

中国西安市地下鉄駅周辺地区における不均質な土地利用変化量の分析

高, 晨軒

九州大学大学院人間環境学府都市共生デザイン専攻 : 博士後期課程

鶴崎, 直樹

九州大学大学院人間環境学研究院都市・建築学部門

許, 天心

九州大学大学院人間環境学府都市共生デザイン専攻 : 博士後期課程

<https://doi.org/10.15017/6788785>

出版情報 : 都市・建築学研究. 42, pp.33-44, 2022-07-15. Faculty of Human-Environment Studies, Kyushu University

バージョン :

権利関係 :



中国西安市地下鉄駅周辺地区における不均質な土地利用変化量の分析

Analysis of Heterogeneous Land Use Changes in the Surrounding Area of Subway Stations in Xi'an City, China

高晨軒*, 鶴崎直樹**, 許天心*
Chenxuan GAO, Naoki TSURUSAKI, Tianxin XU

In China, the urbanization caused by economic development has faced various issues these years, large-scale cities are experiencing a boom of subway system's construction at the same time. This study aimed to clarified the factors of the land use change around areas of 89 subway stations in Xi'an city, China by using regression analysis. As the results: 1) Identified 6 special business-public districts that influence the development of surrounding areas; 2) Identified 7 effective factors associated with land use change; 3)The trends of associations between factors and land use change due to spatial heterogeneity have been clarified.

Keywords : Land use, Subway, Station area development, Regression analysis, Spatial Heterogeneity

土地利用, 地下鉄, 駅周辺開発, 回帰分析, 空間的不均質性

1. はじめに

1.1 研究の背景と目的

中国において、特に人口が集中する都市は、急速な経済発展をもたらした都市化と市街地エリアの拡大により様々な都市問題と対峙し、とりわけ都市中心部では開発用地の不足、交通渋滞、緑地の保全、残存する農地の有効活用など、迅速な対応と解決が求められる土地利用上の課題が発生している。そして、近年、中国の都市計画においては都市内多拠点を公共交通で連結しその結節点である駅を拠点とする都市構造への再編が有効な手段であるとし、例えば2008年から2018年の間に中国国内において都市鉄道開発事業が活発化し、成都市や西安市などほとんどの省都ではこの10年間に地下鉄の整備が進められてきた。これらの地下鉄は、効率性、利便性、快適性、安全性に加え、地上レベルの土地の有効活用など多くの利点や有益性を都市にもたらすとともに、地下鉄駅周辺は社会活動や経済活動の拠点として変化し、その土地利用が変化している。また、中国政府は都市計画におけるこの地下鉄整備の重要性を意識し整備方針¹⁾を示しており、各都市ではこの方針に基づき地下鉄整備によ

る都市構造転換を計画している。

このような中国の都市計画に基づく将来変化に対する知見を得るため筆者らは、中国の二線都市(新一線都市)^{注1)}の中で2008~2018年の期間に先行して地下鉄整備され、その駅数、延長距離、路線数、乗降客数などが他の二線都市を上回る西安市(図1)²⁾における地下鉄4路線上の89駅とその周辺地区を対象とし、それらの類型化とともに土地利用特性および遷移の実態を明らかにした³⁾。本研究は、この研究の延長上に位置し、地下鉄整備による駅周辺地区の土地利用変化について、拙稿をもとに、異なる分析手法を用い、隣接駅を含む広範囲を分析対象とし、土地利用変化における駅同士の相関性や立地環境との関係について探求するものである。なお、都市内土地利用変化は、都市政策や経済収益など人為的影響が強く反映された現象であると言えるが、一方で、土地利用計画等の規制やコントロール手法により、その変化は誘導された内発的な変化としてとらえ得ることも考えられる。そして、この内発的な土地利用変化は、周辺の土地利用や開発状況、人口集積度、公共交通の利便性など立地環境により影響を受けるとともに、多様な要因により都市空間内で不均一に出現し、その程度も一様でないと思われることから、本研究ではこのような状態や性質を土地利用変化の空間的不均質性^{注2)}として定義する。加えて、地下鉄の新設は路線周辺地区の内発的土地

* 都市共生デザイン専攻博士後期課程

** 都市・建築学部門

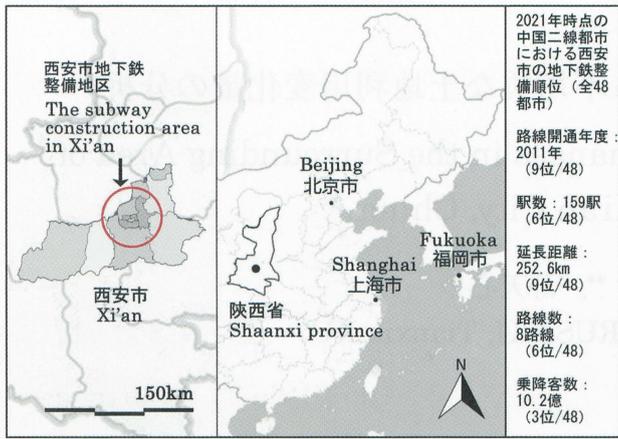


図1 研究対象都市とした西安市とその地下鉄整備

利用変化に特に大きな影響を及ぼし、この空間的不均質性を引き起こす要因ともなり得るのではないかという問いを想起させる。しかしながらその解明のための体系的な分析の枠組みは確立されていないともいえる。そこで、本研究では前述した問題意識のもと地理学的視点と手法を用いて以下を明らかにすることを目的とする。

- 1) 地下鉄路線上の駅周辺地区を対象とし整備前後の土地利用変化量の分布に注目し、その特徴により土地利用の内発的な変化の評価モデルを構築する。
- 2) 西安市における地下鉄の整備により路線周辺地区において不均質な土地利用の発生の有無を検証する。
- 3) 土地利用変化量の分布の空間的不均質性に注目し、各駅周辺地区の立地特性と土地利用変化量の関連因子との関係性を明らかにする。

1.2 研究の対象

研究対象である西安市は中国西部に位置し約1,000万人もの人口を擁する大都市であり、未央区、新城区など11の市轄区と藍田県および周至県の2県を管轄する自治

体である。古くは中国の十三朝の都であった長安として知られ、現在は、同市を中心とする広域的経済圏の国家的重要性より特別な自主権を有する副省級市^{注3)}として指定されている(図1)。また、西安市中心部では、蓮湖区と碑林区を横断し新城区と隣接する形で東西方向約4.2キロメートル、南北方向約2.7キロメートル、周長約14キロメートル、高さ12メートルの城壁が立地する。さらに、西安市は2002年に策定した「西安城市総体計画(2008-2020年)」⁴⁾において、総延長距離73.17kmとなる1号線、2号線、3号線、4号線の地下鉄4路線を計画しその整備を完了した。また、西安市ではこの地下鉄4路線に加え5号線、6号線、9号線、空港線が整備距離は252.6kmに及ぶとともに、この路線上の駅周辺エリアは多様な変化を遂げている(図2)。西安市はこれまでに8路線を建設し、今後も新たな路線を整備する予定である。

1.3 既往研究における本研究の位置づけ

都市の鉄道駅周辺地区に関する先行研究は多岐にわたり、多くの知見を獲得している。例えば、中村⁵⁾は東京圏における駅勢圏の土地利用比率による駅タイプを区別し、乗降客数増減傾向との関係を分析した。また、宋俊煥⁶⁾は、東京30km圏の鉄道駅周辺地区を対象とし駅周辺の密度、機能、成長に関するTOD因子を用いたクラスター分析により類型化を試みている。他方、中国都市の鉄道駅を対象としたものでは、潘海嘯⁷⁾が上海市の地下鉄駅整備に伴う駅までの距離の増加による土地利用の変化を明らかにしているが、その研究のほとんどは上海、広州などの中国の一线城市を対象としており、二線都市で建設された鉄道駅に関する研究は少なく、また主観的分析手法によるものが多い。

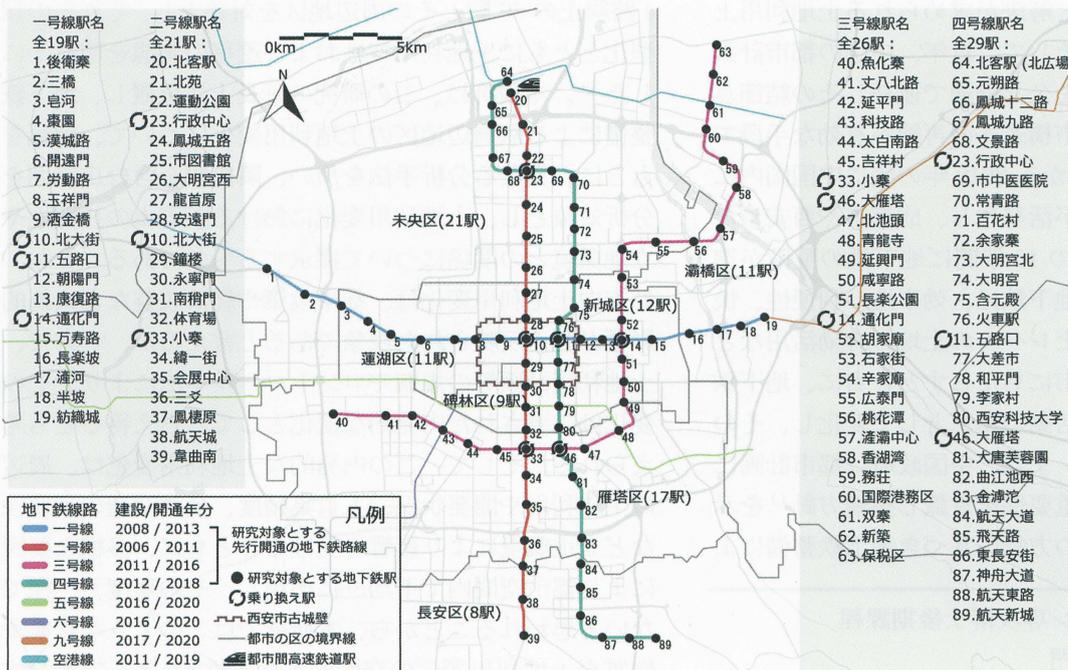


図2 西安市地下鉄路線および分析対象駅周辺地区の位置

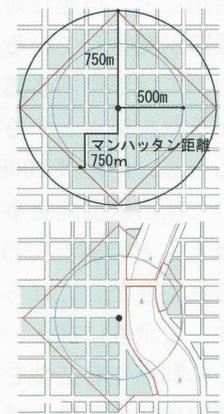


図3 分析対象範囲図



図4 土地利用変化図(青龍寺駅の例)



図5 研究のフロー

次に、駅周辺地区の土地利用について回帰モデルを用いた研究に注目すると、その数は少ないものの、例えば陳琦ら⁸⁾は福岡市地下鉄駅地区を対象とし乗降者の影響要因を解明し優れた知見を獲得している。しかしながら他の研究では人口、地価或は収入を独立変数および従属変数とした場合が多く、本研究のように地下鉄駅地区を対象とし、回帰モデルで土地利用変化を従属変数とし解析するものは見られない。そのため著者らは西安市内地下鉄駅周辺地区の定量的分析による類型化、立地特性分析とともに各駅地区の類型化および土地利用種別の変化の実態について明らかにした³⁾。そして本研究は著者らの既発表論文にて分析対象とした西安市内89駅周辺地区を同様に分析対象とするが、前述のように土地利用変化を内発的変化として捉え、また土地利用変化量の分布状態を空間的不均質性に注目し分析を試みる点において新規性を有すると考えたい。

1.4 研究の方法

本研究は以下の作業をもとに分析をおこなった(図5)。

- 1) 分析対象地下鉄駅周辺地区の選定：西安市において新設された地下鉄8路線のうち1号線、2号線、3号線、4号線の4路線上に立地する89地下鉄駅エリアを分析対象として選定した。なお、他の路線は2020年以降に開通され本研究作成時において整備前の土地利用との比較ができないため分析対象としていない。
- 2) 分析対象範囲の設定とデータ作成：分析対象範囲は、著者らの既往研究による4路線上にある89地下鉄駅を中心点とする徒歩圏域(図3)^{注4)}とし、また、土地利用面積の変化は、2016年と2020年の土地利用図(ともに画像データ)を重ね、その差分を土地利用種別の変化として捉えたのち、画像データ(ピクセル数)を計数し、その変化面積を算出した(図4)。
- 3) 従前土地利用と土地利用変化量の関係分析：4年間の土地利用変化量と整備前(2016年時)の土地利用を比較

し特徴的な地区を抽出する。

- 4) 分析対象89駅周辺地区の土地利用変化の分析と特殊地区の抽出：地理情報システム(GIS)の空間的自己相関分析^{注5)}ツールを用いて、各地区間の土地利用変化における相互作用を定量的に分析し、土地利用変化の特殊な地区を抽出する。
- 5) 土地利用変化の回帰モデルの構築：客野⁹⁾、Su¹⁰⁾、Gaoら¹¹⁾が採用している最小2乗回帰(Ordinary Least Squares: OLS)^{注6)}と地理空間加重回帰(Geographically Weighted Regression: GWR)^{注7)}の併用による分析方法を用いて土地利用変化量の都市内における分布状態を表現し得る回帰モデルを構築する。
- 6) 土地利用変化量の関連因子との相関分析：5)による回帰モデル分析をもとに4年間の土地利用変化量と関連する因子との相関について明らかにする。

2. 土地利用変化量の分布と各地区の特性

2.1 土地利用変化量にみる分布の傾向

既研究による89駅周辺地区の土地利用の占有率が高い種別は商業業務用地、居住用地、公共施設用地の3種であったことから、それぞれについて2016年と2020年の土地利用率を比較した。そして商業業務用地および公共施設用地の占有率(2016年)と変化量に特徴が見られたことから、これらを統合し地下鉄駅整備前(2016年)の占有率と2016年から2020年までの4年間の土地利用の変化量を視覚的に表現した(図6)。図中の各点は分析対象89駅周辺地区であり、その濃淡は左側が2016年の商業業務用地および公共施設用地(商業・公共施設用地)の占有率、右側が4年間の土地利用変化量(分析対象駅周辺地区の面積に対する土地利用変化面積の割合)を示している。

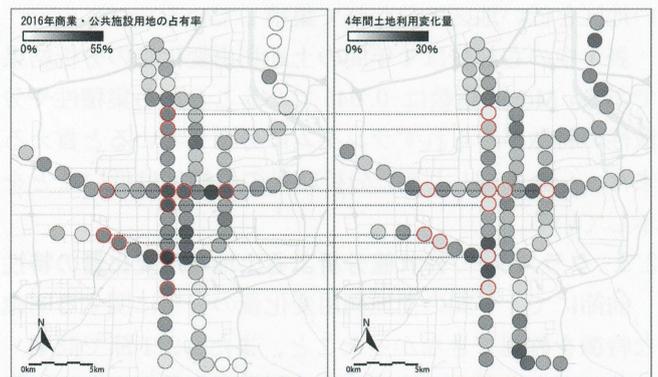


図6 商業・公共施設用地占有率と土地利用変化量の分布

図6両側の情報を比較し、2016年の商業・公共施設用地の土地利用占有率が高く、4年間の土地利用変化量が少ない開遠門駅、北大街駅、通化門駅など特徴的な地区(輪郭が赤い点)が確認できた。この地区は西安市の東部1カ所、南部2カ所、西部1カ所、北部2カ所、中央部3カ所、南西部2カ所に分散しており、その多くが北

大街駅、小寨駅などの乗り換え駅を内包する地区である。また、これらの地区に隣接する他地区のほとんどが4年間の土地利用変化量大きい。しかし一方でこの特徴は地下鉄路線端部ではみられない。

以上より、西安市では路線端部など郊外に立地する駅周辺地区を除き、地下鉄整備によって商業機能を有していた地区（商業・公共施設用地の占有率が高い地区）での土地利用変化は少なく周辺の隣接地区において土地利用が変化する傾向が強いと言える。次節ではこのような特徴についてさらに定量的分析により検証する。

2.2 空間的自己相関分析による土地利用変化の特性

本節では、土地利用変化が人為的であるものの土地利用規制等の範囲内での自然的な変化として捉え、2020年の89駅周辺地区の主占有土地利用である居住・商業・公共施設用地と4年間の土地利用変化量の空間的集積性に

表1 空間的自己相関分析 (Moran's I) の結果

2020年の 居住・商業・公共施設用地率		4年間の土地利用変化量	
Moran 指数	0.4862	Moran 指数	0.0451
分散 (variance)	0.0055	分散 (variance)	0.0052
z 得点 (standard score)	6.6705	z 得点 (standard score)	0.4663
p 値 (probability)	<0.0001	p 値 (probability)	0.6409

※分析は逆距離加重法とユークリッド距離による

ついて地理情報システム (GIS) ソフトウェア ArcGIS の空間的自己相関分析ツール (Moran's I) を用い分析した。

表1中の左部分は2020年の居住・商業・公共施設用地占有率の分析結果である。空間的自己相関性を示す Moran 指数は0.486であることから集積性が高いこと、また、p 値0.001未満、z 得点6.671であるため帰無仮説を否定でき、分析結果の集積傾向が統計的に有意であると言える。さらに、主占有土地利用の占有率の分布は高い地区と低い地区に分かれて集積している。

表1中の右部分は4年間の土地利用変化量の分析結果である。Moran 指数は-0.045であることから集積性や分散性の特徴がみられずランダムに分布していると言える。また、p 値0.641より、分析結果の信頼度は低いことを示している。

2.3 クラスター/外れ値分析による土地利用変化の特性

前節にて4年間の土地利用変化量の分布に関する明確な特徴を確認できなかったこと、また、2.1節で商業・公共の占有率が高い地区は土地利用変化量が少なく、集積性分析を干渉する可能性があることを確認した。そのため各駅周辺地区を中心とする局所的 Moran 指数を求め、これに隣接する周辺地区の値との関係より集積性を有するクラスターとこれら複数地区の中の外れ値を有する地区 (外れ値地区) との区別を可能とするクラスター/外れ値分析^{注8)} (Anselin Local Moran's I) を行なう。なお、本研究では逆距離加重法 (Inverse Distance Weighting) とユ

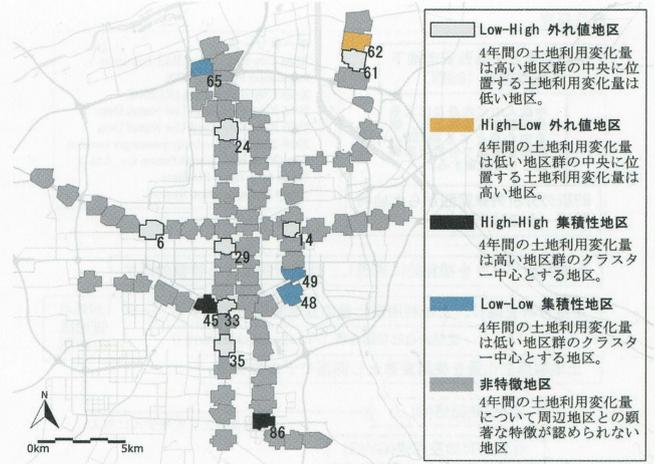


図7 クラスター/外れ値分析による類型と位置

ークリッド距離 (Euclidean distance) を用いて空間関係を定義した。また、西安市の地下鉄駅間距離が約1,500から2,000メートルであることから、2ないしは3駅区間距離を対象とし、閾値を各駅を中心とする4,000メートルとした。

分析結果を図7に示す。分析対象89駅周辺地区は、それ自身の土地利用変化量と隣接する駅周辺地区の土地利用変化量の特徴より、low-high 外れ値地区 (LH 地区)、high-low 外れ値地区 (HL 地区)、high-high 集積性地区 (HH 地区)、low-low 集積性地区 (LL 地区) および4年間の土地利用変化量について周辺地区との顕著な特徴が認められない地区 (非特徴地区) の5つに分類できた。

各グループの立地を見ると LH 地区は、市内中心部1か所、東部1か所、南部2か所、西部1か所、北部1か所、都市外郭北東部1か所の7カ所に分布している。また、HL 地区は1か所、都市外郭北東部に位置している。加えて、HH 地区は、市内南部と都市外郭南部にそれぞれ1か所位置している。さらに、LL 地区は市内南東部に2か所と都市外郭北部に1か所を位置している。最後に顕著な特徴を有さない多くの地区があることを確認した。特に、都市中心部とともに都市の四方向約5,000~9,000メートルの範囲に土地利用変化量が多いクラスターに囲まれた LH 地区を有する地区 (6 開遠門駅、14 通化門駅、24 鳳城五路駅、29 鐘樓駅、33 小寨駅、35 会展中心駅、61 双寨駅) は、2.1節にて抽出した特徴的な地区 (赤輪郭点) と重複するものが多いことを確認した。

次章では7つの LH 地区を中核商業拠点と定義し、回帰モデルの構築とこのモデルを用いた分析を行う。

3. 土地利用変化量の回帰モデルの構築

3.1 回帰モデルの環境因子

前章では、分析対象とした89地下鉄駅周辺地区のなかで、地下鉄整備後の4年間で隣接する駅の土地利用変化が特徴的な7つの地区 (LH 地区) を抽出した。これらの7地区における環境特性と土地利用変化との関係

表2 モデリング用の独立変数表

カテゴリー	番号	独立変数	単位	内容
I 土地利用	1	2016 年度居住用地率	%	2016 年駅周辺地区の居住用地面積に対する総面積の割合
	2	2016 年度商業・公共施設用地率	%	2016 年駅周辺地区の商業・公共施設面積に対する総面積の割合
	3	2016 年度居住・商業・公共施設用地率	%	2016 年駅周辺地区の居住・商業・公共施設面積に対する総面積の割合
	4	2020 年度居住・商業・公共施設用地率	%	2020 年駅周辺地区の居住・商業・公共施設面積に対する総面積の割合
	5	4 年間空地使用率	%	2016-2020 年間駅周辺地区に減少した空地面積に対する総面積の割合
II 地域開発度	6	高層建築率	%	2016 年駅周辺地区の高層建築 (7 層以上) 敷地面積の割合
	7	建ぺい率	%	2016 年駅周辺地区の建ぺい率
III 地下鉄線路	8	地下鉄日平均客数	人	地下鉄駅の日平均乗降客数 (2020 年時点で統計)
	9	周辺中核商業拠点数	個	駅周辺 4000M 以内の LH 地区 (low-high 外れ値地区) 数
	10	中核商業拠点からの最少駅区間数の逆数	-	1/対象駅から最近の LH 地区までの駅区間数 (個)
	11	中核商業拠点からの最短直線距離の逆数	-	1/対象駅から最近の LH 地区までの直線距離 (M)

を明らかにするため回帰モデルを構築し分析する。

回帰モデルの構築においては、2016 年から 2020 年の 4 年間の各駅周辺地区の土地利用変化量を従属変数とし、表 2 に示す 3 カテゴリーの 11 個の環境因子を独立変数とした。なお、使用したデータは、筆者らの先行研究で用いたネット上の土地利用公開データに加え、地下鉄路線に関する情報を用いた。

第 I カテゴリーは土地利用に関するもので 2016 年度居住用地率、2016 年度商業・公共施設用地率等 5 因子とした。なお、2016 年度の 3 つの独立変数の同時使用は重複的な影響の可能性が考えられるが、次節以降の個別地区の土地利用変化と相関する土地利用種別の判別において有効であることや、回帰モデルの構築の際に重複する独立変数を多重共線性測定により削除が可能であることから採用した。また、独立変数の 4 年間空地使用率と従属変数の 4 年間土地利用変化量を区別する必要があるが、4 年間空地使用率は 2020 年と 2016 年の空地率の差分値であり、4 年間土地利用変化量は 8 つの土地利用種別⁹⁾の転用現象を含めた数値である。なお、西安市の 89 駅地区には 4 年間空地使用率が 0 でありながら 4 年間土地利用変化量が高い地区が存在している。

第 II カテゴリーは地域開発度に関する高層建築率¹⁰⁾、建ぺい率の 2 つの因子を用いた。なお、これらはインターネット上の公開情報 (2016 年)¹²⁾より抽出した。

第 III カテゴリーは地下鉄路線に関するものであり、地下鉄日平均客数、周辺中核商業拠点数、中核商業拠点からの最少駅区間数の逆数、中核商業拠点からの最短直線距離の逆数の 4 因子である。ちなみに周辺中核商業拠点数は 2.3 節と同様に約 4,000 メートルを閾値として計数した。なお、土地利用変化と地下鉄路線の設置との関連を把握するため中核商業拠点からの最少駅区間数と中核商業拠点からの最短直線距離を採用したが、地下鉄 4 路線は屈曲部や交差部があるため変数としての重複はなく、また、これらは逆数として用いた。

3.2 最小 2 乗回帰モデルの構築

採用した複数の独立変数の中で有効な独立変数を三段階で識別し、最小 2 乗回帰 (Ordinary Least Squares regression : OLS) により最適な OLS モデルを構築した。

第一段階では実験性回帰における分散拡大係数 (VIF 値) を通して多重共線性を持つ独立変数を取り除き、続く第二段階で残りの独立変数の係数 (coefficient) と p 値を確認し選別した。最後に第三段階では独立変数を順列組み合わせにより複数回モデリングを行ない各パラメータを比較し最適なモデルを特定した。

表 3 中の左部分は第一段階の実験性回帰の結果であり、多重共線性の有無を VIF 値により確認した。各因子の VIF は、それぞれ 2016 年度居住用地率 (26.235)、2016 年度商業・公共施設用地率 (16.909)、2016 年度居住・商業・公共施設用地率 (50.901) であり、全て 7.5 を超え多重共線性が認められたため、全独立変数の VIF 値が 7.5 以下となるまで VIF が最大値の変数から順列で除去し再モデリングした。なお、地下鉄日平均客数の回帰係数は 0、p 値は 0.897 であったためこの因子は除去した。

第二段階 (表 3 中の中央部) では、まず、再モデリングにより 2016 年度居住用地率を除去し全ての VIF 値が 7.5 以下とし多重共線性を取り除いた。次に建ぺい率と中核商業拠点からの最短直線距離の逆数に注目した。第二段階のモデルに対する Koenker (BP) 検定¹¹⁾により統計的有意性がみられ (p 値 : 0.029)、空間的不均質性 (heteroscedasticity) が確認されたことからロバスト p 値により独立変数の統計的有意性を判断した。しかし、この 2 つの独立変数のロバスト p 値はそれぞれ建ぺい率が 0.536、商業中核地区からの最短直線距離の逆数が 0.458 であり統計的有意性を有すると言い難いため独立変数より除去した。

第三段階 (表 3 中の右部分) では、全独立変数の VIF 値が 7.5 以下、調整済み決定係数 (Adjusted R²) が 51.8% となり独立変数が従属変数の 51.8% を説明可能である。一方、Jarque-Bera 検定¹²⁾では統計的有意性を確認できず (p 値 : 0.146)、残差は正規分布に従うと判断した。さらに、Koenker (BP) テストより統計的有意性がある (p 値 : 0.048) こと、そして全独立変数のロバスト p 値に統計的有意性が見られた。

最終的に 7 つの有効な独立変数を確認し OLS モデルに採用した。

本章では、最小 2 乗回帰によるモデル構築を通じて、2016

表3 最小2乗回帰分析結果

	段階1			段階2				段階3			
	Coefficient	P-value	VIF	Coefficient	P-value	Robust P	VIF	Coefficient	P-value	Robust P	VIF
2016年居住用地率	-0.025	0.902	26.235								
2016年度商業・公共施設用地率	0.201	0.340	16.909	0.219	0.006*	0.016*	2.417	0.223	0.004*	0.014*	2.335
2016年度居住・商業・公共施設用地率	-0.282	0.186	50.901	0.302	0.000*	0.001*	6.283	-0.288	0.000*	0.001*	5.762
2020年度居住・商業・公共施設用地率	0.133	0.021*	3.321	0.133	0.019*	0.021	3.295	0.148	0.007*	0.009*	3.080
4年間空地使用率	0.160	0.022*	1.993	0.163	0.013*	0.015*	1.821	0.160	0.014*	0.017*	1.804
高層建築率	0.217	0.000*	1.795	0.215	0.000*	0.001*	1.757	0.196	0.000*	0.001*	1.301
建ぺい率	0.069	0.538	3.300	0.062	0.553	0.536	3.031				
地下鉄日平均客数	0.000	0.897	1.802								
周辺商業中核地区数	0.027	0.136	2.780	0.027	0.081	0.040*	2.341	0.028	0.059	0.019*	2.309
周辺中核商業拠点数からの最少駅区間数の逆数	0.085	0.118	6.284	0.089	0.080	0.032*	5.617	0.123	0.055	0.001*	2.128
商業中核地区からの最短直線距離の逆数	0.006	0.429	6.418	0.005	0.413	0.458	5.370				
				Adjusted R ²			0.488	Adjusted R ²			0.518
				AICc			-227.915	AICc			-231.696
				Koenker(BP)test(p)			0.029*	Koenker(BP)test(p)			0.048*
				Jarque-Bera test(p)			0.121	Jarque-Bera test(p)			0.146

*: p<0.05

年度居住用地率と2016年度居住・商業・公共施設用地率は同質性がみられ、地下鉄日平均客数と建ぺい率は土地利用変化量に関連性が低いことを明らかにした。また、中核商業拠点からの最少駅区間数の逆数より中核商業拠点からの最短直線距離の逆数は土地利用変化量に対する回帰係数と統計的有意性が非常に低いため、中核商業拠点による他地区への開発刺激作用の強さ（関連性）は、地区間の直線距離と関係なく、地下鉄路線分布による区間数と関連していることを確認した。

次章では、OLSモデルを地理空間加重回帰分析に入れて土地利用変化量の空間的不均質性について分析する。

4. 空間的不均質性からみた土地利用変化量の特性

4.1 地理空間加重回帰モデルの構築

前章で構築したOLSモデルが、Koenker (BP) テストにおいて統計的有意性が認められ、独立変数に空間的不均質性を有することを確認したため、このモデルが地理空間加重回帰分析 (GWR) 分析に適すると判断した。そこで、ArcGISの地理空間加重回帰分析ツールを用い、各地区に隣接する他の駅周辺地区の従属変数と独立変数とを組み込みOLSモデルを再構築した。

GWRでは、適切なバンド幅となるよう前章の分析との整合性を考慮し固定距離法 (ガウスカーネル) に設定した。図8はバンド幅^{註13)}とモデルのAICc値およびAdjusted R²値との関係を示しておりバンド幅20,944mでAICcの最小値となる。設定作業では、5,000m~21,000mの範囲について、まず500m間隔でAICcとAdjusted R²値を記録し、次に200m、さらに100mへと距離を変更し

ながら精度を高め、最終的に低AICc値と高Adjusted R²値となる最適なバンド幅を7,900~8,000mに位置する7,928mに確定しGWRモデルを構築した。

表4は最終的なGWRモデルの詳細であり、確定したバンド幅7,928mと最小AICc値となるバンド幅20,994mとを比較したものである。Adjusted R²値は、それぞれ0.593 (7,928m)、0.522 (20,944m)であり、前者が7.1%高く、59.3%の信頼区間に統計的有意性を有する。また、AICc値は、それぞれ-235.200 (7,928m)、-238.900 (20,944m)であり、前者がやや大きい。さらに、残差平方和はそれぞれ0.182 (7,928m)、0.279 (20,944m)であり前者が小さい。なお、前章のOLSモデルにおけるAdjusted R²値 (0.518) およびAICc値 (-231.696) に対し、GWRモデルではより大きなAdjusted R²値とより小さなAICc値となり、モデルの精度が高くなる。

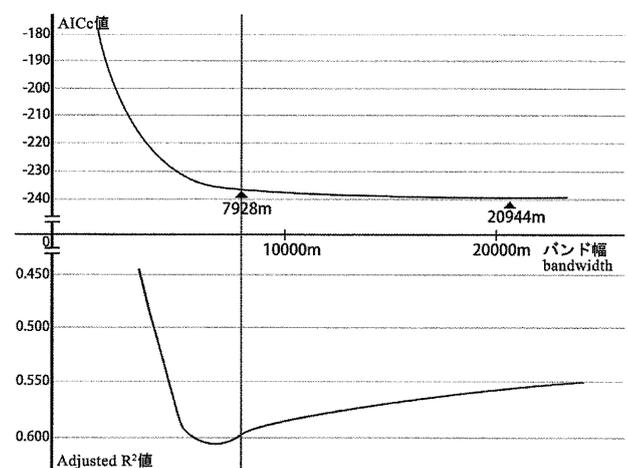


図8 モデルのAICc値とAdjusted R²値

表 4 異なるバンド幅によるモデルの性能

	バンド幅 7,928m	バンド幅 20,944m
Adjusted R ²	0.593	0.522
AICc	-235.900	-238.900
残差平方和	0.182	0.279
残差の Moran 指数	0.044	0.093
残差の Moran's I z 得点	0.767	1.442
残差の Moran's I p 値	0.442	0.149

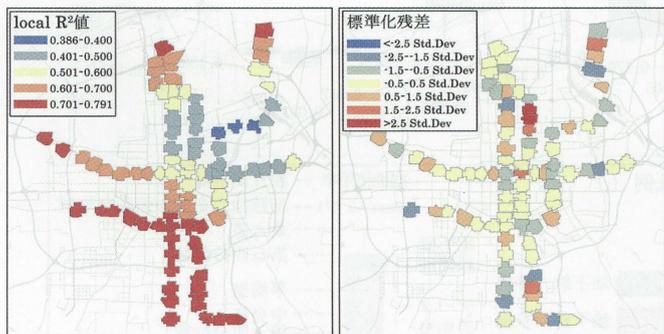


図 9 モデルの局所的R²値と標準化残差

最後に空間的自己相関分析によりバンド幅 7,298m のモデルの標準化残差(Standardized residuals)の状態について分析し、Moran 指数 0.044、z 得点 0.767、p 値 0.442 を得た。よって残差はクラスター性を有しないランダムな分布であり、バンド幅 20,944m よりもバンド幅 7,928m の残差がランダム分布の傾向が高いとえる。

図 9 は、左側が分析対象とした 89 駅周辺地区の局所的 R² 値であり、右側が局所的標準化残差である。

R² 値をみると都市中心部、南部、西部および都市北部周縁部が高い (0.701-0.791) ことがわかる。また、都市北東部に位置する地区の R² 値は低く、特に辛家廟駅、広泰門駅、桃花潭駅では最も低い値の地区である。

標準化残差を見ると駅周辺地区の大部分は標準偏差 ±1.5 以下の範囲内にあり、残りの ±1.5-2.5 倍の地区が分散的に立地するとともに、都市北東部に 2.5 倍以上に属す百花村駅、余家寨駅の 2 地区がある。よって、モデルは他地区に比べ北東部の解釈力が弱く、また標準化残差が 2.5 倍以上の地区は特殊な土地利用状態にある可能性がありさらなる分析が必要である。

4.2 地理空間加重回帰による土地利用変化量の特徴

本節では各独立変数と 2016 年から 2020 年の 4 年間に おける土地利用変化量との関係について分析し考察する 図 10 は各独立変数に対する相関係数を自然分類法 (Jenks) を通じて視覚化したものである。

「2016 年度商業・公共施設用地率」は、全地区で正の相関が確認でき、二号線と四号線の都市北部に立地する 駅周辺地区での相関性は最も強いことがわかる (図 10a) また、三号線の路線端部や一号線の西部に立地する地区 では相関性が低い。

「2016 年度居住・商業・公共施設用地率」をみると、 全ての地区で負の相関がみられ、二号線および四号線上 の南部に立地する地区が最も強く、全体として北部から 南部に向け相関が強まる傾向が確認できる (図 10b)。

「4 年間空地使用率」では、一号線の東部および三号 線の都心東部を除き正の相関がみられる (図 10c)。全 体的には、二号線および四号線の北部に立地する駅周辺 地区が特に強くことがわかる。

なお、図 10a および図 10c にて北部地区における高い 正の相関がみられるのは、土地利用変化量は商業・公共 施設に依存し、その変化は空地においてみられる。また 一方で一号線と三号線の東部交差部に位置する通化門駅

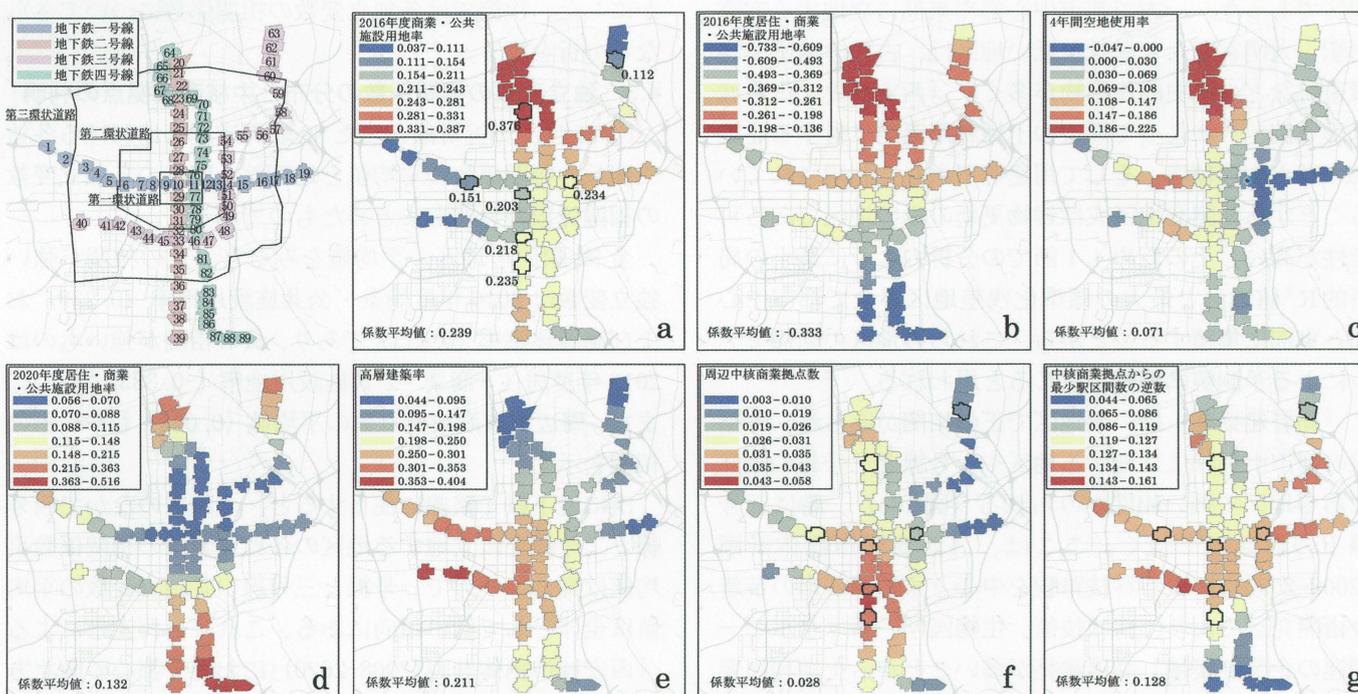


図 10 モデルにおける各地区の独立変数との相関性

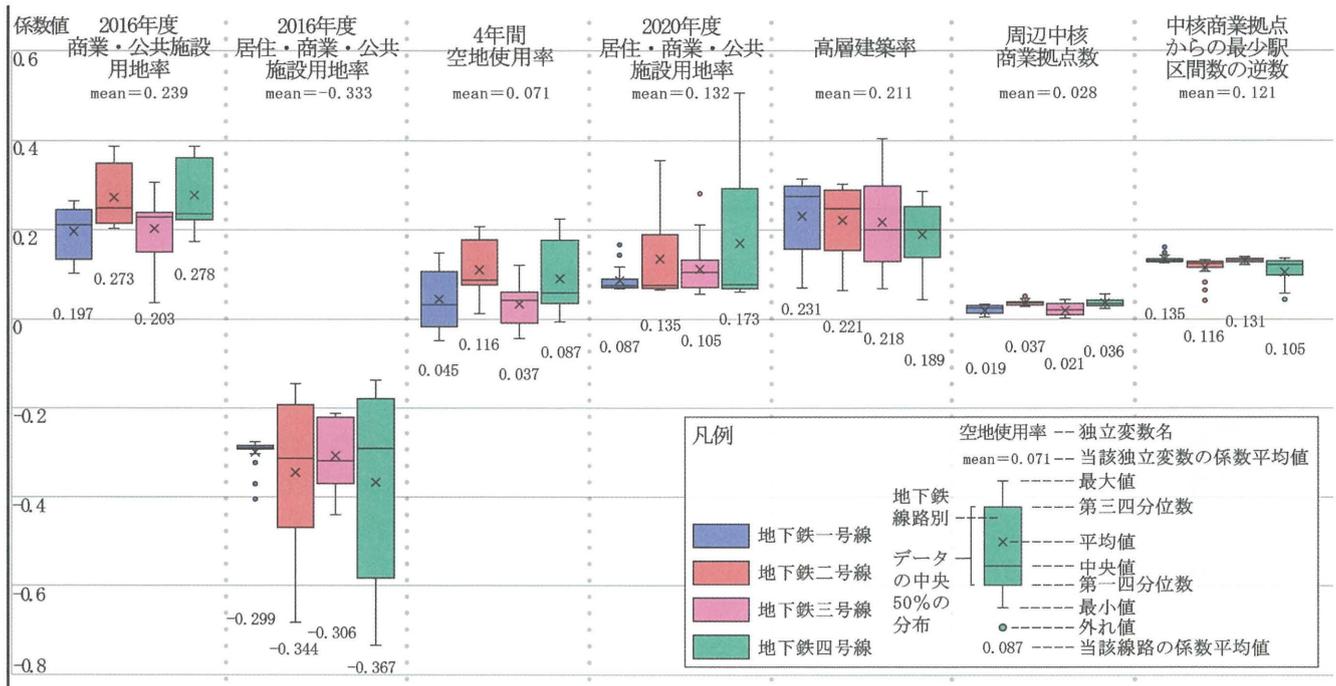


図 11 地下鉄 4 路線における独立変数の相関係数の分布

を中心とする新城区では、空地を活用しない建物更新⁶⁾によるものと考えられる。

「2020 年度居住・商業・公共施設用地率」については、全ての地区で正の相関がみられ、二号線および四号線の南部と北部の路線端部、また三号線の北端部に立地する地区が強いことがわかる（図 10d）。全体を見ると路線端部が強く都市中心や東部に立地する地区は低く、例えば北客駅、保税駅、航天新城駅など係数が高い路線端部にある地区は新規開発地区であり、地下鉄路線網の拡張状況と一致し、2016 年の時点ではほとんど未開発の地区であった。一方で都市中心部や東部に立地する安遠門駅、大明宮駅など係数が低い地区は、古代の城壁や宮殿遺跡などの歴史的建築物が多く、「西安歴史文化名城保護条例」¹³⁾によって周辺の土地利用開発に対する建築物の高さや容積率、そして用途等が厳しく制限されていることから非開発地区或は建物更新のみの地区である可能性が高い。そのため 4.1 節での分析のように最小の局所的 R² 値地区と最大の標準化残差地区が全て都市中心部と東部に集積することから、これらの地区の回帰モデルによる予測値に誤差が生じると思われる。

「高層建築率」は、全地区で正の相関がみられ、各路線の都市中央部に立地する地区や一号線と三号線の西部にある地区で強い相関がみられる（図 10e）。特に三号線上の西端部で強く、ここは、「西安城市総体計画（2008-2020）」による科技路駅を中心とする西安市の革新技術開発区であり、情報技術、生物医学、新エネルギー関連の企業が集積し高層建築が多いことから土地利用変化量も多く、開発への相関性が高いと言える。

「周辺中核商業拠点数」をみると全ての地区で正の相関を示し、都市南部の三号線と二号線の乗り換え駅周辺地区（太白南路駅、吉祥村駅）での相関性が強いことがわかる。また、全体として都市中央部での値が高く、路線端部に位置する地区では低いと言える（図 10f）。

「中核商業拠点からの最少駅区間数の逆数」では、全地区で正の相関がみられ、また、相関が強い地区が都市中央部や分散して立地している（図 10g）。

以上、各独立変数の分析対象駅周辺地区に対する相関性とその度合い、そして立地特性との関係について明らかにした。次節では各独立変数の相関係数についてさらなる分析を行う。

4.3 独立変数の相関係数の分布と中核商業拠点の判明

図 11 は、分析対象とした 89 駅周辺地区における各独立変数の相関係数の平均値と地下鉄 4 路線の各独立変数の相関係数の分布をまとめたものである。

全 89 駅周辺地区の平均値をみると、正の相関が強い独立変数は 2016 年度商業・公共施設用地率（0.239）および高層建築率（0.211）であり、負の相関が強いものは 2016 年度居住・商業・公共施設用地率（-0.333）である。また、周辺中核商業拠点数の平均値（0.028）もやや正の相関を示す。

次に地下鉄 4 路線に注目すると、全路線のなかで四号線と二号線上に立地する地区の各独立変数の相関係数平均値は高く、一方で一号線と三号線の各独立変数の平均値は全体として低い傾向にある。これは、西安市による「西安城市総体計画（2008-2020）」において都心の南北方向を「経済開発軸」として指定され、二号線と四号線が

この軸上に位置することによるものと推察される。

さらに、各路線の独立変数の相関係数の分布（箱ひげ図）に注目すると、周辺中核商業拠点数と中核商業拠点からの最少駅区間数の逆数の箱部分（データの中央50%）が他の独立変数より小さいことから、これらの空間的不均質性は弱く全地区での係数差が低いこと、そして、路線ごとにみると二号線と四号線で分布範囲が大きく、路線内でのばらつきが多いことがわかる。

2.3節において、自身の土地利用変化量は少ないものの周囲あるいは隣接して土地利用変化量が多い地区がある7つのLH外れ値地区を確認した。図10fと図10g内の黒色で輪郭を表現したものはこの7つのLH外れ値地区であり、ここからはこの7拠点に注目し分析する。

まず、一号線上に位置する6開遠門駅および14通化門駅は、2016年度商業・公共施設用地率の相関値がそれぞれ0.151、0.234であり、西安市第二環状道路内に位置する既成市街地区にあり2016年時の商業・公共施設用地の占有率が高い（図6）。

次に、二号線上の北部より順次位置する24鳳城五路駅、29鐘樓駅、33小寨駅、35会展中心駅は、2016年度商業・公共施設用地率の相関値がそれぞれ0.376、0.203、0.218、0.235であり、また2016年時の商業・公共施設用地の占有率が高い地区である（図6）。これらの地区は、29鐘樓駅が第一環状道路内に、そして、24鳳城五路駅、33小寨駅、35会展中心駅が第二環状道路内に位置する既成市街地区である。

最後に三号線上の北東端部近傍の61双寨駅は、2016年度商業・公共施設用地率の相関値が低く、周辺中核商業拠点数および中核商業拠点からの最少駅区間数の逆数も低い相関値を示す。ここは、2016年に商業・公共施設用地の占有率が低く（図6）、また、第三環状道路外に位置する地下鉄整備後の新規開発地区であり、このエリアは「西安国際港務区」に指定（2015）され¹⁴⁾、明確に開発政策が実施されていることから、空間的自己相関分析により偶然にLH地区として抽出された可能性が高い。そのため他の6つのLH地区のような中核商業拠点の特徴は有していない。他方、残る6つの中核商業拠点については、例えば、15万寿路駅、45吉祥村駅、46大雁塔駅などの隣接地区で大規模商業施設の建設が確認されるが、最少駅区間数の逆数の係数差が低いため、各地区は中核商業拠点より離れるほど開発圧力が低減され土地利用変化と中核商業拠点の相関性は低下する。

なお、本研究が地下鉄4路線上に独立して立地する89カ所の地下鉄駅周辺地区を分析対象としていることから、本節においては、路線別での分析に留まった。しかしながら土地利用の変化は、行政区あるいは環状道路により区分されたエリアの地域特性も影響すると考えられることから今後の研究の課題としたい。

5. まとめ

本研究は、中国の西安市における地下鉄整備により変化した89駅周辺地区の土地利用に注目し、整備前後の変化量を可視化し、空間的自己相関分析によりその変化傾向と立地特性との関係を分析した。また、土地利用変化に関与する独立変数を抽出し回帰モデルの構築により相関性について明らかにした。得られた結論は以下のとおりである。

- 1) 2020年の地下鉄沿線地区の居住・商業・公共施設用地は顕著な集積性を示すものの、土地利用変化量には集積や分散傾向はみられない。また、各駅周辺地区を中心とする約4,000メートルの局所的土地利用変化量に注目すると、中心駅と隣接駅の変化量の組み合わせにより5つの類型（low-high外れ値地区、high-low外れ値地区、high-high集積性地区、low-low集積性地区および非特徴地区）に分けられ、特に従前より商業的土地利用がなされ隣接駅の土地利用変化量が多い7つの地区（low-high外れ値地区）は中核商業拠点が特徴的である。（2章）
- 2) 最小2乗回帰により駅周辺地区の3つの環境的カテゴリー（土地利用、地域開発度、地下鉄路線）から「2016年度商業・公共施設用地率」、「2016年度居住・商業・公共施設用地率」、「2020年度居住・商業・公共施設用地率」、「4年間空地使用率」、「高層建築率」、「周辺中核商業拠点数」、「中核商業拠点からの最少駅区間数の逆数」の計7つの独立変数を抽出し、土地利用変化量を従属変数とする回帰モデルを構築し、土地利用変化量の空間的不均質性を確認した。（3章）
- 3) 土地利用変化量の空間的不均質性が認められたことより最適バンド幅による地理空間加重回帰分析（GWR）モデルを構築し、土地利用変化量（従属変数）と各独立変数との相関係数の分布をマップ上に可視化し傾向を把握できた。そして二号線と四号線上に立地する地区（都市の南北方向に分布する地区）は各独立変数に対する相関係数が高いことを確認し、また、「周辺中核商業拠点数」と「中核商業拠点からの最少駅区間数の逆数」の相関係数は他の独立変数により顕著な空間的不均質性が確認できないことを明らかにした。さらに、7つのLH地区を相関係数と占有率の特性により6つの中核商業拠点を判別した。（4章）

本研究は中国西安市における地下鉄整備による駅周辺地区の土地利用変化に注目し分析をおこなった。一般的に土地利用の変化はゾーニング等の都市計画制度や都市政策、そして経済的側面に強く影響を受ける現象であり、その変化の要因の解明には限界があると言える。そのため本研究では、土地利用変化量をそれらによってコントロールされた範囲内での自然的変化として捉え、また、その変化量の空間的不均質性に注目し、関連要素の抽出

と変化量の路線上で分布傾向の把握と分析を試みたものである。なお、データ構築や分析においては中国国内の事情により精緻な関連情報の収集が困難であったことから一部の地区においてはモデルの有効性の限界を否定できず、分析結果の取り扱いについては慎重にすべきである。しかしながら、本研究は日本とは異なる都市構造を有する中国の都市における地下鉄駅周辺地区に注目し、他分野の分析方法を通じて土地利用の変化要因への試みたものであり、同国における地下鉄整備計画と土地開発のコントロールに関する理解に貢献すると考えている。今後は、より詳細なデータの収集・分析、政策決定者や開発主体への聞き取り等により、回帰を干渉する要素を考慮してモデルの有効度を引き上げることで、地下鉄整備による都市開発に対するさらに有益な知見の獲得につなげたい。

謝辞

本研究は、JST 次世代研究者挑戦的研究プログラム JPMJSP2136 の支援を受けたものです。

注

注1) 二線都市とは、主に中国の不動産分野において都市の経済力や影響力の評価に基づいて用いられる分類である。二線都市は一線都市（北京市、上海市、広州市、深セン市）に比べ影響力は相対的に小さいものの中国の経済や社会に対して大きな影響力をもつ大都市として位置づけられており、西安市、成都市、青島市、南京市、武漢市などがこれにあたる。

注2) 空間的不均質性(Spatial heterogeneity)は、一般的に景観または人口に起因する特性であり、地域内の各種のさまざまな濃度の不均一な分布を指す。空間的に不均一なエリアには、複数の種の植物や動物(生物学的)、地形の形成(地質学的)、環境特性(降雨、気温、風など)がその地域を満たしていることが混在している。空間的不均質性を示す集団は、違い個体のさまざまな濃度が地域全体に不均一に分布している集団である。本研究の空間的不均質性は各独立変数と土地利用変化の関連性は都市内における強さの不均一な分布を表現している。

注3) 中国の都市は、行政レベルにより直轄市(北京市、上海市等4都市)、副省級都市(西安市、成都市等16都市)、地級市(珠海市、煙台市等293都市)、県級市(江陰市、膠州市等394都市)に区分されており、この中の副省級市(一部、地級市も含む)は、日本の県庁所在都市に相当し、特別な自主権の付与や省政府の設置など、政治的あるいは経済的に強い影響力を有する都市である。

注4) 本研究において分析対象範囲の設定に用いた歩行

時間は、中国人被験者が交通ターミナルや駅を出発点とし、他の目的を伴わない目的地もしくは隣接する交通結節点までの限界歩行時間が約10分であったとする中国広州市でのアンケート調査と実地記録をよる結果(参考文献21)を採用した。また、中国男性の平均身長(1.67m)と女性の平均身長(1.56m)により歩幅を0.625/s、頻度を2歩/sを採用し、歩行速度を4.5km/hと設定した上、約750m(マンハッタン距離)で分析対象範囲として設定した。また、その際には各駅周辺の道路網や河川等通行上の障害要素も考慮し徒歩圏域を設定した(図3)。

注5) 空間的自己相関(spatial autocorrelation)は、ある地域における事象が、周辺の他の地域における事象の影響を受けて相互作用が発生する場合、空間的自己相関があるという。空間的自己相関は計量地理学において重要な課題の1つである。本研究で使用したMoran's I統計量は、Moran(1948)により提案され、ある属性の集積の程度を知ることができる。1> Moran指数>0の場合、より大きくなるほどは集積型分布となっていく；-1< Moran指数<0の場合、より小さくなるほどは均等型分布となっていく；Moran指数は0に近づくほどランダム型分布となっていく。

注6) 最小2乗回帰(ordinary least squares)：統計学では、通常の最小2乗(OLS)は、未知のパラメーターを推定するための線形回帰法の一つである。数式 $y_i = \sum_k \beta_k x_{ki} + \varepsilon_i$ 、 y_i は地点*i*の従属変数、 β_k は*k*種類目独立変数の係数、 x_{ki} は地点*i*の*k*種類目の独立変数、 ε は誤差項。

注7) 地理的加重回帰(Geographically Weighted Regression)は、地理およびその他の分野で使用される空間回帰手法の1つです。空間分析では、観測データは一般に、地理的位置が変化するにつれて変数間相互の関係は変化し、空間的非定常性(Spatial nonstationarity)ということである。空間的非定常性は空間的不均質性の表現形式の1つであり、一般に空間データに存在している、例えば違い地区での疾病の発生率、都市工業地域や非工業地域のPM2.5濃度など。従来の線形回帰モデルを利用して空間データを分析する場合、モデルは分析前に変数間の関係が「同じ」を持つと想定するため、結果はグローバルの「平均」にすぎないことをもらう。そのため空間データのこの属性に対処するには、新しいローカル回帰法を採用する必要があり、地理的加重回帰は研究者によって提案され、多くの実践と検証が提案された。数式： $y_i = \sum_k \beta_k(u_i, v_i) x_{ki} + \varepsilon_i$ 、 (u_i, v_i) は地点*i*の地理座標、 $\beta_k(u_i, v_i)$ は地点*i*での*k*種類目独立変数の係数、カーネル関数を利用して地点*i*から近づくほ

ど他地点の係数値は近くなる。

注 8) クラスター/外れ値分析 (Anselin Local Moran's I) とは、空間的自己相関分析に関する Anselin (1995) により提唱された方法である。先ず局所的 Moran 指数を求め、更に各個体の標準化した値とその周辺個体の加重平均値により、高い値のクラスター、低い値のクラスター、高い値クラスターに囲まれた低い値個体、低い値クラスターに囲まれた高い値個体を特定できる。

注 9) 本研究の土地利用分類は、中国政府作成の「都市土地分類および計画建設用土地基準」(GB50137-2011) の最新版 (2012 年 1 月 1 日 発 布) に 由 る 都 市 土 地 分 類 の 基 準 を 参 考 と し た。

注 10) 本研究では、中国標準「民用建築設計統一標準 Uniform standard for design of civil buildings」(GB50352-2019) による建築分類を採用し区分しました。具体的には、1~3 階 (高さ 10m 以下) を低層建築物、4~6 階 (10m<高さ<24m) を多層建築物、7~9 階を中高層建築物、10 階以上を高層建築物として区分されていることより、本研究では 7 階以上の建築物を「高層建築物」として定義しました。

注 11) Koenker (BP) 検定 (Koenker の標準化された Bruesch-Pagan 統計) は、モデルの独立変数が、地理空間とデータ空間の両方にある従属変数に対する一貫性のある関係を持つかどうかを判断するための検定である。この検定の結果が統計的に有意である場合は、独立変数は空間的非正常性または不均質性を持つと示し、このモデルは地理的加重回帰分析に適切な候補である。

注 12) Jarque-Bera 検定は、残差が正規分布しているかどうかを示す。このテストの p 値は統計的に有意である場合は、残差は正規分布せず、モデルは偏りがあることを示し、モデル結果の信頼性は低いである。

注 13) 地理的加重回帰でのバンド幅は各地区の近傍領域を決めるものである。近傍領域は通常円で表され、その円の半径はバンド幅と呼ばれる。

参考文献

- 1) 「“十三五”現代総合交通輸送体系発展計画 (000014349/2017-00042)」中華人民共和國國務院, 2017. 2. 28
http://www.gov.cn/zhengce/content/2017-02/28/content_5171345.htm?gs_ws=tsina_636239828998735315(参照 2021.2.30)
- 2) 2022 年 5 月全国各地城市轨道交通客运量排行榜 (2022 年 5 月全国各地都市鉄道交通乗降客数ランキング), 網易新聞, 2022 年 6 月,
<https://www.163.com/dy/article/H9037AN405387IEF>.

html

- 3) C.Gao and N.Tsurusaki: Transformation of the Land Use Pattern in the Surrounding Area of Stations after Subway Construction in Xi'an City, China(Transactions of AIJ), Vol.87 No.791, pp.111-122, 2022(in Japanese)
高晨軒, 鶴崎直樹: 中国西安市の地下鉄整備による駅周辺エリアの土地利用変容実態, 日本建築学会計画系論文集, 87 巻 791 号, pp.111-122,2022
(DOI:<https://doi.org/10.3130/aija.87.111>)
- 4) 「西安城市総体計画 (2008-2020)」Xi'an City Master Plan(2008-2020)Xi'an City Planning & Design Institute,2008.5,http://www.xaguihua.com/doc_24457996_4888631_0_1.html(参照 2020. 7. 15)
- 5) T. Nakamura: A Study on the Relationship between Land Use around Railway Stations and the Railway Station Passengers (Journal of the City Planning Institute of Japan), Vol.50 No.3, pp.1324-1329, 2015(in Japanese)
中村 隆司 鉄道駅周辺の土地利用と駅乗降客数の動向に関する研究, 都市計画論文集, 50 巻 3 号, pp.1324-1329, 2015
(DOI:<https://doi.org/10.11361/journalcpj.50.1324>)
- 6) J.Song.,A.Deguchi: Evaluation and Typology of Railway Station Areas in a 30km Circumference Surrounding Central Tokyo from View of Transit-Oriented Development, Journal of Architecture and Planning (Transactions of AIJ), Vol.78 No.684, pp.413-420, 2013 (in Japanese)
宋俊煥, 出口敦: TOD の観点からみた東京 30km 圏の鉄道駅周辺地区の評価と類型, 日本建築学会計画系論文集,78 巻 684 号, pp.413-420, 2013
(DOI:<https://doi.org/10.3130/aija.78.413>)
- 7) H.Pan, C.Ren and T.Yang: A Study on the Impact on the Land Use of Station Areas Brought by Urban Rail Transports in Shanghai,Urban Planning Forum, 2007.04 (in Chinese)
- 8) Q.Chen and SC.Zhao and G.Higuchi: Analysis on the Influence Factors of Passenger by Using Small Sample Size of Subway Station (Transactions of AIJ), Vol.83 No.747, pp.907-916, 2018
(DOI : <https://doi.org/10.3130/aija.83.907>)
- 9) T.Kyakuno: Modeling of Urbanization in Urban Areas Based on Regressive Models Considering Spatial Auto-Regression A discussion of the models for land use changes in a mature society(Transactions of AIJ), Vol.78 No.689, pp.1695-1704, 2013(in Japanese)
客野尚志: 空間的自己回帰性に考慮した回帰モデルによる都市圏の都市化現象のモデリング 成熟社会における土地利用変化モデルの考察, 日本建築学会計画系論文集, 78 巻 689 号, pp.1695-1704,2013

- (DOI: <https://doi.org/10.3130/aija.78.1695>)
- 10) S.Su and R.Xiao and Y.Zhang: Multi-scale analysis of spatially varying relationships between agricultural landscape patterns and urbanization using geographically weighted regression, *Applied Geography*, 32, pp.360-375, 2012 (in English) (DOI: 10.1016/j.apgeog.2011.06.005)
- 11) J.Gao and S.Li: Detecting spatially non-stationary and scale-dependent relationships between urban landscape fragmentation and related factors using Geographically Weighted Regression, *Applied Geography*, 31, pp.292-302, 2011 (in English) (DOI: 10.1016/j.apgeog.2010.06.003)
- 12) 百度地图 BaiduMap
<https://map.baidu.com/@12130265.96,4041524.75,13z>(参照 2020.10.1)
- 13) 西安市人民代表大会常务委员会「西安历史文化名城保护条例」, 2002. 和訳: 西安市人民代表大会常务委员会「西安历史文化名城保护条例」
<http://www.lianhu.gov.cn/zwgk/jcxxgk/zfjg/czgjg/szyghlfj/zcfg/616f83a6f8fd1c0bdc5b1318.html>(参照 2021.10.1)
- 14) 西安市规划局「西安国际港务区规划」和訳: 西安市规划局「西安国际港务区规划」
http://www.xaguihua.com/doc_20324403.html(参照 2021.10.1)
- 15) 都市用地分類および計画建設用地標準「Code for classification of urban land use and planning standards of development land」(GB50137-2011), Ministry of Housing and Urban-Rural Development of the People's Republic of China, 2012.
- 16) Y.Higuchi and H.Takatsuka: A Study of Effects of Spatially Autocorrelated Data on Regression Analysis (*Studies in Regional Science*), Vol.25 No.1, pp.57-71, 1994(in Japanese)
樋口洋一郎, 高塚創: 空間的自己相関の存在するデータが回帰分析に及ぼす影響に関する研究, *地域学研究*, 25 卷 1 号, pp.57-71, 1994
(DOI: <https://doi.org/10.2457/srs.25.57>)
- 17) Z.Ma and S.Miyake: Study on the Historical Environment in the Historical Zone in Xi'an City, China(*Journal of the City Planning Institute of Japan*), Vol.53 No.3, pp.690-696, 2018(in Japanese)
馬茲辰, 三宅論: 中国西安市古城區における歴史的環境保全に関する研究, *都市計画論文集*, 53 卷 3 号, pp.690-696, 2018
(DOI: <https://doi.org/10.11361/journalcpj.53.690>)
- 18) H.Wang and Y.Xu and C.Liu: Response of Habitat Quality to Land Use Change Based on Geographical Weighted Regression, *Acta Scientiarum Naturalium Universitatis Pekinensis*, Vol.55 No.3, pp.509-518, 2019 (in Chinese)
- 19) Anselin, L. (1995): Local indicators of spatial association: LISA. *Geographical Analysis*, 27, pp.459-476.
- 20) M.Li: Research on pedestrian accessibility and scope of metro station services, Chinese urban planning 2008 annual conference proceedings, Sep, 2008 (in Chinese)

(受理: 令和 4 年 5 月 26 日)