-1 の主成分得点の平均値が負で大きい値を示し、CompW-2 の主成分得点の平均値が正の値を示している。このことから、公共交通の利便性が高く、医療施設や公園へのアクセスが良好であり、人口密度が高い地域であると解釈される。当該クラスターは図-7 において橙色で示され、三大都市圏、札幌、広島、福岡などに分布している。

ClusterW-4 は、CompW-1 の主成分得点の平均値が正の値を示している。このことから、自動車交通の利便性が高い

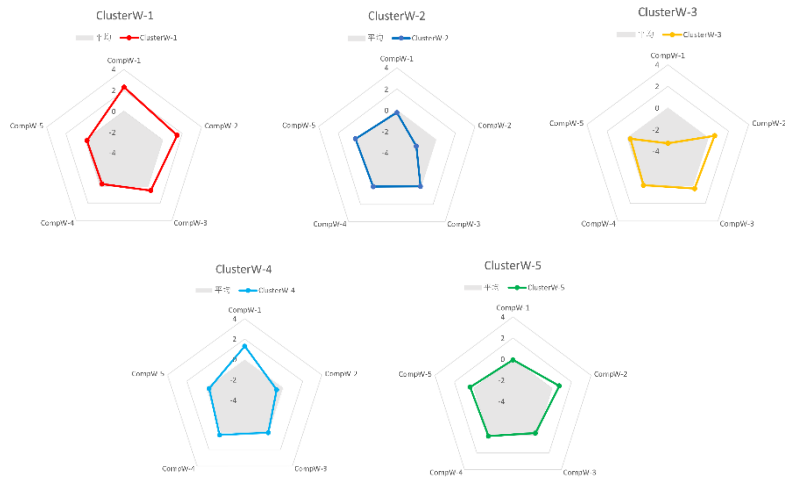


図-6 クラスタ毎の平均主成分得点のレーダーチャート（女性）

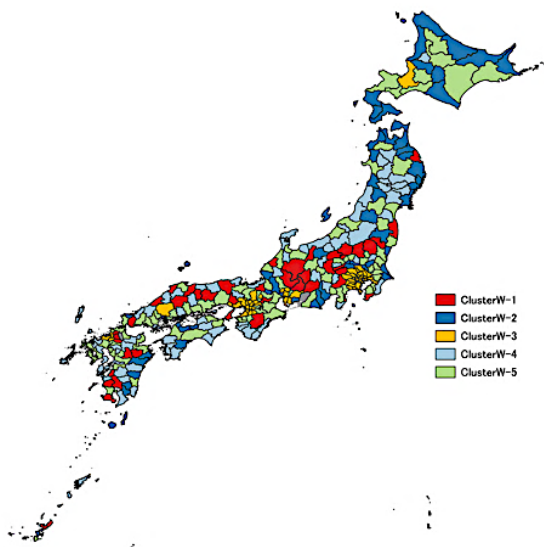


図-7 クラスタの空間分布（女性）

一方で、医療施設へのアクセスは必ずしも良好ではないが、医療施設・老人保健施設・スポーツ施設の供給は充実した地域であると解釈される。当該クラスターは図-7において水色で示され、地方の山間地域などに分布している。

ClusterW-5 は、すべての主成分において主成分得点の平均値の絶対値が小さいことから、顕著な特徴を持たない地域といえる。当該クラスターは図-7において緑色で示され、地方の中規模都市などに分布している。

クラスターと都市構造ポテンシャル指数の関係を明らかにするため、都市構造ポテンシャル指数の箱ひげ図をクラスター毎に描いた(図-8)。図に示す箱ひげ図より、ClusterW-1 は都市構造ポテンシャル指数の平均値が最も高く、多くの地域で指数が正の値を示していることが確認された。また、クラスター間における都市構造ポテンシャル指数の分布の差について検定を行った結果、ClusterW-1 は他のクラスターと比較して都市構造ポテンシャル指数が有意に高かった。一方、ClusterW-2 および ClusterW-3 は平均値が負で

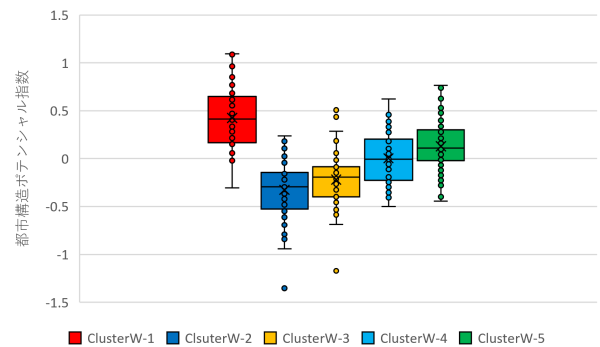


図-8 都市構造ポテンシャル指数の箱ひげ図（女性）

あり、特に ClusterW-2 では大部分の地域で指数が負の値を示している。ClusterW-2 と ClusterW-3 の間には有意な差は認められなかったものの、両クラスターは他のクラスターと比較して都市構造ポテンシャル指数が有意に低かった。また、ClusterW-4 および ClusterW-5 の平均値は概ね 0 付近に分布している。

以上の結果から、公共交通のアクセスの良さや自動車交通の利便性に加え、老人保健施設・スポーツ施設が充実した地域は、女性にとって健康に好ましい都市構造である可能性が示唆される。他方、公共交通の不便さや低密度性、医療・公園アクセスの不足といった非 walkable な特性を有する地域は、女性の健康に負の影響を及ぼす可能性が高い。さらに、公共交通の利便性や高い人口密度、医療施設・公園への良好なアクセスといった walkable な特性を有する場合であっても、女性の健康に対して必ずしも正の影響をもたらすとは限らないことが明らかとなった。本研究における walkable な特性とは、自動車への依存度が低く、鉄道駅やバス停等の公共交通機関へのアクセスが良好であるとともに、医療施設や公園等の生活関連施設が徒歩圏内に立地し、歩行による移動が容易な都市環境の特性を指す。

5. 考察

本研究の結果を踏まえ、以下の点が示唆される。本研究では、公共交通のみならず自動車交通のモビリティも確保された地域が、健康にとって望ましい都市構造であることが明らかとなった。自動車は公共交通と比較して移動の自由度が高く、その利用可能性が外出機会を促進し、歩行や社会的交流の機会を通じて健康の増進に寄与している可能性が考えられる。また、自動車による広域移動は医療施設へのアクセスを向上させ、健康の維持・増進に寄与している可能性も示唆される。当初の仮説では、公共交通の利便性が高い地域ほど、歩行機会の増加やアクセシビリティの向上を通じて健康に正の影響を及ぼすと想定していた。しかし、本研究の結果は、公共交通の充実のみならず、自動車の利用機会も確保されている地域が重要であることを示している。すなわち、単一の交通手段に依存しない多様な移動手段の確保が、健康に配慮した都市構造の構築において重要である可能性が示唆された。

6. 結論

本研究では、都市構造が男女の健康寿命に与える影響を定量的に分析し、健康寿命と強く関連する都市要因を明らかにした。

第一に、全国の二次医療圏を対象として、男女別に健康寿命を被説明変数、住民属性および地域固有の外生要因を説明変数とする回帰分析を行った。これにより、健康寿命からこれらの要因による影響を除去した残差を算出し、当該残差を被説明変数、都市アメニティを説明変数とする回帰分析を実施することで、都市構造が健康寿命に与える影響を検証した。なお、本論文では主として女性の分析結果を提示しているが、男性についても同様の手法により分析を行っている。その結果、男性においても都市構造は健康寿命に対して一定の影響を有することが確認されたものの、その影響の程度は女性と比較して相対的に小さい傾向がみられた。このことから、健康寿命に対する都市構造の影響には男女差が存在し、特に女性においてその関連がより強い可能性が示唆された。

第二に、本研究では「都市構造ポテンシャル指数」を新たに構築した。さらに、部分的最小二乗回帰により抽出された主成分を用いてクラスター分析を行い、二次医療圏の類型化を行った。その上で、各クラスターと都市構造ポテンシャル指数との関係を整理し、健康寿命にとって望ましい都市構造の特徴を検討した。都市構造ポテンシャル指数に着目すると、男女で同様の傾向を示す二次医療圏が多く確認された一方で、一部には符号が異なる地域も存在した。健康寿命にとって望ましい都市構造が男女で必ずしも一致しない可能性を示唆するものである。また、クラスター分析の結果、女性においては、公共交通へのアクセスが良好であり、自動車交通の利便性が高く、さらに老人保健施設、スポーツ施設の供給が充実している都市構造が、健康寿命に対して良好な影響を与えることが明らかとなった。さら

に男性においては、バス停へのアクセスが良く、自動車利用と公共交通利用の双方において不便がない都市構造が望ましい傾向が確認された。さらに、男女いずれにおいても、公共交通が不便で人口密度が低く、医療施設や公園へのアクセスが悪い、いわゆる非 walkable な都市構造は、健康寿命に負の影響を与えることが示唆された。ただし、公共交通が便利で、人口密度が高く、医療施設や公園へのアクセスが良好な、いわゆる walkable な都市構造であっても、必ずしも健康寿命の延伸に直結するとは限らない点が明らかとなった。

<謝辞>

本研究で使用した健康余命データは、今中雄一先生（京都大学）の研究グループが作成したものであり、河端瑞貴先生（慶應義塾大学）を通じて共同研究利用の承諾を得た上で提供を受けたものである。ここに記して深く謝意を表する。

【参考文献】

- 1) 厚生労働省「平均寿命と健康寿命 e-ヘルスネット（厚生労働省）, <https://kennet.mhlw.go.jp/information/information/hale/h-01-002>
- 2) 相田潤：健康格差の実態解明と要因分析に関する研究-NDB データによる市町村の健康格差の要因の分析-厚生労働科学研究費補助金（循環器疾患・糖尿病等生活習慣病対策総合研究事業）分担研究報告書
- 3) 沓澤隆司, 赤井伸郎, 竹本亨：コンパクトシティが健康に与える影響の分析, 会計検査研究 No67(2023.3)
- 4) 赤木大介・神田佑亮・重光裕介：モビリティ環境の相違と健康との関連性に関する地域間比較分析～男女差を考慮して～, 土木学会論文集 D3（土木計画学）, Vol75, No5（土木計画学研究論文集第 36 巻）, 2019
- 5) Aoi Kataoka, Keisuke Fukui, Tomoharu Sato, Hiroyuki Kikuchi, Shigeru Inoue, Naoki Kondo, Tomoki Nakaya, Yuri Ito. Geographical socioeconomic inequalities in healthy life expectancy in Japan, 2010-2014: An ecological study. The Lancet Regional Health - Western Pacific.2021;14:100204. <https://doi.org/10.1016/j.lanwpc.2021.100204>
- 6) 張 峻屹・小林敏生：健康増進に寄与するまちづくりのための健康関連 QOL の調査および因果構造分析, 都市計画論文集, Vol.47, No.3, 2012
- 7) Pearl, J., Glymour, M. and Jewell, N.P.; "Causal Inference in Statistics: A Primer", Wiley, 2016（落海浩訳；入門統計的因果推論，朝倉書店，2019）.
- 8) Fornell, C. (1982), "A second generation of multivariate analysis", In A second generation of multivariate analysis Volume 1 Methods, ed. C. Fornell, pp.1-21, New York, Praeger.
- 9) Haenlein, M. and Kaplan, A. M. (2004), "A beginner's guide to partial least squares analysis", Understanding Statistics 3, pp. 283-297.
- 10) Wold, S., Sjostrom, M. and Eriksson, L. (2001), "PLS-regression: a basic tool of chemometrics", Chemometrics and Intelligent Laboratory Systems, Vol. 58, pp.109-130.