

# 中国における都市空間構造が労働者の賃金に及ぼす影響

——ダイナミック・パネルデータに基づく実証分析——

おう  
王  
な  
娜

## 《要約》

本稿の目的は、中国における都市空間構造が労働者の賃金に及ぼす影響を考察することである。本稿では、従来の都市規模と都市密度を定量化した研究以上に都市空間構造に焦点を当て、都市空間的な特徴を代表する都市システム指標と都市空間的密度を代表する都市スプロール指数を測定したうえで、操作変数法とシステム GMM 推定法を用いて、パネルデータモデルとダイナミック・パネルモデルを構築し、都市システムと都市スプロールのそれぞれが賃金に及ぼす影響、および都市の不均一性と都市スプロールが賃金に及ぼす交互作用効果を実証的に分析した。分散した都市空間構造が労働者の賃金を低下させるという本稿での結論から、今後は、都市内部の集積効果の強化によって、都市空間構造が賃金水準を引き上げることになると示唆される。

はじめに

- I 先行研究のレビュー
- II 指標計測と実証モデルの設定
- III 実証分析と結果
- IV 頑健性の検証と実証分析の再検討  
おわりに

はじめに

中国における所得格差の変動は常に社会全体の重要な関心事であり、所得格差の持続的な縮小は、中国の経済社会の持続可能な発展に役立つと考えられる。そこで、所得格差の主因である賃金の決定要因を明確にし、個人と地域間における賃金格差の根本要因を理解することは、都市開発戦略を策定するための参考となるだけ

でなく、貧富の格差を縮小させ、社会的公正と地域的均衡発展を促進するためにも重要な現実的意義がある。

新古典派経済理論によると、賃金は労働の限界生産力に依存し、全要素生産性の向上と資本ストックの増加は、平均所得と実質賃金の向上に寄与すると考えられている。Mincer [1974] は、ミクロ的視点から人的資本と労働経験が個人の賃金に与える影響を強調する古典的な賃金決定の方程式を提示した。これに基づいて、一部の研究者は、教育水準、仕事の経験、性別、さらには社会資本など個人的な要因の影響に注目するようになった [李 2012; 王 2012]。賃金収入は個人的な要因に大きく左右されるが、地域や

社会環境の影響も考えられるので、地域間における賃金格差は個人的な要因だけでは十分に説明できない。一部の研究では、労働者の賃金に対する都市レベル等の地域特性の影響を考慮する必要があると指摘されている。たとえば、個人の賃金または地域の平均賃金の説明変数として、都市の FDI 比重、固定資産投資、失業率などの地域特性を用いることである [Fleisher and Chen 1997; 張・Elhorst・Witteloostuijn 2006]。

しかし、上記の多くの文献では、労働者自身の特徴、あるいは都市の非空間的な特徴に焦点を当てているものの、人口と経済活動の空間的分布が賃金に与える影響を考慮していない。たとえば、Fujita, Krugman and Venables [1999] によって提起された新経済地理学の理論は、空間的外部性が経済活動に及ぼす影響を無視できないと主張している。過去数十年における中国でもっとも顕著かつ持続的な空間的経済現象は、大量の人口と資源が都市に集中し、都市化の急速な発展をもたらしたことである。都市規模の急速な拡大にともなって、都市空間構造やその経済的特徴は日進月歩の変化を遂げている。この都市空間構造には以下の2つの典型的な特徴がある。

① 平面的な拡張：都市市街地 (build-up area)<sup>(註1)</sup>の面積が急速に拡大し、人口の増加速度を超えて、ある程度の都市スプロール現象<sup>(註2)</sup>が生じている [Glaeser and Kahn 2004; 洪・張 2013]。② 立体的な拡張：高層ビルがそびえ立ち、さまざまな機能を抱える諸クラスターが形成され、単一中心型都市から多中心型都市構造へと進化しつつある。都市のスプロール現象から多中心型への進化は、大中規模の都市発展にとって一般的な傾向である。

こうした背景のもとで、都市空間構造が賃金にどのように影響するかを議論することは非常に重要である。本稿の目的は、中国における都市空間構造が労働者の賃金に及ぼす影響を考察することである。

## I 先行研究のレビュー

これまでの研究では、都市構造もしくは都市空間構造と労働者の賃金に関するものが多かった。

都市構造と労働者の賃金に関する研究では、おもに都市の規模と集積の経済性が地元の住民や労働者の賃金に及ぼす影響が検討されてきた。多くの研究者は、人口分布と経済活動が地理的空間に均等に分布されておらず、巨大な人口規模と経済規模を抱える大都市では、集積の経済性によって高い労働生産性をもたらされ、労働力の賃金水準が相対的に高いと主張している [Glaeser 1999; 趙・柯 2015]。低技能労働者であっても、都市規模が拡大する過程で、市場から自分のスキルに合致する仕事を見つけやすい [陸・高・佐藤 2012]。

また、都市規模はおもに集積効果、選択効果、補償メカニズムを通じて労働者の賃金に影響を与えると考えられる。まず、集積効果については、より高い労働生産性、より高度な知識や技術の波及効果をもつ企業では、労働者がより高い賃金を得ることができるというのがおもな見解である。たとえば、高 [2014] は、中国の家計収入調査データを用いた実証分析に基づいて、都市規模が1パーセント増加するごとに、労働者の名目時給と名目賃金はそれぞれ0.189パーセントおよび0.190パーセント増加するとして

いる。踪・周 [2015] は、都市空間均衡モデルを構築し、中国の家計収入調査データによる実証研究から、高技能労働者と低技能労働者の賃金水準にかかわらず、大都市での集積の経済性から利益が得られると論じている。同様に、Francis *et al.* [2016] は、上場企業のCEOを高技能労働者の代表として、上場企業の役員報酬データを用いて、都市での規模の経済性と集積の経済性が高技能労働者の賃金水準を引き上げたという実証結果を示している。

次に、選択効果については、大都市における雇用プラットフォームと経済的多様性は高技能労働者にとってより魅力的で、労働技能の既定分布（労働スキルレベルの分布関数）によって大都市の高賃金水準が決定されるというのがおもな見解である。たとえば、Combes *et al.* [2012] は、フランスの異なる規模の都市における労働スキルレベルの分布関数を構築することによって、就業密度の高い地域ほど労働スキルと賃金水準が高いと述べている。アメリカのデータに基づく Glaeser and Resseger [2010] の研究でも同様の見解が示されている。

最後に、補償メカニズムについては、都市の規模と集積の経済性は労働者の賃金を高めるといよりもむしろ、大都市での生活では高い通勤コストと住宅価格に直面し、中小都市に比べて生活の利便性も比較的低いため、より高い賃金で生活の利便性を補う必要があるというのがおもな見解である [Rosen 1979; Roback 1982]。たとえば、呉・孫 [2015] は、上海市のデータを用いた実証研究に基づき、就業へのアクセスが悪い地域においては、賃金を補うために、悪い地理的場所に住む住民の賃金を向上させることが、都市の魅力を保つ効果的な方法の一つで

あると指摘している。

一方、都市空間構造と労働者の賃金に関する研究では、おもに空間的外部性が賃金に及ぼす影響が検討されてきた。空間的外部性による賃金への影響は2つの面から生じる。

1つ目は、集積の利益によってもたらされる技術的外部性である。都市内部における経済的要素の空間的集積は、技術の波及効果、効率的なマッチング、および資源共有効果を通じて生産性を向上させ、既定の状況における要素投入が産出量と賃金水準を向上させると考えられている [Ciccone and Hall 1996; Duranton and Puga 2004]。集積の利益は、その地域内における経済的要素（たとえば都市の人口規模）だけでなく、特定空間における要素と人口の分布パターンにも依存するといわれている。産業立地はおもに集積レベルで、都市空間構造はおもに都市部の人口や就業密度で示されている。Mion [2004] は、都市密度と産業集積が都市空間構造への影響を通じて、企業の生産性、ひいては労働者の賃金に影響を与えると指摘している。Ciccone and Hall [1996] および範・馮・李 [2014] は、高い人口密度が1人当たりの産出量と生産性にプラスの影響を与えると指摘している。Fu and Ross [2013] は、アメリカの人口センサスデータを用いて、就業密度と名目賃金には正の相関関係があると論じている。

2つ目は、市場の潜在力によってもたらされる金銭的外部性である<sup>(注3)</sup>。都市規模が拡大するにつれて地元市場の潜在力が増大することが賃金上昇に寄与すると考えられている [Fujita, Krugman and Venables 1999]。Hering and Poncet [2010] は、1つの地域での市場の潜在力が賃金上昇につながると論じている。また、

一部の研究者は、技術的外部性と金銭的外部性が賃金に及ぼす影響を同一の分析フレームワークに組み入れて検証し、市場の潜在力と密度（集積度）が賃金に対してプラスの影響があると指摘している [Mion and Naticchioni 2005; 呉・邵 2016]。

近年、交通手段の進歩と労働市場の整備にともなって、異なる都市や地域間における人口の移動がますます頻繁になったことにより、都市経済学では、労働力の地域的分布が一般均衡状態にあるときの賃金と都市空間の関係を分析するようになった。たとえば、一部の研究者は、人口が自由に移動するとき、都市空間構造が労働者の効用に影響を与えることになり、均衡賃金によって労働者が各都市で同じ効用を獲得すると同時に、労働市場の需給がバランスすると主張している [Rosen 1979; Roback 1982; Harari 2020]。一方、都市化問題への関心が深まるにつれて、研究者らは都市空間構造の指標（都市スプロール指数、都市のコンパクト度<sup>(注4)</sup>、都市の多中核性など）の検証に注目するようになり、都市のスプロール化かつ多中心型都市空間構造は、1人当たりGDPの増加と生産性の向上に不利な影響を与えるのに対して [Lee and Gordon 2011; Fallah, Partridge and Olfert 2011; 秦・劉・李 2019; 王 2020b]、都市のコンパクト度はプラスの影響を与えている [Cervero 2001]。

以上のように、先行研究では、都市空間構造が労働者の賃金に及ぼす影響について一定の研究成果を得ているが、依然としていくつかの限界がみられる。まず、伝統的な集積の経済性による技術的外部性、もしくは市場の潜在力による金銭的外部性に焦点を当てているもの、そ

れらのほとんどは、都市空間的外部性が企業生産性あるいは労働需要に影響を与えるという観点から賃金への影響を分析しており、都市空間構造が労働者の賃金に及ぼす影響については十分に考慮していない。次に、近年、都市空間構造の指標のうち、都市空間的密度を代表する都市スプロール指数に注目するようになり、おもに都市スプロール指数による都市経済の発展もしくは全要素生産性への影響を中心に研究が行われているが、しかし、その指標に限らず、都市空間構造を反映する包括的な指標を用いて、労働者の賃金への影響を検討する研究が少ない。また、都市規模と都市密度を定量化した研究では、都市の分布が均一で規則的な形状を備えた幾何学体とみなされ、異なる都市空間形態が賃金に及ぼす影響を検討しているものの [Harari 2020]、都市空間構造の役割を十分に考慮していない。

こうした限界を有する先行研究に対し、本稿の特徴は以下の点にある。第1に、より包括的な都市空間構造を反映するために、都市空間的な特徴を代表する都市システム指標と都市空間的密度を代表する都市スプロール指数を計測し、都市空間構造が賃金に及ぼす影響を考察した。第2に、都市システム指標を計測する際に、都市人口分布と空間分布を同時に考慮して都市空間的な特徴をより全面的に表せるようにした。第3に、ダイナミック・パネルモデルを構築し、都市システム指標と都市スプロール指数のそれぞれが賃金に及ぼす影響を実証的に分析した。さらに、都市の人口規模の不均一性を考慮し、都市の不均一性と都市スプロールが賃金に及ぼす交互作用効果を実証的に分析した。



## II 指標計測と実証モデルの設定

### 1. 都市空間構造の指標

#### (1) 都市システム指標<sup>(注5)</sup>

経済活動が拡大し地球規模で空間的に広域化するにつれて、多数の企業の生産・販売活動は細分化され、その細分された活動は空間的に拡散されていく。これにともなって地域経済活動に対する都市の役割、そして個別都市に加えて地域に展開される都市システムのもつ影響が大きくなる。都市システムの特徴を表現する指標の1つとして考案されたものとして都市システム指標 (City System Index: CSI) がある [石川 2012; Ishikawa 2016]。この CSI は、都市システムを個別都市の人口規模分布を示す乖離係数  $CD$ <sup>(注6)</sup> と都市の空間的分布を示す収斂係数  $SC$ <sup>(注7)</sup> の2つの視座から把握し1つの指標に融合したものである [Ishikawa 2016]。

総都市人口に占める都市人口の比率を  $p_r$ 、全都市数を  $N$  とする。したがって、各都市人口比率を合計すれば式(1)となる。つまり、すべての都市人口数が同一人口分布になると考えられる。この推測は、式(2)の不確実性量  $H$  を最大化すれば、その解は  $p_r = 1/N$  である。

$$\sum_{r=1}^N p_r = 1 \quad (1)$$

$$H = -\sum_{r=1}^N p_r L_N(p_r) \quad (2)$$

しかし、実際のところ、都市の人口規模分布は階層性を有する。人口規模分布において階層をどの程度生じさせるかに関する先験情報が存在すると考えられる。ここで、都市人口規模による都市の順位を  $r$  とし、それに重みとして人

口比率を乗じると、式(3)<sup>(注8)</sup>の指標  $CD$  を得る。この指標  $CD$  は人口規模分布の最大都市への偏りを表すもので、都市システムにおける人口規模分布の階層的構造の性質を表す乖離係数である。全都市人口が1都市に集中すれば  $CD=0$  となる。このように、乖離係数  $CD$  は都市システムの都市人口分布の状態を示す1つの指標である。この乖離係数  $CD$  が小さいほど都市人口の規模分布は最大都市に偏り、大きいほどその分布はより平準になる。

$$CD = \frac{1}{N} \sum_{r=1}^N p_r L_N(r) \quad (3)$$

上記と異なる都市システムの特徴を表す指標として、地域内における都市の空間的分布の収斂性を取り上げ、ポアソン分布を用いてこの収斂係数  $SC$  を測る。面積  $M$  の地域に  $N_i$  ( $i=1, 2, 3, \dots, N$ ) 個の都市があるとし、その  $N_i$  都市からもっとも近い都市までの距離を  $r_i$  とし、この距離を  $N$  個求め、式(4)のように、その平均距離  $AR$  を導出する。式(5)<sup>(注9)</sup>のように、 $AR$  と  $M$  により、ある地域における都市の空間的分布の収斂係数  $SC$  を導出することができる。 $SC$  の値は都市の空間的分布の特徴を表し、 $SC$  の値が小さいほど都市の空間的分布が地域でより収斂していることとなる。都市の空間的分布を示す収斂係数  $SC$  は、都市の人口規模分布を示す乖離係数  $CD$  に比べ、短期的に安定しているが、中長期的には変化するものとなる<sup>(注10)</sup>。

$$AR = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N r_i \quad (4)$$

$$SC = 2AR \left(\frac{N}{M}\right)^{0.5} \quad (5)$$

都市人口分布と空間分布から捉える手法を利用すると、都市システムの特徴は次のように要

約できる。すなわち、CD と SC の値が小さいほど、都市人口分布は最大都市へ偏り、また各都市の空間的分布は密集して存在する。逆にこれらの値が大きくなるほど、都市人口分布はより平準化され、都市の空間的分布は均等的配置となる。そこで、式(6)<sup>(註11)</sup>のように、これらの2つの値を組み合わせた都市システム指標 CSI を、都市空間的な特徴を示す指標とする。このCSIの値が小さいほど、都市空間構造が集積している一方、CSIの値が大きいほど、都市空間構造が分散していることを意味する。

$$CSI = ((\alpha CD)^2 + (\beta SC)^2)^{0.5} \quad (\alpha > 0, \beta > 0) \quad (6)$$

## (2) 都市スプロール指数<sup>(註12)</sup>

都市空間的密度を示す都市スプロール指数を計測するため、Fallah, Partridge and Olfert [2011] と秦・劉・李 [2019] の研究を参考にし、人口密度よりもっと精確な都市スプロール指数 (Sprawl Index: SPI) を用いて都市空間構造を反映することとする。

現在、都市スプロールの測定には最適な方法が知られておらず、測定方法は研究者によって異なる。たとえば、人口(平均)密度 [Fallah, Partridge and Olfert 2011]、就業遠心化の度合い [Glaeser and Kahn 2001] のほか、多次元指標も用いられる [Tsai 2005]。一方、一部の研究者は、都市スプロールを測定するとき、都市区画を新たに定義するため、夜間光量データを使用することがある [秦・劉・李 2019]。しかし、そのデータは遅延することが多く、また、天気、気候および画像解像度の影響を受けるとき、一般に補正と照明の輝度閾値において人為的な選択が必要である。

人口の増加に応じて、都市の土地面積には適度な増加が必要である。このため、都市スプロールを測定する際に、都市人口の増加と市街地面積の拡大を同時に考慮する必要がある [孫・万 2017]。本稿では、孫・万 [2017] の方法を参考にして、都市スプロールを測定する。式は以下のようなになる。

$$SPI_i = 1 - \frac{\Delta P_i}{P_{i0}} / \frac{\Delta A_i}{A_{i0}} \quad (7)$$

式(7)のうち、SPIは都市スプロール指数を表し、 $i$ は都市を表す。 $\Delta P_i$ は人口の変化値、 $P_{i0}$ は基準年の人口(基準年を2000年とする、以下同じ)、 $\Delta A_i$ は市街地面積の変化値、 $A_{i0}$ は基準年の市街地面積とする。もし都市人口の増加率が市街地面積の増加率より小さい場合、 $0 < SPI < 1$  となり、このときは値が大きいほど都市スプロールが深刻になる。もし都市人口の増加率が市街地面積の増加率と等しい場合、 $SPI = 0$  となり、このときは都市スプロールが発生していない。もし都市人口の増加率が市街地面積の増加率より大きい場合、 $SPI < 0$  となり、コンパクトシティ(compact city)のパターンを示す。この結果、都市スプロール指数が $0 < SPI < 1$ の場合のみ、都市スプロールが発生することを指す。

## 2. 仮説とモデル

Rosen [1979]、Roback [1982]、陳・秦 [2018]、Harari [2020] の空間応用一般均衡の理論モデルを参考にして、都市空間構造が労働者の賃金に及ぼす影響の理論モデルの結論に基づき、次の仮説を立てることができる。

仮説1：均衡賃金は住宅価格、生産性、人的

資本水準、人口規模と正の相関関係にあり、就業密度と生活の利便性と負の相関関係にある。

仮説2：都市空間構造が分散している場合、あるいは都市のスプロール化が進行している場合、都市空間構造が全要素生産性を通じて賃金に負の影響を及ぼしている。言い換えれば、分散した都市空間構造が労働者の賃金水準を低下させ、集積した都市空間構造が労働者の賃金水準を引き上げることになる。

仮説をふまえて、本稿では、都市空間構造が労働者の賃金に及ぼす影響を明らかにするため、都市空間構造を反映できる都市システム指標と都市スプロール指数を用いて、それぞれが労働者の賃金に及ぼす影響に関する計量モデルを構築することにした。具体的には、2003～2017年における中国23省<sup>(注13)</sup>の地級市市轄区<sup>(注14)</sup>のパネルデータを用いて、都市システム指標が都市従業員の賃金に及ぼす影響の計量モデル(8)を構築し、2003～2017年における全国285の地級市市轄区のパネルデータを用いて、都市スプロール指数が都市従業員の賃金に及ぼす影響の計量モデル(9)を構築する。

$$wage_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 csi_{it} + \beta X_{it} + \mu_i + v_i + \varepsilon_{it} \quad (8)$$

$$wage_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 wage_{it-1} + \alpha_2 spi_{it-1} + \beta X_{it-1} + \mu_i + v_i + \varepsilon_{it} \quad (9)$$

このうち、2つのモデルの被説明変数は  $wage_{it}$  で、 $t$  年における都市  $i$  の従業員賃金を表している。賃金上昇には一定のラグ（経済活動の時間的な遅れ）効果があると考えられ、当期の賃金は前期の各説明変数の影響を受けやす

く、そのうえ、ラグ変数を加えることで当期の変数との内生性を緩和することができる。このため、モデル(9)には  $t-1$  年のラグ1期における都市  $i$  の従業員賃金 ( $wage_{it-1}$ ) を加えるだけでなく、ほかの説明変数に対していずれもラグ1期の形で計量モデルに入れることにした。ただし、モデル(8)のサンプル数がもともと限られており、各変数のラグ1期をモデルに入れることによって、サンプルの一部を失ってしまうため、当期の各変数を用いて分析を行うことにした。また、2つのモデルのコア説明変数は、それぞれ都市システム指標 ( $csi_{it}$ ) と都市スプロール指数 ( $spi_{it-1}$ ) であり、 $X_{it}$  と  $X_{it-1}$  は他のコントロール変数（以下の変数の説明の部分で具体的に述べる）を表している。 $\mu_i$  と  $v_i$  はそれぞれ地域個体効果と時間効果であり、 $\varepsilon_{it}$  は誤差項を表している。

本稿では、パネルデータモデル(8)の推定法について、操作変数法のGMM推定法を採用する。また、パネルデータモデルと違い、ラグ付き被説明変数が説明変数に入るダイナミック・パネルモデル(9)の推定法について、2ステップシステムGMM推定法を採用する。推定方法の詳細については、本稿付録を参照されたい。

### 3. データと変数の説明

各地級市のデータは『中国都市統計年鑑2004～2018』、価格指数データは『中国価格統計年鑑2018』からそれぞれ得られた。データの整合性を保つため、本稿では、年末総人口、すなわち年末戸籍人口を使用する<sup>(注15)</sup>。表1に示したように、不均一分散を避けるため、都市スプロール指数 ( $spi$ ) 以外の変数について対数交換を行った。各変数の記述統計量を表2(モ

表1 各変数の説明

変数タイプ	変数名	変数表記	データ処理
被説明変数	都市従業員賃金	<i>wage</i>	従業員平均賃金（2000年を基準年とする）（元）
説明変数	都市システム指標	<i>csi</i>	都市システム指標 <sup>(注16)</sup> 計算式による計測
	都市スプロール指数	<i>spi</i>	都市スプロール指数計算式による計測
	都市労働生産性	<i>agrp</i>	2000年を基準年とする1人当たり名目GRPを実質化(元)
	政府財政支出	<i>exp</i>	GRPに占める財政支出の比重
	就業密度	<i>emp</i>	都市単位の従業員 <sup>(注17)</sup> /市街地面積（人/km <sup>2</sup> ）
	産業構造	<i>ind</i>	第3次産業と第2次産業の比率
	第3次産業従業員	<i>tem</i>	都市単位の第3次産業従業員の比重
	都市投資規模	<i>fix</i>	GRPに占める固定資産投資 <sup>(注18)</sup> の比重
	不動産投資規模	<i>rei</i>	GRPに占める不動産開発投資総額の比重
	都市教育水準	<i>edu</i>	普通中学校 <sup>(注19)</sup> の専任教師数（人）
	人口規模	<i>pop</i>	年末戸籍人口数（万人）
	都市公共サービス	<i>bed</i>	1万人当たり病院と衛生院のベッド数（個/万人）
	都市インフラ	<i>str</i>	1人当たり都市道路面積（m <sup>2</sup> /人）
	都市交通状況	<i>bus</i>	1万人当たりバス保有量（輛/万人）

(出所) 筆者推定。

表2 データの記述統計量 (1)

変数名	標本数	最小値	最大値	平均値	標準偏差
都市従業員賃金	345	10594.4	62893.5	29609.3	11471.6
都市システム指標	345	2.1	3.8	2.7	0.4
都市労働生産性	345	8670.0	124967.5	41949.1	23545.8
政府財政支出	345	6.7	35.2	12.3	3.6
就業密度	345	1550.9	8106.4	4320.9	1113.0
産業構造	345	0.6	2.0	0.9	0.2
不動産投資規模	345	5.7	43.7	15.5	6.5
都市教育水準	345	7856.0	266441.1	63387.1	39662.3
人口規模	345	226.5	4699.0	1488.3	848.9

(出所) 筆者推定。

デル(8)の各変数)と表3(モデル(9)の各変数)に示している。

モデル(8)では、被説明変数は都市の従業員賃金 (*wage*) とし、コア説明変数は都市システム指標 (*csi*) とする。コントロール変数として、おもに都市労働生産性 (*agrp*)、政府財政支出 (*exp*)、就業密度 (*emp*)、産業構造 (*ind*)、不動

産投資規模 (*rei*)、都市教育水準 (*edu*)、人口規模 (*pop*) などの変数を取り上げた。同様に、モデル(9)では、被説明変数は都市の従業員賃金 (*wage*) とし、コア説明変数は都市スプロール指数 (*spi*) とする。コントロール変数として、都市の従業員賃金に直接もしくは間接的に影響を及ぼす変数を加える。具体的には、おもに都



表3 データの記述統計量 (2)

変数名	標本数	最小値	最大値	平均値	標準偏差
都市従業員賃金	4275	2735.3	98410.0	27641.8	12233.7
都市スプロール指数	4275	-66.2	35.8	0.7	2.9
都市労働生産性	4275	1210.2	370844.6	39127.4	35845.6
政府財政支出	4275	1.5	142.8	14.9	8.7
就業密度	4275	412.3	30169.4	4159.9	2160.4
産業構造	4275	0.1	5.3	1.0	0.6
第3次産業従業員	4275	14.2	92.5	51.8	14.4
都市投資規模	4275	5.2	283.1	67.6	31.1
不動産投資規模	4275	0.3	107.0	13.6	9.6
都市教育水準	4275	18.0	82928.0	5863.5	7031.2
人口規模	4275	14.1	2451.0	139.4	178.2
都市公共サービス	4275	3.4	297.6	61.0	27.6
都市インフラ	4275	0.3	108.4	10.6	7.7
都市交通状況	4275	0.2	115.0	7.4	7.0

(出所) 筆者推定。

市労働生産性 (*agrp*)、政府財政支出 (*exp*)、就業密度 (*emp*)、産業構造 (*ind*)、第3次産業従業員 (*tem*)、都市投資規模 (*fix*)、不動産投資規模 (*rei*)、都市教育水準 (*edu*)、人口規模 (*pop*)、都市公共サービス (*bed*)、都市インフラ (*str*) と都市交通状況 (*bus*) などの変数を取り上げた。

都市の労働生産性は1人当たり実質GRPを用いて測定した。経済発展のレベルが高い都市では往々にして労働生産性が高く、賃金水準が比較的高い傾向がある。政府の財政支出は、都市経済の発展が政府の財政資金投入に依存する度合いを測定するために導入した。これは政府による経済への関与度を反映し、さらには賃金水準に影響を及ぼす。就業密度が高い場合、労働生産性を高め、賃金水準を引き上げることができる一方、就業密度が高ければ、市街地面積の単位当たりの労働供給量が高くなり、実際には一定の労働力需要に対してより多くの労働力が供給され、賃金への下押し圧力を通じて、就

業密度の上昇によってもたらされる労働生産性が賃金上昇を相殺してしまうことも考えられる [Wang 2020b]。

都市の産業構造は第3次産業と第2次産業の比率で表している<sup>(注20)</sup>。一般に、第3次産業の全体的な賃金水準は比較的高く、第3次産業比重の増加が平均賃金の上昇をもたらすが、必ずしもそうとはいえない。なぜなら、中国の都市はおもに工業の発展に依存してローエンド労働力を吸収し、第3次産業の比重が相対的に高い都市では、サービス業以外にローエンド労働力を吸収する能力が比較的に弱く、賃金水準が相対的に低くなるからである [陸・張・梁 2015]。それに対して、都市部の第3次産業の従業員比重の増加は、賃金上昇につながりやすい。都市単位の第3次産業における高収入産業（たとえば金融業、不動産業やハイテク産業など）が多く、賃金水準を牽引しやすいからである。

都市の投資規模は、都市経済の投資への依存

度を反映し、投資活動が活発な都市の経済発展は比較的早く、住民の賃金水準の向上を牽引する。都市の不動産投資規模を住宅価格の代理変数として利用すると、これが不動産市場の供給変化に影響を与える可能性がある。とくに中国の不動産市場における需給ミスマッチによって、都市の住宅価格の上昇を招き、間接的に住民の賃金に影響を及ぼしている [Wang 2020b]。人口規模は都市人口の集積の特徴を反映し、人口集積が規模の経済性を生み出し、都市経済の発展に影響を与え、賃金上昇を促す。都市の教育水準を人的資本の代理変数とすると、賃金上昇にプラスの影響を与えると考えられる。

また、都市の公共サービスと都市インフラを代表する変数、たとえば、都市公共サービスを反映する1万人当たり病院・衛生院のベッド数、都市インフラを反映する1人当たり都市道路面積と都市交通状況を反映する1万人当たりバス保有量も変数に取り入れた。これらの変数は、都市部における質の高い生活の保障を表し、生活水準が高くなれば、より多くの労働力や企業が都市部に集積してくるので、都市の経済効率の向上に寄与する。とくに都市インフラと都市交通状況を反映する2つの変数は、生活の利便性を測定するために用いることができる。労働者は生活の利便性を得るために、賃金の一部を放棄することを好むかもしれない。

### Ⅲ 実証分析と結果

#### 1. 都市システムの賃金への影響に関する実証分析

パネルデータモデル(8)に基づいて、表4は全国と地域別サンプルのパネルデータモデルの推

定結果をまとめた。

操作変数法のGMM推定法のフィッティング効果をみると、まず、識別不可能の検定によるアンダーソン正準相関LM統計量 (Anderson canonical correlation LM test) のp値は0.000で、帰無仮説が棄却できるので、操作変数が識別できる。次に、弱相関操作変数の検定によるクラッグ・ドナルド・ワルド・F (Cragg-Donald Wald F test) の統計量はすべて10より大きく、操作変数の弱相関問題が存在しない。最後に、過剰識別制約の検定によるサーガン検定統計量 (Sargan test) のp値はすべて0.05より大きく、帰無仮説が棄却できないので、選択した操作変数が妥当である。したがって、モデルの推定結果は信頼性があり、合理的である。モデルの妥当性を保証したうえで、さらに推定結果を分析する。

表4の推定結果に示したように、全国のモデルでは、コア説明変数である都市システム指標の係数は賃金に統計的に有意な負の影響を与えていることが確認された。つまり、都市システム指標の上昇が賃金水準を引き下げて、都市システム指標が1パーセント上昇するにつれて、全国の都市従業員の賃金が0.813パーセントもしくは0.699パーセント下落することを示している。都市システム指標が高い場合は、都市システム構造は分散して平準化の特徴をもち、都市システム指標が低い場合は、都市システム構造は集積化の特徴をもつといわれている [Ishikawa 2016; Wang 2020a]。つまり、分散した都市空間構造が賃金水準を低下させるという意味である。これは、分散した都市空間構造が労働者の賃金水準を低下させ、集積した都市空間構造が労働者の賃金水準を引き上げるという

表4 都市システムの賃金への影響に関する推定結果（全国と地域別サンプル）

変数	全国		東部		中部		西部	
	GMM (1)	GMM (2)	GMM (3)	GMM (4)	GMM (5)	GMM (6)	GMM (7)	GMM (8)
$csi_t$	-0.813*** (-3.00)	-0.699*** (-2.89)	-0.275 (-0.39)	-0.636 (-1.11)	-1.165*** (-4.44)	-0.770*** (-2.62)	0.526 (0.74)	0.192 (0.32)
$agrp_t$	0.659*** (27.08)	0.644*** (32.14)	0.589*** (11.34)	0.680*** (16.12)	0.657*** (22.62)	0.687*** (23.94)	0.749*** (16.35)	0.640*** (14.46)
$exp_t$	0.240*** (6.76)	0.223*** (7.14)	0.100 (0.66)	0.070 (0.57)	0.257*** (6.37)	0.226*** (5.51)	0.153** (2.48)	0.194*** (3.62)
$emp_t$	-0.060** (-2.10)	-0.104*** (-4.03)	-0.301*** (-4.63)	-0.400*** (-7.35)	-0.115** (-2.44)	-0.079* (-1.67)	-0.023 (-0.40)	-0.009 (-0.21)
$ind_t$	0.232*** (7.77)	0.193*** (7.42)	0.483*** (5.53)	0.287*** (3.85)	0.181*** (6.08)	0.214*** (7.27)	0.169*** (2.97)	0.167*** (3.39)
$rei_t$	0.126*** (4.36)	0.117*** (4.53)	0.192*** (2.60)	0.108* (1.85)	0.126*** (4.42)	0.104*** (3.50)	0.094 (1.28)	0.101 (1.65)
$edu_t$	0.209*** (4.66)		0.305*** (3.27)		0.372*** (6.40)		0.056 (0.60)	
$pop_t$		0.545*** (10.21)		0.714*** (7.43)		0.500*** (5.83)		0.647*** (5.11)
Anderson LM	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
CDW-F test	159.5	158.6	33.8	36.3	87.0	83.4	24.7	26.1
Sargan test	0.519	0.345	0.902	0.785	0.287	0.290	0.775	0.761
Observations	322	322	98	98	112	112	112	112

(出所) 筆者推定。

(注) 1) GMM：一般化モーメント推定法。

2) 変数  $edu$  と  $pop$  には多重共線性があるため、別々に回帰分析を行うことにした。

3) 時間のダミー変数を加えることによって、都市システム指標の変数が有意でなくなった（他の変数がほぼ変化なし）。都市システム指標のサンプル数が少ないのは原因の1つとして考えられるが、コア変数である都市システム指標自体は時間とともに変動が激しくないことも考えられるため、すべてのモデルにおいて個体効果のみを制御することにした。

4) 操作変数の選択について、ラグ1期変数  $agrp$ 、 $rei$  と  $emp$  を用いた。

5) Anderson LM (Anderson canonical correlation LM test) 統計量の p 値、CDW-F (Cragg-Donald Wald F test) 統計量、Sargan test 統計量の p 値を示している。

6) 表の括弧で報告されているのが t の統計量である。すべてのモデルの推定には、クラスターロバスト標準誤差の補正による計算した t の統計量を用いる。\*\*\*, \*\*, \* はそれぞれ 1%, 5%, 10% の有意水準であることを示している。

仮説が成立することを意味する。

コントロール変数をみると、都市の労働生産性と教育水準の向上、および財政支出の比重、第3次産業の比重、不動産投資規模と人口規模の増加は、賃金に顕著な正の影響を与え、各変数の賃金への影響も仮説とほぼ一致している。

具体的には、都市の労働生産性の向上が賃金上昇を促進し、政府の財政支出の増加が経済発展への促進による賃金水準を向上させ、第3次産業の比重の増加が賃金上昇をもたらす、不動産投資規模の増加が住宅価格の上昇による賃金を押し上げ、人的資本水準の代理変数として教育

水準の向上が賃金の上昇をもたらし、人口規模の増加が規模の経済性による賃金水準を引き上げることを示している。それに対して、都市部の就業密度の増加が労働力供給を増加させ、賃金への下押し圧力による賃金上昇を抑制してしまうことを示している。

さらに、地域別サンプルによる都市システム指標が賃金に与える影響を考察した。中部地域でのみ、都市システム指標の上昇が賃金水準を低下させることを示している。すなわち、都市システム指標が1パーセント上昇するにつれて、中部地域における都市従業員の賃金が1.165パーセントまたは0.770パーセント下落するが、東・西部地域では統計的に有意でない。コントロール変数を見ると、東・西部地域における労働生産性、第3次産業の比重と人口規模の増加がいずれも賃金上昇を促進し、中・西部地域における政府の財政支出の増加が賃金上昇に著しい役割を果たし、東・中部地域における不動産投資規模の増加と教育水準の向上が賃金上昇をもたらし、就業密度の増加が賃金水準を低下させることを示している。この部分の結論については、次の計量モデルのなかで検討される<sup>(注21)</sup>。

## 2. 都市スプロールの賃金への影響に関する実証分析

ダイナミック・パネルモデル(9)に基づき、表5は全国、東部地域の101都市、中部地域の100都市、西部地域の84都市のダイナミック・パネルモデルの推定結果を示した。表6は都市規模別サンプルに基づき、人口規模が100万超の106大都市と人口規模が100万以下の179小都市の2ステップシステムGMMモデルの推定結果を示した<sup>(注22)</sup>。

表5の2ステップシステムGMM推定法のフィッティング効果をみると、まず、すべてのモデルにおいて、系列相関の検定については、二階の自己相関AR(2)(Autoregression)統計量のp値が0.05より大きく、帰無仮説が棄却できないので、誤差項には二階の系列相関が存在しない<sup>(注23)</sup>。次に、過剰識別制約の検定によるハンセン検定統計量(Hansen test)のp値は0.05より大きく、帰無仮説が棄却できないので、選択した操作変数が適切である<sup>(注24)</sup>。したがって、以上の結果より、モデルの推定結果には信頼性があり、有効であると結論できる。そのうえで、さらに具体的な推定結果を分析する。

全国サンプルの推定結果に示したように、コア説明変数である都市スプロール指数の係数は賃金に対して統計的に有意な負の影響を与えていることが確認された。つまり、都市スプロール指数の上昇が賃金水準を引き下げて、すなわち、都市スプロール指数が1単位上昇するにつれて、全国の都市従業員の賃金が0.8パーセントもしくは0.7パーセント低下することを示している。この結論から、分散した都市空間構造が賃金水準を低下させるという仮説が証明される。その他のコントロール変数のなかで、表4と同じ変数である労働生産性と教育水準の向上、および財政支出の比重、第3次産業の比重、不動産投資規模と人口規模の増加が明らかに賃金上昇を促進しているが、都市就業密度の増加が賃金水準を低下させることを示している。また、表4に比べて、加えた変数である第3次産業従業員の比重、都市投資規模、1万人当たり病院・衛生院のベッド数の増加が賃金水準を向上させる一方、1人当たり道路面積と1万人当たりバス保有量の増加が賃金上昇を抑制する。都市公

表5 都市スプロールの賃金への影響に関する推定結果（全国と地域別サンプル）

変数	全国		東部		中部		西部	
	sys-GMM (1)	sys-GMM (2)	sys-GMM (3)	sys-GMM (4)	sys-GMM (5)	sys-GMM (6)	sys-GMM (7)	sys-GMM (8)
<i>wage<sub>t-1</sub></i>	0.445*** (6.23)	0.438*** (6.11)	0.569*** (8.77)	0.566*** (8.80)	0.633*** (9.35)	0.633*** (9.38)	0.263** (2.20)	0.261** (2.18)
<i>spi<sub>t-1</sub></i>	-0.008*** (-3.22)	-0.007*** (-3.04)	-0.006*** (-2.63)	-0.006** (-2.49)	-0.006* (-1.82)	-0.006* (-1.87)	-0.007 (-1.38)	-0.007 (-1.36)
<i>agrp<sub>t-1</sub></i>	0.330*** (6.36)	0.331*** (6.49)	0.164*** (4.37)	0.164*** (4.33)	0.175*** (3.34)	0.176*** (3.33)	0.458*** (4.43)	0.449*** (4.43)
<i>exp<sub>t-1</sub></i>	0.090*** (4.74)	0.092*** (4.82)	0.043*** (2.84)	0.046*** (2.96)	0.030 (1.61)	0.032 (1.63)	0.108*** (2.71)	0.105*** (2.69)
<i>emp<sub>t-1</sub></i>	-0.066*** (-2.96)	-0.070*** (-3.11)	-0.009 (-0.52)	-0.009 (-0.49)	-0.045* (-1.66)	-0.043 (-1.63)	-0.062 (-1.22)	-0.065 (-1.28)
<i>ind<sub>t-1</sub></i>	0.034** (2.21)	0.033*** (2.16)	0.012 (0.74)	0.012 (0.72)	0.017 (0.81)	0.016 (0.80)	0.052 (1.50)	0.051 (1.56)
<i>tem<sub>t-1</sub></i>	0.054* (1.78)	0.055* (1.83)	0.104*** (3.57)	0.104*** (3.74)	0.016 (0.42)	0.018 (0.48)	0.068 (1.02)	0.065 (1.00)
<i>fix<sub>t-1</sub></i>	0.031** (2.23)	0.033** (2.34)	0.030* (1.90)	0.030* (1.90)	0.017 (1.03)	0.016 (0.94)	0.012 (0.46)	0.011 (0.43)
<i>rei<sub>t-1</sub></i>	0.018** (2.32)	0.017** (2.16)	-0.001 (-0.11)	-0.002 (-0.14)	0.016* (1.95)	0.016* (1.85)	0.033* (1.80)	0.031* (1.78)
<i>edu<sub>t-1</sub></i>	0.019* (1.96)		0.019** (2.02)		0.013 (0.97)		-0.001 (-0.06)	
<i>pop<sub>t-1</sub></i>		0.027*** (2.95)		0.023** (2.51)		0.015 (1.22)		0.001 (0.06)
<i>bed<sub>t-1</sub></i>	0.054** (2.00)	0.058** (2.14)	0.002 (0.06)	0.006 (0.19)	0.068** (2.05)	0.065** (1.98)	-0.072 (-1.57)	-0.068 (-1.50)
<i>str<sub>t-1</sub></i>	-0.085*** (-3.79)	-0.084*** (-3.82)	-0.022 (-1.20)	-0.021 (-1.10)	-0.048* (-1.86)	-0.048* (-1.92)	-0.117*** (-2.74)	-0.115*** (-2.77)
<i>bus<sub>t-1</sub></i>	-0.094*** (-4.53)	-0.095*** (-4.53)	-0.024 (-1.34)	-0.026 (-1.41)	-0.067** (-2.42)	-0.065** (-2.31)	-0.085*** (-2.92)	-0.082*** (-2.75)
<i>c</i>	2.261*** (3.64)	2.381*** (3.72)	2.230*** (3.45)	2.283*** (3.52)	1.994** (2.26)	2.025** (2.27)	3.295** (2.19)	3.411** (2.20)
<i>Number of instruments</i>	78	78	78	78	78	78	65	65
<i>AR(1)</i>	0.001	0.001	0.000	0.000	0.000	0.000	0.048	0.049
<i>AR(2)</i>	0.441	0.443	0.635	0.617	0.700	0.705	0.445	0.450
<i>Sargan test</i>	0.000	0.000	0.010	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
<i>Hansen test</i>	0.110	0.120	0.066	0.061	0.369	0.374	0.622	0.600
<i>Observations</i>	3990	3990	1414	1414	1400	1400	1176	1176

(出所) 筆者推定。

(注) 1) sys-GMM : 2ステップシステム一般化モーメント推定法。

2) 操作変数の選択について、モデル(1)と(2)、及びモデル(5)と(6)では、*wage<sub>t-1</sub>* の lag (1 1) を GMM 式の操作変数とする。それに加えて、変数 *agrp<sub>t-1</sub>* と *bed<sub>t-1</sub>* を GMM 式の操作変数とし、操作変数の数を抑えるため、「collapse」オプションを入れることにした。ほかの変数はすべて自身の IV 式の操作変数とする。モデル(3)と(4)では、変数 *wage<sub>t-1</sub>* と *agrp<sub>t-1</sub>* を GMM 式の操作変数とし、「collapse」オプションを入れることにした。同時に変数 *bed<sub>t-1</sub>* の lag (1 1) を GMM 式の操作変数とする。モデル(7)と(8)では、変数 *wage<sub>t-1</sub>* の lag (1 1) を GMM 式の操作変数とし、変数 *agrp<sub>t-1</sub>* を GMM 式の操作変数とし、同時に「collapse」オプションを入れることにした。

3) 誤差項の系列相関検定 AR (1) と AR (2)、及び Sargan/Hansen test はいずれも各統計量の p 値を示している。

4) 表の括弧で報告されているのが t の統計量である。すべてのモデルの推定には、クラスターロバスト標準誤差の補正による計算した t の統計量を用いる。\*\*\*, \*\*, \* はそれぞれ 1%, 5%, 10% の有意水準であることを示している。



表6 都市スプロールの賃金への影響に関する推定結果（都市規模別サンプル）

変数	大中都市		小都市	
	sys-GMM (1)	sys-GMM (2)	sys-GMM (3)	sys-GMM (4)
$wage_{t-1}$	0.493*** (7.21)	0.484*** (7.32)	0.506*** (5.70)	0.504*** (5.69)
$spi_{t-1}$	-0.018** (-2.30)	-0.016** (-2.24)	-0.005** (-2.35)	-0.005** (-2.26)
$agrp_{t-1}$	0.297*** (5.05)	0.295*** (5.11)	0.172*** (3.67)	0.173*** (3.67)
$exp_{t-1}$	0.094*** (4.18)	0.093*** (4.33)	0.035** (2.26)	0.035** (2.24)
$emp_{t-1}$	-0.056** (-2.05)	-0.060** (-2.26)	-0.024 (-0.98)	-0.026 (-1.01)
$ind_{t-1}$	-0.018 (-0.82)	-0.019 (-0.89)	0.011 (0.73)	0.011 (0.73)
$tem_{t-1}$	0.126** (2.44)	0.121** (2.42)	0.041 (1.41)	0.042 (1.41)
$fix_{t-1}$	0.031 (1.60)	0.029 (1.49)	0.003 (0.22)	0.004 (0.25)
$rei_{t-1}$	0.037* (1.94)	0.035* (1.92)	0.021** (2.26)	0.021** (2.20)
$edu_{t-1}$	0.020 (1.09)		0.006 (0.48)	
$pop_{t-1}$		0.031* (1.79)		0.009 (0.60)
$bed_{t-1}$	0.031 (1.18)	0.033 (1.21)	0.030 (1.01)	0.031 (1.01)
$str_{t-1}$	-0.069*** (-2.79)	-0.066*** (-2.65)	-0.034 (-1.61)	-0.033 (-1.61)
$bus_{t-1}$	-0.079*** (-3.33)	-0.077*** (-3.26)	-0.046** (-2.59)	0.045** (-2.58)
$c$	1.599*** (2.71)	1.768*** (2.88)	3.022*** (3.64)	3.327*** (3.63)
<i>Number of instruments</i>	78	78	78	78
<i>AR(1)</i>	0.000	0.000	0.013	0.013
<i>AR(2)</i>	0.464	0.450	0.255	0.254
<i>Sargan test</i>	0.000	0.000	0.000	0.000
<i>Hansen test</i>	0.270	0.293	0.099	0.103
<i>Observations</i>	1484	1484	2506	2506

(出所) 筆者推定。

(注) 1) 大中都市のサンプルは106で、小都市のサンプルは179である。このうち、人口は100万人を超える東部の大中都市が50で、中部の大中都市が31で、西部の大中都市が25である。

2) 表5のモデル(3)と(4)と同じである。

共サービス水準の向上はより多くの生産要素を引きつけ、結果として生じる規模の経済性によって、現地の賃金水準を引き上げる可能性がある。しかし、都市インフラを反映する1人当たり道路面積と都市交通状況を反映する1万人当たりバス保有量の増加が生活の利便性を高めるものの、労働者の賃金の一部を犠牲にして、賃金水準を低いままにしてしまう可能性がある。

地域別サンプルの具体的な推定結果によると、東部と中部地域における都市スプロール指数の係数は統計的に有意にマイナスであるのに対し、西部地域の都市スプロール指数の係数は統計的に有意でないことが確認された。つまり、都市スプロールによる賃金上昇への抑制効果が東部と中部地域のみを表れている。都市スプロール指数が1単位上昇するにつれて、東部と中部地域における都市の従業員賃金が0.6パーセント下落することを示している。しかし、表4と同じく、西部地域において都市スプロールによる賃金上昇への抑制効果が確認できない。その原因として、西部地域では、人口100万以下の小都市が多く（西部地域における84都市のうち小都市が59都市もある）、都市化が東部と中部地域ほど進んでおらず、都市スプロールが進行していたとしても、賃金上昇への抑制効果が明確でないと考えられる。また、地域別サンプルにおける財政支出の比重、就業密度、第3次産業の比重、不動産投資規模の係数は有意性にわずかな差があるが、東部地域や西部地域とは異なり、中部地域における各変数の有意性は表4の結果とほぼ一致することが確認された。これは、表4のサンプルデータが比較的不完全で、とくに東部と西部地域のサンプルには欠落が多いことが原因であると考えられる。

東部地域では、都市部の労働生産性と教育水準の向上、および財政支出の比重、第3次産業従業員の比重、都市投資規模と人口規模の増加がいずれも賃金上昇を促進することを示している。一方、中部地域では、都市部の労働生産性の向上、不動産投資規模、1万人当たり病院・衛生院のベッド数の増加が賃金水準を引き上げるのに対し、就業密度、1人当たり道路面積、1万人当たりバス保有量の増加が賃金水準を低下させることを示している。中部地域に比べて、東部地域の都市では人口規模と教育水準が一定の規模の経済性をもっているため、賃金上昇を促進することになる。また、東部地域の都市の第3次産業には金融業や不動産業など高収入の従業員が集中しており、その比重が高くなると賃金水準が上昇する。近年、中西部地域では、人口規模の少ない都市での不動産開発やニュータウン建設へ積極的な投資が行われて、2009～2013年のあいだに2009年までの約3分の2のニュータウンが建設され、さらには、人口流出の中西部省のニュータウンの計画数、計画面積、計画人口の3つの指標において人口流入の東部省を大幅に上回ったと指摘されている〔常・陸 2017〕。このように、中西部地域では都市の不動産投資規模の拡大を通じて、住宅価格の上昇による賃金を押し上げる結果となった。また、中部地域では都市部の就業密度の増加が大量の労働力供給をもたらし、全要素生産性の向上を抑制している〔王 2020a〕。賃金上昇を抑制するおもな要因は、賃金への下押し圧力が就業密度の上昇によってもたらされる労働生産性をはるかに上回ることであると考えられる。

表6の都市規模別サンプルの推定結果に示したように、モデルの有効なフィッティング効果

に基づいて、大中都市と小都市のいずれにおいても、都市スプロール指数の係数は統計的に有意にマイナスであることが確認された。つまり、大中都市と小都市では、都市スプロールの進行が賃金水準を低下させる。すなわち、都市スプロール指数が1単位上昇するにつれて、大中都市の賃金が1.8パーセントもしくは1.6パーセント下落し、小都市の賃金が0.5パーセント下落することを示している。また、変数の係数の大きさから、大中都市の都市スプロールは賃金上昇に対する抑制効果において小都市をはるかに上回ることが示されている。小都市において、都市スプロールによる賃金上昇への抑制効果がやや弱いことは、西部地域に占める小都市の割合が高いからである（84都市のうち小都市が59都市もある）。この点においては、表5に報告されている西部地域での都市スプロールによる賃金上昇への抑制効果が明確でないことと整合性がある。したがって、表5の結論とあわせてみると、大中都市のうち、50都市が東部地域に、31都市が中部地域に、25都市が西部地域に存在することから、東部地域の大中都市では賃金上昇に対する抑制効果が明確に存在すると推測できる。

大中都市と小都市では、労働生産性の向上、財政支出の比重と不動産投資規模の増加が賃金上昇を促進する一方、1万人当たりのバス保有量の増加が賃金水準を引き下げることが示している。大中都市でのみ、第3次産業従業員の比重と人口規模の増加が賃金上昇への促進効果をもたらすことを示している。大中都市のうち、50都市が東部地域に集中し、規模の大きい都市で労働者の賃金の割増賃金を得られることは、表5に報告されている東部地域での都市の集積

効果と規模効果が賃金上昇をもたらす積極的な役割と一致している。同様に、大中都市では、都市の就業密度と1人当たり道路面積の増加が賃金上昇に対する抑制効果を示している。表5に示される中部地域の都市就業密度と中西部地域の1人当たり道路面積が賃金上昇を抑制するという結論とも一致している。

#### IV 頑健性の検証と実証分析の再検討

##### 1. 推定結果に関する頑健性の検証<sup>(注25)</sup>

仮説1と仮説2、および計量モデル(8)と(9)に基づき、都市システムと都市スプロールのそれぞれが賃金に及ぼす影響の推定結果に対して、頑健性の検証を行う。

頑健性を検証するため、以下の2つの方法を用いる。第1に、異常値（極端値）を取り除く方法である。表4のコア説明変数である *csi* と表5と表6のコア説明変数である *spl* のそれぞれ1パーセント分位点以下と99パーセント分位点以上である観測値を、それぞれ1パーセント分位点と99パーセント分位点である観測値に置き換える。第2に、一部のサンプルを削除する方法である。メガ都市による推定結果への干渉を避けるため、全国と大中都市のサンプルのなかで人口が1000万を超える北京、上海と重慶の3つの直轄市と人口が1000万を超えない直轄市である天津を削除する<sup>(注26)</sup>。

表7は、異常値を削除した後、都市システムが賃金に影響を及ぼす全国サンプルと地域別サンプルの頑健性を検証した結果を示している。モデルの妥当性を検証したうえで、コア説明変数である都市システム指標の係数は、全国と中部地域で有意にマイナスであることが確認され

表7 都市システムの賃金への影響に関する地域別頑健性検証（異常値除去）

変数	全国		東部		中部		西部	
	GMM (1)	GMM (2)	GMM (3)	GMM (4)	GMM (5)	GMM (6)	GMM (7)	GMM (8)
$csi_t$	-0.808*** (-2.95)	-0.702*** (-2.88)	-0.230 (-0.32)	-0.642 (-1.10)	-1.179*** (-4.47)	-0.780*** (-2.64)	0.558 (0.78)	0.204 (0.33)
$edu_t$	0.208*** (4.63)		0.304*** (3.26)		0.373*** (6.44)		0.055 (0.59)	
$pop_t$		0.545*** (10.20)		0.714*** (7.43)		0.500*** (5.85)		0.647*** (5.10)
Anderson LM	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
CDW-F test	159.5	158.6	33.7	36.3	86.9	83.4	24.7	26.1
Sargan test	0.533	0.355	0.899	0.781	0.286	0.289	0.788	0.755
Observations	322	322	98	98	112	112	112	112

(出所) 筆者推定。

(注) 1) 表4と同じである。

2) その他のコントロール変数の変化は表4の結果とほぼ一致する。原稿枚数に制限があるため、 $agrp_t$ ,  $exp_t$ ,  $emp_t$ ,  $ind_t$ ,  $rei_t$ の結果を省略した。

た。つまり、都市システム指標の上昇が賃金水準を引き下げるという結果は依然として頑健である。すなわち、分散した都市空間構造が賃金水準を低下させるという結論は頑健性をもつことを示している。また、都市システム指標の係数の単位変化量は、表4の同係数よりやや上昇している。

表8は、異常値を削除した後、都市スプロールが賃金に影響を及ぼす全国サンプルと地域、都市規模別サンプルの頑健性を検証した結果を示している<sup>(注27)</sup>。モデルの妥当性を検証したうえで、コア説明変数である都市スプロール指数の係数は、全国、中部地域と大中都市で有意にマイナスであることが確認された。つまり、都市スプロールの進行が賃金水準を低下させるという結論は頑健性をもつことを示している。また、都市スプロール指数の係数値は表5と表6の同係数の単位変化量に比べて大幅に上昇している。すなわち、全国では、都市スプロール指

数が1単位上昇するにつれて、都市の従業員賃金が元の0.8パーセントもしくは0.7パーセントから1.7パーセントもしくは1.6パーセント下落する。中部地域では、都市スプロール指数の係数値は表5の同係数の単位変化量に比べてやや上昇し、都市スプロール指数が1単位上昇につれて、都市の従業員賃金が元の0.6パーセントから1.0パーセント下落する。一方、大中都市では、都市スプロール指数の係数値は表6の同係数の単位変化量に比べてやや上昇し、都市スプロール指数が1単位上昇するにつれて、都市の従業員賃金が元の1.8パーセントもしくは1.6パーセントから2.2パーセントもしくは2.1パーセント下落する。

表9は、直轄市を削除後、都市スプロールが賃金に影響を及ぼす全国サンプル、大中都市のサンプル<sup>(注28)</sup>と東部地域のサンプル<sup>(注29)</sup>の頑健性を検証した結果を示している。モデルの妥当性を検証したうえで、コア説明変数である都市

表 8 都市スプロールの賃金への影響に関する地域と都市規模別頑健性検証（異常値除去）

変数	全国		中部		大中都市	
	sys-GMM (1)	sys-GMM (2)	sys-GMM (3)	sys-GMM (4)	sys-GMM (5)	sys-GMM (6)
$wage_{t-1}$	0.441*** (5.98)	0.435*** (5.87)	0.647*** (10.04)	0.647*** (9.98)	0.505*** (7.55)	0.495*** (7.32)
$spl_{t-1}$	-0.017*** (-3.56)	-0.016*** (-3.34)	-0.010** (-2.03)	-0.010** (-2.10)	-0.022*** (-2.76)	-0.021*** (-2.66)
$edu_{t-1}$	0.018* (1.79)		0.011 (0.91)		0.018 (1.03)	
$pop_{t-1}$		0.026*** (2.78)		0.014 (1.25)		0.030* (1.87)
<i>Number of instruments</i>	78	78	78	78	78	78
<i>AR(1)</i>	0.001	0.001	0.000	0.000	0.000	0.013
<i>AR(2)</i>	0.458	0.457	0.729	0.734	0.436	0.423
<i>Sargan test</i>	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
<i>Hansen test</i>	0.062	0.070	0.418	0.420	0.269	0.302
<i>Observations</i>	3990	3990	1400	1400	1484	1484

(出所) 筆者推定。

(注) 1) 全国モデル、中部地域モデル、大中都市モデルの推定方法及び操作変数の選択はそれぞれ表5と表6の同モデルと同じである。

2) その他のコントロール変数の変化は表5と表6の結果とほぼ一致する。原稿枚数に制限があるため、その他のコントロール変数 ( $agrp_{t-1}$ ,  $exp_{t-1}$ ,  $emp_{t-1}$ ,  $ind_{t-1}$ ,  $tem_{t-1}$ ,  $fix_{t-1}$ ,  $rei_{t-1}$ ,  $bed_{t-1}$ ,  $str_{t-1}$ ,  $bus_{t-1}$ ) と常数項 (c) の結果を省略した。

表 9 都市スプロールの賃金への影響に関する頑健性検証（直轄市除去）

変数	全国		東部		大中都市	
	sys-GMM (1)	sys-GMM (2)	sys-GMM (3)	sys-GMM (4)	sys-GMM (5)	sys-GMM (6)
$wage_{t-1}$	0.441*** (6.23)	0.435*** (6.14)	0.561*** (8.84)	0.561*** (8.95)	0.471*** (6.82)	0.464*** (6.71)
$spl_{t-1}$	-0.007*** (-3.02)	-0.007*** (-2.84)	-0.006*** (-2.63)	-0.006** (-2.52)	-0.020** (-2.23)	-0.018** (-2.22)
$edu_{t-1}$	0.016 (1.64)		0.011 (1.18)		0.015 (0.77)	
$pop_{t-1}$		0.025*** (2.65)		0.016* (1.84)		0.029 (1.51)
<i>Number of instruments</i>	78	78	78	78	78	78
<i>AR(1)</i>	0.001	0.001	0.000	0.000	0.000	0.000
<i>AR(2)</i>	0.430	0.431	0.555	0.548	0.461	0.452
<i>Sargan test</i>	0.000	0.000	0.014	0.014	0.000	0.000
<i>Hansen test</i>	0.128	0.142	0.088	0.084	0.146	0.165
<i>Observations</i>	3934	3934	1372	1372	1428	1428

(出所) 筆者推定。

(注) 1) 全国モデル、東部地域モデル、大中都市モデルの推定方法及び操作変数の選択はそれぞれ表5と表6の同モデルと同じである。

2) その他のコントロール変数の変化は表5と表6の結果とほぼ一致する。原稿枚数に制限があるため、その他のコントロール変数 ( $agrp_{t-1}$ ,  $exp_{t-1}$ ,  $emp_{t-1}$ ,  $ind_{t-1}$ ,  $tem_{t-1}$ ,  $fix_{t-1}$ ,  $rei_{t-1}$ ,  $bed_{t-1}$ ,  $str_{t-1}$ ,  $bus_{t-1}$ ) と常数項 (c) の結果を省略した。



スプロール指数の係数は、全国、大中都市、東部地域でいずれも有意にマイナスであることが確認された。つまり、都市スプロールの進行が賃金水準を低下させるという結果は依然として頑健性をもつことを示している。全国と大中都市のモデルが表5と表6の同モデルのそれぞれを比較すると、全国では、都市スプロール指数の係数値の単位変化量とそれほど変化がなく、都市スプロール指数が1単位上昇するにつれて、都市の従業員賃金が元の0.8パーセントもしくは0.7パーセントから0.7パーセント下落する。一方、大中都市では、都市スプロール指数の係数の単位変化量は大幅に上昇がみられ、都市スプロール指数が1単位上昇するにつれて、都市の従業員賃金が元の1.8パーセントもしくは1.6パーセントから2.0パーセントもしくは1.8パーセント下落する。したがって、直轄市はメガ都市として、集積の経済性と規模の経済性をもつことによって、都市スプロールによる賃金上昇への抑制効果がある程度弱まると考えられる<sup>(註30)</sup>。しかし、表9の東部地域のモデルを表5の同モデルと比較すると、都市スプロール指数の係数の大きさは基本的に変化がないことから、直轄市を削除した後、都市スプロールによる賃金上昇への抑制効果がほとんど弱まっていないと考えられる。

これらの頑健性検証をふまえると、中部地域と大中都市では、分散した都市空間構造が賃金上昇に対する抑制効果においてより深刻であることを示している。

## 2. 都市の不均一性と都市スプロールが賃金に及ぼす交互作用効果の検討

上記の実証分析では、都市人口規模によって、

都市スプロールが賃金に与える影響は異なっている可能性があると考えられる。そのため、交差項を含む検証モデルを用いて、都市の不均一性と都市スプロールが賃金に及ぼす交互作用効果を確認する必要がある<sup>(註31)</sup>。

### (1) 都市スプロールと人口規模の交互作用効果

都市スプロールが賃金に及ぼす影響においては、都市人口規模の不均一性による差異が存在するかどうかを考察するために、表6に基づき、都市スプロール指数と人口規模の交差項( $s\pi_{it-1} \times pop_{it-1}$ )<sup>(註32)</sup>を加えて、モデル(9)を以下のモデル(10)に書き換えて、推定してみる。

$$wage_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 wage_{it-1} + \alpha_2 s\pi_{it-1} + \alpha_3 (s\pi_{it-1} \times pop_{it-1}) + \beta X_{it-1} + \mu_i + \nu_t + \varepsilon_{it} \quad (10)$$

表10のモデル(1)~(4)に示したように、大中都市モデル(2)では、都市スプロールの賃金への影響が統計的に有意にマイナスであるという前提の下、都市スプロール指数と人口規模の交差項の係数が有意にプラスであることが確認された。つまり、人口規模が賃金水準への促進によってもたらされる集積の経済性と規模の経済性は、ある程度都市スプロールの賃金に対する負の影響を弱めることを示している。一方、小都市モデル(3)と(4)では、交差項を加えると、都市スプロールが賃金に与える負の影響は顕著でなくなり、人口規模が賃金にプラスの影響も顕著でない。しかし、交差項の係数だけが有意にマイナスであることが確認された。一般に、都市の集積経済にとっては、都市規模と高い人口密度が2つの重要なポイントであり [Brühlhart and Sbergami 2009], 小都市自体が集積の優位性を

表 10 都市の人口規模と都市スプロールの交互作用

変数	大中都市		小都市		大中都市	
	全サンプル	異常値除去	全サンプル	異常値除去	全サンプル	異常値除去
	sys-GMM (1)	sys-GMM (2)	sys-GMM (3)	sys-GMM (4)	sys-GMM (5)	sys-GMM (6)
$wage_{t-1}$	0.462*** (6.56)	0.482*** (7.16)	0.516*** (5.90)	0.515*** (5.48)	0.470*** (6.88)	0.494*** (7.32)
$spi_{t-1}$	-0.022** (-2.29)	-0.026*** (-2.62)	-0.002 (-1.11)	-0.004 (-0.77)	-0.034** (-1.99)	-0.026** (-2.30)
$spi_{t-1} \times pop_{t-1}$	0.016 (1.40)	0.010** (2.04)	-0.008** (-2.23)	-0.002** (-2.48)		
$spi_{t-1} \times D\_super$					0.035** (2.04)	0.013** (2.48)
$pop_{t-1}$	0.033** (2.02)	0.033** (2.11)	0.007 (0.46)	0.008 (0.52)	0.038** (2.04)	0.037** (2.48)
<i>Number of instruments</i>	79	79	79	79	79	79
<i>AR(1)</i>	0.000	0.000	0.012	0.013	0.000	0.000
<i>AR(2)</i>	0.301	0.334	0.253	0.242	0.311	0.393
<i>Sargan test</i>	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
<i>Hansen test</i>	0.207	0.306	0.130	0.102	0.304	0.295
<i>Observations</i>	1484	1484	2506	2506	1484	1484

(出所) 筆者推定。

(注) 1) 表 6 と同じである。

2) その他のコントロール変数の変化は表 6 の結果とほぼ一致する。原稿枚数に制限があるため、その他のコントロール変数 ( $agrp_{t-1}$ ,  $exp_{t-1}$ ,  $emp_{t-1}$ ,  $ind_{t-1}$ ,  $tem_{t-1}$ ,  $fix_{t-1}$ ,  $rei_{t-1}$ ,  $edu_{t-1}$ ,  $bed_{t-1}$ ,  $str_{t-1}$ ,  $bus_{t-1}$ ) と常数項 (c) の結果を省略した。

3) ダミー変数  $D\_super$  をモデル(5)と(6)に入れることによって、交差項  $spi_{t-1} \times D\_super$  は顕著でなくなるため、あえて入れないことにした。

欠いており、さらに低密度の都市スプロールの進行によって、空間的外部性を損なってしまうと指摘されている [Lee and Gordon 2011]。したがって、都市スプロールが人口規模によってもたらされる集積効果を弱めることが考えられる。

(2) 都市スプロールと直轄市・省都のダミー変数の交互作用効果

表 9 の頑健性検証の結果によると、直轄市では、集積の経済性と規模の経済性をもつことに

よって、都市スプロールによる賃金上昇への抑制効果が弱まる可能性があると考えられる。大中都市における都市スプロールの賃金への影響は、直轄市・省都と非直轄市・非省都に差異があるかどうかを考察するために、表 6 の推定に基づいて、都市スプロール指数と直轄市・省都のダミー変数 ( $D\_super$ )<sup>(注33)</sup> の交差項 ( $spi_{it-1} \times D\_super$ ) を加えて、大中都市のサンプルを用いて、モデル(9)を以下のモデル(11)に書き換えて、推定してみる。

$$wage_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 wage_{it-1} + \alpha_2 spi_{it-1} + \alpha_3 (spi_{it-1} \times D\_super) + \beta X_{it-1} + \mu_i + v_i + \varepsilon_{it} \quad (11)$$

表 10 の大中都市モデル(5)と(6)に示したように、大中都市では、都市スプロールの賃金への影響が有意にマイナスであるという前提の下、都市スプロール指数と直轄市・省都の交差項の係数は統計的に有意にプラスであることが確認された。つまり、直轄市・省都における人口規模によってもたらされる集積の経済性と規模の経済性により、都市スプロールの賃金への負の影響が弱まることを示している。この結果は、大中都市における分散した都市空間構造が賃金上昇に対する抑制効果において深刻であるという結論を証明している。

### (3) 都市スプロールと大中都市のダミー変数の交互作用効果

中部地域と大中都市では、分散した都市空間構造が賃金上昇に対する抑制効果においてより深刻であることを明らかにしたが、地域別における大中都市の都市スプロールによる賃金上昇への抑制効果を検証するために、表 5 に基づき、都市スプロール指数と大中都市のダミー変数 ( $D\_scale$ )<sup>(注34)</sup> の交差項 ( $spi_{it-1} \times D\_scale$ ) を加えて、東部・中部地域の全サンプルと頑健性検証のサンプル<sup>(注35)</sup>を用いて、モデル(9)を以下のモデル(12)に書き換えて、推定してみる。

$$wage_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 wage_{it-1} + \alpha_2 spi_{it-1} + \alpha_3 (spi_{it-1} \times D\_scale) + \beta X_{it-1} + \mu_i + v_i + \varepsilon_{it} \quad (12)$$

表 11 の東部地域モデル(1)と中部地域モデル(4)に示したように、東部と中部地域では、都市スプロールの賃金への影響が有意にマイナスで

あるという前提の下、都市スプロール指数と大中都市の交差項の係数は統計的に有意にプラスであることが確認された。つまり、東部と中部地域において都市スプロールによる賃金上昇への抑制効果が明確であったうえで、大中都市の人口規模によってもたらされる集積の経済性と規模の経済性により、都市スプロールの賃金への負の影響が弱まることを示している。東部と中部地域におけるそれぞれの都市スプロール指数、および交差項の係数を比較すると、中部地域の大中都市では、都市スプロールが賃金上昇に対する負の影響への弱化効果は相対的に低い。言い換えれば、中部地域の大中都市では、分散した都市空間構造が賃金上昇に対する抑制効果においてより深刻であると考えられる。

### おわりに

本稿では、都市空間構造を代表する都市システム指標と都市スプロール指数を測定したうえで、パネルデータモデルとダイナミック・パネルモデルを構築し、2003～2017年における都市システム指標と都市スプロール指数のそれぞれが賃金に及ぼす影響、および都市人口規模の不均一性と都市スプロール指数は賃金に及ぼす交互作用効果を考察した結果、分散した都市空間構造が労働者の賃金を低下させるという結論に達した。具体的な結論は以下ようになる。

第 1 に、23 省の全国と地域別の都市サンプルに基づくパネルデータモデルの推定結果によると、全国と中部地域において、都市システム指標の上昇が賃金水準を引き下げる。つまり、分散した都市空間構造が賃金水準を低下させるということである。全国と地域別サンプルから

表 11 地域別の大中都市と都市スプロールの交互作用

変数	東部		中部	
	全サンプル	異常値除去	全サンプル	異常値除去
	sys-GMM (1)	sys-GMM (2)	sys-GMM (3)	sys-GMM (4)
$wage_{t-1}$	0.556*** (8.70)	0.565*** (9.08)	0.610*** (8.79)	0.637*** (9.79)
$spi_{t-1}$	-0.006** (-2.39)	-0.008 (-1.20)	-0.010 (-1.59)	-0.014* (-1.92)
$spi_{t-1} \times D\_scale$	0.009** (2.37)	0.010 (1.53)	0.010 (1.40)	0.006* (1.91)
$D\_scale$	-0.003 (-0.05)	-0.051 (-0.82)	0.086 (0.67)	0.055 (0.45)
$pop_{t-1}$	0.023 (0.99)	0.045* (1.88)	-0.030 (-0.44)	-0.015 (-0.23)
<i>Number of instruments</i>	79	91	79	79
<i>AR(1)</i>	0.000	0.000	0.000	0.000
<i>AR(2)</i>	0.565	0.494	0.686	0.721
<i>Sargan test</i>	0.012	0.001	0.000	0.000
<i>Hansen test</i>	0.057	0.132	0.337	0.408
<i>Observations</i>	1414	1414	1400	1400

(出所) 筆者推定。

(注) 1) 東部地域モデル(1)、中部地域モデルの推定方法及び操作変数の選択はそれぞれ表5の同モデルと同じである。東部地域モデル(2)では、モデル(1)の変数  $bed_{t-1}$  の lag (1 1) でなく、変数  $bed_{t-1}$  の lag (1 2) を GMM 式の操作変数とする。

2) その他のコントロール変数の変化は表5の同モデルの結果とほぼ一致する。原稿枚数に制限があるため、その他のコントロール変数 ( $agrp_{t-1}$ ,  $exp_{t-1}$ ,  $emp_{t-1}$ ,  $ind_{t-1}$ ,  $tem_{t-1}$ ,  $fix_{t-1}$ ,  $rei_{t-1}$ ,  $edu_{t-1}$ ,  $bed_{t-1}$ ,  $str_{t-1}$ ,  $bus_{t-1}$ ) と常数項 (c) の結果を省略した。

異常値を削除した後も、都市システム指標の上昇は賃金上昇を引き下げるという結果が依然として頑健である。これは、分散した都市空間構造が労働者の賃金水準を低下させ、集積した都市空間構造が労働者の賃金水準を引き上げるという仮説を証明したことになる。それだけでなく、他のコントロール変数についても、均衡賃金は住宅価格、生産性、人的資本水準、人口規模との正の相関関係にあり、就業密度と負の相関関係にあるという仮説が検証できた。

第2に、285地級市の全国、地域別と都市規模別の都市サンプルに基づくダイナミック・パ

ネルモデルの推定結果によると、全国、東部と中部地域、および大中都市と小都市のモデルにおいて、都市スプロールの進行が賃金水準を低下させる。この結論も仮説と一致する。そのなかで、大中都市の都市スプロールが賃金上昇に対する抑制効果においては小都市をはるかに上回る。また、全国、地域別、都市規模別のサンプルから異常値を除いた後、全国、中部地域、大中都市において、都市スプロールが賃金上昇への抑制効果が依然として頑健性をもつ。全国、大中都市と東部地域のサンプルから直轄市を除いた後も、都市スプロールが賃金水準を低下さ

せるという結果が依然として頑健であり、そのうえで、大中都市で元の抑制効果よりさらに深刻になる傾向があることから、直轄市ではその抑制効果がある程度弱まると考えられる。頑健性検証をふまえて、各モデルの結論をまとめた結果、中部地域と大中都市では、分散した都市空間構造が賃金上昇に対する抑制効果においてより深刻であることを示している。その他のコントロール変数についても、仮説が検証できた。

第3に、都市人口規模の不均一性による差異が存在するかどうかを考察するために、都市スプロール指数と人口規模の交差項を計量モデルに加えると、大中都市では、都市スプロールが人口規模によってもたらされる集積効果が弱まる。また、直轄市・省都と非直轄市・非省都に差異があるかどうかを考察するために、都市スプロール指数と直轄市・省都のダミー変数の交差項を計量モデルに加えると、直轄市・省都における人口規模によってもたらされる集積の経済性と規模の経済性により、都市スプロールの賃金への負の影響が弱まる。さらに、地域別における大中都市の都市スプロールによる賃金上昇への抑制効果を検証するために、都市スプロール指数と大中都市のダミー変数の交差項を計量モデルに加えると、東部と中部地域における都市スプロールの賃金への負の影響が弱まる。東部地域より中部地域の大中都市では、都市スプロールが賃金上昇に対する負の影響への弱体化効果は比較的低い。これらの結果は、中部地域の大中都市における分散した都市空間構造が賃金上昇に対する抑制効果においてより深刻であるという結論を証明している。

以上の結論から、とくに中部地域の大中都市では、分散した都市空間構造が賃金上昇に対す

る抑制効果において相対的に深刻であることを示している。大中都市における人口規模によってもたらされる集積の経済性と規模の経済性は、分散した都市空間構造が賃金上昇に対する抑制効果の一部を相殺するにもかかわらず、やはり限界がある。集積経済が人口規模によって成り立つものであるからこそ、都市の人口規模は経済成長と賃金上昇にとって重要な意味をもつ。大中都市では戸籍制限など人口移動の阻害を段階的に取り除き、小都市では良好な住みやすい環境づくりに重点を置くべきである。将来の都市化の過程において、とくに大中都市ではコンパクトな都市空間構造に焦点を当て、過度な土地開発や都市スプロール化を回避する必要がある。それと同時に、都市の規模を合理的に拡大し、規模の経済性を高め、公共サービスと交通インフラを最適化する必要がある。今後は、都市内部の集積効果を強化させることによって、都市空間構造が賃金水準を引き上げることになると示唆される。

(注1) 市街地(中国語では「建成区」という。以下は『都市統計年鑑』の定義による)面積とは、市轄区の範囲内で取用された土地と実際に建設されて発展した非農業生産建設地を指し、市内につながっている部分と、近くの郊外に分散して都市と密接な関係があり、基本的に市政公共施設を備えた都市建設用地(たとえば空港、下水処理場、通信放送局)を指す。

(注2) 都市スプロール(urban sprawl)とは、都市の面積が人口需要を超えるほど過度に拡大し、元々都市の中心部に集積している大量の人口と経済活動が次第に都市の周辺へ広がり、土地利用の効率が低下し、人口密度が薄くなり、都市形態が散在する現象である。

(注3) 新経済地理学モデルによれば、規模



に関する収穫増と輸送コストが存在する場合、企業は市場の潜在力を考慮して生産地域を選択する。つまり、企業(A)は市場の潜在力が大きい地域(B)に立地しようとすることから、AとBのあいだには金銭的外部性としての「空間外部性」が存在すると考えられる。その結果、市場の潜在力が高い地域では、賃金を含む要素価格がより高くなる。

(注4) コンパクト度は都市構造の評価指標による算出され、後述の「コンパクトシティ」は、「コンパクト度」によって定義される。

(注5) 都市システム指標の算出については、Wang [2020a] を参考されたい。

(注6) CD は、Sheppard [1982] の分析から始まった。

(注7) SC は、地理学で通常用いる最近隣距離法に基づくものである。

(注8) CD 指標で使われる人口データは、市轄区の年末総人口である。

(注9) SC の式において異なる性質をもつ2つの値を簡潔に1つの値に融合するために0.5乗している。CSI の式における0.5乗も同様である。SC 指標における面積Mは各省の地級市の実際面積を使用し、各都市間のもっとも近い距離rは各地級市人民政府所在地の一番近い距離を用いて計算する(Google 地図の直線距離、2020年測定)。

(注10) N と  $r_i$  は時間を通じて、短期的にはほとんど変化しないものの、Mには地級市面積を使用し、時間とともに頻繁に変化する地級市もあれば、そうでない地級市もある。このため、都市の空間的分布を示す収斂係数SCは、時間を通じて変動するといえる。

(注11) Ishikawa [2016] によれば、CSI のパラメータ  $\alpha$  と  $\beta$  の基本的な決定手順は、以下のようなものである。はじめに安定性の高い  $\beta$  を1と定める。次いで  $\alpha$  の値を、CSI と GRP の間に存在するのであろう関係を明確に示せるように決定する。その関係を簡潔に示せるように、 $\alpha$  を20と仮定するようになった。

(注12) 都市スプロール指数の算出については、王 [2020b] を参考されたい。

(注13) 北京、天津、上海、重慶の4大直轄市および海南、青海、新疆とチベットを含まない。

(注14) 「全市」は都市のすべての行政区で、城市地区、管轄県、管轄市を含む。「市轄区」はすべての都市地区を含み、管轄県と管轄市を含まない。都市システム指標のデータはすべて「市轄区」のデータを用いる。

(注15) 『都市統計年鑑』では、農業人口と非農業人口の戸籍統計による分類が行われている。2008年までは年末総人口が使われたものの、2009年からは年平均人口に変更された。しかし、中国の各地級市市轄区における農業人口の一部が出稼ぎ労働者として非農業部門で働く可能性があるため、非農業人口(戸籍人口)を使用すると都市規模を過小評価する可能性がある。とくに沿海地域の経済が発達した省の都市、もしくは出稼ぎ労働者人口が大量に流入する都市に対して、一定の誤差が生じるかもしれない。

(注16) 276地級市の都市データに基づき、23省の都市システム指標を計算し、345のサンプルが得られた。

(注17) 単位(work unit)従業員とは、各階級の国家機関、政党機関、社会团体および企業、事業単位に勤務し、かつ労働報酬を取得する全員を指す。

(注18) 市轄区における固定資産投資はおもに各種の登記された企業、事業、行政部門および自営による総投資額が50万元以上(50万元を含む)の建築プロジェクトの投資を指す。

(注19) 普通中学校には中学校と中高一貫校を含む。

(注20) モデルに用いられるデータはすべて市轄区のデータである。市轄区では第2次産業と第3次産業がほとんどを占め、第1次産業が存在しないという前提の下で実証分析を行うため、第2次産業と第3次産業の比率のみを取り入れた。

(注21) 表4のサンプルデータが比較的不完

全であることを考慮して、コア説明変数以外の変数の具体的な結果については、表5を基に議論を進めていく。

(注22) 2003～2017における各年の年末人口によると、人口が100万を超える都市は大中都市に分類される。このうち、西寧の2003年末の人口が99.54万人で、青海省の省都であるため、大中都市に入れることにした。

(注23) 一階の自己相関AR(1)(Autoregression)統計量のp値が0.05より小さく、帰無仮説が棄却できるので、誤差項に一階の系列相関は存在する。GMM推定では、二階の系列相関が存在しないことだけが要求され、一階の系列相関はGMM推定の妥当性に影響を与えないとされる。

(注24) すべてのモデルにおいて、サーガン検定統計量(Sargan test)のp値が0.05より小さいが、しかし、このような結果はモデルの頑健性に影響しない。なぜなら、2ステップシステムGMM推定法の報告結果には、ハンセン検定統計量がサーガン検定統計量より頑健であるため、ハンセン検定の結果がより重視されるからである[陳2014]。

(注25) 頑健性(Robustness)検証とは、同じサンプルデータを異なる手法を用いて、同じ結果が得られるかどうかを検証することである。

(注26) 人口が大規模で特殊な地位を占める直轄市を除くことにした。

(注27) 東部・西部地域と小都市のモデルでは、頑健性検証によって都市スプロール指数の係数が有意でなくなった。原稿枚数に制限があるため、この部分の結果を省略した。

(注28) 直轄市がすべて大中都市に集中しているため、大中都市のサンプルだけを取り上げた。

(注29) 北京、天津、上海の3つの直轄市が東部地域に集中しているため、東部地域のサンプルだけを取り上げた。

(注30) 直轄市は集積の経済性と規模の経済性をもつことによって、深刻な都市スプロールが生じるにもかかわらず、生産性が高いという結論を読み解くことができる。この場合、直轄

市では、都市空間構造が全要素生産性を通じて賃金に負の影響を及ぼしているという結論が成立できなくなる。実は、王[2020b]の都市スプロール指数が全要素生産性に与える影響に関する実証分析によれば、人口密度は $437 < \text{den} \leq 1313$  (人/km<sup>2</sup>)の区間において都市スプロールの全要素生産性への抑制効果が顕著であり、人口密度が1km<sup>2</sup>当たり437人以下もしくは1313人超の都市では、都市スプロール指数が全要素生産性に有意な負の影響を与えることが確認できないとされる。つまり、直轄市において都市スプロールの生産性に与える負の影響が確認できないことになる。よって、上記の結論は本稿の主張と矛盾がないといえる。

(注31) モデル(9)では、都市スプロールと人口規模のそれぞれが賃金に及ぼす影響を考察したものの、しかし、都市スプロールが賃金に与える影響の強度や方向性が、人口規模の値によって変化すると想定される。そのため、交差項を含む検証モデルを用いて、都市の不均一性と都市スプロールが賃金に及ぼす交互作用効果を検討する必要がある。

(注32) 交差項と他の説明変数のあいだに生じる多重共線性を回避するために、交差項の変数 $spi_{t-1}$ と $pop_{t-1}$ に中心化(該当変数の値からその変数の平均値を引く)を施した。以下も同様。

(注33) 直轄市・省都のダミー変数( $D_{super}$ )については、直轄市・省都の場合、1とし、非直轄市・非省都の場合、0とする。

(注34) 大中都市のダミー変数( $D_{scale}$ )については、大中都市の場合、1とし、小都市の場合、0とする。

(注35) 中部地域には直轄市が存在しないため、異常値を除く頑健性検証のみ行った。

(注36) 操作変数とは、説明変数と相関があり、かつ誤差項と無相関の変数である。

(注37) 具体的に、階差による推計では、ラグをとった内生変数を操作変数として、レベルによる推計では、1期ラグをとった階差変数を操作変数とする。詳細はBlundell and Bond

[1998] を参照されたい。

## 文献リスト

### 〈日本語文献〉

- 石川利治 2012. 「都市人口分布の2極化に関する仮説と検証に向けての考察——スウェーデンの都市体系を事例にして——」『中央大学経済研究所年報』(43): 649-674.
- 王天天 2020. 「転換期中国における都市空間の形成・再編と郊外住宅地の発展」『地学雑誌』129(1): 1-19.
- 王娜 2020a. 「中国における住宅価格が都市全要素生産性に及ぼす影響——285地級市のパネルデータに基づく実証分析——」谷口洋志編『中国政治経済の構造的転換Ⅱ』中央大学出版社.
- 2020b. 「中国における都市のスプロールが全要素生産性に及ぼす影響——ダイナミックパネルデータに基づく実証分析——」2020年度中国経済経営学会全国大会自由論題報告論文.
- 北村行伸 2005. 『パネルデータ分析』岩波書店.
- 高山雄貴・赤松隆・石倉智樹 2014. 「新経済地理学に基づく空間応用一般均衡モデルの開発」『土木学会論文集』70(4): 245-258.
- 谷口守 2008. 「リバース・スプロールを考える——人口減少期を迎えたスプロール市街地が抱える課題——」『都市住宅学』(61): 28-33.
- 中村良平・清水千弘 2011. 「スプロール化と中心市街地の衰退——大規模店舗の立地規制と商業施設投資リスク——」CSIS Discussion Paper (109).
- 馬欣欣 2011. 『中国女性の就業行動——「市場化」と都市労働市場の変容——』慶應義塾大学出版会.

### 〈英語文献〉

- Anderson, T. W. 1951. "Estimating Linear Restrictions on Regression Coefficients for Multivariate Normal Distributions." *The Annals of Mathematical Statistics* 22(3): 327-351.
- Brülhart, M. and F. Sbergami 2009. "Agglomeration and Growth: Cross-country Evidence." *Journal of Urban Economics* 65 (1): 48-63.
- Blundell, R. and S. Bond 1998. "Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models." *Journal of Econometrics* 87(1): 115-143.
- Cervero, R. 2001. "Efficient Urbanisation: Economic Performance and the Shape of the Metropolis." *Urban Studies* 38(10): 1651-1671.
- Ciccone, A. and R. Hall 1996. "Productivity and the Density of Economic Activity." *The American Economic Review* 86 (1): 54-70.
- Combes, P. P., G. Duranton, L. Gobillon and S. Roux 2012. "Sorting and Local Wage and Skill Distributions in France." *Regional Science and Urban Economics* 42(6): 913-930.
- Cragg, John G. and Stephen G. Donald 1993. "Testing Identifiability and Specification in Instrumental Variable Models." *Econometric Theory* 9(2): 222-240.
- Curci, F. 2015. "The Taller the Better? Agglomeration Determinants and Urban Structure." The 55th Congress of the European Regional Science Association: World Renaissance: Changing Roles for People and Places. Lisbon Portugal.
- Davidson, Russell and James G. MacKinnon. 2004. *Econometric Theory and Methods*. New York: Oxford University Press.
- Duranton, G. and D. Puga 2004. "Micro-foundations of Urban Agglomeration Economies." in *Handbook of Regional and Urban Economics*. eds. J. V. Henderson and J. F. Thisse. Amsterdam: Elsevier 4: 2063-2117.
- Fallah, B. N., M. D. Partridge and M. R. Olfert 2011. "Urban Sprawl and Productivity: Evidence from US Metropolitan Areas."

- Papers in Regional Science* 90(3): 451-472.
- Fleisher, B. M. and J. Chen 1997. "The Coast-Noncoast Income Gap, Productivity, and Regional Economic Policy in China." *Journal of Comparative Economics* 25(2): 220-236.
- Francis, B., I. Hasan, K. John and M. Waisman 2016. "Urban Agglomeration and CEO Compensation." *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 51(6): 1925-1953.
- Fujita, M., P. R. Krugman and A. J. Venables 1999. *The Spatial Economy: Cities, Regions, and International Trade*. Cambridge: MIT Press.
- Fu, S. H. and S. L. Ross 2013. "Wage Premia in Employment Clusters: How Important Is Worker Heterogeneity?" *Journal of Labor Economics* 31(2): 271-304.
- Glaeser, E. L. 1999. "Learning in Cities." *Journal of Urban Economics* 46(2): 254-277.
- Glaeser, E. L. and M. E. Kahn 2001. "Decentralized Employment and the Transformation of the American City." *NBER Working Papers* (8117).
- 2004. "Sprawl and Urban Growth." in *Handbook of Regional and Urban Economics*. eds. J. V. Henderson and J. F. Thisse. Amsterdam: Elsevier 4: 2481-2527.
- Glaeser, E. L. and M. G. Resseger 2010. "The Complementarity between Cities and Skills." *Journal of Regional Science* 50(1): 221-244.
- Harari, M. 2020 "Cities in Bad Shape: Urban Geometry in India." *American Economic Review* 110(8): 2377-2421.
- Hering, L. and S. Poncet 2010. "Market Access and Individual Wages: Evidence from China." *The Review of Economics and Statistics* 92(1): 145-159.
- Ishikawa, T. 2016. *Dynamic Locational Phases of Economic Activity in the Globalized World*. Singapore: Springer.
- Lee, B. and P. Gordon 2011. "Urban Structure: Its Role in Urban Growth, Net New Business Formation and Industrial Churn." *Région et Développement* (33): 137-159.
- Mincer, J. 1974. *Schooling, Experience, and Earnings*. New York: Columbia University Press.
- Mion, G. 2004. "Spatial Externalities and Empirical Analysis: The Case of Italy." *Journal of Urban Economics* 56(1): 97-118.
- Mion, G. and P. Naticchioni 2005. "Urbanization Externalities, Market Potential and Spatial Sorting of Skills and Firms." *CEPR Discussion Papers* (5172).
- Roback, J. 1982. "Wages, Rents, and the Quality of Life." *Journal of Political Economy* 90(6): 1257-1278.
- Rosen, S. 1979. "Wage-based Indexes of Urban Quality of Life." in *Current Issues in Urban Economics*. eds. P. Mieszkowski and M. Straszheim. Baltimore: Johns Hopkins University Press.
- Sheppard, E. 1982. "City Size Distributions and Spatial Economic Change." *International Regional Science Review* 7(2): 127-151.
- Tsai, Y. H. 2005. "Quantifying Urban Form: Compactness versus 'Sprawl'." *Urban Studies* 42(1): 141-161.
- Wang, Na 2020a. "An Empirical Study on the Relationship between City System and Regional Economic Development under Regional Differentiation in China." *The Journal of Economics (Chuo University)* 60(3-4): 53-72.
- 2020b. "The Impact of Housing Prices on Income Gap: Based on Panel Data Analysis of 285 Prefecture-level Cities in China." *The Journal of Economics (Chuo University)* 60(5-6): 15-33.

〈中国語文献〉

- 常晨・陸銘 2017. 「新城之殇——密度、距離和債務——」『經濟学（季刊）』16(4): 1621-1642.
- 陳強 2014. 『高級計量經濟学及 Stata 応用（第二版）』北京：高等教育出版社.
- 陳旭・秦蒙 2018. 「城市蔓延，人口規模与工資水平——基于中国製造業企業的經驗研究——」『經濟学動態』(9): 84-99.
- 範劍勇・馮猛・李方文 2014. 「產業集聚与企業全要素生產率」『世界經濟』37(5): 51-73.
- 高虹 2014. 「城市規模与労働力収入」『世界經濟』37(10): 145-164.
- 国家統計局城市社会經濟調查司 2018. 『中国价格（價格）統計年鑑 2018』北京：中国統計出版社.
- 国家統計局城市社会經濟調查司 2005～2019. 『中国城市（都市）統計年鑑 2004～2018』北京：中国統計出版社.
- 洪世鍵・張京祥 2013. 「城市蔓延的界定及其測度問題探討——以長江三角洲為例——」『都市規劃』37(7): 42-46.
- 李強 2012. 「『双重遷移』女性的就業決策和工資收入的影响因素分析——基于北京市農民工的調查——」『中国人口科学』(5): 104-110.
- 陸銘・高虹・佐藤宏 2012. 「城市規模与包容性就業」『中国社会科学』(10): 47-66.
- 陸銘・張航・梁文泉 2015. 「偏向中西部的土地供应如何推昇了東部的工資」『中国社会科学』(5): 59-83.
- 秦蒙・劉修岩・李松林 2019. 「城市蔓延如何影響地区經濟成長——基于夜間灯光数据的研究——」『經濟学（季刊）』18(2): 527-550.

- 孫三百・万広華 2017. 「城市蔓延对居民福利的影响——对城市空間異質性的考察——」『經濟学動態』(11): 32-45.
- 王鵬 2012. 「我国労働力市場上工資收入差距的決定因素——基于夏普里值過程的回歸方程分解——」『財經研究』38(2): 39-48.
- 吳江潔・孫斌棟 2015. 「居民就業可達性的空間分布及对收入的影响——基于上海都市区的实证研究——」『地理研究』34(9): 1744-1754.
- 吳曉怡・邵軍 2016. 「經濟集聚与製造業工資不平等——基于歷史工具變量的研究——」『世界經濟』39(4): 120-144.
- 張建紅・J. Paul Elhorst・Arjen van Witteloostuijn 2006. 「中国地区工資水平差異的影响因素分析」『經濟研究』(10): 62-71.
- 趙曜・柯善咨 2015. 「城市規模，中間產品与異質厂商生產率」『管理世界』(3): 51-65.
- 踪家峰・周亮 2015. 「大城市支付了更高的工資嗎」『經濟学（季刊）』14(4): 1467-1496.

【謝辭】 本稿の執筆にあたり，谷口洋志教授（中央大学），石川利治名誉教授（中央大学），本誌の査読者の先生方から貴重なコメントを頂いた。ここに記して感謝したい。なお，本稿におけるすべての誤りは筆者に帰するものである。

（王娜・東洋大学經濟学部助教，2021年3月4日受領，2022年2月4日レフェリーの審査を経て掲載決定）



## 付録 実証分析の推定方法の詳細について

### 1. 計量モデル(8)の推定方法について

本稿では、パネルデータモデル(8)の推定法について、操作変数法の GMM 推定法を採用する。

パネルデータモデルのもっともよく使われる推定方法は固定効果モデル (Fixed effects model) とランダム効果モデル (Random effects model) であるが、説明変数に内生性が生じる場合、これらの2つモデルのパラメータの推定結果には偏りがあり、不一致である。モデル(8)では、都市システム指標と経済成長の間に同時性 (simultaneity) による内生性が存在する可能性もあれば、欠落変数 (Omitted variables) による内生性が存在する可能性も否定できない。このため、都市システム指標と従業員賃金の間には内生性が生じる可能性がある。したがって、操作変数 (Instrumental variable)<sup>(注36)</sup>によって推定量のバイアスを緩和する必要がある。操作変数法 (Method of instrumental variables: IV 法) としてもっともよく知られている推定法は、二段階最小二乗法 (Two Stage Least Square: 2SLS) と呼ばれる推定法である。

操作変数の選択の合理性を検証するには、3つの検証が必要である。第1に、識別不可能の検定 (Underidentification tests) である (帰無仮説  $H_0$ : 操作変数は内生変数と無相関である)。操作変数が識別不可能であれば、推定不可能となり、追加的な操作変数を探す必要がある。本稿では、Anderson [1951] のラグランジュ乗数法 (Lagrange multiplier: LM) を用いて検定を行う。帰無仮説が棄却できれば、操作変数は識別できる (identified) とみなされる。第2に、弱相関操作変数の検定 (Weak instruments test)

である (帰無仮説  $H_0$ : 操作変数の弱相関問題が存在する)。操作変数と内生変数の相関が弱い場合、操作変数が不適切であるとみなされる。本稿では、Cragg-Donald 検定 [Cragg and Donald 1993] を用いて検定を行う。経験によれば、この検定の F 統計量の値が 10 より大きくなれば、帰無仮説が棄却できる。つまり、操作変数の弱相関問題が存在しないとみなされる [陳 2014]。第3に、過剰識別制約の検定 (Overidentification test) である (帰無仮説  $H_0$ : 選択した操作変数が適切である)。操作変数が過剰に導入されている場合にも問題が起こりうる。本稿では、Sargan 統計量を用いて検定を行う。帰無仮説が棄却できない場合、選択した操作変数が妥当であることを意味する。

一般に、過度識別かつ不均一分散が存在する場合、より効率的な推定方法は、一般化モーメント推定法 (Generalized Method of Moments: GMM)、すなわち操作変数法の GMM 推定法である [Davidson and MacKinnon 2004]。同じ分散の場合、GMM 推定法は 2SLS 推定法に相当するが、しかし、実際のデータには多かれ少なかれ不均一分散が存在する (すべて個体の攪乱項の分散が完全に同じではない) ため、GMM 推定法の方が比較的効率的である。これを考慮したうえで、本稿では、パネルデータモデル(8)の推定法について、操作変数法の 2SLS 推定法でなく、操作変数法の GMM 推定法を採用する。

### 2. 計量モデル(9)の推定方法について

本稿では、モデル(8)のパネルデータと違い、モデル(9)にはダイナミック・パネルデータが用

いられるため、モデル(9)の推定法について、ダイナミック・パネルデータに対応する2ステップシステムGMM推定法を採用する。

モデル(9)では、説明変数のなかでラグ1期の被説明変数を用いる一方、都市スプロールと経済成長の間に同時性による内生性が存在するため、都市スプロールと従業員賃金の間には内生性が生じる可能性がある。このようなラグ1期の被説明変数と内生的説明変数を含むダイナミック・パネルデータについては、ダイナミック・パネルモデルと呼ばれる。モデル(8)の操作変数法のGMM推定法と同じくGMM推定法が使用されるが、ダイナミック・パネル分析に対応する差分一般化モーメント推定法(Difference Generalized Moment Method: 差分GMM)とシステム一般化モーメント推定法(System Generalized Moment Method: システムGMM)が用いられる。システムGMMは、一階の階差をとって固定効果を除くすることによって、欠落変数バイアスを修正し、さらに内生変数のラグを有効な操作変数として用いることで、内生バイアスを取り除くことができる<sup>(注37)</sup>。差分GMMと比較して、システムGMMはモデルに存在する内生性と不均一分散の問題を効果的にコントロールでき、さらに弱い外生性変数のラグ項を該当変数の操作変数として使用するため、差分GMMの弱い操作変数やサンプルバイアスなどの問題を緩和するだけでなく、推定効率を向上させることができる。

GMMの推定値が有効であるかどうかは、誤差項に系列相関が存在しないこと、および操作

変数の選択が適切であることが鍵となる。そのため、2つの検証が必要である。第1に、誤差項の系列相関検定である(帰無仮説 $H_0$ : 誤差項に二階の系列相関が存在しない)。自己回帰AR(2)モデルの統計値によって、ラグ項と誤差項の階差には系列相関が存在するかどうかを検定する。帰無仮説が棄却できない場合、ラグ項と誤差項の階差には系列相関が存在しないことを意味する。第2に、過剰識別制約の検定(Sargan/Hansen test)である(帰無仮説 $H_0$ : モーメント条件が適切で、すなわち選択した操作変数が適切である)。過剰識別制約の検定はすべての操作変数の有効性を判定し、帰無仮説が棄却できない場合、選択した操作変数が妥当であることを意味する。

また、重み行列の選択によって、システムGMM推定は、1ステップ推定(one-step)と2ステップ推定(two-step)に分けられる。一般的には、2ステップ推定法は、系列相関と不均一分散の問題をより適切に対処できる。全国285の地級市には大きな地域差が存在することより、285の地級市サンプルには不均一分散の問題があり得る。そのため、本稿では、ダイナミック・パネルモデル(9)の推定法について、2ステップシステムGMM推定法を採用する。2ステップシステムGMMに基づく回帰係数の標準誤差への過小評価を防ぐため、クラスターロバスト標準誤差(cluster robust standard error)を加えて補正する。また、誤差項における相関の存在を防ぐために、時間ダミー変数を入れることにする。

---

Abstract

# **The Impact of Urban Spatial Structure on Workers' Wages in China: Empirical Analysis Based on Dynamic Panel Data**

Na Wang

The purpose of this paper is to study the impact of urban spatial structure on the wages of workers in China. Unlike conventional studies that quantify urban scale and urban density, this paper focuses on urban spatial structure and examines urban system indexes that reflect urban spatial features as well as urban sprawl indexes that reflect urban spatial density. In addition, this paper constructs a panel data regression model and a dynamic panel data regression model by using an instrumental variables method and a system generalized moment method, respectively, and then empirically analyzes the association of the urban system and urban sprawl indexes with wages as well as the synergistic effect of urban heterogeneity and urban sprawl on wages. Based on the above research, it is concluded that a decentralized urban spatial structure reduces the wages of workers. In large and medium-sized cities in the central region in particular, decentralized urban spatial structure has a relatively strong inhibitory effect on wage increases. The size of an urban population has a great effect on economic growth and wage increases because economies of agglomeration are based on the size of the population. In the future, it will be necessary for large and medium-sized cities to focus their urbanization efforts on realizing a compact urban spatial structure in order to avoid excessive land development and urban sprawl. By strengthening the agglomeration effect within cities, the urban spatial structure can improve the wages of workers.