

## コンパクトシティが健康に与える影響の分析\*

沓澤 隆 司\*\*

(国土交通省総合政策局社会資本経済分析特別研究官)

赤井 伸 郎\*\*\*

(大阪大学大学院国際公共政策研究科教授)

竹本 亨\*\*\*\*

(日本大学法学部政治経済学科教授)

### 梗概

「コンパクトシティ」は、都市内での移動距離が短いため、歩行や歩行を伴う公共交通が移動手段に選ばれることが多く、その結果として歩行時間が長く住民の健康に良い影響を与えている可能性がある。しかし、都市のコンパクト度と歩行時間との関係や歩行時間と健康状態との関係は先行研究で分析されているが、コンパクトシティの形成が住民の健康状態を改善するかどうかは十分に解明されていない。

そこで、都市のコンパクト度が住民の健康状態に与える影響について、パネルデータを用いた固定効果分析を行った。本稿では、住民の健康状態を示す指標として「要介護の認定を受けた者が高齢者に占める割合（要介護認定率）」や「国民健康保険の被保険者1人当たり医療費」を、都市のコンパクト度を示す指標として「基準化された標準距離」を使用した。

分析の結果、都市のコンパクト度が高い市町村ほど、①要介護認定率は低い、②健康の悪化がより深刻な要介護度の高いグループごとの認定率は低い、③国民健康保険の被保険者1人当たり医療費は低い、という3点が明らかとなった。

この分析結果を前提とすれば、コンパクト度の高い都市を形成していった場合には、歩行時間の増加を通じて住民の健康状態も良好となり、将来的に要介護認定者に対する給付額や住民の医療費は低くなると推察される。よって、本稿の分析は、コンパクトシティの形成が介護や医療といった社会保険に係る財政支出を抑制する効果を持つ可能性を示唆するものと言える。

2021年12月13日受付 2022年7月26日掲載決定

\* 本稿は、JSPS 科研費基盤研究 (B) 20H01450, JSPS 科研費基盤研究 (C) 16K03614 の助成を受けた研究成果の一部である。また、本誌の匿名レフェリーの方から非常に有益なコメントを頂いた。ここに記して感謝申し上げる。

\*\* 1986年建設省入省, 2014年政策研究大学院大学教授, 2018年国土交通省総合政策局社会資本経済分析特別研究官。日本財政学会, 日本地方財政学会, 日本経済学会に所属。主な著書は、『コンパクトシティと都市居住の経済分析』(2017年, 日本評論社)。本稿は、研究者としての見解を示したものであり、所属する組織の見解を代表するものではない。

\*\*\* 1994年6月大阪大学経済学部助手, 2007年4月大阪大学大学院国際公共政策研究科准教授, 2011年5月大阪大学大学院国際公共政策研究科教授。日本財政学会, 日本地方財政学会, 日本経済学会に所属。主な著書は、『地方財政健全化法とガバナンスの経済学—制度本格施行後10年での実証的評価—』(2019年, 有斐閣, 共著)。

\*\*\*\* 2009年4月帝塚山大学経済学部専任講師, 2011年4月帝塚山大学経済学部准教授, 2016年4月帝塚山大学経済学部教授, 2020年4月日本大学法学部政治経済学科教授。日本経済学会, 日本財政学会, 日本地方財政学会, 日本交通学会, 日本計画行政学会, 公共選択学会, 日本金融学会に所属。主な著書は、『分権化時代の地方財政』(2008年, 中央経済社, 分担執筆)。

## 1. はじめに

都市の中心部に人口を集中させる「コンパクトシティ」は、都市の中での移動距離が短縮することで住民に歩行や公共交通との併用による歩行での移動を促し、住民の健康により良い影響をもたらす可能性がある。また、国土交通省においてもコンパクトシティを「歩いて暮らせるまち」として、その形成を通じて健康の増進を図る取り組みが見られる。そこで、本稿ではコンパクトシティが住民の健康へプラスの効果を与えるかについて検証を行う。

まず、コンパクトシティと住民の移動距離や歩行時間の関係については、沓澤・赤井 他 (2022) が都市のコンパクト度が高いほど住民の移動距離が短く歩行時間が長いことを明らかにした。そして、歩行時間と健康の関係については、Tsuji, Takahashi et al. (2003) などが、住民の歩行時間が長いほど医療費が抑制されることを示した。これらの研究結果を結びつけると、都市のコンパクト度が高いほど住民の歩行時間が長くなることを通して、住民がより健康な状態を維持していると考えられる。さらに、その結果として医療費や介護費が抑制される可能性が高いことも推測される。しかしながら、これらはいくまで推測であって、コンパクトシティの形成が住民の健康にプラスの効果を与えるかどうかは十分に解明されているとは言えない。

そこで、本稿は、都市のコンパクト度の指標として沓澤・赤井 他 (2018) で使用された「基準化された標準距離 (NSD: *Normalized Standard Distance*。以下「NSD」という。)) を用いて、都市のコンパクト度が「要介護認定率」と「国民健康保険の被保険者1人当たり医療費」に与える影響をパネルデータによる固定効果分析で検証する。

NSDは3-1節で述べるように都市の人口の重心からそれぞれの人口の存する地域メッシュまでの距離を人口加重により分散状況を人口の平方根で除して示したものであり、コンパクト度の要素である「近接性」と「人口密度」を併せ有している。そのため、都市のコンパクト度の指標として適していると言える。<sup>1)</sup>

日本の公的介護保険制度では、介護を受けようとする被保険者が申請を行い、各市町村が要介護者に該当すると判断した場合に認定する（これを「要介護認定」という）制度となっている。その際には、比較的軽い状態から重い状態の順に要介護度1から要介護度5までの区分に分けて認定が行われる。そのため、それぞれの要介護度に認定されたということは、認定された者にその要介護度の区分に応じた健康状態の悪化が生じていることを意味している。本稿では、内閣府 (2018) に従い、各市町村における要介護認定を受けた者の65歳以上人口（＝介護保険の第1号被保険者数）に占める割合を、その都市の住民全体の健康状態を示す指標として、それと都市のコンパクト度との関係を明らかにしていく<sup>2)</sup>。

なお、本稿では、ある市町村において要介護度1以上の認定を受けた者、すなわち何らかの要介護の認定を受けた全ての者が、その市町村の65歳以上人口に占める割合を（ある市町村の）「要介護認定率」と

<sup>1)</sup> NSDはそれぞれの都市における人口重心から地域メッシュまでの距離を元にメッシュ内の人口を加重して算定されているため、都市内の地域ごとの人口の分布状況を反映している。従って、この指標は市街地面積や可住地面積に、人口分布の要素も加えたより質の高い指標となっており、市町村面積、市街地面積や可住地面積の指標を用いるよりも、NSDを用いた推定がより適切であると考えられる（詳細は、3-1節を参照）。

<sup>2)</sup> 各区分の要介護度以上の割合ではなく、各区分の要介護度、例えば要介護度2の認定を受けた者の割合に影響する複数の要因、例えば、75歳以上の住民の割合の高さなどを説明変数として推定を行う場合には、その75歳以上年齢割合は、加齢による健康悪化により要介護度2の認定を受けた者の割合だけでなく、その区分を超える要介護度、例えば要介護度3、4、5の認定を受けた者の割合にもプラスに影響する可能性が大きい。このため、区分ごとの要介護度（この場合要介護度2）の認定者の割合のみを個別に被説明変数とした場合、説明変数の1つである75歳以上の住民の割合が大きい場合でも、要介護度3、4、5の認定を受けた者の割合がより大きくなり、場合によっては、要介護度2の認定を受けた者の割合がむしろ低くなるといった過少推定となるおそれがある。したがって、各区分の要介護度以上の割合についての影響を見るのが望ましい。

定義する。さらに、要介護度2以上の認定を受けた者が65歳以上人口に占める割合を「要介護度2以上認定率」、同じく要介護度3以上の者の割合を「要介護度3以上認定率」、要介護度4以上の者の割合を「要介護度4以上認定率」、要介護度5の者の割合を「要介護度5認定率」と定義する。そして、これらを「要介護度の高いグループごとの認定率」と総称し、「要介護認定率」と同様に分析を行う。

また、国民健康保険の被保険者は医療費を要するだけの健康の悪化にさらされ、その治療のために費用を要していると判断されることから、市町村別の「国民健康保険の被保険者1人当たり医療費」に与える要因について分析を行い、都市のコンパクト度と医療費に対応した健康悪化の状態との関係も明らかにする。

本稿の構成は次のとおりである。次節ではコンパクトシティと住民の健康に関する先行研究とその課題、分析の方向性を述べ、第3節では理論モデルと仮説を提起する。第4節では、使用するデータと実証分析の方法を、第5節では分析の結果とその考察を述べる。最後に、第6節では、結論と今後の課題をまとめることにする。

## 2. 先行研究

コンパクトシティが住民の健康に与える影響に関しては、コンパクトシティの形成が都市の住民の歩行を促し、その歩行の増加が住民の健康につながるという関係が推測されている。そのため、関連する分析として、①コンパクトシティが歩行時間に与える影響、②歩行時間が住民の健康に与える影響、③都市中の人口密度が健康に与える影響についての先行研究が存在する。

このうち、①のコンパクトシティが歩行時間に与える影響については、谷口・松中 他(2006)が1999年の『全国都市パーソントリップ調査』のデータ等を用いて分析を行った。その結果、人口密度の高い低層住宅地区などで移動の際の歩行数が多く、人口密度の低い住宅区群などでは歩行数が少ないこと、さらに自動車よりも公共交通を使った際の歩行数が多いことを示している。沓澤・赤井 他(2022)は、コンパクトシティの形成が都市内の移動距離や手段ごとの移動時間に与える影響を検証するため、国土交通省が2015年に実施した『全国都市交通特性調査』によって把握された都市の住民の移動距離、歩行、公共交通(鉄道・バス)、自動車といった移動手段ごとの移動時間を被説明変数とし、コンパクトシティの指標であるNSDを説明変数として分析を行った。その結果、NSDが小さくなり、都市のコンパクト度が高くなるほど、都市の住民の移動距離が短くなり、その移動距離に見合う歩行による移動の機会が増大して歩行時間が長くなることを示した。

②の歩行時間が住民の健康に与える影響については、内閣府(2018)が介護保険の要介護認定率の地域差が生ずる要因を分析し、運動習慣のある地域では要介護認定率が低いことを示した。

Tsujii, Takahashi et al. (2003)は、宮城県大崎地区の住民を対象に国民健康保険のデータとアンケート調査を用いて、歩行時間が医療費の軽減に寄与していることを分析している。また、Kato, Goto et al. (2013)は、歩行量(歩数)と糖尿病を中心とした疾患の発症リスク低下の研究を元に歩数の増加がもたらす医療費の抑制効果を試算している。

③の都市中の人口密度が健康に与える影響については、良好な健康の状態を説明する要因として人口密度を使った分析であって、都市のコンパクト度が健康に与える影響を分析したものではないが、以下のように複数の研究がある。

Haigh, Chok et al. (2011)は、ニュージーランドの都市の中で高い住宅密度の都市は、都市内部での経済

活動、教育やレジャーなどの社会活動などへのアクセスが容易になること、歩行による移動が増加し、身体活動が増大すること、自動車の利用が減少し、公共交通の利用が増えること、社会的弱者へのアクセスや協力が強まること、アメニティが確保されることなどを通じて健康に肯定的影響があることを文献調査で示している。Stevenson, Thompson et al. (2016) は、6大都市（メルボルン、ボストン、ロンドン、コペンハーゲン、デリー、サンパウロ）を例に取って、コンパクトシティの形成、すなわち、近距離化した都市（a city of short distance）により、公共交通や歩行、サイクリングが促進され、それが住民の健康の改善をもたらすことを指摘した。Baskan, Zorba et al. (2017) は、4つの観点（身体的、心理的、社会的、環境）からイスタンブール、アンカラ、イズミル、その他の都市の2,060人に対するアンケート結果を元に、人口密度と生活状態との回帰分析を行った。その結果、身体的側面では、有意に人口密度の高い3都市において高い満足度があることを示している。

Sakar, Webster et al. (2017) は、英国内の22都市の40万以上のバイオバンク（生体試料）を用いて、居住する地域（1kmのstreet単位）の人口密度と身体活動時間、脂肪過多や肥満との関係を調査した。その結果、平方キロ当たり1,800戸を分岐点として、それ以上の地域では1週間当たり1人当たりの身体活動時間が増加し、肥満や脂肪量の指標であるBMIや胸囲などの値が低い傾向であることを明らかにした。これは、都市の人口密度の上昇が住民の身体活動の増大をもたらし、癌などの疾病の原因となる脂肪過多や肥満を抑制することを示している。

Nakaya, Honjo et al. (2014) は、全国保健所会、国立がんセンター等による「多目的コホート研究」の一環として、90年段階で4箇所の保健所（岩手県二戸市、秋田県横手市、長野県佐久市、沖縄県石川市所在の保健所）の管轄区域内の40～59歳の年齢層の37,455人の男女の健康状態の変化を把握し、サバイバル分析によりその者が居住する小地域（町丁目）の人口密度、貧困と死亡率との間に弱い相関関係があることを示した。

これらの研究のうち、①の研究は、都市のコンパクト度が歩行時間に与える影響を解明しているが、歩行時間が健康に与える影響は明らかになっていない。②の研究は、歩行時間が健康に与える影響を解明しているが、研究対象が特定の地域や疾患に範囲が限定されている上に、歩行時間が必ずしも都市のコンパクト度によるものではないという点で限界がある。③の研究は、都市のコンパクト度が健康に与える影響を分析している訳ではなく、都市全体あるいは小単位の地域（日本で言えば町丁目）での人口密度を指標として使用して分析しているものである。しかし、実際の都市の中での住民の移動は、通勤、買い物、社会活動などの目的により、市街地全体に及ぶことが多く、その移動距離は都市あるいは小地域の人口密度で捉えきれものではない。例えば、都市全体の人口密度が見かけ上高くても、郊外部の人口や商業その他の活動拠点の分布がまばらであれば、郊外部から目的地までの距離が遠くなり、歩行には適さない可能性がある。そこで、都市の中の移動の実態を踏まえた「近接性」と「人口密度」を兼ね備えた指標を用いることが必要であり、そのためには竹本・赤井 他 (2019a, 2019b) のように、これまでの財政などへの影響分析で用いられてきたNSDを活用すれば、住民の実際の居住や移動先の分布を元にした移動距離の実態を把握できることになる。

その上で、このNSDが住民の健康に与える影響を推定する際の健康の指標として、これまでの研究の中には、脂肪過多といった健康状態、住民の主観的な意識に関するものや死亡率という健康状態悪化の究極的な形態を変数としている例がある。ただし、コンパクトシティという都市の形態から住民の歩行の習慣が影響を受け、それが住民の健康にある程度の期間を経て影響を与えているという因果関係の経路を分析する観点からすれば、公的介護保険制度における要介護度や健康の悪化に対応して改善するために要した

コストである医療費のような客観的で中期的な健康悪化の指標を用いることがより合理的である。

そこで、本稿では、都市のコンパクト度の指標であるNSDが、65歳以上の者の中での要介護認定を受けた人の割合である「要介護認定率」、 「要介護度の高いグループごとの認定率」や国民健康保険の被保険者に要した1人当たりの医療費に与える影響などに関して、パネルデータを用いた固定効果分析を行うこととする。

### 3. 理論モデルと仮説

本節では、最初に3-1節で都市のコンパクト度を示す指標について説明する。都市のコンパクト度が高い場合には、住民の移動手段として自動車よりも歩行がより多く選択され、その結果として住民の健康が改善し、介護費用（要介護認定率で把握）と医療費が減少すると考えられる。このメカニズムを導く理論モデルを3-2節で提示する。最後に、この理論モデルを前提とした本稿の仮説を3-3節で示す。

#### 3-1. 都市のコンパクト度を示す指標：NSD

まず、都市のコンパクト度を示す指標であるNSDについて説明する。OECD（2012）はコンパクトシティの概念を「人口密度が高く（dense）、近接性が高く（proximate）、容易に職場や地域の公共サービスに移動できる地方の都市開発の形態」と位置付けており、コンパクトシティの要素となるのは、「人口密度」と「近接性」である。

都市のコンパクト度を示す指標として、先行研究では都市全体や町丁目ごとの人口密度を指標としている。しかし、都市内の人口分布が中心部にどの程度寄っているかにより、人々の移動距離が異なると考えられる。例えば、同じ人口規模でも人口分布が郊外にまで広がっているほど住民の移動距離は大きくなり、歩行ではなく自動車交通が増加する可能性が高い。従って、歩行が健康に与える影響を分析するためには、「人口密度」だけではなく、「近接性」の観点も含めた都市のコンパクト度の指標が必要である。

まず、「近接性」については、Terzi and Kaya（2008）や沓澤（2016）が使用した「標準距離（Standard Distance, SD）」が参考になる。これは、各市町村を約1km四方でメッシュ化し、各メッシュ内の人口（夜間人口）<sup>3)</sup>の重心の座標（緯度と経度）を人口で重みづけして求めた人口重心となる地点（都市の中心点）を求め<sup>4)</sup>、都市の中心点から各メッシュまでの地表面距離の2乗を人口で加重平均して平方根を取った値で、以下の式（1）で表される。

$$SD = \sqrt{\sum_{m=1}^n h_m r_m^2 / N} \quad (1)$$

<sup>3)</sup> 都市の中心から居住地がどの程度分散しているかを分析するため、SD、NSDの計算上夜間人口を元に算定を行う。

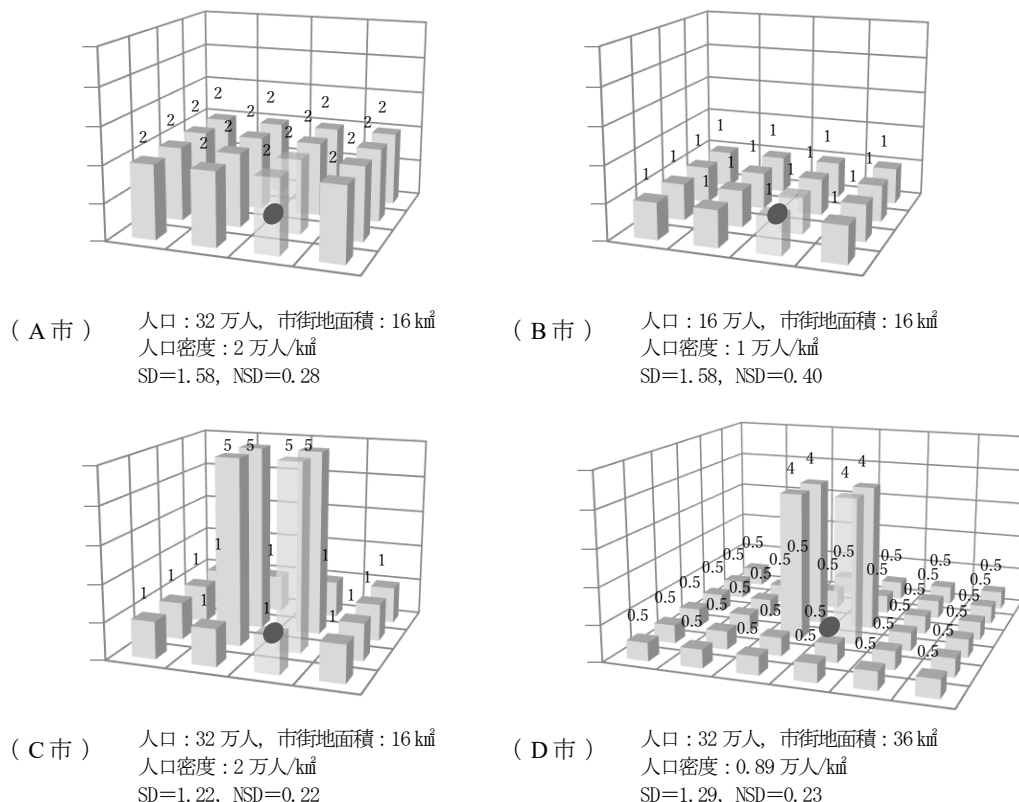
<sup>4)</sup> ここで使用した「メッシュ」とは、昭和48年7月12日行政管理局告示第143号による「標準地域メッシュ」における緯度30秒、経度45秒からなる標準地域メッシュである。その際には地理情報ソフトArcGISを使用した。また、「地表面距離」は、中心点とそれぞれのメッシュとの間の距離（ $r$ ）について、三浦（2015）が示した下記の数式で算出した。

$$r = l \times \arccos(\sin \phi_1 \times \sin \phi_2 + \cos \phi_1 \times \cos \phi_2 \times \cos(\lambda_1 - \lambda_2))$$

ここでは地球の赤道半径（6378.137km）、 $\phi_1$ と $\lambda_1$ は中心点の緯度と経度、 $\phi_2$ と $\lambda_2$ は各メッシュの重心の緯度と経度である。メッシュが市町村の境界をまたがる場合には、それぞれの市町村の区域の面積で按分して、それぞれの市町村の区域にかかるメッシュの人口を算出している。ここで、市街地の形状が仮にドーナツの半円形である場合には、市町村外に人口重心が存在する例外があることは否定できないが、多くの場合は、人口重心は市町村内に設定されており、一般的に、現状の多様な市町村の市街地の拉がりの状況を把握する基準としては、人口重心を用いることが、制約の中で最も妥当なものであると考えられる。したがって、その重心までの直線距離の大きさを元に、分析を行うことが望ましいと思われる。

ここで $h_m$ はメッシュ $m$ の人口、 $r_m$ は都市の中心点からの地表面距離、 $N$ はその都市の人口であり、都市の中心点から人口が分布する各メッシュまでの距離の2乗和の平方根を算出し、都市の中心点への集中度を表している<sup>5)</sup>。ただし、「標準距離」では、「近接性」は認識できるが、コンパクトシティのもう一つの要素である「人口密度の高さ」について反映されていない。

図1 都市のコンパクト度の比較



例えば、図1のように、1km四方の16のメッシュに各2万人が住む人口32万人のA市と、同じく16のメッシュに各1万人が住む人口16万人のB市を比較する。この例では、両方ともメッシュの真ん中の●が都市の中心点で、「標準距離」は1.58となる。これは両市の人口の分布が同様であるため、「近接性」を捉えるという点では適切である。しかしながら、合計人口の違いにより市全体及び中心部での「人口密度の高さ」は異なる。つまり、「標準距離」では人口密度の違いを考慮できていないのである。

そして、現実の都市では住民の日常的な移動先となる職場や商業・医療・行政施設などが立地する中心部は、図1の例のように点ではなく、面的な広がりを持っている。また、都市の人口が多くなれば同じ機能を持つ施設の数は多くなり、それらは分散して立地するはずである。例えば、都市に眼鏡屋が2軒あれば、それは隣接せずに離れて立地していることが多い。そのため、住居から最寄りの店までの移動距離は、店が1軒しかない人口の少ない都市よりも短くなる。これは、本稿の分析において、人口密度も考慮した指標の必要性を示唆している。

<sup>5)</sup> 分析対象となる市町村が複数の市町村の合併を経ていることなどの事情から、複数の業務拠点や既存の市街地があることを理由に各拠点や市街地の位置も踏まえて「近接性」を測るべきではないかとの見解も考えられるが、都市のコンパクト化は単一の都市の中での近接性や密度の高さを確保して、住民の利便性を改善することを目指すものであることから、本稿では都市全体の市街地の広がりや元を元に人口重心を特定し、その重心を元に「近接性」を計測した「標準距離」、あるいはNSDの指標を使うこととする。

そこで、都市のコンパクト度を示す指標として、沓澤・赤井 他 (2018) で使用された「*NSD*」を用いる。これは、「標準距離」を人口の平方根で除することにより修正した指標で、以下の式 (2) で表される。

$$NSD = SD/\sqrt{N} = \sqrt{\sum_{m=1}^n h_m r_m^2 / N} / \sqrt{N} = \sqrt{\sum_{m=1}^n h_m r_m^2} / N \quad (2)$$

この式によれば、人口の存する地域の広がりや直線距離で示した「標準距離」を2乗して円周率を掛けると面積となり、これを人口で割れば、標準距離の範囲内の人口密度の逆数となる。この平方根を取ったものが*NSD*であり、絶対的な数量単位を示した数値ではないが、相対的な「近接性」や「人口密度の高さ」を反映する指標となる。この指標は数値が小さいほど、都市のコンパクト度が高いことを表すこととなる。

商業施設が人里離れた地域に立地している可能性もあるが、就労者や顧客の確保のため、通常は市街地の範囲の中にこれらの施設が立地している。特に、一定規模以上の都市では、それが中心部に集積している。そのため、人々は通勤や買い物などで中心部やその周辺に移動すると想定するのは合理的であり、居住地を元に人口重心からの距離を元に算出した*NSD*が本稿の分析に適している。また、住民の生活圏の拡大による市町村の区域外への移動も想定できるため、より広い圏域を単位とした分析も考えられる。しかしながら「全国都市交通特性調査」によれば、住民の移動の総トリップのうち平日の約73%、休日の約70%が同一の市町村内で行われている。そのため、本稿の分析は市町村を単位とし、実証分析における市町村の区域外への移動の影響については、人口流出者割合でコントロールする。

先行研究で都市のコンパクト度を示す指標として用いられている人口密度と、この*NSD*を比較する。先ほどの図1のA市とB市の例では、A市の方が*NSD*は小さく、コンパクト度は高いことが示されている。ただし、人口密度もA市の方が高く、2つの指標に違いはない。そこで、図1のC市の例を考えてみよう。人口と市街地面積はA市と同じであるから、人口密度も同じになる。しかしながら、明らかにC市の方が中心部に人口が集中しており、両市のコンパクト度が同じとは言えない。つまり、人口密度はこのような場合のコンパクト度の違いを正確に捉えることができないのである。それに対して、C市の*NSD*はA市よりも2割程度小さく、両市のコンパクト度の違いを捉えられている。実際、本稿で分析対象とする都市において、表1のとおり、人口密度が同程度でも*NSD*は最大と最小で3~26倍程度の相違がある。これはA市とC市の例のように、人口の分布状況の違い、特に中心部への人口集中の程度が異なるためであると考えられる。このことから、*NSD*の方が人口密度よりも都市のコンパクト度を示す指標として適切であると言える。

表1 人口規模別の*NSD*の数値

人口規模	都市数	平均	標準偏差	最小値	最大値	最大値/最小値
50万人以上	29	0.638	0.198	0.328	1.067	3.254
20-50万人	80	0.838	0.345	0.366	1.952	5.331
10-20万人	151	1.097	0.565	0.366	3.386	9.253
5-10万人	257	1.570	0.905	0.341	4.925	14.424
3-5万人	243	2.166	1.318	0.531	10.964	20.638
3万人未満	340	2.829	1.627	0.476	12.230	25.719

(出典) データは、2015年。総務省「国勢調査」を元に筆者作成。

また、*NSD*は人口重心からの距離によって構成されているが、必ずしも市町村面積や市街地面積などと同等の指標にはなっていない。この点については、図1のD市の例で考えてみよう。D市の人口はA市と同じであるが、市街地面積はA市の2.25倍(36のメッシュ)である。ところが、*NSD*はA市より2割ほ

ど小さく、面積による大小関係とは逆転している。面積が広がっても、都市の中心部に人口が集中していることでNSDの数値は小さくなっているのである。そして、中心部への人口集中の点からも、中心部(真ん中の4つのメッシュ)の人口密度の高さの点からも、D市の方がA市よりもコンパクトであると言える。このように、NSDの方が都市のコンパクト度をより正確に捉えている。

### 3-2. 理論モデル

次に、NSDと歩行の関係を表す理論モデルを提示する。NSDが歩行に与える影響のエッセンスを伝えるために、できる限り簡素化したモデルを構築する。

この理論モデルでは、以下を仮定する。

1. 都市の形状は半径 $d$ の円形とする。
2. 住民の人口は $N$ として、円周上に連続して一様に居住している。
3. オフィスなどの就業場所は円の中心(都市の中心)に立地している。
4. 都市の中心から放射線状に $M$ 本の通勤電車が走っている(隣り合う通勤電車の路線の角度はすべて同じとする)。
5. 住民は(地物地形上の事情から)最寄り駅まで円周上を移動し、駅から都市の中心に電車で通勤する。その際の自宅から最寄り駅までの距離を $s$ とする。
6. 最寄り駅までの交通手段は、徒歩と車の2つで、効用が最大になるようにどちらかを各住民が選択する。なお、移動のコストが同じで無差別な場合には徒歩を選択する。
7. 住民が車を選択した場合のコストは、距離にかかわらず一定で、 $\bar{C}$ (車の維持費や駅の駐車場料金)とする。<sup>6)</sup>
8. 駅までの距離 $s$ の地点に住む住民が、徒歩を選択した場合のコスト $C(s)$ は、 $C(0) = 0, C\left(\frac{\pi d}{M}\right) \geq \bar{C}, C'(s) > 0$ とする。

このとき、この理論モデルから、以下の補題と命題が得られる。

#### **補題1: $s \leq s^*$ のときに徒歩, $s > s^*$ のときに車を選択するような閾値 $s^*$ が存在する。**

証明: まず、 $M$ 本の鉄道があるため、円周上には $M$ 個の駅が等間隔に存在する。それぞれの駅には、両側からアクセスが可能のため、駅がどちらかの端に立地する $2M$ 箇所の同じ長さのエリアに円周は分割できる。円周の長さは $2\pi d$ であるから、各エリアの長さは $\frac{\pi d}{M}$ となり、関数 $C(s)$ の定義域は $0 \leq$

<sup>6)</sup> モデルでは、簡素化のために費用一定としているが、自動車のコストを以下のように距離 $s$ によって変化するとした場合でも結果は同じである。移動コストは金銭的費用と時間費用に分けられる。歩行の金銭費用をゼロとして、通勤時間に比例する時間費用のみとする。歩行の速度を一定( $p_f$ )と仮定して、移動時間に賃金率( $w$ )を掛けたものが時間費用とすると、歩行のコストは $C_f(s) = w \cdot s/p_f$ となる。それに対して、自動車の金銭費用は車の維持費や駅の駐車場料金といった距離にかかわらず一定となる費用( $\bar{C}$ )と、ガソリン代のように通勤距離 $s$ によって変化する費用( $X(s)$ )の合計とする。自動車の速度も一定( $p_a$ )と仮定すると、自動車のコストは $C_a(s) = \bar{C} + X(s) + w \cdot s/p_a$ となる。自動車のコストから歩行のコストを引くと、 $C_a(s) - C_f(s) = \bar{C} + X(s) + w \cdot s/p_a - w \cdot s/p_f = \bar{C} + X(s) + w(s/p_a - s/p_f)$ となる。歩行よりも自動車の方が速度は速いため、 $s/p_a - s/p_f < 0$ となる。また、時間費用は時間当たりのガソリン代より通常はかなり高いため、通常は $X(s) + w(s/p_a - s/p_f) < 0$ となる(もしくは、このように仮定しても問題ない)。さらに、 $X(0) = 0$ と $s = \frac{\pi d}{M}$ のときに $\bar{C} + X(s) + w(s/p_a - s/p_f) \leq 0$ となるように仮定を置けば、同様の結果が得られる。



$s \leq \frac{\pi d}{M}$ となる。 $\bar{C}$ が一定で、関数 $C(s)$ の形状に関する仮定 ( $C(0) = 0, C'(s) > 0, C\left(\frac{\pi d}{M}\right) \geq \bar{C}$ ) より、 $s^*$ は存在する。

**補題2: 徒歩を選択する住民の数は $(MN/\pi d)s^*$ である。**

証明: 補題1より、徒歩を選択するのは、各エリアにおいて駅から $s^*$ の距離に住む住民である。よって、都市全体で徒歩を選択するのは、円周上の $2Ms^*$ の長さの住民となる。円周の各地点の人口は、 $\frac{N}{2\pi d}$ なので、各駅まで歩いて通勤する住民の数は、 $(MN/\pi d)s^*$ となる。

**命題: 都市のコンパクト度が高い( $d$ の値が小さい)ほど、徒歩を選択する住民の数は多く、その全住民 $N$ に占める割合も高い。**

証明: 補題2より、 $d$ が減少すると、徒歩で駅まで向かう住民の数は多くなる。また、全人口 $N$ は一定であるため、徒歩で駅まで向かう住民の全住民に占める割合も高くなる。

最後に、Tsuji, Takahashi et al. (2003)に従えば、徒歩を選択する住民の割合が高いと、健康な人口の割合が高くなり、要介護認定率や医療費が低くなる。よって、命題より、都市のコンパクト度が高い( $d$ の値が小さい)ほど、要介護認定率や医療費が低くなると考えられる。また、通勤だけでなく買物が目的の移動についても、商業施設が都市の中心か駅の上に存在すると仮定する限りは、同様の結果となる。

### 3-3. 仮説

3-2節の理論モデルを前提に、以下の仮説を設定する。

**仮説1: 都市のコンパクト度が高い市町村ほど、要介護認定率は低い。これは、より健康が悪化した要介護度の高いグループごとの認定率についても同様となる。**

都市のコンパクト度が高い都市、つまりその指標である $NSD$ が小さい市町村では、コンパクト度が低い都市と比べて住民の歩行時間が長くなると考えられる。その結果、住民の健康状態は相対的に良好となり、要介護認定率もより低くなると考えられる。これは、健康状態がより悪化した状況に対応した要介護度の高いグループごとの認定率との間でも成立する。

**仮説2: 都市のコンパクト度が高い市町村ほど、国民健康保険の被保険者1人当たり医療費は低い。**

都市のコンパクト度が高い市町村ほど、住民の歩行時間が長くなるため、住民の健康水準が良好となると考えられる。そのため、医療費が抑制されると推察される。

## 4. データと実証分析の方法

### 4-1. データ

本稿の実証分析については4-2節で説明するが、そこで使用する変数には定義や算出方法などに注意を要するものがあるため、ここで先に説明する。なお、すべてのデータは2015年の市町村の区域を前提にしており、それ以前に市町村合併が行われた市町村については、過去の時点の数値も合併後の区域に合わせて修正を行った<sup>7)</sup>。

### (1) 住民の健康状態を示す変数

住民の健康状態を示す変数としては、先行研究ではアンケートによる回答や疾病の罹患状況、脂肪過多などの症状、死亡率(寿命)などを採用している。しかし、アンケートでは回答者の主観が入る可能性がある。疾病等に関しても、疾病の発生や症状の変化を時系列で捉えた分析では、サンプルとなる住民が居住する都市の数が少なく、コンパクトシティの影響を捉えるには限界がある。死亡率は過去の長期間の健康状態悪化を反映した結果であるが、最近の住民の健康状態の深刻なものから軽微なものに至る状態別の要因分析には適しないおそれがある。それに対して、要介護度は現在に至るまでの中期的な健康状態の悪化の程度を反映しているため、要介護認定率や要介護度の高いグループごとの認定率(定義は1節を参照)は、住民の健康状態を示す変数として、より適していると考えられる。

本稿では、「介護保険事業報告」のデータを元にして、2010年、15年、20年の3ヵ年の各市町村における要介護認定率と要介護度の高いグループごとの認定率を算出した。<sup>8)</sup>

一方で、要介護認定は原則として65歳以上の高齢者を対象とするものであり、65歳未満を含めたより幅広い年齢層の健康状態への影響を見るためには、実際に健康を損ねた際の対処や改善のためのコストに該当する国民健康保険の被保険者1人当たり医療費の状況を見るのが適切と考えられる。そこで、「医療費の地域差分析」の市町村別国民健康保険の実績医療費を市町村ごとの被保険者数で除した数値を国民健康保険の被保険者1人当たり医療費として定義し、2008年度、13年度、18年度の3ヵ年度について算出した。

### (2) 都市のコンパクト度を示す変数

都市のコンパクト度を示す変数としては3-1節で説明したNSDを用いる。ただし、NSDで測られる都市の居住の分布状況が直ちに健康状況に影響を与えるわけではなく、その都市に居住する住民の歩行行動に影響を与え、その歩行習慣が健康状態に影響を与えることになる。その歩行習慣が健康に影響を与える際には、一定期間の居住の継続が必要となる。特に、要介護認定が必要となるほどの健康の悪化を歩行による運動の習慣で改善するためには、長期にわたる運動習慣を要することが河野・吉田 他(2016)で指摘されている。このため、長期にわたるNSDに反映される都市の居住者の分布の状況が歩行時間を通じて要介護認定率に影響すると考える方が適切である。そこで、要介護認定率の推定においては、国勢調査で把握が可能な15年前から現在までの数値を住民の居住期間に応じて加重平均した $NSD_t^{adj}$ を使用する。具体的には、下記の式(3)により算出する。<sup>9)</sup>

<sup>7)</sup> 本稿の分析は、パネルデータを用いて、市町村単位での要介護認定率などについて時系列での分析を行うものであり、データの範囲を揃えた分析を行う必要がある。そのため、この方法が合理的である。ただし、沓澤・赤井 他(2020)は人口規模の大きな市町村と小さな市町村の合併の場合には、市町村のコンパクト度が合併を通じて上がる(NSDの数値は下がる)事が示されている。そのため、市町村合併が要介護認定率を引き下げる可能性がある。

<sup>8)</sup> 要介護認定率については65歳以上の高齢者数を分母としており、それぞれの市町村内において若い年齢層の住民が多数存在し、あるいは平均年齢が低いとしても、そのことが要介護認定率を下げるなどの影響を及ぼすことはない。

<sup>9)</sup> 2015年の国勢調査によれば、65歳以上の年齢層の住民が同一の市町村に居住する居住期間は下記のとおりとなっている。本推定ではそれぞれの市町村の居住期間に応じて式(3)～(5)に従って計測を行い、そこで算出された数値を説明変数に用いて推定を行う。

$$NSD_t^{adj} = \sum_{j=1}^n L_j \sum_{k=1}^3 NSD_{t-5(3-k)} R_k^j \quad (3)$$

ここで、 $L_j$ はそれぞれの市町村における居住期間帯 $j$ （具体的には、「1年未満」、「1～5年」、「5～10年」、「10～20年」、「20年以上」、「出生時から」の6つの居住期間帯）別の住民数割合、 $NSD_{t-5(3-k)}$ は $t$ 年または $t$ 年の5年前、10年前の $NSD$ である。また、 $R_k^j$ は以下の式(4)で算出される割合である。

$$R_k^j = \begin{cases} \min(\max(M_j - 10, 0), 5) / \min(M_j, 15) & \text{if } k = 1 \\ \min(\max(M_j - 5, 0), 5) / \min(M_j, 15) & \text{if } k = 2 \\ \min(M_j, 5) / \min(M_j, 15) & \text{if } k = 3 \end{cases} \quad (4)$$

ここで、 $M_j$ は居住期間帯 $j$ の住民の居住期間である。例えば、「5～10年」の居住期間帯については7.5年と設定する<sup>10)</sup>。2015年の $NSD_{2015}^{adj}$ は、その5年後の2020年の住民の健康状態を分析するために使用するため、15年前の2005年から2020年までの居住期間について加重平均することになる。まず、その15年間を、(k=1)2005～2010年、(2)2010～2015年、(3)2015～2020年の3つの期間に分ける。そして、例えば「5～10年」の居住期間帯については、住民は2020年時点で( $M_j=$ )7.5年間居住しているので、(1)の期間には(7.5-10=-2.5と負の値なので)0年、(2)の期間には(7.5-5=2.5と5未満の正の値なので)2.5年、(3)の期間には(7.5は5以上なので)5年、というように7.5年の居住期間における3つの期間(k=1,2,3)のそれぞれの重みづけを算出する。これが、上記の $R_k^j$ である。

医療費の推定については、Tsuji, Takahashi et al. (2003)等の先行研究が述べているように、要介護認定ほどには長期的な運動習慣が影響しているわけではないことから、医療費の年次から3年前、つまり2005年、10年、15年の $NSD$ の数値を変数とする。

### (3) 鉄道駅やバス停へのアクセスの容易さを示す変数

都市のコンパクト度が高い場合には、移動距離が短くなり、歩行のみで目的地まで移動する機会が増える可能性が高い。これに加えて、鉄道やバスといった公共交通での移動も多くなり、それに伴う歩行の機会も増えることが考えられる。ただし、それには住居から最寄りの鉄道駅やバス停までの距離といった公共交通へのアクセスの容易さが大きく影響する。そこで、住宅・土地統計調査の鉄道駅やバス停までの距離帯別の住戸数を利用して、各市町村の最寄りの鉄道駅あるいはバス停までの距離帯別の住戸数が全住戸数に占める割合を変数（具体的には、「駅からの距離(-500m)」と「駅からの距離(500m-1km)」、「駅からの距離(1-2km)」、「バス停からの距離(-100m)」、「バス停からの距離(100-200m)」の5つの変数)として推定に使用する。ただし、要介護認定率は長期間にわたる住民の歩行の機会が影響しており、これらの変数についても $NSD$ の場合と同様に住民の居住期間に応じて調整する必要がある。そこで、要介護認定率の推定については、下記の式(5)により算出した調整変数 $APT_t^{adj}$ を使用する。

$$APT_t^{adj} = \sum_{j=1}^n L_j \sum_{k=1}^3 APT_{t-5(3-k)} R_k^j \quad (5)$$

ここで、 $APT_{t-5(3-k)}$ は $t$ 年または $t$ 年の5年前、10年前の最寄りの鉄道駅あるいはバス停までの距離帯別住戸数の割合である。

居住期間	出生時から	1年未満	1年以上5年未満	5年以上10年未満	10年以上20年未満	20年以上
割合	7.87%	3.03%	7.52%	6.05%	11.62%	63.90%

<sup>10)</sup> それ以外については、「1年未満」は0.5年、「1～5年」は3年、「10～20年」は15年、「20年以上」は42.5年、「出生時から」は65年と設定する。「出生時から」については、介護認定の対象は65歳以上であるため、少なくとも65年は居住していることになり、この値とした。

医療費の推定に関しては、NSDの場合と同様に上記のような調整は行わず、医療費の年次における鉄道駅あるいはバス停までの距離帯別住戸数の割合を変数としている。

#### (4) 要介護認定率に影響するその他の変数

要介護認定率や要介護度の高いグループごとの認定率に影響するその他の変数としては、1) 一定の期間にわたって健康に影響を及ぼすと考えられる変数と 2) 直近の介護の体制に関する変数がある。これらの1) と2) の変数は、内閣府 (2018) などの先行研究でも採用されている変数である<sup>11)</sup>。

まず、1) に関しては、①市町村の全人口に占める昼間の流出者数の割合 (以下では、昼間流出者割合と略す)、②第1次・第2次産業の就業者の割合 (1次・2次産業就業者割合)、③スポーツ・社会活動に従事する時間 (スポーツ・社会活動時間)、④20歳以上人口当たりの酒類消費数量 (酒類消費数量) がこれに該当する。これらの変数のうち、①昼間流出者割合は、昼間に主に業務活動のために都市の外に移動する者の割合を示している。この者は都市間の移動が多くなるので、移動距離や歩行距離が大きくなり、健康状態にも影響を与える。②1次・2次産業就業者割合は、産業別の就業形態に従事する就業者の歩行距離に影響するため、変数として採用した。データは、「国勢調査」の市町村別の産業別就業者の割合である。③スポーツ・社会活動時間が多い場合、それだけ屋外での移動を伴うことが多く、歩行を通じて健康状態に影響を及ぼし得る。データは、「社会生活基本調査」によるスポーツ・ボランティア活動・社会参加活動に費やす時間を変数としている。④酒類消費数量は、飲酒が健康に与える影響をコントロールするための変数である。

これらの変数は一定の期間にわたって健康に影響を及ぼすと考えられるため、NSDの場合と同様に、住民の居住期間に応じた調整変数として下記の式 (6) により算出する。

$$X_t^{adj} = \sum_{j=1}^n L_j \sum_{K=1}^3 X_{t-5(3-k)} R_k \quad (6)$$

ここで、 $X_{t-5(3-k)}$ は $t$ 年または $t$ 年の5年前、10年前の①昼間流出者割合または②1次・2次産業就業者割合、③スポーツ・社会活動時間、④酒類消費数量である。

次に、2) は直近の介護需要に影響する人口動態や家族体制、および介護サービスの供給能力に関する変数である。具体的には、⑤75歳以上人口が65歳以上人口に占める割合 (75歳以上割合)、⑥単身高齢者が65歳以上人口に占める割合 (単身高齢者人口割合)、⑦市町村内に所在する病院の病床数の合計を人口で除した値 (人口当たり病床 (病院) 割合) と、同じく診療所の病床数について算出した値 (人口当たり病床 (診療所) 割合)、⑧市町村内に所在する介護老人福祉施設の定員数の合計を65歳以上人口で除した値 (65歳以上人口当たり介護福祉施設定員) と、同じく介護老人保健施設の定員数について算出した値 (65歳以上人口当たり介護保健施設定員)、⑨介護予防のための通所サービス件数の合計を65歳以上人口で除した値 (65歳以上人口当たり訪問介護数割合) と、同じく訪問サービス件数について算出した値 (65歳以上人口当たり通所介護数割合) である。これらの変数は過去の長期間の数字より直前のデータの状況が要介護認定率に影響することから、それぞれの統計の直近の数値を採用している。

75歳以上になると75歳未満の高齢者と比べて健康が衰えて要介護状態となる可能性が高まるため、⑤

<sup>11)</sup> 内閣府 (2018) は、要介護認定者数や認定率の地域差を推定するために、介護に直結するような重大な疾患の病気による死者数など、現状の高齢者の健康悪化を元に、分析を行っているが、いずれも介護に匹敵する健康悪化の状況を元に推定を行っており、都市のコンパクト化などの環境や住民の生活行動の長期的な推移が高齢期の健康水準にどのような影響を与えるかとの観点から説明変数を選択している今回の分析とは趣旨が異なることから、内閣府が選択したこれらの変数は採用していない。

の変数によってその影響をコントロールする。同居して世話をを行うことが期待できる家族がいない高齢者については、自治体も要介護認定を行う傾向が見込まれることから、⑥の変数でそれをコントロールする。介護サービスの供給能力が要介護認定率に影響する可能性があるため、⑦および⑧の変数でそれをコントロールする。<sup>12)</sup> 介護予防のための介護サービスや訪問介護サービスは要介護認定を減少させる効果を有する可能性があるため、⑨の変数を採用している。<sup>13)</sup>

#### (5) 医療費に影響するその他の変数

国民健康保険の被保険者1人当たり医療費に影響するその他の変数としては、以下のものがある。まず、上記の(4)で説明した①昼間流出者割合、②1次・2次産業就業者割合、③スポーツ・社会活動時間、④酒類消費数量である。ただし、式(6)による合成関数とはせず、NSDの場合と同様に医療費の年次に対して直近の数値とする。これらは上記の(4)でも説明したように健康状態に影響すると考えられるため、国民健康保険の被保険者1人当たり医療費にも影響する可能性が高い。

次に、⑩40歳以上人口が全人口に占める割合(40歳以上割合)、65歳以上人口が40歳以上人口に占める割合(65歳以上/40歳以上割合)<sup>14)</sup>、⑪市町村の就業者数に占める専門職者数の割合(専門職数割合)と、同じく占める自営業者数の割合(自営業者数割合)である。年齢40歳以上の中高齢層になると医療に要するコストが大きくなる傾向があるため、⑩の変数によってその影響をコントロールする。就業の形態も医療費に影響を及ぼす可能性があるため、⑪の変数でそれをコントロールする。<sup>15)</sup> この⑩と⑪についても医療費の年次に対して直近の数値とする。

<sup>12)</sup> 人口が多く財政的に余裕のある市町村は要介護認定が相対的に甘くなる可能性も考えられるが、実際に財政力指数と要介護認定率の相関関係を見ると正の関係は見られず、むしろ厳しくなる傾向が認められる。この背景には財政力のある都市部は受け入れ施設に限られており、要介護認定が制限されているためであると思われる。そこで、より要介護認定率に影響を与えると思われる変数として介護サービスの提供能力を表す65歳以上人口当たり「介護福祉施設定員数」「介護保健施設定員数」「通所介護サービス件数」「訪問介護サービス件数」を加えて分析を行う。

<sup>13)</sup> 65歳以上の高齢者層の就業者割合は高齢者層の健康状態の結果であって、原因でないと考えられるので説明変数には加えず分析を行うこととする。

<sup>14)</sup> 医療費の推定の中で、40歳以上の年齢割合とその中で65歳以上の年齢割合を説明変数に入れており、年齢層の影響をコントロールした上で、コンパクトシティが医療費に与えている影響を検証している。

<sup>15)</sup> 分析の対象期間中に市町村間で人口移動が起きることは考えられ、その結果、それぞれの都市の中で健康志向の強い高齢者の割合が要介護認定率に影響が生ずる可能性がある。また、弁護士、税理士のような専門職者、自営業者、非正規雇用者のような多様な職業、就業形態の割合に変化が生じ、それぞれの属性の者が支出する医療費の傾向の違いによって1人当たりの医療費に影響が生ずる可能性も否定できない。このため、本稿では、健康志向の強い高齢者の動向を把握するためスポーツ社会活動時間を説明変数として要介護認定率に与える影響を推定するとともに、就業者数に占める専門職者数や自営業者の割合を説明変数として医療費に与える影響の推定を行っている。なお、非正規雇用者については、パネルデータ分析に必要な3期間分のデータがないために説明変数に入れることは見送っている。

(6) 記述統計

記述統計は、表 2 のとおりである。<sup>16)</sup>

表 2 記述統計

		2015—2020 年			2010—2015 年			2005—2010 年		
		標本	平均	標準偏差	標本	平均	標準偏差	標本	平均	標準偏差
要介護認定率	(%)	960	13.149	1.931	988	12.823	2.145	996	12.356	1.967
要介護度 2 以上認定率	(%)	960	9.416	1.607	988	9.343	1.782	996	9.389	1.656
要介護度 3 以上認定率	(%)	960	6.342	1.092	988	6.301	1.242	996	6.495	1.177
要介護度 4 以上認定率	(%)	960	3.888	0.736	988	3.935	0.827	996	4.166	0.838
要介護度 5 認定率	(%)	960	1.564	0.365	988	1.736	0.451	996	1.995	0.513
1 人当たり医療費	(円)	1,063	351673	46395	1,088	307899	42694	1,095	262732	39920
NSD		1,063	1.882	1.359	1,090	1.902	1.331	1,102	1.920	1.330
駅からの距離(-500m)	(%)	1,063	11.433	8.951	1,090	11.584	9.479	1,102	12.322	9.230
駅からの距離(500m-1km)	(%)	1,063	17.486	11.414	1,090	16.509	11.225	1,102	16.273	10.730
駅からの距離(1-2km)	(%)	1,063	24.549	12.648	1,090	23.501	12.615	1,102	23.351	12.216
バス停からの距離(-100m)	(%)	1,054	16.613	13.482	1,083	17.508	13.102	1,095	20.053	13.827
バス停からの距離(100-200m)	(%)	1,054	21.203	13.456	1,083	20.851	12.624	1,095	19.777	11.986
75 歳以上/65 歳以上割合	(%)	966	49.169	5.087	988	50.625	6.622	1,102	46.704	5.049
単身高齢者割合	(%)	1,063	4.471	1.689	1,090	3.521	1.535	1,102	2.853	1.406
40 歳以上割合	(%)	1,063	47.725	2.355	1,090	46.395	2.504	1,102	46.118	2.828
65 歳以上/40 歳以上割合	(%)	1,063	30.480	3.281	1,090	26.679	2.745	1,102	25.359	3.405
1 次産業就業者割合	(%)	1,063	6.910	6.455	1,090	7.391	6.823	1,102	8.486	7.307
2 次産業就業者割合	(%)	1,063	27.294	7.390	1,090	27.740	7.554	1,102	29.132	7.518
専門職数割合	(%)	1,063	1.296	0.846	1,090	1.232	0.798	1,102	1.167	0.734
自営業者数割合	(%)	1,063	15.083	5.961	1,090	16.486	6.472	1,102	19.349	6.957
スポーツ社会活動時間	(時間)	1,063	0.273	0.030	1,090	0.272	0.031	1,102	0.287	0.034
酒類消費数量	(ℓ)	1,063	79.740	11.698	1,090	78.889	12.849	1,102	84.971	10.834
人口当たり病床(病院)割合		1,063	0.013	0.008	1,090	0.013	0.008	1,102	0.013	0.008
人口当たり病床(診療所)割合		1,063	0.001	0.000	1,090	0.001	0.001	1,102	0.001	0.001
65 歳以上人口当たり 介護福祉施設定員	(%)	1,063	1.823	0.854	1,090	1.852	0.914	1,102	1.771	0.901
65 歳以上人口当たり 介護保健施設定員	(%)	1,063	1.289	0.720	1,090	1.408	0.809	1,102	1.387	0.815
65 歳以上人口当たり 訪問介護数割合	(%)	1,063	0.714	0.906	1,090	0.132	0.809	999	0.095	0.408
65 歳以上人口当たり 通所介護数割合	(%)	1,063	423.183	1218.565	1,090	196.832	529.193	999	113.054	380.027
屋間流出者割合	(%)	1,063	6.150	6.790	1,090	6.382	6.925	1,102	6.894	7.416

(出典) 総務省「国勢調査」, 「住宅・土地統計調査」, 「社会生活基本調査」, 財務省「国税統計年報」, 厚生労働省「介護事業状況報告」より筆者作成。

(注) 要介護認定率、要介護度の高いグループごとの認定率は 2020、15、10 年、1 人当たり医療費は 2018、13、08 年、NSD は 2015、10、05 年、駅、バス停は 2018、13、08 年、年齢別、単身高齢者、産業別人口割合、専門職数割合、自営業者数割合は 2015、10、05 年、スポーツ社会活動時間は 2016、11、06 年、飲酒量は 2015、10、05 年、病床数、施設定員、介護数は 2019、14、09 年、人口当たり流出者は 2015、10、05 年の数値。

<sup>16)</sup> 全国で市町村は 1,719 存在するが、本分析では公共交通への利便性による歩行への影響を通じた健康への影響を検証するため、鉄道の駅までの距離帯別の住戸数割合を説明変数としている。この数値は、「住宅・土地統計調査」で市と人口 15,000 人以上の町村を対象に集計を行っている。このため、本稿の分析対象となる市町村数は表 2 に示すとおり、2005-10 年に 1,102、2010-15 年に 1,088、2015-20 年に 1,063 となっている。さらに、複数の市町村で広域行政事務組合や広域連合を作って介護保険や国民医療保険の事務を運営している市町村があり、これらの市町村については個別の市町村の要介護認定率や医療費を特定できないことから分析対象から外し、結果的に複数年のパネルデータ分析が可能な対象自治体は要介護認定率の推定では 943、医療費の推定では 1,093 となっている。

## 4-2. 実証分析の方法

本稿の回帰分析は以下の3つのモデルにより行う。最初の2つが仮説1を、最後の1つが仮説2を検証するためのモデルである。まず、NSDが要介護認定率に与える影響を明らかにするために、式(7)により推定を行う。(Model I)<sup>17)</sup>

$$\ln Care_{it} = \alpha_n \ln NSD_{it}^{adj} + \sum_{j=1}^l \beta_j \ln APT_{it,j}^{adj} + \sum_{k=1}^m \gamma_k x_{it,k}^{adj} + \sum_{k=1}^n \theta_k x_{it,k} + \varepsilon_i + \delta_{it} \quad (7)$$

ここで、 $Care_{it}$ は市町村*i*における年度*t*の要介護認定率(詳細は4-1節の(1)を参照)、 $NSD_{it}^{adj}$ は式(3)により算出したNSDの調整変数(同(2)を参照)、 $APT_{it,j}^{adj}$ は最寄りの鉄道駅あるいはバス停までの距離帯*j*の住戸が全住戸数に占める割合の調整変数(同(3)を参照)で、 $x_{it,k}^{adj}$ は*m*種類のそれ以外の説明変数の中の調整変数(同(4)を参照)、 $x_{it,k}$ は*n*種類のそれ以外の説明変数(同(4)を参照)である。

次に、NSDが要介護度の高いグループごとの認定率に与える影響を明らかにするため、式(8)により推定を行う。(Model II)

$$\ln Care_{it}^R = \alpha_n \ln NSD_{it}^{adj} + \sum_{j=1}^l \beta_j \ln APT_{it,j}^{adj} + \sum_{k=1}^m \gamma_k x_{it,k}^{adj} + \sum_{k=1}^n \theta_k x_{it,k} + \varepsilon_i + \delta_{it} \quad (8)$$

ここで、 $Care_{it}^R$ は要介護度*R*以上の区分に係る要介護認定率である。これらは、要介護認定率(Model Iの被説明変数と同じ)、要介護度2以上認定率、要介護度3以上認定率、要介護度4以上認定率、要介護度5認定率の順に、より要介護度が高く、健康状態の深刻な状態の者の割合となっている。

さらに、介護を必要とする可能性のある高齢者だけでなく、年少者や中高年層を含めた住民の健康水準と都市のコンパクト度との関係を検証するため、75歳未満の住民を対象とする国民健康保険の被保険者の1人当たり医療費を被説明変数とし、式(9)により推定を行う。(Model III)

$$\ln MC_{it} = \alpha_n \ln NSD_{it} + \sum_{j=1}^l \beta_j \ln APT_{it,j}^j + \sum_{k=1}^n \gamma_k x_{it,k}^k + \varepsilon_i + \delta_{it} \quad (9)$$

ここで、 $MC_{it}$ は国民健康保険の被保険者1人当たり医療費である。

## 5. 分析結果とその考察

### 5-1. 要介護認定率に与える影響の分析結果

要介護度認定率についてModel Iで、パネルデータによる固定効果分析と変量効果分析を実施した結果は、表3のとおりである。

まず、固定効果分析と変量効果分析ともに、NSDの係数は正で有意である。つまり、都市のコンパクト度が高い(NSDが小さい)ときには、要介護認定率が低い水準となることが示されている。この背景としては、都市のコンパクト化を通じた歩行の機会や距離の増大による健康水準の改善が推察される。

これにより、仮説1のうち要介護認定率に関する部分は支持された。なお、変量効果モデルと固定効果

<sup>17)</sup> 沓澤・赤井 他(2022)においてはコンパクト度が高いほど歩行時間は長いことを示しており、本稿の分析の対象となる1,093の市町村についてNSDと住民の歩行時間との関係を分析することも考えられる。ただし、沓澤・赤井 他(2022)において使用した「全国都市交通特性調査」では市町村別の歩行時間のデータは、70都市しかなく、今般のデータセットに対応した1,063の市町村を対象とした分析を行うことは困難なので、本稿では沓澤・赤井 他(2022)の分析を元に議論を進めることとする。

モデルの検証に関しては、Hausman 検定により、後者が採用される。

また、鉄道駅やバス停からの距離帯ごとの住戸数割合については、鉄道駅から 500m 未満とバス停から 100m 未満において係数は負で有意となり、これらで要介護認定率が低い水準となることが示された。これは、公共交通の駅や停留所からのアクセスが良い都市ほど歩行の機会や距離が長くなり、健康に良好な影響を与えることが推測される。その他の説明変数に関しても、75 歳以上割合や単身高齢者人口割合の係数が正で有意となり、加齢化による健康状態の悪化や同じ世帯の中で面倒を見る人がいないケースに要介護認定率が高い水準となることが示された。さらに、スポーツ・社会活動時間の係数が負で有意となり、住民の活動時間の多い都市において要介護認定率が低い水準となっている。介護サービスの提供能力を示す 65 歳以上人口当たり介護福祉施設定員や 65 歳以上人口当たり介護保健施設定員の係数は正で有意を示し、その提供能力が高い場合には要介護認定率が高くなることを示している。また、介護の予防事業が要介護認定率に与える影響に関しては、65 歳以上人口当たり通所介護数割合の係数が負で有意となり介護予防の取り組みが一定程度介護認定を抑制する効果があることを示している。

表 3 要介護認定率の推定結果

	(I) 要介護認定率(FE)			(II) 要介護認定率(RE)		
	係数		標準誤差	係数		標準誤差
NSD	0.357	***	(0.124)	0.083	***	(0.016)
駅からの距離(-500m)	-0.018	**	(0.009)	0.009		(0.006)
駅からの距離(500m-1km)	-0.005		(0.009)	-0.004		(0.007)
駅からの距離(1-2km)	0.016	*	(0.009)	-0.005		(0.006)
バス停からの距離(-100m)	-0.002		(0.004)	0.005		(0.004)
バス停からの距離(100m-200m)	-0.019	***	(0.005)	-0.009	**	(0.004)
75 歳以上/65 歳以上割合	0.460	***	(0.025)	0.483	***	(0.023)
単身高齢者割合	-0.116	***	(0.021)	0.015		(0.011)
1 次産業就業者割合	-0.012		(0.026)	0.005		(0.005)
2 次産業就業者割合	-0.096		(0.060)	-0.043	***	(0.015)
スポーツ社会活動時間	-0.482	*	(0.254)	-0.381	**	(0.151)
酒類消費数量	0.115	***	(0.037)	0.138	***	(0.024)
人口当たり病床(病院)割合	1.795		(1.291)	1.025	**	(0.487)
人口当たり病床(診療所)割合	3.220		(2.436)	0.349		(2.317)
65 歳以上人口当たり介護福祉施設定員	0.042	***	(0.013)	0.050	***	(0.010)
65 歳以上人口当たり介護保健施設定員	0.025	*	(0.014)	0.016	*	(0.009)
65 歳以上人口当たり訪問介護数割合	-0.008		(0.007)	-0.006		(0.007)
65 歳以上人口当たり通所介護数割合	-0.010	**	(0.005)	-0.009	*	(0.005)
昼間流出者割合	0.023	**	(0.010)	-0.013	***	(0.003)
15 年ダミー	0.148	***	(0.022)	0.085	***	(0.011)
10 年ダミー	0.086	***	(0.012)	0.055	***	(0.006)
定数	0.357		(0.336)	0.078		(0.155)
標本数	2,309			2,309		
集団数	943			943		
R2(overall)	0.2551			0.5033		
Hausmann 検定	chi2=3247.57 Prob>chi2=0.0000					

(注) \*\*\*, \*\*, \*はそれぞれ 1%, 5%, 10% 有意。被説明変数、説明変数とも対数値。NSD の変数はその変数を x とした場合に log (x+1) を用いて対数変換した数値。

(出典) 推定結果を元に筆者作成。

## 5-2. 要介護度の高いグループごとの認定率に与える影響の分析結果

要介護度の高いグループごとの認定率について Model II で推定した結果は、表 4 のとおりである。

いずれも先に掲げた表 3 の推定結果と数値上の傾向は変わらず、NSD の係数は正で有意となっている。表 4 の結果からその効果を示す係数の絶対値を見ると、要介護度 1 と要介護度 2, 3 との比較、あるいは要



介護度 2, 3 と要介護度 4 との比較ではより高いレベルに限定した要介護度の認定率が高くなっており、より高いレベルに限定した要介護度の認定率で大きくなる傾向が認められる。ただし、要介護度 2 と要介護度 3 との比較、要介護度 4 と要介護度 5 との比較では、小幅ではあるが後者より前者が大きい。

この背景としては、健康の深刻な悪化を防ぐことに関して、健康の軽い障害と比べれば普段からの歩行などの運動が重要であることが示されていると言える。

以上から、仮説 1 のうち要介護度の高いグループごとの認定率に関する部分についても支持された。

### 5-3. 国民健康保険の被保険者 1 人当たり医療費に与える影響の分析結果

国民健康保険の被保険者 1 人当たり医療費について、Model III で推定した結果は表 5 のとおりである。NSD の係数は有意に正を示しており、都市のコンパクト度が高いときには、歩行数の増加を背景として、医療費が小さくなり、健康状態の良い状態に寄与していると言える。以上から仮説 2 は支持された。

表4 要介護度の高いグループごとの認定率の推定結果

	要介護認定率(FE:再掲)		要介護度 2 以上認定率(FE)		要介護度 3 以上認定率(FE)	
	係数	標準偏差	係数	標準偏差	係数	標準偏差
NSD	0.357 ***	(0.124)	0.408 ***	(0.155)	0.384 **	(0.156)
駅からの距離(-500m)	-0.018 **	(0.009)	-0.025 **	(0.011)	-0.018	(0.011)
駅からの距離(500m-1km)	-0.005	(0.009)	-0.019	(0.012)	-0.022 *	(0.012)
駅からの距離(1-2km)	0.016 *	(0.009)	0.021 *	(0.011)	0.023 **	(0.011)
バス停からの距離(-100m)	-0.002	(0.004)	0.000	(0.005)	-0.002	(0.005)
バス停からの距離(100m-200m)	-0.019 ***	(0.005)	-0.017 ***	(0.006)	-0.016 **	(0.006)
75 歳以上/65 歳以上割合	0.460 ***	(0.025)	0.439 ***	(0.032)	0.476 ***	(0.032)
単身高齢者割合	-0.116 ***	(0.021)	-0.107 ***	(0.026)	-0.118 ***	(0.026)
1 次産業就業者割合	-0.012	(0.026)	-0.029	(0.033)	-0.013	(0.033)
2 次産業就業者割合	-0.096	(0.060)	-0.086	(0.075)	-0.083	(0.076)
スポーツ社会活動時間	-0.482 *	(0.254)	-0.649 **	(0.318)	-0.298	(0.321)
酒類消費数量	0.115 ***	(0.037)	0.076	(0.046)	0.084 *	(0.046)
人口当たり病床(病院)割合	1.795	(1.291)	2.148	(1.616)	2.155	(1.631)
人口当たり病床(診療所)割合	3.220	(2.436)	2.319	(3.050)	-0.436	(3.079)
65 歳以上人口当たり介護福祉施設定員	0.042 ***	(0.013)	0.044 ***	(0.016)	0.059 ***	(0.016)
65 歳以上人口当たり介護保健施設定員	0.025 *	(0.014)	0.044 **	(0.017)	0.057 ***	(0.018)
65 歳以上人口当たり訪問介護数割合	-0.008	(0.007)	-0.006	(0.008)	0.000	(0.008)
65 歳以上人口当たり通所介護数割合	-0.010 **	(0.005)	-0.016 **	(0.006)	-0.014 **	(0.006)
昼間流出者割合	0.023 **	(0.010)	0.028 **	(0.012)	0.028 **	(0.012)
15 年ダミー	0.148 ***	(0.022)	0.088 ***	(0.028)	0.047 *	(0.028)
10 年ダミー	0.086 ***	(0.012)	0.041 ***	(0.015)	0.008	(0.015)
定数	0.357	(0.336)	0.301	(0.420)	-0.350	(0.424)
標本数	2309		2309		2309	
集団数	943		943		943	
R2 (overall)	0.2551		0.1991		0.2523	
Hausman 検定	chi2=3247.57 Prob>chi2=0.0000		chi2=275.76 Prob>chi2=0.0000		chi2=263.21 Prob>chi2=0.0000	

	要介護度 4 以上認定率(FE)		要介護度 5 認定率(FE)	
	係数	標準偏差	係数	標準偏差
NSD	0.445 **	(0.177)	0.436 *	(0.259)
駅からの距離(-500m)	0.000	(0.013)	0.002	(0.018)
駅からの距離(500m-1km)	-0.021	(0.013)	-0.008	(0.020)
駅からの距離(1-2km)	0.018	(0.013)	0.013	(0.019)
バス停からの距離(-100m)	-0.004	(0.006)	-0.004	(0.009)
バス停からの距離(100m-200m)	-0.014 **	(0.007)	-0.030 ***	(0.010)
75 歳以上/65 歳以上割合	0.502 ***	(0.036)	0.598 ***	(0.053)
単身高齢者割合	-0.131 ***	(0.029)	-0.113 ***	(0.043)
1 次産業就業者割合	-0.044	(0.038)	-0.110 **	(0.055)
2 次産業就業者割合	-0.084	(0.086)	-0.359 ***	(0.125)
スポーツ社会活動時間	-0.099	(0.362)	-0.121	(0.530)
酒類消費数量	0.087 *	(0.053)	0.201 ***	(0.077)
人口当たり病床(病院)割合	0.668	(1.844)	0.443	(2.698)
人口当たり病床(診療所)割合	-2.174	(3.481)	-5.620	(5.093)
65 歳以上人口当たり介護福祉施設定員	0.042 **	(0.018)	-0.004	(0.027)
65 歳以上人口当たり介護保健施設定員	0.071 ***	(0.020)	0.063 **	(0.029)
65 歳以上人口当たり訪問介護数割合	0.006	(0.009)	0.001	(0.014)
65 歳以上人口当たり通所介護数割合	-0.005	(0.007)	-0.009	(0.010)
昼間流出者割合	0.014	(0.014)	0.012	(0.020)
15 年ダミー	-0.011	(0.032)	-0.222 ***	(0.046)
10 年ダミー	-0.023	(0.017)	-0.121 ***	(0.025)
定数	-0.929 *	(0.480)	-1.443 **	(0.702)
標本数	2309		2309	
集団数	943		943	
R2 (overall)	0.2657		0.2667	
Hausman 検定	chi2=230.93 Prob>chi2=0.0000		chi2=118.37.57 Prob>chi2=0.0000	

(注) \*\*\*, \*\*, \*はそれぞれ1%, 5%, 10%有意。被説明変数, 説明変数とも対数値。NSDの変数はその変数をxとした場合にlog(x+1)を用いて対数変換した数値。

(出典) 推定結果を元に筆者作成。

表5 国民健康保険の被保険者1人当たり医療費の推定結果

	医療費(FE)		医療費(RE)	
	係数	標準誤差	係数	標準誤差
NSD	0.150 ***	(0.055)	0.122 ***	(0.013)
駅からの距離(-500m)	-0.001	(0.002)	0.003	(0.002)
駅からの距離(500m-1km)	-0.006 **	(0.002)	-0.001	(0.002)
駅からの距離(1-2km)	-0.005 **	(0.002)	0.002	(0.002)
バス停からの距離(-100m)	-0.0003	(0.001)	0.0001	(0.001)
バス停からの距離(100m-200m)	-0.001	(0.001)	-0.001	(0.001)
40歳以上割合	0.246 ***	(0.049)	0.204 ***	(0.043)
65歳以上/40歳以上割合	0.021	(0.016)	0.109 ***	(0.016)
1次産業就業者割合	-0.031 ***	(0.012)	0.005	(0.005)
2次産業就業者割合	-0.023	(0.026)	-0.010	(0.016)
専門職数割合	0.009	(0.009)	0.019 **	(0.008)
自営業者数割合	0.022	(0.026)	-0.067	(0.015)
スポーツ社会活動時間	0.107 *	(0.058)	0.214 ***	(0.055)
酒類消費数量	0.070 ***	(0.017)	0.095 ***	(0.015)
昼間流出者割合	-0.0003	(0.004)	-0.007 ***	(0.002)
15年ダミー	0.275 ***	(0.007)	0.249 ***	(0.005)
10年ダミー	0.154 ***	(0.004)	0.145 ***	(0.003)
定数	11.140 ***	(0.236)	11.022 ***	(0.172)
標本数	3167		3167	
集団数	1093		1093	
R2(overall)	0.5051		0.5753	
Hausmann検定	chi2=545.09 Prob>chi2=0.0000			

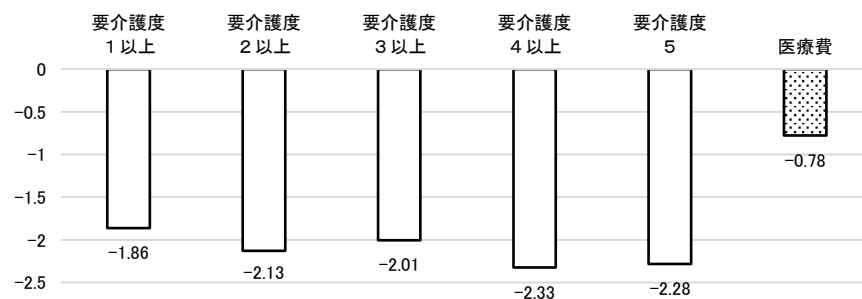
(注) \*\*\*, \*\*, \*はそれぞれ1%, 5%, 10%有意。被説明変数, 説明変数とも対数値。NSDの変数はその変数をxとした場合にlog(x+1)を用いて対数変換した数値。

(出典) 推定結果を元に筆者作成。

#### 5-4. NSDの変化が要介護認定率, 要介護度の高いグループごとの認定率, 医療費に与える影響

表4と表5の分析結果を元に, 市町村のコンパクト度が高くなり, それぞれのNSDが10%減少した場合の要介護度認定率, 要介護度の高いグループごとの認定率, 国民健康保険の被保険者1人当たり医療費への影響を示したものが, 図2である。この場合, 要介護認定率は1.9%~2.3%程度の減少, 医療費については0.8%の減少が生じることがわかる。

図2 NSDが10%減少した場合の要介護度の高いグループごとの認定率, 医療費に与える影響



(注) 単位は%。

(出典) 推定結果を元に筆者作成。

## 6. 結論と今後の課題

本稿では、都市のコンパクト度を示す指標であるNSDおよび健康指標としての「要介護認定率」と「国民健康保険の被保険者1人当たり医療費」を使用して、都市のコンパクト度が住民の健康状態にどのような影響を与えているかについての分析を行った。

分析の結果、①都市のコンパクト度が高い市町村ほど要介護認定率は低いこと、②都市のコンパクト度が高い市町村ほど、健康の悪化がより深刻な要介護度の高いグループごとの認定率も同様に低いこと、③都市のコンパクト度が高い市町村ほど国民健康保険の被保険者1人当たり医療費は低いことが明らかになった。この分析結果を前提とすれば、コンパクト度の高い都市を形成していった場合には、歩行の機会や距離の増大を通じて住民の健康状態も良好となり、将来的に要介護認定率や医療費は低くなると考えられる。そして、都市のコンパクト度が現状のままのケースに比べて、要介護認定者に対する給付額や医療費の総額も低くなると推察される。

本稿の分析では、10%のNSD減少によって、年間9兆円にも及ぶ要介護認定者に対する介護給付額について1,800億円程度の抑制効果が示された。また、同じく年間10兆円の国民健康保険における医療費の総額については、7,800億円程度の抑制効果となった<sup>18)</sup>。要介護認定率や医療費から分かる住民の健康状態の改善は、急速に増加を続けている高齢者を含めた医療・福祉予算の抑制の可能性をも示唆する。

コンパクトシティの形成の効果については、竹本・赤井 他 (2019a, 2019b) が財政支出の抑制を指摘してきた。ただし、その分析対象は主に市町村の一般会計の中のインフラや公共施設整備への支出の抑制に関するものであった。本稿の分析は、コンパクトシティの形成が介護や医療といった社会保険に係る財政支出を抑制する効果を持つ可能性を示唆するものである。今後は、さらにその効果を発揮するための方策について分析を進めていく必要があると考えられる。

<sup>18)</sup> 介護の総費用の推定に関しては、表4で示された推定結果を元に算出した要介護度ごとの認定率の減少率にそれぞれの要介護度に対応する介護支給額(2015年度の実績)を乗じて算出し、医療費については、医療費の総額に表5で示された医療費への影響を示す係数を乗ずることにより算出している。

## 参考文献

- Baskan, A. H., E. Zorba and A. Bayrakdar (2017) “Impact of the population density on quality of life,” *Journal of Human Science*, Vol.14-1, pp.506-518.
- Haigh, F., HN. Chok, and P. Harris (2011) “Housing density and health: A review of the literature and health impact assessment,” Centre for Primary Care and Equity, The University of New South Wales.
- Kato, M., A. Goto, T. Tanaka, S. Sasaki, A. Igata and M. Noda (2013) “Effects of walking on medical cost: A quantitative evaluation by simulation focusing on diabetes,” *Journal of Diabetes Investigation*, Vol. 4(6), pp. 667-672.
- Nakaya, T, Honjo, K., Hanibuchi, T., Ikeda, A., Iso, H., Inoue, M., Sawada, N., Tsugane, S. and the Japan Public Health Center-based Prospective Study Group (2014) “Associations of All-Cause Mortality with Census-Based Neighbourhood Deprivation and Population Density in Japan: A Multilevel Survival Analysis,” *PLOS ONE*, Vol. 9(6).
- OECD (2012) *Compact City Policies: A Comparative Assessment*, Paris: OECD Publishing.
- Sakar, C., C. Webster and J. Gallacher (2017) “Association between adiposity outcomes and residential density: a full-data, cross-sectional analysis of 419562 UK Biobank adult participants,” *The Lancet Planetary Health*, Vol.1, pp.277-288.
- Stevenson, M., J. Thompson, T. Herick de Sa, R. Ewing, D. Mohan, R. McClure, I.Roberts, G. Tiwari, B. Giles-Corti, X. Sun, M. Wallace and J. Woodcock (2016) “Land-use, transport and population health: estimating the health benefits of compact cities,” *The Lancet*, 388.10062, 2925-2935.
- Terzi, F. and H. S. Kaya (2008) “Analyzing urban sprawl patterns through fractal geometry: the case of Istanbul metropolitan area,” *UCL Working Papers*,144.
- Tsuji, I., Takahashi, K., Nishino, Y., Ohkubo, T., Kuriyama, S., Watanabe, Y., Y. Anzai, Tsubono, Y. and S. Hisamichi (2003) “Impact of walking upon medical care expenditure in Japan: the Ohsaki Cohort Study,” *International Journal of Epidemiology*, Vol. 32(5), pp.809-814.
- 沓澤隆司 (2016) 「コンパクトシティが都市財政に与える影響—標準距離による影響」『都市住宅学』第95号, 142-150 頁。
- 沓澤隆司・赤井伸郎・竹本亨 (2018) 「都市のコンパクト化に対する土地の利用規制の影響」『計画行政』第41巻第4号, 38-46 頁。
- 沓澤隆司・赤井伸郎・竹本亨 (2020) 「市町村合併が都市のコンパクト化に与える影響—標準距離を用いたパネル分析」『日本地方財政学会研究叢書』第27号, 87-114 頁。
- 沓澤隆司・赤井伸郎・竹本亨 (2022) 「都市のコンパクト度と移動距離や移動時間に関する分析」『交通学研究』第65号, 75-82 頁。
- 河野喬・吉田大樹・房野真也・三木由美子・山崎昌廣 (2016) 「高齢者の健康と運動習慣の関係」『社会情報学研究』Vol.21, 43-49 頁。
- 竹本亨・赤井伸郎・沓澤隆司 (2019a) 「コンパクトシティが自治体財政に与える影響」『日本地方財政学会研究叢書』第26号, 87-104 頁。
- 竹本亨・赤井伸郎・沓澤隆司 (2019b) 「人口減少による都市の非コンパクト化と財政悪化—「基準化された標準距離」によるシミュレーション分析」『財政研究』第15巻, 163-180 頁。
- 谷口守・松中亮治・中井祥太 (2006) 「健康まちづくりのための地区別歩行喚起特性—実測調査と住宅地タ

イブ別居住者歩行量の推定」『地域学研究』第36巻第3号, 589-601頁。

内閣府(2018)「政策課題分析シリーズ15 要介護(要支援)認定率の地域差要因に関する分析」。

三浦英俊(2015)「緯度経度を用いた3つの距離計算方法」『オペレーションズ・リサーチ』第60巻, 第12号, 701-75頁。