

近隣住民の社会および健康状態の因果関係と都市緑地の利用との関連性

大塚芳嵩^{*1)}・那須 守²⁾・渡部陽介³⁾・高岡由紀子⁴⁾・岩崎 寛⁵⁾

- 1) 千葉大学大学院園芸学研究科 Graduate School of Horticulture, Chiba Univ.
(現：農研機構農村工学研究部門 Institute for Rural Engineering, NARO)
- 2) 室蘭工業大学 Muroran Institute of Technology
- 3) 清水建設技術研究所 Institute of Technology, Shimizu Corporation
- 4) 日本環境協会 Japan Environment Association
- 5) 千葉大学大学院園芸学研究科 Graduate School of Horticulture, Chiba Univ.

摘要：近隣住民の社会および健康状態の因果関係と都市緑地の利用との関連性を検証するため、江東区に在住する住民 1,553 名を対象にオンラインアンケート調査を実施した。はじめに、近隣住民の社会および健康状態の因果関係モデルとして、構造方程式モデリング(SEM)により“剥奪指標上位型モデル”を構築し、多母集団パス解析により都市緑地の利用による影響を分析した。この結果、公園および個人住宅の高頻度利用者は、低頻度利用者と比較して「自己効力感→健康 QOL」に掛かるパス係数が有意に高いことが示された。以上のことから、都市緑地の利用による健康増進効果の因果関係をモデルにより推定した。

キーワード：都市緑地, 利用頻度, 健康関連 QOL, 社会指標, 因果関係, SEM

OTSUKA, Yoshitaka, NASU, Mamoru, WATANABE, Yosuke, TAKAOKA, Yukiko and IWASAKI, Yutaka:
Relationship between using urban green spaces and causality of the social and health states of the neighborhood residents.

Abstract: An online questionnaire survey was conducted among neighborhood residents in Koto ward, Tokyo, to investigate the relationship between using urban green spaces and causality of social and health states. First, a “deprived indicator model” was developed using structural equation modeling. Next, multi-group structural equation modeling was conducted to analyze the effects using urban green spaces. The result indicated that the path coefficient from self-efficacy to health quality of life was significantly higher in neighborhood residents who frequently use park and garden than those who rarely use these.

Key words: urban green spaces, frequency of use, health-related QOL, social indicator, causality, SEM

1. はじめに

都市生活におけるストレス負荷の高まり、高齢化や生活習慣病による医療費の増大が問題視されている。このため、現代社会においては、都市の生活環境と社会環境の再検討などまちづくりの観点から医療福祉の包括的な改善策が求められている⁴⁾。このような社会的要請をうけ、緑化学分野においては、都市緑地の有効活用により健康増進をねらう研究がみられる。この例として、Nasu *et al.* (2010)はオフィスビルの外構植栽を対象とした現地実験により、都市緑地の心理・生理的なストレス緩和効果を立証した。一方、都市の特定地域を対象としたオンラインアンケート調査の例としては、都市緑地の存在効果と利用効果の観点から健康増進効果を推定した研究¹¹⁾、都市公園における利用行動の実施状況と健康状態および社会状態との関連性を指摘した研究が挙げられる^{16, 17)}。以上の既往研究から、今後の健康増進方策として都市

緑地の利用を推進することが有効であると考えられる。さらに、他の研究分野からも都市緑地の健康増進効果が報告されている。Mitchell & Popham (2008)は、イングランドを対象とした広域調査を実施し、病気による死亡率と住民の所得水準および生活環境の緑被率との関連性について調査した。この研究から、緑被率の高い地区の住民は死亡率が低いこと、加えて所得が高い住民ほど死亡率が低いことが示され、住民の健康状態は緑地のみならず経済状態も影響することが示された。Hanibuchi *et al.* (2011)は、近隣の公園の存在とスポーツ活動の頻度との関連性を調査し、公園の存在がスポーツ活動を誘発する可能性を示した。Maas *et al.* (2009)は、生活環境に緑地が少ない住民は孤独や社会支援の不足を感じることを指摘し、緑地が住民の孤独感を緩和する可能性を示した。しかし、緑地の健康増進効果が様々な分野から指摘される一方、その因果関係は明らかにされておらず、今後慎重に検討する必要があると指摘されている¹⁾。また、WHO は THE

* 連絡先著者 (Corresponding author) : 〒305-8609 茨城県つくば市観音台 2-1-6 E-mail : otsukay359@affrc.go.jp

SOLID FACTS において、「社会格差」「ストレス」「幼少期」「社会的排除」「労働」「失業」「社会的支援」「薬物依存」「食品」「交通」の 10 項目を“健康の社会的決定要因 (Social Determinants of Health, 以下, SDH)”として科学的根拠をもとに詳細を報告している²⁰⁾。今後、都市緑地の健康増進効果の因果関係を把握する上では、上記の既往研究において指摘された要因や SDH のような公衆衛生学的要因や社会経済的要因を踏まえた包括的な観点からの検証が必要と考えられた。特に、健康と公衆衛生の強い因果関係が立証されている背景を踏まえると、はじめにこれらの因果関係を把握し、続いてこれらの関係性に対する都市緑地の利用による影響を検討することが重要と考えられた。

そこで、本研究は都市における住民の社会および健康状態の因果関係をモデル化し、都市緑地の利用による健康増進効果について全体構造の推定を試みることにした。

2. 研究方法

2.1 調査対象地

調査対象地域は、東京 23 区から江東区を選定した。江東区は、再開発域から昔ながらの街といった来歴の異なる地区によって構成されるため新旧様々な都市緑地が存在し、地区の住民がよく利用する公園や緑道、社寺などについて面積や立地の観点から多様性を確保できることから調査対象地域として選定した。調査対象地となる都市緑地は、既往研究と江東区の現況を踏まえ、自宅近隣(徒歩 15 分圏内)に存在する「公園」「緑のある街路(以下, 街路)」「遊歩道・緑道(以下, 緑道)」「社寺の境内(以下, 社寺)」「庭・ベランダ・窓辺・軒先(以下, 個人住宅)」「集合住宅敷地内の共用緑地(以下, 集合住宅)」「オフィス敷地内にある緑化された広場(以下, 職場)」の 7 種を選定した¹¹⁾。

2.2 調査対象者

調査方法は、2014 年 11 月 1 日から 11 月 17 日にマイクロミルの「QuickMill」を用いてオンラインアンケート調査を実施した。回答者は、江東区に在住する住民とし、各地区の人口比率にあわせて合計 1,553 名から回答を得た。回答者は江東区に在住する登録モニターに対してスクリーニング調査を行い、個人住宅を除く上記の都市緑地すべてに対して立地場所を認知していない回答者を除外して抽出した。オンラインアンケート調査は、インターネット調査会社に登録しているモニターから回答データを取得する方法であり、長所として、①必要とする数・構成に応じたサンプルが得やすい、②郵送法に比べて調査対象への興味の有無に起因するサンプルの偏りが少ないなどが挙げられる⁵⁾。一方、モニターはインターネット利用者という特異性があり、得られたサンプルが母集団を反映しているか検証できないことが課題として挙げられる¹³⁾。本研究では、他のアンケート調査と比較して調査対象となる都市緑地に対して関心の少ないモニターからも回答が得られやすいため一般性の高いサンプルを確保できること、

また所得などの社会状態や心身の健康状態など回答者のプライバシーに関連する質問に関してより正確な回答を得られやすいといったメリットがあることからオンラインアンケート調査を採用した。本研究においては、江東区に在住し、自宅近隣に上記 7 つの都市緑地のうち 1 つ以上が存在する 1553 名の回答者を都市緑地の「近隣住民」と定義することとした。

2.3 調査項目

調査項目は、回答者属性、各都市緑地の利用頻度 7 段階評価(1. 利用しない, 2. 年に 1 回以下, 3. 半年に 1 回以上, 4. 月 1 回以上, 5. 週 1 回, 6. 週 2~3 回, 7. 毎日), 社会指標調査票、健康関連 QOL 調査票を設定した。回答者属性は年齢層、性別、婚姻状態、子供の有無を対象とした。回答者の主観的な社会状態を調査する項目として、社会指標調査票を設定した。社会指標調査票は、WHO の SDH として挙げられた社会経済的要因を基調とし、これらに関連する社会学や心理学の既往研究を参考に作成した 14 項目 5 段階(1. あてはまらない~5. あてはまる)の調査票である^{7, 18, 20)}。この調査票は都市緑地の利用との関連性を検証する指標として利用されており、項目の妥当性等が立証されている¹⁷⁾。項目については、正負の評価軸を設け、得点が高いほど望ましい社会状態と評価される正の項目、得点が低いほど望ましい社会状態と評価される負の項目に区分した。統計解析においては負の項目を逆コード化(高得点ほど望ましい社会状態)し、全項目の評価軸を統一した。回答者の主観的な健康状態を調査する項目として、中嶋らの健康関連 QOL 調査票を 5 段階評価(1. 満足していない~5. 満足している)に改訂して用いた⁹⁾。健康関連 QOL は、健康 QOL を構成する身体的健康、精神的健康、社会的健康の 3 因子、および健康 QOL に関連している生活環境の利便性や快適性の 2 因子を加えた計 5 因子を総合した指標であり、回答者の健康状態と生活環境に対する満足度を測定できる。

2.4 解析方法

2.4.1 社会状態と健康状態の因果モデル構築

本研究における 2 つの観測変数群である社会指標調査票と健康関連 QOL 調査票を対象に構造方程式モデリング(以下, SEM)を適用し、近隣住民の社会状態と健康状態の潜在構造を解析した。SEM はモデルの構成力が従来の統計手法に比べて柔軟で、理論仮説に基づいて組み立てられたモデルを実際のデータにあてはめることができる。また、適合性の検定を通してモデルの妥当性が検証でき、さらに構成因子間の関連についても検討できる。手順は以下のように実施した。

- 1) 2 つの観測変数群について基礎統計量を把握する
- 2) 2 つの観測変数群の潜在構造を因子分析する
- 3) 理論仮説に基づいて 2 つの観測変数群の潜在因子を組み合せ、社会および健康状態のモデルを構築する
- 4) 理論仮説が支持されない場合、必要に応じてモデルの理論仮説を練り直し、モデルの再検証をおこなう
- 5) モデルから社会および健康状態の関連性を考察する

2.4.2 都市緑地の利用頻度による母集団の定義

都市緑地の利用による健康増進効果の因果関係を検証するため、多母集団パス解析をおこなう。多母集団パス解析は、SEMにより構築されたモデルを用いて任意のグループデータ(母集団)を同時に比較・分析する手法である。この手法は、母集団間のモデルの同質や異質性を評価できることに加えて、母集団間のパス係数などの差異も比較検証もできる。多母集団同時解析を実施するに先立って、母集団の定義となる各都市緑地における利用頻度の基礎統計量を集計し、回答者の区分を行った。

2.4.3 都市緑地の利用頻度によるパス係数の比較

多母集団同時解析の実施にあたっては、利用頻度に基づき区分された母集団間で構築されたモデルの潜在構造が同質であることを仮定し、各都市緑地の高頻度利用者と低頻度利用者のパス係数を比較した。手順は以下のように実施した。

- 1) 母集団毎の個別比較による検討をおこなう
- 2) 母集団間の配置不変性の検討をおこなう
- 3) 一対比較によるパス係数の差の有意差検定をおこなう
- 4) 等値制約によるパス係数の有意差検定をおこなう

上記の手順 1)と 3)は、事前調査として実施する確認作業であるため、結果等の考察は記載しないこととした。統計解析は、SPSS ver. 22.0 および AMOS ver. 22.0 を使用した。

3. 結果と考察

3.1 回答者属性

回答者の属性を表に記した(表-1)。回答者は各地区の人口比率にあわせて合計 1,553 名から回答を得たため、江東区における代表的なサンプルを得られたと考えられた。また、地域による回答者属性の偏りを検証するため、行政区分上の地区割で Pearson のカイ 2 乗検定を実施した結果、年齢層と性別において地域差は認められなかった。

3.2 社会および健康状態の基礎統計量

社会指標調査票に関する基礎統計量を表に記した(表-2)。回答者の社会状態として、ほぼすべての項目が中点(3. どちらともいえない)を超え、良好な社会状態にあると考えられた。特に、「差別・偏見」は得点が 4 以上と高いことから、多くの回答者は通常の世界を送り、劣悪な社会状態にあるとは考えられなかった。次に、健康関連 QOL 調査票に関する

表-1 回答者属性

Table 1 Attributes of respondents

回答者属性	年齢層						
	項目	20歳代	30歳代	40歳代	50歳代	60歳代	70歳代・
	%	10.6	23.0	33.2	19.9	10.2	3.1
n (1553)		164	357	516	309	159	48
回答者属性	性別		婚姻		子供		
	項目	男性	女性	未婚	既婚	なし	あり
	%	48.6	51.4	37.5	62.5	52.6	47.4
n (1553)		754	799	582	971	817	736

表-2 社会指標調査票の基礎統計量

Table 2 Summary of social indicators questionnaire

社会指標調査票	略称	平均値	標準偏差
十分な所得と社会的地位を得られている	所得・地位	2.79	1.08
周囲の人との社会的・経済的な格差が大きい	格差	3.35	1.04
ストレスや困難な出来事に対して適切な対応ができる	ストレス対応	3.17	0.97
長期にわたるストレスが多い	長期ストレス	3.39	1.25
境遇や生活状況などによる社会的な差別や偏見を受けている	差別・偏見	4.20	0.98
孤独や孤立を感じる	孤独・孤立	3.79	1.17
職場や労働環境において適切な評価や裁量権を得られていない	職場・労働	3.66	1.18
失業または不安定な雇用状態にある	雇用状況	3.93	1.29
家庭・友人・職場・近隣の人たちと良好な人間関係を築けている	人間関係	3.42	0.99
地域社会や地域行政から十分な公共サービスが受けられる	公共サービス	3.15	0.93
周囲の人から必要とされていると感じる	必要	2.90	0.97
自分の存在意義を感じる	存在意義	3.04	0.99
自分は経済・社会的に自立している	自立	3.20	1.17
自分に求められる役割を果たせている	役割	3.17	0.97

n=1553 ※どの項目も高得点ほど社会状態が良くなるように処理した

表-3 健康関連 QOL 調査票の基礎統計量

Table 3 Summary of satisfaction index of HR-QOL

健康関連QOL調査票	略称	平均値	標準偏差
自分のからだの調子	からだの調子	2.83	1.20
自分の体力	体力	2.63	1.19
自分のからだの動き	からだの動き	2.75	1.15
自分の精神的なゆとり	精神的なゆとり	2.80	1.21
自分の意思決定	意思決定	3.27	1.10
自分の信念(信条)	信念(信条)	3.35	1.06
友人との付き合い	友人	3.33	1.03
家族や親類との付き合い	家族や親類	3.42	1.05
近隣の人とのつながり	近隣の人	3.14	0.93
住んでいる地域の生活の利便さ	生活の利便さ	3.84	1.00
生活する上での必要な情報の得やすさ	必要な情報	3.71	0.93
住んでいる地域の福祉サービスの内容	福祉サービス	3.24	0.87
生活している地域の安全性	安全性	3.59	0.96
生活している地域の環境衛生	環境衛生	3.52	0.97
住んでいる地域の自然環境	自然環境	3.47	0.99

n=1553

表-4 観測変数群の因子構造

Table 4 Factor structures of observed variables

社会指標調査票				健康関連QOL調査票			
因子 №	観測変数	因子 負荷量	寄与率 (%)	因子 №	観測変数	因子 負荷量	寄与率 (%)
1	存在意義	0.851	33.1	1	体力	0.995	30.2
	必要	0.846			からだの動き	0.919	
	役割	0.732			からだの調子	0.842	
	ストレス対応	0.646			精神的なゆとり	0.402	
	人間関係	0.632		2	環境衛生	1.025	22.1
	自立	0.553			安全性	0.848	
	公共サービス	0.513			自然環境	0.722	
所得・地位	0.505			福祉サービス	0.397		
2	職場・労働	0.710	11.7	3	友人	0.858	10.6
	孤独・孤立	0.695			家族や親類	0.799	
	差別・偏見	0.693			近隣の人	0.623	
	長期ストレス	0.683		4	意思決定	1.062	4.2
	雇用状況	0.550			信念(信条)	0.711	
	格差	0.507		5	必要な情報	0.924	4.3
					生活の利便さ	0.632	
n=1553							

基礎統計量を表に記した(表-3)。回答者の健康状態として、健康 QOL を構成する身体的健康、精神的健康、社会的健康に関連する計 9 項目は中点(3. どちらともいえない)前後となったが、身体的健康に関する項目などが中点をやや下回った。一方、生活環境の利便性と快適性に関連する計 6 項目はすべて中点を超えたため、近隣の生活環境についてはやや満足していると考えられた。

3.3 社会および健康状態の潜在構造の把握

回答者の社会状態の潜在構造を把握するため、最尤法・プロマックス回転による因子分析を実施した(表-4)。この結果、第 1 因子は「存在意義」など自己の在り方を評価する項目が集中したことから“自己効力感”と命名した。第 2 因子は、「職場・労働」など所属集団における不平等な状態を評価する項目が集中したことから“剥奪指標”とした。次に、回答者の健康状態の潜在構造を把握するため、最尤法、プロマックス回転による因子分析を実施した(表-4)。因子数は中嶋らの既往研究に倣い、5 因子構造を仮定し因子を抽出した⁹⁾。この結果、第 1 因子は「体力」などの項目の因子負荷量が高いことから“身体的健康”，第 2 因子は「環境衛生」などが高いことから“快適性”，第 3 因子は「友人」などが高いことから“社会的健康”，第 4 因子は「意思決定」などが高いことから“精神的健康”，第 5 因子は「必要な情報」などが高いことから“利便性”と区分できた。

3.4 社会および健康状態のモデル構築

3.4.1 モデルの理論仮説

本研究ではより詳細な潜在構造を把握するため、健康関連 QOL 調査票の 5 因子を“健康 QOL”と“生活環境の評価”の 2 つの上位概念を設定してモデルを構築する(図-1)。モデ

ルの理論仮説は、自己効力感や環境要因などの主観的評価と健康状態との関連性について検証した既往研究を参考にした^{12, 14, 19)}。以上から、本研究において提唱するモデルの理論仮説は以下になった。

- 1) 健康 QOL は他の概念から影響され、因果の終着となる
- 2) 自己効力感は健康 QOL に直接影響を与える
- 3) 剥奪指標は自己効力感と健康 QOL に直接影響を与える
- 4) 生活環境の評価は自己効力感と健康 QOL に直接影響を与える
- 5) 剥奪指標と生活環境の評価は双方向因果関係を形成する

モデル構築の際には、すべてのパスの有意性が 0.1 %水準のモデルを採用した。また、理論仮説により設定されたパスの有意性が認められない場合には、有意でないパスを順次取り除き、モデルの再検証をおこなった。モデルの適合性は、一般的に用いられる GFI, AGFI, CFI, RMSEA により検証した^{3, 15)}。GFI, AGFI, CFI は 0.9 以上であれば十分に良く、

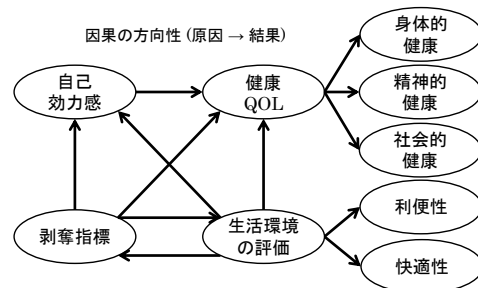


図-1 提唱されたモデルの理論仮説

Fig. 1 Theoretical hypothesis of advocated model

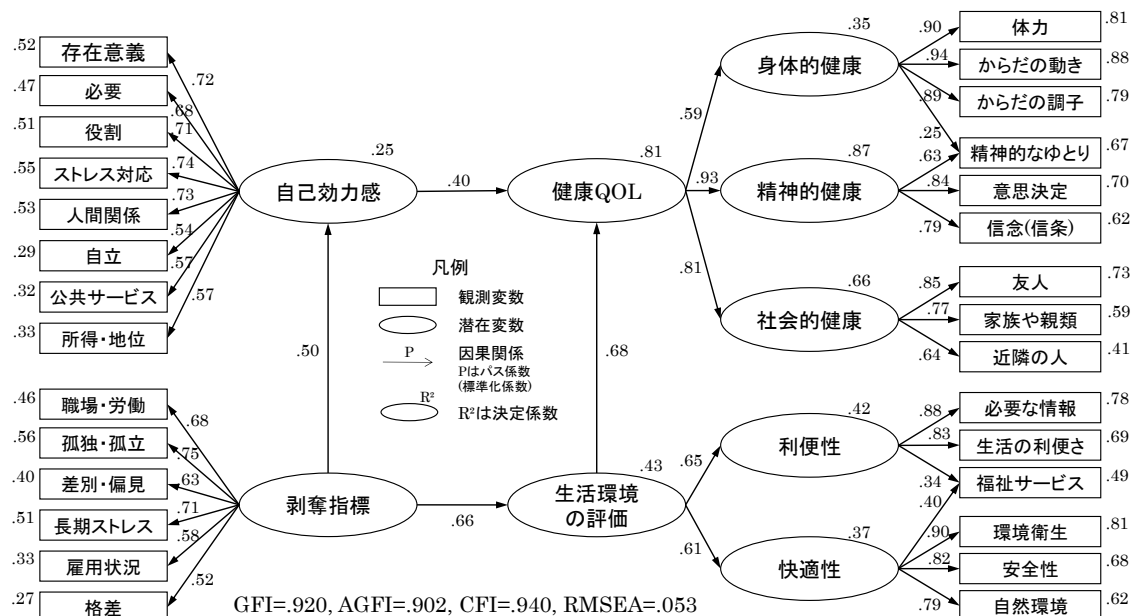


図-2 剥奪指標上位型モデル

Fig. 2 Deprived indicator model

RMSEA は 0.05 以上であてはまりが悪いといわれている。モデルにおけるパス係数は、標準化推定値を用いた。

3.4.2 理論仮説モデルの構築と考察

SEM の結果、剥奪指標を因果の最上位概念とする“剥奪指標上位型モデル”が構築された(図-2)。構築されたモデルの適合性は、それぞれ GFI=.920, AGFI=.902, CFI=.940, RMSEA=.053 となった。このことから、当初設定した理論仮説とは一部異なるものの、実際科学および統計学の観点から妥当な範囲のモデルが構築できたと判断された。また、構築されたモデルにおける健康 QOL の説明力(R²)は 0.81 と示され、本モデルは回答者の健康 QOL の 81 %を説明できると示された。このことから、剥奪指標上位型モデルは、近隣住民の健康状態を分析するモデルとして高い説明力を有していると考えられた。構築されたモデルの潜在構造から、近隣住民の恵まれた(恵まれない)社会環境が豊かな(貧しい)生活環境と高い(低い)自己効力感を形成し、これらの概念が直接間接的に近隣住民の健康状態を高める(低減する)という因果関係が示された。一方、理論仮説においては、剥奪指標と生活環境の評価に双方向因果関係を形成するように設定したが、識別性の問題が生じたためモデルそのものが成立しなかった。また、理論仮説において設定された「生活環境の評価→自己効力感」のパスを加えた場合、同じく識別性の問題が生じたためモデルそのものが成立しなかった。このことから、これらのパスは統計学的に成立しないことが示された。「剥奪指標→健康 QOL」のパスは、パスの有意性が 5 %有意の水準に至らず、またパス係数も 0.1 以下となったため除外した。このことから、剥奪指標の主な項目である所属集団における平等・不平等な状態による効果は、近隣住民の健康 QOL に直接的に影響を及ぼすのではなく、自己効力感や生活環境の評価を介在して間接的に影響を及ぼすと示された。

3.5 都市緑地の利用頻度と母集団の定義

多母集団パス解析により都市緑地の利用による健康増進効果を検証するため、母集団の定義となる各都市緑地の利用頻度を集計した(表-5)。本研究では、利用頻度の中央値を基準に回答者を高頻度および低頻度利用者の 2 つの母集団に区分した。この際に、高頻度利用者の傾向が過大評価され、健康増進効果が不当に高く判定されないようにするため、中央値に該当する項目は低頻度利用者を含め、高頻度利用者に含まれる利用頻度の項目範囲が広い 3 つの都市緑地「社寺」「集合住宅」「職場」を解析対象から除外した。

3.6 多母集団パス解析によるモデルの比較検証

3.6.1 剥奪指標上位型モデルの配置不変性の検討

多母集団パス解析に先だって、構築されたモデルの潜在構造が母集団間で同等であるか検証するため配置不変性を検討した(表-6)。モデルの適合性は、先と同様に、一般的に用いられる GFI, AGFI, CFI, RMSEA により検証した^{3,15)}。この結果、すべてのモデルの配置不変性が確認され、多母集団パス解析を実施する許容範囲にあると判断された。

表-5 都市緑地の利用頻度による母集団の定義

Table 5 Defining population by frequency of use

利用頻度	公園	街路	緑道	社寺	個人住宅	集合住宅	職場
平均値	3.4	4.3	4.1	2.2	4.3	2.6	1.6
中央値	3	5	4	2	5	1	1
母集団	高頻度	767	565	708	570	668	661
	低頻度	786	988	845	983	885	892
		1220					

n=1553 ※中央値に該当する項目は低頻度利用者を含めた

表-6 配置不変性の検討

Table 6 Examination of configural invariance

適合性の指標	公園	街路	緑道	個人住宅
GFI	.904	.902	.901	.904
AGFI	.882	.880	.878	.882
CFI	.937	.934	.933	.936
RMSEA	.039	.040	.040	.039

表-7 都市緑地の利用頻度によるパス係数の比較

Table 7 Comparison of path coefficient based on frequency of use of urban green

潜在因子	潜在因子	利用頻度	公園	街路	緑道	個人住宅
1	2	頻度	p 係数	p 係数	p 係数	p 係数
剥奪指標 →	自己効力感	高	.52	.55	.56	.54
		低	.48	.47	.45	.46
自己効力感 →	健康QOL	高	*** .50	.45	.45	** .50
		低	.33	.37	.38	.33
剥奪指標 →	生活環境の評価	高	.64	.69	.65	.72
		低	.65	.62	.64	.59
生活環境の評価 →	健康QOL	高	.60	.59	.62	.59
		低	.75	.74	.74	.77
健康QOL →	身体的健康	高	— .59	— .58	— .59	— .56
		低	.59	.59	.58	.61
健康QOL →	精神的健康	高	.90	.90	.88	.91
		低	.97	.95	.97	.95
健康QOL →	社会的健康	高	.81	.78	.84	.81
		低	.81	.83	.79	.81
生活環境の評価 →	利便性	高	— .67	— .61	— .71	— .68
		低	.63	.66	.59	.62
生活環境の評価 →	快適性	高	.63	.47	.69	.57
		低	.59	.60	.53	.62

一対比較 (0.05 < p < 0.01...*, 0.01 < p < 0.001...**, p < 0.001... ***)

※「—」が表記されているパスは係数を1に固定しているため統計検定が出力されない

3.6.2 等値制約による母集団間のパス係数の比較

各都市緑地における母集団間のパス係数の差を検証するため、モデルの潜在変数間のみ等に等値制約を置き、多母集団パス解析を実施した。一対比較によりパス係数の差を検定した結果、公園および個人住宅の高頻度利用者は、低頻度利用者と比較して「自己効力感→健康 QOL」のパス係数が有意に高いことが示された(表-7)。この結果から、公園および個人住宅を利用することにより、「自己効力感→健康 QOL」の因果関係が向上することが示された。このことから、公園および個人住宅の利用を促すことは、近隣住民の健康増進に繋がると考えられた。現況の過密な都市環境においては都市緑地を量

的に増やすことは政策面から難しい一方で、都市緑地の利用は個人の意志により実施することができる。本研究の結果から、たとえ都市緑地を新規造成することができなくとも、公共の環境資源である既存の公園を利用することで近隣住民の健康増進が可能であることを示した。公園等の都市緑地は近隣に普遍的に存在する環境資源であり、誰でも無料で利用できる公共施設である。このことは、たとえ高度医療の恩恵を享受できない社会的弱者であっても、公共の環境資源である公園の利用を促すことで健康増進を図ることが可能であると示している。また、公園のような公共空間だけでなく、個人住宅の緑を利用することでも健康増進を図れることから、私的で限られた空間においても緑の利用を促すことにより健康増進が期待できると考えられた。

4. まとめ

本研究は近隣住民の社会状態と健康状態の因果関係をモデル化し、都市緑地の利用による健康増進効果について全体構造の推定を試みた。以下に結果をまとめる。

- 1) 近隣住民の社会および健康状態は、主に“自己効力感”“剥奪指標”“健康 QOL”“生活環境の評価”の概念から構成される剥奪指標上位型モデルにより説明できる。
- 2) 剥奪指標上位型モデルを用いて多母集団パス解析を実施した結果、公園および個人住宅の高頻度利用者は「自己効力感→健康 QOL」のパス係数が有意に高かった。

本研究の結果から、公園や個人住宅といった特定の都市緑地を利用することにより近隣住民の健康増進が期待できることが示唆された。調査対象地域は多様な公園が各地区にあることから、今後は公園の利用促進により効率的な健康増進が見込めると考えられた。今後の課題として、都市緑地において実施する利用行動のパターンとの関連性を詳細に検討する必要があると考えられた。本研究は都市部における特定地域の住民と都市緑地を対象としているため、結果の普遍性について更なる検討が必要と考えられた。

引用文献

- 1) 埴淵知哉 (2013) 近隣環境の健康影響を探る. *E-journal GEO*, 8(1): 66-77.
- 2) Hanibuchi, T., Kawachi, I., Nakaya, T., and Kondo, K. (2011) Neighborhood built environment and physical activity of Japanese older adults: results from the Aichi Gerontological Evaluation Study (AGES). *BMC Public Health* 2011, 11: 657.
- 3) 服部 環・海保博之 (1996) Q&A 心理データ解析. 福村出版, pp. 213.
- 4) 林 尊弘・近藤克則 (2011) なぜまちづくりによる介護予防なのか ハイリスク戦略の限界とポピュレーション戦略の課題. *保健師ジャーナル*, 68(8): 670-675.
- 5) 本多則恵 (2006) インターネット調査・モニター調査の特

質--モニター型インターネット調査を活用するための課題 (特集 あらためて「データ」について考える). *日本労働研究雑誌*, 48(6): 32-41.

- 6) Maas, J., Van Dillen, SME., Verheij, RA. and Groenewegen, PP. (2009) Social contacts as a possible mechanism behind the relation between green space and health. *Health & Place*, 15(2): 586-595.
- 7) 松本壽吉 (1987) 健康度診断指標についての研究. *健康科学*, 9: 159-180.
- 8) Mitchell, Richard & Popham, Frank (2008) Effect of exposure to natural environment on health inequalities: an observational population study. *Lancet*, 372: 1655-1660.
- 9) 中嶋和夫・香川幸次郎・朴 千萬 (2003) 地域住民の健康関連 QOL に関する満足度の測定. *厚生指標*, 50(8): 8-15.
- 10) Nasu, M., Iwasaki, Y., Ishii, M., Takaoka, Y. (2010) Physiological and psychological effects of outdoor green space at an urban building complex. *Journal of Landscape Architecture in Asia*, 5: 177-182.
- 11) 那須 守・岩崎 寛・高岡由紀子・金 侑映・石田 都 (2012) 都市域における緑地とその利用行動が居住者の健康関連 QOL に与える影響. *日本緑化工学会誌*, 38(1): 3-8.
- 12) 野口晴子 (2011) 社会的・経済的要因と健康の因果性に対する諸考察―「社会保障実態調査」および「国民生活基礎調査」を用いた実証分析―. *季刊・社会保障研究*, 46(4): 382-402.
- 13) 大隅 昇 (2002) インターネット調査の適用可能性と限界: データ科学の視点からの考察(<展望>「21 世紀の行動計量学」). *行動計量学*, 29(1): 20-44.
- 14) 岡浩一郎・石井香織・柴田 愛 (2011) 日本人成人の身体活動に影響を及ぼす心理的, 社会的, 環境的要因の共分散構造分析. *体力科学*, 60: 89-97.
- 15) 小塩真司 (2007) 研究事例で学ぶ SPSS と Amos による心理・調査データ解析. 東京図書, pp. 285.
- 16) 大塚芳嵩・那須 守・高岡由紀子・金 侑映・岩崎 寛 (2014) 都市公園における利用行動と健康関連 QOL の関係性. *日本緑化工学会誌*, 40(1): 90-95.
- 17) 大塚芳嵩・那須 守・高岡由紀子・金 侑映・岩崎 寛 (2015) オンラインアンケートによる都市緑地における利用行動と近隣住民の社会的状況との関連性: 東京都江東区を事例として. *日本緑化工学会誌*, 41(1): 187-192.
- 18) 内田知宏・上埜高志 (2010) Rosenberg 自尊感情尺度の信頼性および妥当性の検討. *東北大学大学院教育学研究科研究年報*, 58(2): 257-266.
- 19) 渡部和広・大塚泰正 (2014) 自己効力感, ソーシャルサポート, 環境的要因, および職場要因を用いた労働者の余暇時の身体活動モデルの構築. *行動医学研究*, 20(1): 17-23.
- 20) Wilkinson, Richard & Marmot, Michael (2004) 健康の社会的決定要因 (第二版). 特定非営利活動法人 健康都市推進会議, pp. 10-29.

(2016 年 6 月 7 日受理)