



「COVID-19 の流行が都市内の人口分布に与える影響の分析」

(Analysis of the Effects of COVID-19 Outbreak
on Population Distribution within Cities)

September 3, 2022

竹本 亨 (Toru Takemoto)

日本大学法学部 教授

Professor, College of Law, Nihon University

赤井 伸郎 (Nobuo Akai) *

大阪大学大学院国際公共政策研究科 (OSIPP) 教授

Professor, Osaka School of International Public Policy, Osaka University

沓澤 隆司 (Ryuji Kutsuzawa)

国土交通省

Ministry of Land, Infrastructure, Transport and Tourism

【キーワード】 人口分布, 地域メッシュ, 標準距離, COVID-19, 固定効果分析

【要約】

新型コロナウイルス感染症 (COVID-19) の感染拡大が、都市の全域において人口変化に負の影響を与える可能性がある。特に、都市の中心近くでは人と人との接触の機会が多いために、その影響も大きくなることが考えられる。その結果、都市内の人口分布も変化する可能性がある。そこで、本稿は緯度と経度に関して一定の幅で区切った地域メッシュの人口を用いて、COVID-19 が都市内の人口分布に与えた影響を固定効果モデルによるパネルデータ分析により検証した。分析の結果、COVID-19 の流行が地域メッシュ人口の変化に負の影響を与えること、そして都市の中心からの距離が長くなるほどその影響の度合いは小さくなることがわかった。

* Email: akai@osipp.osaka-u.ac.jp

COVID-19 の流行が都市内の人口分布に与える影響の分析

竹本 亨(日本大学法学部)

赤井 伸郎(大阪大学大学院)

杵澤 隆司(国土交通省)

要旨

新型コロナウイルス感染症 (COVID-19) の感染拡大が、都市の全域において人口変化に負の影響を与える可能性がある。特に、都市の中心近くでは人と人との接触の機会が多いため、その影響も大きくなることが考えられる。その結果、都市内の人口分布も変化する可能性がある。そこで、本稿は緯度と経度に関して一定の幅で区切った地域メッシュの人口を用いて、COVID-19 が都市内の人口分布に与えた影響を固定効果モデルによるパネルデータ分析により検証した。分析の結果、COVID-19 の流行が地域メッシュ人口の変化に負の影響を与えること、そして都市の中心からの距離が長くなるほどその影響の度合いは小さくなることがわかった。

Key Words: 人口分布、地域メッシュ、標準距離、COVID-19、固定効果分析

1. はじめに

COVID-19 がもたらした健康被害は日本においても深刻なものとなっているが、それだけでなく人々の居住地選択にも大きな影響を与えている可能性がある。COVID-19 の感染拡大までは、人が多く集まる都市の中心部に商業業務施設が集中し、さらにその近くは利便性の高い居住場所として人気が高かった。そのため、都市の中心や中心に近い地域の地価は高かった。しかし、人と人との接触が COVID-19 に感染するリスクを上げるため、感染拡大が対面での社会経済活動を阻害することとなった。そのため、都市の中心部に居住することの価値が下がることとなり、人々が都市の中心部から郊外部に居住する場所を移す可能性が出てきた。

そこで、日本全国を緯度と経度に関して一定の幅で区切った約 500m 四方の地域メッシュ¹毎に、COVID-19 の流行前後の居住人口数のパネルデータを用いて、COVID-19 の流行前後（すなわち、COVID-19 が流行する前の 2019 年度から流行後の 2020 年度への時系列の変化）、および COVID-19 の感染者数や死亡者数が地域の人口に占める割合（以下それぞれ「感染者数割合」、「死亡者数割合」という。）が、地域メッシュ内の人口の変化率に与える影響について分析を行う。さらに、地域メッシュの空間的要素（すなわち、都市内での各地域メッシュの立地場所）に着目し、COVID-19 の流行やその被害の影響がどのような場所で顕著に表れているのかを分析する。具体的には、都市の中心部を示す人口重心からの距離による影響の変化も併せて検証する。これにより、都市内の人口分布への影響を明らかにすることが可能となる。

COVID-19 の感染拡大と都市内の人口分布の変化との関係を明らかにすることは、住民の居住や社会経済活動の場が変化し、そのことにより、都市の住民の通勤や買い物などの移動がどの程度変化し、交通手段の選択と所要時間がどの程度変化するのか、そしてそれに対してどのような政策対応が必要になるのかを検討するうえで有益な情報を提供するものである。

本稿の構成は次のとおりである。次節では、COVID-19 の流行やその被害がもたらす人口の地域別変化や関係する指標への影響に関する先行研究を説明する。第 3 節では仮説、第 4 節でモデルとデータ、第 5 節で分析結果を示す。最後に第 6 節で結論をまとめる。

¹ ここで使用した「地域メッシュ」とは、昭和 48 年 7 月 12 日行政管理庁告示第 143 号による「分割地域メッシュ」における緯度 15 秒、経度 22.5 秒からなる地域メッシュである。

2. 先行研究

COVID-19 の流行前と流行後の時系列の変化、あるいは COVID-19 の感染とその被害による地域別の人口変化への影響に関しては、不動産価格や不動産の取引に関する情報などの指標を通じて間接的にその関係を推測している例も含め、COVID-19 の感染以降にいくつかの先行研究がある。

海外の研究としては次のものがある。Liu. and Su (2021)は、アメリカの住宅在庫、住宅価格や賃料を分析して、COVID-19 によって職場への近接性や買い物への利便性を確保するニーズが減少したことにより、人口密度の高い地域における住宅需要の減少と、流行以前に住宅価格が高かった地域で大きく価格が下落したことを明らかにした。Ramani and Bloom (2021)は、アメリカの都市を郵便コードで示される地域別に、人口や不動産価格の変化率が COVID-19 前後でどのような要因により影響を受けたかを検証するために、都市の中心部からの距離などを説明変数として分析を行った。その結果、人口の変化率に関しては COVID-19 流行後に有意に負となり、都市の中心部からの距離は人口の変化率に対して有意に正となった。一方で、不動産価格は COVID-19 前後で下落するものの、都市の中心部からの距離の係数は正となり、距離の長い郊外部ほど不動産価格の低下幅は小さかった。これは、都市の中心部は COVID-19 の感染の恐れから住民が居住を回避する傾向があることを示している。Delventhal, Kwon and Parkhomenko (2022)は、在宅勤務が恒常的に増加した場合に都市の形態はどのように変化するのについて、ロサンゼルス都市圏に関する定量的モデルを用いて分析した。職場が中心に集中する一方で居住地は郊外に移転するとともに、交通混雑は減少して移動時間が減少し、不動産価格は中心部では下落し、周辺部では上昇することを示した。Chelshaire, Hilber, and Shoni (2021)は、COVID-19 の流行後にイギリスの住宅価格は急落したが、その後劇的に回復したと述べている。そして、ロンドンとその周辺地域では戸建てやテラスハウスなどの仕事ができるスペースを確保できる住宅に対する需要が大きくなったため、都心地域や都心から 20-40km 圏での戸建て住宅の価格は上昇した。ただし、都心についてはその取引量は小さいことを指摘している。

日本に関する先行研究としては、次のものがある。中川ほか (2020)は、COVID-19 前後で都市における人口の集中度合いに変化があったかどうかを、人口の集中度合いを示す指標として HHI (Herfindahl-Hirschman Index: ハーフェンダール・ハーシュマン指数) を用いて検証している。その結果、COVID-19 前後でもその傾向に大きな変化はないことを明らかにした。それに対して、沓澤・赤井・竹本 (2021)は、地価公示のデータを元に、COVID-19 の感染者数割合と死亡率割合が住宅地・商業地を下落させる効果を有し、商業・業務機能や居住機能が高度に利用されている容積率の高い地域で特にその下落幅が大きいことを明らかにした。これは、人と人の接触が特に大きい地域では感染のリスクを避けるために商業業務施設や住宅の需要が小さくなることを示している。鈴木・新井・清水 (2021)は、首都圏における不動産事業者への新築・中古住宅物件の資料請求状況に関するデータを元に、COVID-19 の第一波の外出期間自粛前後には資料請求量の増加が見られ、その資料請求量の増加が特に顕著であった物件の特性をみると、乗車時間が都心から 45 分以上で最寄駅から 15-20 分以上離れた物件、延床面積 100-150 m^2 の物件など従来の請求量との相違が見られることを明らかにした。また、鈴木・武藤 (2022)は、所有権移転登記データを用いて、COVID-19 パンデミックによる既存住宅取引量の傾向変化を分析し、①区分所有建物・一般建物ともに都心 0-20km 圏での取引件数の減少がみられ、さらに一般建物では 20km 以上の郊外部での取引の比重が高まったこと、②区分所有建物では駅徒歩分数が 10 分未満、一般建物では 15 分未満の住宅で取引件数が大きく減少したこと、③区分所有建物・一般建物ともに、延床面積が小さい住宅で取引件数が大きく減少したこと、④都心 40-80km 圏では、森林、海浜といった自然環境に近接する住宅で取引件数が増加する傾向がみられたことを指摘している。

これらの研究では、Ramani and Bloom (2021)を除けば地価の変化と、不動産取引量や不動産取引情報を元にした土地に対する需要の変化から、COVID-19 が都市の人口分布や居住地の移動に与えた影響を分析している。Ramani and Bloom (2021)は郵便番号コードの地域ごとの人口の移動状況のデータを元に都市郊外への人口の移動傾向を示しているが、対象としている都市は米国の 365 の大都市統計地域に止まり、分析単位の広さは郵便番号コード単位で行っていることから、日本の大字や町丁目単位と同様に面積や形状がまちまちであることなどの制

約もある。

これらの先行研究に対して、本稿は緯度と経度に関して一定の幅で区切った正方形の形状である地域メッシュ内の人口を用いて、COVID-19の流行前の2019年度から流行後の2020年度への都市の人口分布の変化と、感染者数や死亡者数が人口に占める割合（以下「COVID-19の流行被害」と総称する）がそれぞれの地域メッシュ内の人口の変化率に与える影響を分析する。さらに、都市の中心部から地域メッシュまでの距離を用いて、都市の中心部と郊外部で人口の変動に差が生ずるかも検証する。地域メッシュは相互に隣接しているために、サンプル相互の距離に偏在がないという点で、先行研究の分析方法よりも適していると言える。

また、いつの時点を流行前と流行後を捉えるかに関しては、次のとおりとする。まず、厚生労働省がCOVID-19の流行被害の状況について取りまとめたデータ²によれば、COVID-19の陽性者が日本国内で最初に確認されたのは2020年1月15日である。そして、2019年度の感染者数は2,135人、死亡者数は57人に止まっていたのに対し、2020年度の感染者数は470,812人、死亡者数は9,102人に上っている。このことから、本稿では、2019年度を「流行前」、20年度を「流行後」とする。

3. 仮説

本稿では、COVID-19によって地域メッシュ人口の変化に負の影響があったかどうか、つまり感染前後で変化率が低下したかどうかを分析する。そこで、まず以下のような仮説1を立てた。

仮説1：COVID-19流行後の地域メッシュ人口の変化率は、流行前のそれよりも低下する。

ただし、これは感染の影響だけでなく、経済情勢の変化なども含めた影響を検証している。そのため、仮に人口変化率が低下しなかったとしても、他の要因が相殺したためとも考えられ、感染の影響が無かったとは言えない。ここで、感染状況やその被害の違いが地域メッシュ人口の変化に違いをもたらしたならば、感染の影響があったことになる。そこで、人口当たり感染者数や死亡者数が多い地域ほど、地域メッシュ人口の変化率の低下幅が大きかったかどうかを検証する必要がある。よって、以下のような仮説2を設定する。

仮説2：COVID-19の感染者数や死亡者数が人口に占める割合が高いほど、地域メッシュ人口の変化率の低下幅は大きくなる。

人口の変化に負の影響が生ずる背景としては、COVID-19が流行する地域では感染するリスクが高いために、その地域に居住することを住民が回避することが考えられる。³

以上の仮説1と2を検証することは、都市の全域においてCOVID-19の流行が人口の変化に負の影響を与えたかどうかを明らかにすることになる。しかしながら、COVID-19の影響は都市の全域で等しいとは限らず、負の影響も都市の中心部ほど大きく郊外部ほど小さい可能性がある。そこで、以下のような仮説3を追加する。

² 厚生労働省「データから分かる—新型コロナウイルス感染症情報—」<https://covid19.mhlw.go.jp/>、新型コロナウイルス感染症の現在の状況と厚生労働省の対応について」https://www.mhlw.go.jp/stf/newpage_10651.html

³ 人口変化率は、19年度より20年度に大きく減少している。下表に、総務省「住民基本台帳に基づく人口、人口動態及び世帯数調査」、厚生労働省「人口動態調査」により、人口5万人以上の市町村の人口増減数から自然増減数を除いた社会増減数の年初の人口数に占める比率である社会増減率を示している。社会増減率は、19年の0.26%から20年の0.12%に減少し、人口減少の大きな要因となっている。この背景には、本稿で着目しているように、COVID-19流行後に、住民が人口集積を有する地域の居住を避ける行動をとったと考えられる。

	人口増減率	自然増減率	社会増減率
19年度	-0.06%	-0.32%	0.26%
20年度	-0.22%	-0.34%	0.12%

仮説3：市町村の中心（人口重心）から地域メッシュまでの距離が長いほど、COVID-19 流行後の地域メッシュ人口の変化率の低下幅は小さくなる。また、同じく距離が長いほど、COVID-19 の感染者数や死者数が人口に占める割合が高いことによる地域メッシュ人口の変化率の低下幅の拡大は小さくなる。

都市の中心に近いところでは人口も集中しているが、中心から離れた地域では人口密度も低くなり（この点について後で詳述する）、人と人との接触の機会も少なくなる。そのため、COVID-19 に感染するリスクも低く、住民が居住を回避する傾向は小さいと考えられる。つまり、COVID-19 流行後の地域メッシュ人口の変化に与える負の影響が小さなものとなる。なお、ここでの都市の中心は、人口重心とする。また、市町村によって人口規模や市街地面積が異なるため、人口重心からの距離を絶対距離で表すことは適当ではない。そこで、その距離が人口分布の地域的なばらつきの状況を示す「標準距離（Standard Distance、以下ではSD という。定義は4.1(3)を参照。）」⁴の何倍であるかを示す「SD 比率」を用いることにより人口重心からの距離を表すことで、その問題を解決する。

ここで、地域メッシュの都市内人口割合という指標を新たに作り、都市の中心からの距離と人口の集中度合いの関係を概観する。まず、各地域メッシュについて、そのメッシュが属する市町村人口に占める地域メッシュ人口の割合を都市内人口割合と定義する。図1は、人口重心からの距離（SD 比率）帯別の都市内人口割合の平均値をパーセント表示で表したものである。例えば、SD 比率が0 から0.25 の地域メッシュ（横軸が「-0.25」）の都市内人口割合の平均値は0.502%である。図1からは、SD 比率が小さい地域メッシュの都市内人口割合は大きく、SD 比率が大きくなるに従って都市内人口割合は小さくなっていることがわかる。これは、都市の中心に近い地域メッシュに人口が集中しており、郊外部ほど人口が薄くなっていることを示している。

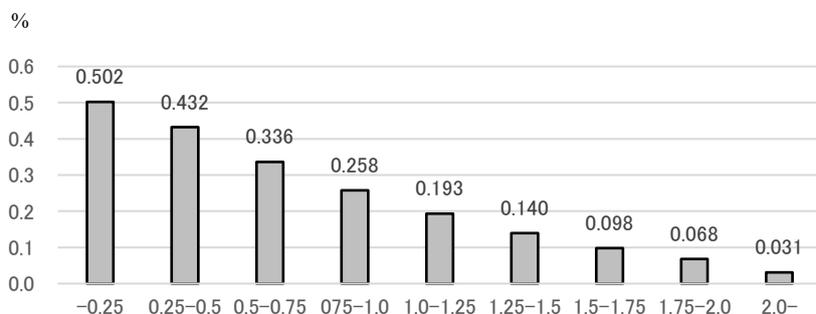


図1 地域メッシュの都市内人口割合とSD 比率

4. 分析方法

4.1 実証分析

(1) 仮説1の検証：COVID-19 流行前後の地域メッシュ人口の変化率を、以下の式(1)で推定する。

$$DPOP_{it} = \gamma \cdot yrd20 + \sum_{k=1}^2 \beta_k x_{it}^k + \rho_i + \sigma_{it} \quad (1)$$

ここで、 $DPOP_{it}$ は地域メッシュ*i*の時点*t*における人口変化率、 $yrd20$ はCOVID-19の「流行後」を意味するダミー変数、 x_{it}^k は地域メッシュ*i*が属する市町村の15歳未満人口割合と65歳以上人口割合である。

(2) 仮説2の検証：COVID-19の感染者数割合 ($j = 1$) や死者数割合 ($j = 2$) を説明変数に加えた式(2)で推定を行う。

$$DPOP_{it} = \alpha^j \cdot Covid_{it}^j + \sum_{k=1}^2 \beta_k x_{it}^k + \gamma \cdot yrd20 + \rho_i + \sigma_{it} \quad (2)$$

⁴ 標準距離の定義式やその考え方の詳細については、Terzi and Kaya(2008)や沓澤 (2016)を参照されたい。

ここで、 $Covid_{it}^j$ は感染者数割合 ($j = 1$) または死亡者数割合 ($j = 2$)、

(3) 仮説3の検証：市町村の中心からの距離との交差項を説明変数に加えた式(3)-1 と式(3)-2 で推定を行う。

$$DPOP_{it} = \gamma_1 \cdot yrd20_{it} + \gamma_2 \cdot yrd20_{it}^j \times SDR_i + \sum_{j=1}^s \beta_j x_{it}^j + \rho_i + \sigma_{it} \quad (3)-1$$

$$DPOP_{it} = \gamma \cdot yrd20_{it} + \alpha_1 \cdot Covid_{it}^j + \alpha_2 \cdot Covid_{it}^j \times SDR_i + \sum_{j=1}^s \beta_j x_{it}^j + \rho_i + \sigma_{it} \quad (3)-2$$

ここで、 SDR_i は市町村の人口重心から地域メッシュ*i*までの距離をSD比率(=人口重心から各メッシュまでの距離)/SD) で表したものである。SDは、以下の式で算出される。

$$SD = \sqrt{\sum_{i=1}^n h_i r_i^2 / N} \quad (4)$$

ここで、SDは標準距離、 h_i は地域メッシュ*i*の人口、 r_i は人口重心からの地表面距離⁵、Nは市町村人口である。この指標は、人口重心から各メッシュまでの距離の2乗和の平方根を算出することで重心への集中度を表している。

4.2 データ

記述統計は表1のとおりである。地域メッシュのサンプルは、一定の人口集積を有する人口5万人以上の市町村に属するメッシュとした。本稿の分析の被説明変数となる地域メッシュ内の人口の変化率は、2020年4月1日現在人口、21年4月1日現在人口のそれぞれ前年4月1日と比較した変化率によっている⁶。したがって、 $yrd20$ は、COVID-19の流行後を意味するダミー変数として、21年4月1日現在人口の20年4月1日と比較した人口変化率に対して1を取る。また、COVID-19の感染者数割合、死亡者数割合は、厚生労働省が発表する各年度の都道府県別の感染者数、死亡者数のそれぞれの市町村の前者は人口当たり、後者は100人当たりの数値である。

表1 記述統計

(N=254,447)

	2019年度				2020年度			
	平均	標準偏差	最小	最大	平均	標準偏差	最小	最大
人口変化率(%)	-0.112	49.066	-98.198	16550	-1.187	6.325	-95.652	700
感染者数割合(%)	0.001	0.001	0	0.004	0.249	0.175	0.029	0.858
死亡者数割合(×1000、%)	0.030	0.065	0	0.252	5.113	3.712	0	14.202
15歳未満人口割合(%)	12.404	1.364	8.231	20.000	12.235	1.375	7.960	19.780
65歳以上人口割合(%)	29.161	4.121	16.212	41.414	29.605	4.242	16.397	42.097
人口重心からの距離(km)	7.878	5.939	0.011	66.573				
SD	5.872	2.266	0.999	14.034				
SD比率	1.349	0.833	0.002	9.655				

(出典)「人口変化率」は株式会社日本統計センターの人口データ、「感染者数割合」、「死亡者数割合」は厚生労働省「データから分かる—新型コロナウイルス感染症情報—」、「新型コロナウイルス感染症の現在の状況と厚生労働省の対応について」、「15歳未満人口割合」、「65歳以上人口割合」は、総務省「住民基本台帳に基づく人口、人口動態及び世帯数調査」から筆者作成。

5. 分析結果

パネルデータを用いた固定効果分析の結果は、表2及び表3に示したとおりである。まず、COVID-19の流行前と流行後の時系列の変化、感染者数割合、死亡者数割合による地域メッシュの人口変化率への影響について、それぞれ表2の(I-1)から(I-3)までに示すとおり、いずれも負の係数を有意に示し、COVID-19の流行後や感染者数割合、死亡者数割合が大きい地域においては、住民は居住を回避する傾向を示し、そのCOVID-19の流行被害が人口の変化に負の影響を及ぼすことを示している。以上から仮説1は支持された。

⁵ 「地表面距離」は、人口重心と各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 l は地球の赤道半径(6378.137km)、 ϕ_1 と λ_1 は重心の緯度と経度、 ϕ_2 と λ_2 は各メッシュの重心の緯度と経度である。

⁶ ただし、分析対象の市町村のうち青森県八戸市は各年5月1日現在、福島県郡山市は各年1月1日現在の数値。

⁷ 当該データは、総務省「住民基本台帳に基づく人口、人口動態及び世帯数」を元に株式会社日本統計センターが分割地域メッシュに対応するように編集したデータである。地域メッシュが市町村の境界をまたぐ場合には、地理情報ソフトArcGISを用いて面積により按分した数値を適用して推計し、メッシュ内の人口が0のものはサンプルより除外している。

表2 COVID-19の感染者数割合等が地域メッシュの人口変化率に与える影響

	(I-1)流行前後		(I-2)感染者数割合		(I-3)死亡者数割合	
	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差
20年度ダミー	-0.003 ***	(0.001)	-0.001	(0.001)	-0.001	(0.001)
感染者数割合			-0.564 ***	(0.171)		
死亡者数割合					-0.294 ***	(0.079)
15歳未満人口割合	0.654 *	(0.385)	0.546	(0.387)	0.551	(0.386)
65歳以上人口割合	0.385 ***	(0.187)	0.125 **	(0.196)	0.481 **	(0.192)
定数	-0.255 ***	(0.077)	-0.192 **	(0.079)	-0.199 **	(0.078)
標本数	508,894		508,894		508,894	
グループ数	254,447		254,447		254,447	
R-sq	0.0048		0.0046		0.0046	
Hausman 検定	23.40	Prob>F=0.000	122.28	Prob>F=0.0000	87.54	Prob>F=0.0000

注1：***は1%有意、**は5%有意、*は10%有意。

注2：「(I-1) 流行前後」は、20年度ダミー(COVID-19の流行後かどうかを意味するダミー変数)のみを用いて、COVID-19の流行前と流行後の時系列の変化のみに着目した分析である。

注3：人口変化率、感染者数割合、15歳未満人口割合、65歳以上人口割合は各数値xを $\log(x+1)$ とし、死亡者数割合は変数値xを $\log(x \times 100 + 1)$ として対数変換している。

次に、SD比率とCOVID-19の流行前と流行後の時系列の変化、感染者数割合、死亡者数割合との交差項を説明変数に加えた固定効果分析においては、表3の(I-1)から(I-3)までに示すとおり、それぞれの変数はいずれも負で有意である一方で、SD比率との交差項ではいずれも正となっている。このことは、COVID-19の流行被害を示す変数は、地域メッシュの人口変化率に負の影響を与えているが、その地域メッシュの位置を示すSD比率が大きくなり、都市の中心部からの距離が遠くなるほど、COVID-19の流行被害による人口変化率への負の影響が小さなものとなることを示している。以上から仮説2は支持されることがわかる。

それぞれの結果について、COVID-19の流行前後の変化に加えて、感染者数割合が10倍に増加した場合と死亡

表3 COVID-19の流行被害とSD比率との交差項が人口変化率に与える影響

	(II-1)流行前後		(II-2)感染者数割合		(II-3)死亡者数割合	
	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差
20年度ダミー	-0.004 ***	(0.001)	-0.001	(0.001)	-0.001	(0.001)
20年度ダミー×SD比率	0.002 **	(0.001)				
感染者数割合			-0.881 ***	(0.224)		
感染者数割合×SD比率			0.268 **	(0.122)		
死亡者数割合					-0.448 ***	(0.106)
死亡者数割合×SD比率					0.113 **	(0.052)
15歳未満人口割合	0.630	(0.385)	0.536	(0.387)	0.530	(0.386)
65歳以上人口割合	0.639 ***	(0.187)	0.427 **	(0.197)	0.446 **	(0.193)
定数	-0.249 ***	(0.077)	-0.184 **	(0.079)	-0.188 **	(0.078)
標本数	508,894		508,894		508,894	
グループ数	254,447		254,447		254,447	
R-sq	0.0050		0.0047		0.0047	
Hausman 検定	1467.91	Prob>F=0.000	997.52	Prob>F=0.0000	878.76	Prob>F=0.0000

注1：***は1%有意、**は5%有意、*は10%有意。

注2：「(II-1) 流行前後」は、20年度ダミー(COVID-19の流行後かどうかを意味するダミー変数)のみを用いて、COVID-19の流行前と流行後の時系列の変化のみに着目した分析である。

注3：人口変化率、感染者数割合、15歳未満人口割合、65歳以上人口割合は各数値xを $\log(x+1)$ とし、死亡者数割合は変数値xを $\log(x \times 100 + 1)$ として対数変換している。

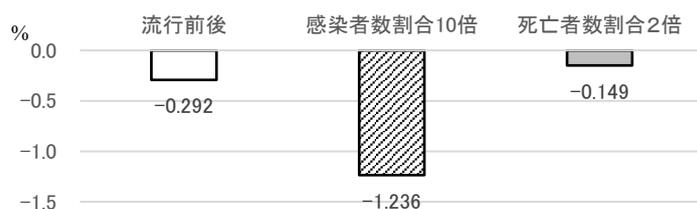


図2 流行前後、感染者数割合、死亡者数割合の変化による地域メッシュの人口変化率への影響

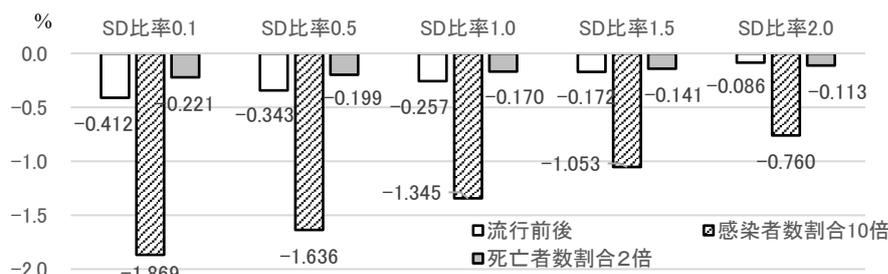


図3 SD比率別の地域メッシュ人口の変化率への影響

者数割合が2倍に増加した場合の推定値を、図2及び図3で示した⁸。

図2に示すとおり、COVID-19の流行前後の変化と感染者数割合、死亡者数割合については、いずれも地域メッシュ人口の変化に負の影響が生じている⁹。また、図3に示すSD比率の数字ごとのCOVID-19の流行前後の変化と感染者数割合、死亡者数割合による地域メッシュ人口の変化率については、SD比率が最も小さい、つまり都市の中心に最も接近した地域で人口の変化への負の影響がもっとも大きい。それに対して、SD比率が大きくなり、中心から離れていくにつれてその負の影響の度合いは小さくなる¹⁰。

こうした結果の背景としては、元々は都市の中心部に住民の職場となる商業業務施設が集中して立地し、中心部あるいは近接した地域に住民が居住することから、こうした地域に人口が集中していたが、COVID-19の流行とその被害が人と人の接触や人流により引き起こされることの懸念から、そうした人口の集中した地域への居住を避ける傾向が生じたと考えられる。

6. まとめ

本稿では、COVID-19の流行が都市の全域において人口の変化に負の影響を与えたかどうかを分析した。具体的には、感染前後で地域メッシュ人口の変化率が低下したかどうかと、COVID-19の流行の程度（感染者数割合）や被害の大きさ（死亡者数割合）の違いが、地域メッシュ人口の変化にどのような影響を与えたかについて、固定効果モデルによるパネルデータ分析を行った。さらに、それらの負の影響が、都市の中心からの距離によって違っていったかどうかを分析した。

分析結果は以下のとおりである。第1に、COVID-19流行後の地域メッシュ人口の変化率は、流行前のそれよりも低下する。第2に、感染者数や死亡者数が人口に占める割合が高いほど、地域メッシュ人口の変化率の低下

⁸ 厚生労働省「データから分かる—新型コロナウイルス感染症情報—」等によれば2020年度の感染者数470,812人、死亡者数9,102人であったが、本稿の分析対象の翌年度の2021年度においては、感染者数5,910,201人、死亡者数19,022人であり、感染者数は10倍以上、死亡者数は2倍以上増加している。

⁹ 感染者数割合の例： $\text{EXP}[-0.564(\text{表 } 2(\text{II-2})\text{の係数}) \times \{\text{LN}(0.00249(\text{感染者数割合の } 20 \text{ 年度の平均)}) \times 10 + 1\} - \text{LN}(0.00249 + 1)] - 1 = -1.236(\%)$ 。

¹⁰ 感染者数割合・SD比率0.1での例： $\text{EXP}[-0.881(\text{表 } 3(\text{II-2})\text{の係数}) \times \{\text{LN}(0.00249 \times 10 + 1) - \text{LN}(0.00249)\} + 0.268(\text{表 } 3(\text{II-2})\text{の交差項の係数}) \times \{\text{LN}(0.00249 \times 10 + 1) \times \text{LN}(0.1 + 1) - \text{LN}(0.00249) \times \text{LN}(0.1 + 1)\}] - 1 = -1.869(\%)$ 。

幅は大きくなる。第3に、市町村の人口重心から地域メッシュまでの距離が長いほど、流行後の地域メッシュ人口の変化率の低下幅は小さくなる。また、同じく距離が長いほど、感染者数や死者数が人口に占める割合が高いことによる地域メッシュ人口の変化率の低下幅の拡大は小さくなる。

この背景として、都市の中心部や近接した地域は、人口が密集しているために COVID-19 の感染リスクが高く、住民が居住を回避しようとするのが考えられる。沓澤・赤井・竹本(2021)でも、容積率が高く居住人口が密集した地域ほど、COVID-19 の感染拡大により地価が大きく下落したことが示されている。これは、COVID-19 の感染拡大によって人と人との接触が制約を受けたため、中心部の利便性が大きく低下し、土地への需要も低下したためと考えられる。今回の結果は、沓澤・赤井・竹本(2021)の結果とも整合的であると言える。

ただし、以上の分析には残された課題も存在する。例えば、感染者数や死者数は、COVID-19 の流行の当初は、その感染や被害のリスクが住民に強く意識されて、居住地選択にも反映されたと考えられるが、その後の COVID-19 についての知見が蓄積され、感染対策などが周知されることにより、感染者数や死者数の居住地選択への影響が以前ほどには強くなる可能性もある。こうした傾向の変化については、今後の感染者数、死者数の推移や行政による感染対策の状況などのデータを元にした検証を続けていく必要があると言える。

本稿の分析結果は、今後も COVID-19 の流行状況によって、感染リスクが高い都市の中心部などでの居住を回避し、郊外部に居住地を選択する傾向があることを示している。そのため、都市の中心部の人口密度が薄く、郊外部が厚くなるような人口分布の変化を示唆するものである。こうした変化は、今後の都市のあり方を議論する上で、役立つ情報を提供するものである。なぜならば、COVID-19 の流行が人々の居住地選択に影響を与えるのであれば、通勤や買い物などでの移動時間や交通手段の選択もこれに連動して変化する可能性が高く、都市計画や交通政策、財政政策においても新たな政策対応が必要になると考えられるからである。

参考文献

- Chelshaire, P., Hilber, C. and O, Shoni (2021), "The Pandemic and the housing market: a British Story," Centre of Economic Performance, LSE.
- Delventhal, M. J., Kwon, M. E. and A. Parkhomenko (2022), "Demand for transportation and spatial pattern of economic activity during the pandemic," *Journal of Urban Economics*, Vol.127.
- 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、pp.142-150.
- 沓澤隆司・赤井伸郎・竹本亨 (2021) 「COVID-19 の感染状況と被害が地価に与える影響の実証分析」*OSIPP Discussion Paper: DP-2021-J-009*.
- Liu, S. and Y. Su (2021), "The Impact of the COVID-19 Pandemic on the Demand for Density: Evidence from the U.S. Housing Market," *Economics Letters*, Vol.207.
- 中川雅之・浅田義久・行武憲史・安田昌平・石井健太郎 (2020) 「COVID-19 及び ICT 技術の業務プロセスへの導入が国土構造及び都市構造に及ぼす影響」*NUPRI Working Paper 2020-01*.
- 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、pp.701-705.
- Ramani, A. and N. Bloom (2021), "The Donut Effect of COVID-19 on Cities," Working Paper 28876.
- 鈴木雅智・新井優太・清水千弘 (2021) 「COVID-19 第一波前後に生じた潜在的な住宅選好の測定：首都圏の新築・中古住宅に対する資料請求の分析」『都市計画論文集』第56巻第3号、pp.649-656.
- 鈴木雅智・武藤祥郎 (2022) 「COVID-19 パンデミックによる既存住宅取引量の傾向変化：東京圏における所有権移転登記データを用いた分析」*CREI Working Paper No.6*.
- Terzi, F. and H. S. Kaya (2008), "Analyzing Urban Sprawl Patterns Through Fractal Geometry: The Case of Istanbul Metropolitan Area," *UCL Working Papers Series*, Paper 144.