

パネルデータを用いた都道府県間賃金差に関する分析

尾崎 雄太

(経済産業省職員)

本稿は、個人レベルのパネルデータを用いて、都道府県間の賃金差を分析する。都市集積の程度が大きい都道府県ほど、統計上の名目賃金は高い。理論的には、集積の経済による都市労働者の高い労働生産性と、都市の高い生活費、労働者のソーティングが都市の賃金を上げる一方で、低い賃金と引き換えに都市の充実したアメニティを求める労働者の存在が都市の賃金を下げると予測される。賃金を被説明変数とした最小二乗法で観察可能な変数で統制したとき、都市集積の程度を表す人口集中地区居住率の高い都道府県の賃金水準は低い都道府県と比べ、名目値で最大19.0%高いという結果が得られた。しかしこの分析では、観察されない個人の能力等の欠落変数の存在が推定結果のバイアスを生じさせる可能性がある。そこで時間を通じて一定の個人固定効果を除去した推定を行うと、都道府県間の名目賃金水準差は最大で4.1%であるという結果が得られ、当初の推定値の5分の1程度に縮小した。また都道府県別の賃金水準を比較したところ、見かけではいわゆる太平洋ベルト上の都道府県の賃金水準が高いものの、固定効果を考慮すると賃金水準は平準化された。さらに基準年に対する賃金比を被説明変数として、時間を通じた賃金成長効果を分析したところ、都市集積の程度が大きい都道府県の労働者ほど賃金が早く成長することが示唆された。これらの分析から、先行研究で確認されている都市の「賃金水準効果」や「賃金成長効果」をわが国でも確認することができた。

【キーワード】労働経済、地域雇用問題、賃金・退職金

目次

I 地域間賃金差の要因

II 都道府県間の賃金比較

III おわりに

補論 都道府県境を跨ぐ移住経験者に着目した分析

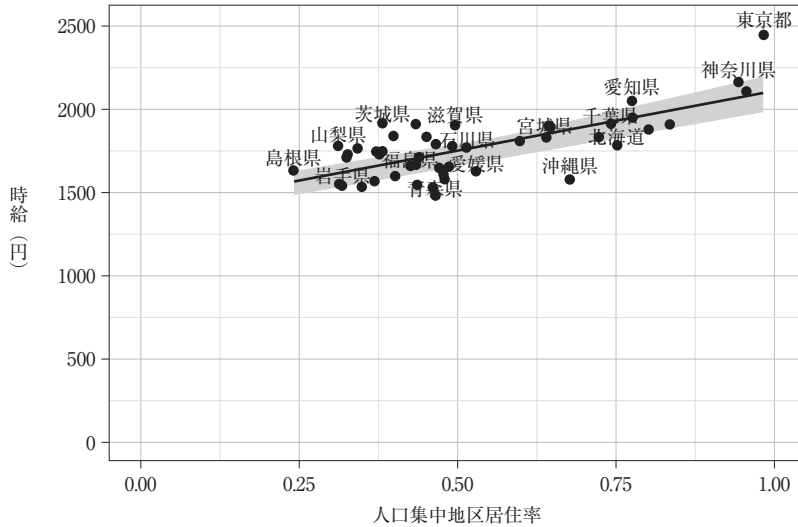
I 地域間賃金差の要因

都市集積の程度が大きい都道府県では賃金が高い。図1は、都市集積の程度を表す人口集中地区(Densely Inhabited District, DID)¹⁾居住率(都道府県人口に対する都道府県の人口集中地区に居住す

る人口の比)と、名目平均時給の関係性を示したものである。最も人口集中地区居住率の高い東京都で平均時給が2444円であるのに対し、最も低い島根県で1632円であった²⁾。このような地域間の賃金差はなぜ生じるのだろうか。

地域間の賃金差をもたらす要因として、都市に人が集まることで生じる外部経済によって労働の限界生産性が向上する「集積の経済」の存在が挙げられる。Marshall (1890)が先駆けて議論した集積の経済が生じる理由として、Duranton and Puga (2004)は共有(sharing)、マッチング(matching)、学習(learning)の3要素を挙げて

図1 都道府県と名目平均時給



注：直線は単回帰直線、影付き部分は95%信頼区間。
 出所：2015年『国勢調査』、2019年『賃金構造基本統計調査』より作成。

いる。共有に関して、都市の企業や個人は、スポーツ施設や文化施設などの不可分な公共施設の共有、多様な中間生産物の共有、分業、リスクの共有による便益を享受できる。マッチングに関して、都市で市場に参入する主体が増えることで、マッチングの質と確率を向上させることができる。学習に関して、都市の存在が知識の生成・拡散・蓄積の一連の流れを効率化させる。このような集積の経済の結果、都市の労働者はより高い労働生産性を発揮し、それに見合った高い賃金を得ると考えられる。

都市労働者の賃金が高い理由として、その他に、都市と地方の物価差を埋め合わせるように都市の賃金が高くなることが考えられる。都市の物価が地方より高い理由として、例えば、都市では限られた土地の供給に対して旺盛な需要があるため、地方と比べ地代が高くなることが挙げられる。実際、物価水準が高い東京都や神奈川県では、『小売物価統計調査（構造編）』における10大品目のなかで「住宅」が最も物価のプラスに寄与している（総務省 2020）。もし地域間の名目賃金差が生活費の差を反映しているに過ぎないのであれば、賃金を地域の物価水準に合わせて実質化すれば、賃金差はゼロになるだろう。また、能力の高い労働者が都市を好み都市に集まるソーティングに

よって、都市の労働者の賃金が高くなる可能性がある。産業が地理的に不均一に分布し、産業ごとに必要とされる技能が異なるなら、地域で必要とされる労働力構成も場所によって異なるだろう。その結果、技能集約的な産業が立地する地域では高い能力を持つ労働者が集まるため、地域の賃金水準が高くなる。

一方で、都市労働者の賃金の引き下げ要因として、都市アメニティの存在が挙げられる。アメニティは「家計が特定の場所に移住しようとする意志に影響するもの」を指し（Partridge 2010）、天候や風景などの自然環境に加え、公共サービス、公共インフラストラクチャー、犯罪、雰囲気など社会環境を含む広範な概念である。Roback(1982)の理論分析から、企業にとって非生産的なアメニティ（例えば、綺麗な空気というアメニティは労働者の効用を増加させるが、企業の視点からは大気汚染を抑制する手立てを講じる必要があるため生産費用を増加させる）が増加すると、賃金は減少することが知られている。直観的には、豊富なアメニティのある土地であれば労働者は低い賃金にも我慢することができるため、アメニティの存在が賃金を引き下げると説明される。

地域間の賃金差に関する異なる仮説を検討するために、特に2000年代以降、マイクロデータを用

いた実証分析が盛んに行われており、Combes and Gobillon (2015) のサーベイで網羅的に紹介されている。表1ではそのような研究のうち、本稿の関心に関連する主なものを列挙している。

とりわけ多く引用される Glaeser and Maré

(2001) の研究では、都市の賃金への影響として、賃金水準効果と賃金成長効果の2つの可能性を指摘する。都市の賃金水準効果では、都市の需要が高い、投入物の価格が安い、生産性を向上させる情報の外部性が存在する場合等を想定する。この

表1 ミクロデータを用いた地域間賃金差に関する実証研究

著者	テーマ	データと手法				推計手法	被説明変数	分析結果		備考
		対象地域	データのレベル	使用データ	サンプルサイズ			説明変数とその寄与		
Adamson, Clark and Partridge (2004)	集積の経済とアメニティの賃金への影響	米国	個人	NLSY	25,902 (4,317 個人)	変量効果	賃金	<ul style="list-style-type: none"> 都市の賃金プレミアムは、高学歴の労働者ほど小さくなる アメニティが通常材または奢侈品だとすると、都市における労働生産性の向上による賃金上昇を相殺するアメニティの効果が、高学歴の労働者ほど大きいと考えられる 	多くの人にとって時間を通じて変化しない教育、人種、性別、自然アメニティなどを説明変数として用いるため、固定効果モデルではなく変量効果モデルを採用している	
Baum-Snow and Pavan (2012)	賃金成長効果	米国	個人	NLSY	25,363 (1,754 個人)	固定効果	賃金	<ul style="list-style-type: none"> 大都市では、時間当たりの賃金が高い、成長率が高い、労働者の観測されるスキルが高い 仕事内での賃金成長の方が、転職による賃金成長より大きい(仕事内の賃金成長が、大都市と小都市の賃金差の66%を占める) 		
Combes, Duranton and Gobillon (2008)	ソーティング	フランス	個人	DADS	2,664,474	固定効果、操作変数	賃金	<ul style="list-style-type: none"> 個人の能力が空間的賃金差の大部分を占めており、能力による空間的選別が行われていることが示唆される 労働者間、企業間の交流による効果は、主に地域の雇用密度によってもたらされる 人的以外の地域資源の役割は小さいと考えられる 	操作変数として、都市人口の対数密度(1831年、1861年、1891年、1921年)、1831年の人口データを用いて算出した対数市場潜在力、周辺性指数(他のすべての雇用地域までの平均距離の対数)	
Glaeser and Maré (2001)	賃金水準効果、賃金成長効果	米国	個人	PSID, CPS, NLSY	PSID: 39,485 (4,534 個人) CPS: 332,609 NLSY: 40,194 (5,405 個人)	固定効果	賃金	<ul style="list-style-type: none"> 24.9%あった密集都市圏の賃金プレミアムが、固定効果を考慮することで10.9%に減少 地方→都市の移住者は、地方に止まるものと比べ移住後の賃金が15%程度上昇する 都市→地方の移住者は、移住後の賃金は1~5%程度しか減少しない 		
Gould (2007)	職種別ソーティング	米国	個人	NLSY	16,462 (1,836 個人)	ダイナミック・プログラミング・モデル	賃金	<ul style="list-style-type: none"> ブルーカラー労働の賃金格差は地域別の労働者のタイプの違いでは完全に説明できる ホワイトカラーの賃金格差は地域別の労働者タイプで一部しか説明されない(30歳で34%) したがって、ホワイトカラーの仕事をする労働者は、地方より都市の方が賃金が高い 		
Lee (2010)	ソーティング	米国	個人(医療関係者に限る)	CTS	9,682	GLS	賃金	<ul style="list-style-type: none"> 都市賃金プレミアム(人口規模に対する賃金の弾力性)は高能力の医師ほど低い(一般医は-1.9%、外科専門医は-4.4%) 医療部門全体の都市部の賃金プレミアムの72%を能力によるソーティングが占めている 		
Rosenthal and Strange (2008)	集積の経済	米国	個人	IPUMS	730,281	操作変数	賃金	<ul style="list-style-type: none"> 職場から5マイル以内の労働者に対する賃金の弾力性は4.5% この賃金プレミアムは、大学教育を受けた労働者に近接していることによってもたらされる 密度の賃金への効果は、距離が遠くなるにつれて急激に弱まる 	操作変数として、地すべりの危険性、地震の危険性、堆積岩の存在など、地理的に変化する地質学的変数を使用	
Yankow (2006)	賃金水準効果、賃金成長効果	米国	個人	NLSY	23,956 (3,490 個人)	固定効果	賃金	<ul style="list-style-type: none"> OLSで見られた大都市圏の19%の賃金プレミアムのうち3分の2は、都市が測定されていない高いスキルや能力を持つ労働者を惹きつけていることで説明できる 		

時、労働者の賃金は地方から都市に移住することで直ちに上昇し、都市から退出することで直ちに減少する。他方都市の賃金成長効果では、都市が人的資本の蓄積を促進させることや、労働市場のマッチングを効率化させることが想定される。この時、都市への移住者の賃金は移住後直ちに増加するのではなく、時間をかけて成長する。実証分析を通して2つの効果を検討した結果、都市の賃金プレミアムは、賃金水準効果と賃金成長効果の両方からもたらされると彼らは述べている。

Yankow (2006) による類似の分析では、都市の賃金プレミアムのうち、3分の2は都市が能力の高い労働者を惹きつけるソーティングで説明され、残りの3分の1は都市の賃金水準効果と賃金成長効果によるものと結論付けられている。

このような分析において問題となるのが欠落変数の存在である。誤差項に含まれる観察不可能で賃金に影響を与える変数が、説明変数と相関するとき、推定結果にバイアスを生じるためだ。例えば、個人の観察されない能力が賃金を増加させると同時に、能力の高い労働者が都市に集まる傾向があるとしたら、内生性を考慮しない分析では都市の賃金プレミアムを過大評価することになってしまう。内生性への対処として、先行研究では、個人の時間を通じて一定な固定効果を考慮した推定を行うもの (Glaeser and Maré 2001 ; Yankow 2006 ; Baum-Snow and Pavan 2012)、操作変数として過去の都市データや地理情報を用いるもの (Rosenthal and Strange 2008)、固定効果と操作変数の両方を用いるもの、(Combes, Duranton and Gobillon 2008)、教育と人口の自然対数値の交差項を説明変数として変量効果モデルを用いるもの (Adamson, Clark and Partridge 2004) などがあつた。

表2に挙げるように、わが国における地域間の賃金差に着目した研究も多数なされている。Tabuchi and Yoshida (2000) は、1992年の日本の都市データ分析から、都市規模が2倍になると名目賃金が10%増加する一方で、実質賃金は12%減少することを明らかにした。森川 (2010) は、賃金水準の高い関東と、低い東北や九州の名目賃金格差のうち、7~8割は観察可能な個人特性、事務所特性、物価水準の違いで説明可能であ

るとする。阿部 (2021) は、都道府県間の平均賃金差に関する分析を通して、個人に支払われる賃金水準に差が開いている一方で、個人属性や産業・企業属性の違いによる都道府県間の賃金差は縮小していると指摘する。『日本労働研究雑誌』2020年5月号における特集「東京圏一極集中による労働市場への影響」の中で、安井 (2020) は特に東京圏地域での市区町村レベルの地域格差に着目し、他県よりも東京都へ、都内でも特別区へ、特別区でも特定の区へと、人口集中が進んでいること、そしてそれは産業・職業を通じて経済的な地域格差につながることを確認した。同特集で田中・東・勇上 (2020) は、東京の賃金や所得の高さは他の地域に比して突出しているが、東京の雇用者は、同時に、相対的に長い労働時間や通勤時間の不効用を被っている可能性があることを指摘する。

日本の地域間経済格差に焦点を当てた研究の蓄積が進む一方で、先に述べたように欠落変数への十分な対処なしに地域間賃金差の実態を正しく把握することは困難であるにもかかわらず、日本のデータを用いた観察されない労働者の能力を考慮した分析は筆者の知る限り存在しない。そこで本稿は、個人固定効果を考慮したパネルデータ分析を通して、日本の都道府県間賃金差をより正確に評価することを試みる。

本稿の主な発見は次の2点である。第一に、都道府県間の賃金水準差は、個人固定効果を考慮することで、見かけよりかなり小さくなる。第二に、都市集積の程度が大きい都道府県ほど、労働者の賃金がより早く成長することが示唆された。

II 都道府県間の賃金比較

1 データの説明

リクルートワークス研究所が毎年実施する「全国就業実態パネル調査」の2016年調査から2020年調査のデータを使用する。これは全国15歳以上の男女を対象としたインターネットモニター調査で、調査前年1年間の個人の就業状態、所得などに関する調査を毎年追跡して行うものである。

表2 日本における地域間賃金差に関する研究

著者	研究目的	分析レベル	主な結論
Tabuchi and Yoshida (2000)	・地域間の純移動がほとんどなくなった1992年の日本の都市データを用いて、消費側と生産側の集積の経済を推定	都市	・都市規模が2倍になると、名目賃金は約10%増加するが、実質賃金は約7-12%減少する ・大都市は、企業の生産性を高めるだけでなく、家計にも集積の経済をもたらす
奥井 (2013)	・同一職種の都道府県間賃金格差が大きい職業と、時系列的推移はみられるのかについて調べる	都道府県・職種	・同一職種の都道府県間賃金格差は、多くの職種で長期的に維持される ・対象の79職種中、期間中に都道府県間賃金格差が拡大した職種は21職種
田中・東・勇上 (2020)	・労働市場としての東京の特徴を概観する	市区町村	・東京都心部には旺盛な労働需要があり、人手不足となっている一方で、ミスマッチの程度も大きい ・東京都心部の労働需要は、知識集約型の産業や職業に相対的に特化している ・東京の賃金や所得の高さは他の地域に比して突出しているが、それは相対的に長い労働時間や通勤時間とパッケージになっている
水野 (2020)	・経済地理学の視点から企業の東京圏への集中の要因を整理し、東京一極集中の評価及び政策に関する検討を行う	—	・企業が東京圏に集中する第一の要因は集積の利益であるが、企業の立地は集積の利益と不利益のバランスによって決定される ・第二の要因は、グローバル都市化の影響や特化した産業の成長度合いなどの、都市の属性である
安井 (2020)	・東京圏地域の人口動向を把握し、地域内部の経済的・社会的な格差の実態を描き出す	市区町村	・情報通信、金融・保険、専門サービス産業が盛んな地域に人口が集中し富が集積されている ・東京圏の都心回帰現象では、他県よりも東京都へ、都内でも特別区へ、特別区でも特定の区への人口集中が進み、産業・職業を通じて経済的な地域格差につながっている ・格差は正については郊外居住者よりも都心居住者が否定的だが、このような都心と郊外の対比が東京圏においても確認された
若杉 (2020)	・地域間の賃金上昇率に差異をもたらす要因を明らかにする	都道府県	・日本の賃金の地域間格差は近年高止まり ・地域間賃金格差は、賃金上昇率が地域間で異なるために生じる ・集積が賃金格差を生む上で有意に正の影響をもたらす
阿部 (2021)	・都道府県間の賃金格差と失業率格差の動向を整理し、地域雇用政策の影響を検討する	都道府県	・個人に支払われる賃金水準に関する都道府県間格差は年々大きくなっている ・個人属性や産業あるいは企業属性などを要素賦存量の都道府県間格差は年々小さくなっている
森川 (2010)	・公平性の観点から賃金及び幸福度に関する観察事実を整理	労働者	・個人レベルでの賃金の分散の大部分は都道府県内の賃金格差 ・賃金水準の高い関東と低い東北や九州の間の名目賃金格差のうち、7-8割は観測可能な個人特性・事業所特性・物価水準の違いで説明される ・都道府県別最低賃金を地域別の物価水準で補正・実質化すると、東京は最も実質最低賃金が低い
徳井ほか (2013)	・都道府県別、産業別に、産業構造・要素投入・全要素生産性(TFP)を計測するデータベースを構築 ・サブライサイドの視点から1970年以降の日本の地域間労働生産性格差とその変化の原因について分析	都道府県・産業	・クロスセクションで見ると、資本装備率、労働の質、TFP全ての要因が労働生産性の地域間格差に寄与した ・製造業は地域間の労働生産性格差縮小に寄与 ・非製造業は、格差残存に寄与する傾向
鈴木 (2006)	・賃金の都道府県間格差の要因を追求	都道府県	・都道府県間格差の約半分は東京と他の道府県との格差 ・「労働者構成の相違」よりも、「純粋な賃金格差」の方が、都道府県間格差のより大きな要因 ・「純粋な賃金格差」…サービス業、小企業で、高所得県での賃金水準が高い。地域に密着し賃金が地域内で平準化しやすい労働者属性が大きな格差拡大要因 ・「労働者構成の相違」…大企業、製造業等で、高所得県での高賃金労働者が集中する傾向。企業の立地選択等で賃金が地域間で平準化しやすい労働者属性が大きな格差拡大要因

「全国就業実態パネル調査」の特徴として、大規模な調査である（例えば2020年調査の有効回収数は5万7284）ことに加え、インターネット上での回答であるため調査期間中に都道府県間の移住をした個人を追跡することが可能であることが挙げられる。賃金の個人固定効果を除去するためには、都道府県境を超えた個人のデータが一定数必要であるため、本研究ではこのパネルデータを用いることが適当だと考えた。

他方「全国就業実態パネル調査」の限界として、個人の所在地に関する回答が居住都道府県に限られているため、市町村別などの詳細な地域レベルの分析や就労地別の分析が困難であることが挙げられる³⁾。また、母集団分布を反映するように割付が設定されているものの、インターネットモニターから適格者を抽出する形で標本抽出が行われているため、サンプルの偏りによるバイアスを生じる可能性がある。さらに、「全国就業実態パネル調査」は2016年に開始され、2020年の就労状態を調査対象とした2021年調査結果は新型コロナウイルス感染症の影響を考慮し本稿の分析では用いないこととしたため、執筆時点で利用可能なデータは2016年調査から2020年調査までの5年間分に限られた。

「全国就業実態パネル調査」の他に、居住都道府県ごとの物価を考慮した実質賃金の算出のために『小売物価統計調査（構造編）』を用いている。また、居住都道府県における都市集積の程度に関する変数は『国勢調査（2015年、2020年）』の値の平均値を使用している⁴⁾。被説明変数として用いる賃金には、「主な仕事からの年収」と「一週間の労働時間」への回答から算出される時給を使用した⁵⁾。

分析は労働生産人口に含まれる18歳以上65歳以下のサンプルを対象とした。名目時給が100円を切るなど明らかに過小なデータが含まれていたため、2015年1月1日時点での全国の最低賃金時間額のうちもっとも低かった677円未満を分析対象外とした。また賃金突出して高いサンプルがあったため、スミルノフ・グラブス検定を繰り返し用いて外れ値を除去した。さらに二時点以上のデータが利用できない個人を除外した。最終的に、全体で10万5080のサンプル（3万3939個人）が得られた。

データの構成を確認するために、サンプル内の人口集中地区居住率の平均である70.1%を基準として、それより上であれば「DID居住率高」、下であれば「DID居住率低」に分類した。サンプル内で「DID居住率高」の都道府県に居住する個人の割合は60.0%で、『国勢調査（2020年）』から算出される母集団の「DID居住率高」の都道府県に居住する個人の割合より3.2%ポイント多い。表3は連続変数に関する記述統計量であるが、賃金はサンプル全体の平均で1910.6円であり、「DID居住率高」の都道府県に居住する個人の平均賃金の方が「DID居住率低」より195円ほど時給が高い。1週間当たりの労働日数、1週間の労働時間ともに「DID居住率低」の方が長い一方で、1日当たりの労働時間を計算すると、「DID居住率高」の8.23時間に対して、「DID居住率低」は8.11時間と短かった。

表4はカテゴリー変数に関する記述統計量である。「DID居住率低」と比較して「DID居住率高」の方が、大卒・修士卒、300人以上の従業員規模の企業に勤める人、パート・アルバイトや派遣社員、有期雇用契約に基づく労働者の割合が大きい

表3 記述統計量（連続変数）

	DID 居住率高		DID 居住率低		全体	
	平均	S.D.	平均	S.D.	平均	S.D.
賃金	1988.4	1041.0	1793.8	951.2	1910.6	1010.6
1週間の労働日数	4.945	0.689	5.047	0.632	4.986	0.669
1週間の労働時間	40.699	12.014	40.975	11.181	40.809	11.689
人口集中地区居住率	0.858	0.101	0.466	0.106	0.701	0.218
潜在的経験年数	20.7	11.8	21.6	12.0	21.0	11.9
総数	63,084		41,996		105,080	

表4 記述統計量（カテゴリー変数）

(単位：%)

		DID 居住率高	DID 居住率低	全体
性別	男性	59.9	60.3	60.0
	女性	40.1	39.7	40.0
学歴	小学校・中学校	1.6	1.9	1.7
	高等学校	30.9	37.2	33.4
	専修各種学校	16.8	15.4	16.2
	短期大学	10.4	9.8	10.1
	高等工業専門学校	1.5	1.9	1.6
	大学	33.3	29.2	31.6
	大学院修士課程	3.8	3.2	3.5
	大学院博士課程	0.6	0.6	0.6
	在学中	1.2	1.0	1.1
従業員規模	4人以下	3.3	3.8	3.5
	5～9人	5.9	6.8	6.2
	10～19人	6.8	7.8	7.2
	20～29人	4.7	5.4	5.0
	30～49人	6.6	7.6	7.0
	50～99人	10.2	11.0	10.5
	100～299人	14.1	15.1	14.5
	300～499人	6.6	6.5	6.5
	500～999人	7.9	6.8	7.4
	1000～1999人	6.6	5.2	6.1
	2000～4999人	6.3	4.8	5.7
	5000人以上	15.5	11.2	13.7
	公務（官公庁）	5.5	8.0	6.5
雇用形態	正規の職員・従業員	73.0	74.6	73.6
	パート・アルバイト	16.0	15.2	15.7
	労働者派遣事業所の派遣社員	3.5	2.1	2.9
	契約社員	6.3	6.3	6.3
	嘱託	1.0	1.5	1.2
	その他	0.2	0.4	0.3
役職	代表取締役・役員・顧問	0.1	0.2	0.1
	部長クラスの管理職	2.2	2.1	2.2
	部長クラスと同待遇の専門職	0.8	0.7	0.8
	課長クラスの管理職	5.3	5.1	5.2
	課長クラスと同待遇の専門職	1.9	1.8	1.9
	係長・主任クラスの管理職	8.5	8.0	8.3
	係長・主任クラスと同待遇の専門職	8.4	8.3	8.3
	役職にはついていない	72.7	73.9	73.2
雇用契約	有期雇用契約	28.7	26.6	27.9
	無期雇用契約	68.9	70.9	69.7
	わからない	2.4	2.5	2.4
総数		63,084	41,996	105,080

などの違いが見られる。

都道府県間の物価差を調整した賃金（以下「実質賃金」とする）は、『小売物価統計調査（構造編）』で提供される全国平均を100とした10大費目別消費者物価地域差指数を用いて、

$$\text{実質賃金} = \text{名目賃金} \times \frac{100}{\text{居住都道府県の物価指数}}$$

から算出している⁶⁾。

2 都市の賃金水準効果

基本となる回帰式は、

$$\log W_{it} = \sum_{h=1}^H \beta_h \text{PREF}_{iht} + \sum_{j=1}^J \gamma_j X_{ijt} + \sum_{k=1}^{K-1} \tau_k \text{YEAR}_{kt} + \epsilon_{it}$$

である。iが個人、tが調査年を表し、 W_{it} は(名目または実質)賃金、 PREF_{iht} は個人iのt年における居住都道府県の都市集積の程度に関する変数、 X_{ijt} は個人の特性を表す変数、 YEAR_{kt} は年ダミー、 ϵ_{it} は誤差項である⁷⁾。個人の属性を表す変数として、性別、最終学歴、勤め先の従業員規模、雇用形態、業種、職種、役職、雇用契約期間の有無に関するダミー変数と、潜在的経験年数とその二乗を使用している。なお使用したパネルデータにおける職種のカテゴリー分けが調査年によって異なっていたため、調査年によらず同一のカテゴリー分けになるよう調整している。

しかし観察可能な変数を可能な限り多く式に含めたとしても、前節で述べた通り、推定結果には欠落変数による問題が生じる恐れがある。例えば、観察されない能力の高い労働者が都市に好んで居住するソーティングが生じている、もしくは都市の賃金成長効果により都市労働者の観察されない能力が高いとすれば、 PREF_{iht} と ϵ_{it} の間には正の相関が存在するため、 β_h の推定値には正の方向にバイアスがかかる。そこで、時間を通じて一定の個人の観察不可能な固定効果を考慮し、

$$\log W_{it} = \sum_{h=1}^H \beta_h \text{PREF}_{iht} + \sum_{j=1}^J \gamma_j X_{ijt} + \sum_{k=1}^{K-1} \tau_k \text{YEAR}_{kt} + \alpha_i + \epsilon_{it}$$

を推定した。ここで α_i は個人固定効果である。当然、個人固定効果を考慮するだけでは時間によって変化する個人の能力を統制することはできないため、先に説明した X_{ijt} を固定効果モデルにも用いることで利用可能なデータの範囲内で個人の能力の変化を統制することができると考えた。

表5は、名目賃金もしくは実質賃金の自然対数を、都市集積の程度に関する変数で説明した回帰分析結果である。都市集積の程度に関する変数として、(a)では人口集中地区居住率を、(b)では居住都道府県における人口の自然対数を、(c)では居住都道府県における人口密度の自然対数

を、(d)では居住都道府県における可住地面積に対する人口密度の自然対数を、(e)では都道府県内に特別区または政令指定都市があるかを表す政令指定都市ダミーを用いている。(a)から(e)それぞれで、(1)と(7)は人口集中地区居住率を説明変数とし年固定効果を考慮したPooled OLS推定、(2)と(8)はそれに個人属性に関する変数を加えたPooled OLS推定、(3)と(9)は固定効果モデルを用いて個人固有の効果を統制して推定した結果である。これらに説明変数として東京圏、名古屋圏、大阪圏ダミーを追加した分析結果を(4)~(6)、(10)~(12)で示している⁸⁾。標準誤差は個人レベルでクラスタリングした頑健な標準誤差を報告している。

表5(a)に関して、被説明変数を名目賃金の自然対数、説明変数を人口集中地区居住率とし、調査年ダミーのみで統制した(1)の係数は0.247であった。人口集中地区居住率の最も高い東京都(98.4%)と最も低い島根県(24.2%)の差が74.2%ポイントであるが、(1)の係数から、人口集中地区居住率が74.2%ポイント増加した時、名目賃金は20.1%増加すると言える⁹⁾。(2)で観察可能な個人の属性を統制変数に加えたところ、人口集中地区居住率が74.2%ポイント増加した時の名目賃金の増加率は19.0%で、(3)で個人固定効果を考慮すると、名目賃金は4.1%しか増加しなかった。(7)、(8)、(9)で被説明変数を実質賃金の自然対数として分析したところ、年ダミーだけで統制した(7)では、人口集中地区居住率が74.2%ポイント増加したとき実質賃金は13.2%増加するという結果になり、名目賃金を用いた(1)と比較すると、見かけの賃金差の1/3程度は地域間の物価差で説明できると言える。統制変数として個人属性を加え、個人固定効果を考慮した(9)では、統計的に有意ではないものの、人口集中地区居住率の係数が負になった。

説明変数に都市圏ダミーを加えた表5(a)(4)を見ると、人口集中地区居住率が74.2%ポイント増加したとき名目賃金は10.7%増加し、さらに居住都道府県が東京圏であれば8.3%、名古屋圏であれば6.4%の賃金が上乗せされるという結果であった。しかし個人の固定効果を考慮した(6)

では、有意性はないが人口集中地区への居住による賃金の上昇幅は1/7程度に、東京圏居住の上昇幅は1/4程度、名古屋圏は半分程度に縮小している。賃金を実質化した(12)で、人口集中地区居住率の係数と東京圏の賃金プレミアムは有意性はないものの負になった。

都市集積の程度に関する変数として異なる指標を用いた表5(b)から表5(e)でも、同様の結果が得られている。例として(1)から(3)に着目すると、居住都道府県における人口の自然対数を説明変数とした表5(b)に関して、(1)と(2)で観察可能な変数のみで統制した時の都道府県人口に対する名目賃金の弾力性は6.8%と6.4%で

あったが、(3)で個人固定効果を考慮したところ1.6%に縮小した。表5(c)に関して、(1)、(2)で観察可能な変数のみで統制した時の都道府県人口密度に対する名目賃金の弾力性は3.7%であったが、(3)で個人固定効果を考慮すると0.9%に縮小した。表5(d)に関して、可住地面積に対する人口密度に対する名目賃金の弾力性は、(1)、(2)で4.7%であったが、(3)の固定効果推定では1.2%に縮小した。表5(e)に関して、(1)、(2)で係数が0.092、0.084であることから、特別区または政令指定都市がある都道府県の労働者はそうでない都道府県と比べ9.6%ないし8.8%賃金が高いことが示唆されたが、(3)で個人固定効果

表5 都市集積の程度に関する変数を説明変数とした賃金水準効果の分析

(a)

	被説明変数 :											
	log(Wage)						log(Wage/Price Index)					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
人口集中地区居住率	0.247*** (0.012)	0.234*** (0.008)	0.054* (0.031)	0.137*** (0.020)	0.105*** (0.012)	0.019 (0.046)	0.167*** (0.012)	0.155*** (0.008)	-0.025 (0.031)	0.102*** (0.020)	0.070*** (0.012)	-0.023 (0.046)
東京圏ダミー				0.083*** (0.009)	0.088*** (0.006)	0.019 (0.023)				0.051*** (0.009)	0.056*** (0.006)	-0.012 (0.023)
大阪圏ダミー				0.007 (0.010)	0.038*** (0.006)	0.030 (0.025)				0.004 (0.010)	0.034*** (0.006)	0.029 (0.025)
名古屋圏ダミー				0.064*** (0.009)	0.063*** (0.006)	0.029 (0.025)				0.074*** (0.009)	0.073*** (0.006)	0.038 (0.025)
調査年ダミー	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
個人属性		Yes	Yes	Yes	Yes	Yes		Yes	Yes		Yes	Yes
固定効果			Yes			Yes			Yes			Yes
Observations	105,080	105,080	105,080	105,080	105,080	105,080	105,080	105,080	105,080	105,080	105,080	105,080
Adj. R-sq	0.016	0.487	0.763	0.019	0.490	0.763	0.009	0.484	0.761	0.012	0.486	0.761

注 : * p<0.1, **p<0.05, ***p<0.01

東京都、神奈川県、埼玉県、千葉県を東京圏、愛知県、岐阜県、三重県を名古屋圏、大阪府、兵庫県、京都府、奈良県を大阪圏とする。統制変数として、調査年ダミー、個人属性(性別、最終学歴、勤め先の従業員規模、雇用形態、業種、職種、役職、雇用契約期間の有無年に関するダミー変数と、潜在的経験年数とその二乗)を用いた。括弧内は個人でクラスタリングしたクラスターロバスト標準誤差。

(b)

	被説明変数 :											
	log(Wage)						log(Wage/Price Index)					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
log(人口)	0.068*** (0.003)	0.064*** (0.002)	0.016** (0.007)	0.043*** (0.005)	0.036*** (0.003)	0.011 (0.011)	0.050*** (0.003)	0.046*** (0.002)	-0.002 (0.008)	0.039*** (0.005)	0.032*** (0.003)	0.004 (0.011)
東京圏ダミー				0.067*** (0.009)	0.071*** (0.006)	0.010 (0.023)				0.029*** (0.009)	0.033*** (0.006)	-0.026 (0.023)
大阪圏ダミー				0.010 (0.009)	0.037*** (0.006)	0.025 (0.023)				-0.001 (0.009)	0.026*** (0.006)	0.017 (0.023)
名古屋圏ダミー				0.046*** (0.010)	0.047*** (0.006)	0.022 (0.026)				0.055*** (0.010)	0.056*** (0.006)	0.032 (0.026)
調査年ダミー	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
個人属性		Yes	Yes	Yes	Yes	Yes		Yes	Yes		Yes	Yes
固定効果			Yes			Yes			Yes			Yes
Observations	105,080	105,080	105,080	105,080	105,080	105,080	105,080	105,080	105,080	105,080	105,080	105,080
Adj. R-sq	0.019	0.490	0.763	0.021	0.491	0.763	0.012	0.486	0.761	0.013	0.487	0.761

注 : * p<0.1, **p<0.05, ***p<0.01

東京都、神奈川県、埼玉県、千葉県を東京圏、愛知県、岐阜県、三重県を名古屋圏、大阪府、兵庫県、京都府、奈良県を大阪圏とする。統制変数として、調査年ダミー、個人属性(性別、最終学歴、勤め先の従業員規模、雇用形態、業種、職種、役職、雇用契約期間の有無年に関するダミー変数と、潜在的経験年数とその二乗)を用いた。括弧内は個人でクラスタリングしたクラスターロバスト標準誤差。

(c)

	被説明変数 :											
	log(Wage)						log(Wage/Price Index)					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
log(人口/面積)	0.037*** (0.002)	0.037*** (0.001)	0.009** (0.005)	0.015*** (0.003)	0.017*** (0.002)	0.006 (0.007)	0.026*** (0.002)	0.026*** (0.001)	-0.003 (0.005)	0.013*** (0.003)	0.015*** (0.002)	0.001 (0.007)
東京圏ダミー				0.095*** (0.010)	0.083*** (0.006)	0.011 (0.023)				0.054*** (0.010)	0.043*** (0.006)	-0.022 (0.023)
大阪圏ダミー				0.025** (0.010)	0.042*** (0.006)	0.026 (0.024)				0.014 (0.010)	0.030*** (0.006)	0.020 (0.024)
名古屋圏ダミー				0.065*** (0.010)	0.058*** (0.006)	0.025 (0.026)				0.072*** (0.010)	0.065*** (0.006)	0.034 (0.026)
調査年ダミー	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
個人属性		Yes	Yes		Yes	Yes		Yes	Yes		Yes	Yes
固定効果			Yes			Yes			Yes			Yes
Observations	105,080	105,080	105,080	105,080	105,080	105,080	105,080	105,080	105,080	105,080	105,080	105,080
Adj. R-sq	0.016	0.488	0.763	0.019	0.490	0.763	0.010	0.485	0.761	0.011	0.486	0.761

注 : * p<0.1, **p<0.05, ***p<0.01

東京都, 神奈川県, 埼玉県, 千葉県を東京圏, 愛知県, 岐阜県, 三重県を名古屋圏, 大阪府, 兵庫県, 京都府, 奈良県を大阪圏とする。統制変数として, 調査年ダミー, 個人属性(性別, 最終学歴, 勤め先の従業員規模, 雇用形態, 業種, 職種, 役職, 雇用契約期間の有無年に関するダミー変数と, 潜在的経験年数とその二乗)を用いた。括弧内は個人でクラスタリングしたクラスターロバスト標準誤差。

(d)

	被説明変数 :											
	log(Wage)						log(Wage/Price Index)					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
log(人口/可住地面積)	0.047*** (0.002)	0.047*** (0.002)	0.012** (0.006)	0.018*** (0.004)	0.021*** (0.003)	0.008 (0.009)	0.031*** (0.002)	0.032*** (0.002)	-0.004 (0.006)	0.012*** (0.004)	0.016*** (0.003)	-0.002 (0.009)
東京圏ダミー				0.099*** (0.010)	0.085*** (0.006)	0.010 (0.023)				0.063*** (0.010)	0.050*** (0.006)	-0.017 (0.023)
大阪圏ダミー				0.025** (0.010)	0.040*** (0.006)	0.025 (0.024)				0.018* (0.010)	0.033*** (0.006)	0.024 (0.024)
名古屋圏ダミー				0.066*** (0.010)	0.058*** (0.006)	0.025 (0.026)				0.076*** (0.010)	0.068*** (0.006)	0.037 (0.026)
調査年ダミー	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
個人属性		Yes	Yes		Yes	Yes		Yes	Yes		Yes	Yes
固定効果			Yes			Yes			Yes			Yes
Observations	105,080	105,080	105,080	105,080	105,080	105,080	105,080	105,080	105,080	105,080	105,080	105,080
Adj. R-sq	0.015	0.488	0.763	0.019	0.490	0.763	0.009	0.485	0.761	0.011	0.486	0.761

注 : * p<0.1, **p<0.05, ***p<0.01

東京都, 神奈川県, 埼玉県, 千葉県を東京圏, 愛知県, 岐阜県, 三重県を名古屋圏, 大阪府, 兵庫県, 京都府, 奈良県を大阪圏とする。統制変数として, 調査年ダミー, 個人属性(性別, 最終学歴, 勤め先の従業員規模, 雇用形態, 業種, 職種, 役職, 雇用契約期間の有無年に関するダミー変数と, 潜在的経験年数とその二乗)を用いた。括弧内は個人でクラスタリングしたクラスターロバスト標準誤差。

(e)

	被説明変数 :											
	log(Wage)						log(Wage/Price Index)					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
政令指定都市ダミー	0.092*** (0.006)	0.084*** (0.004)	0.025* (0.014)	0.039*** (0.007)	0.031*** (0.004)	0.014 (0.016)	0.068*** (0.006)	0.061*** (0.004)	0.006 (0.014)	0.036*** (0.007)	0.028*** (0.004)	0.014 (0.016)
東京圏ダミー				0.113*** (0.007)	0.110*** (0.004)	0.018 (0.018)				0.069*** (0.007)	0.066*** (0.004)	-0.027 (0.018)
大阪圏ダミー				0.035*** (0.008)	0.058*** (0.005)	0.030 (0.022)				0.021** (0.008)	0.045*** (0.005)	0.015 (0.022)
名古屋圏ダミー				0.074*** (0.009)	0.070*** (0.006)	0.028 (0.025)				0.080*** (0.009)	0.076*** (0.006)	0.032 (0.025)
調査年ダミー	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
個人属性		Yes	Yes		Yes	Yes		Yes	Yes		Yes	Yes
固定効果			Yes			Yes			Yes			Yes
Observations	105,080	105,080	105,080	105,080	105,080	105,080	105,080	105,080	105,080	105,080	105,080	105,080
Adj. R-sq	0.011	0.483	0.763	0.019	0.490	0.763	0.008	0.483	0.761	0.012	0.486	0.761

注 : * p<0.1, **p<0.05, ***p<0.01

東京都, 神奈川県, 埼玉県, 千葉県を東京圏, 愛知県, 岐阜県, 三重県を名古屋圏, 大阪府, 兵庫県, 京都府, 奈良県を大阪圏とする。統制変数として, 調査年ダミー, 個人属性(性別, 最終学歴, 勤め先の従業員規模, 雇用形態, 業種, 職種, 役職, 雇用契約期間の有無年に関するダミー変数と, 潜在的経験年数とその二乗)を用いた。括弧内は個人でクラスタリングしたクラスターロバスト標準誤差。

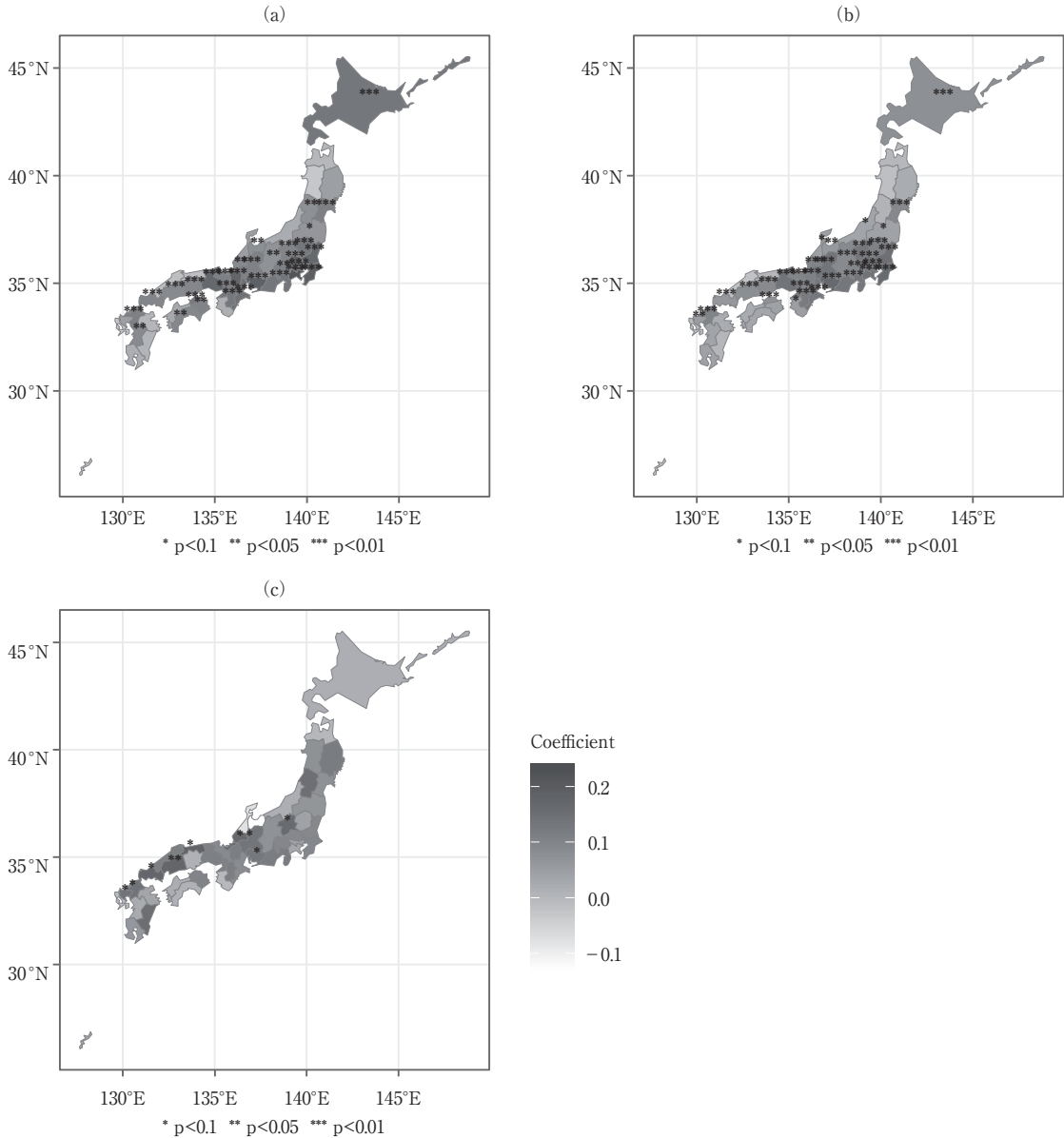
を考慮することで賃金の増加率は2.5%に縮小した。このように、都市集積の程度に関する変数としていずれの指標を用いても、個人固定効果を考慮した際の係数は、そうでない時と比べ1/4から1/5程度に縮小している。さらに同様の傾向は、被説明変数として実質賃金を用い、もしくは説明変数として都市圏ダミーを加えた表5(b)から

表5(e)の(4)から(12)でも確認できる。

なおこの結果に関して、サンプル内での都道府県境を跨ぐ移住パターンに偏りが無いこと、移住経験者に限定した分析でも本文と同様の結果が得られることを、補論で確認している。

次に、個々の都道府県の賃金水準を比較する。説明変数として都市集積に関する変数の代わり

図2 都道府県の賃金プレミアム比較（青森県を基準）



- 注：1) 被説明変数：log(wage), 説明変数：都道府県ダミー, 統制変数：調査年ダミー, 推定手法：Pooled OLS
 2) 被説明変数：log(wage/price index), 説明変数：都道府県ダミー, 統制変数：調査年ダミー及び個人属性, 推定手法：Pooled OLS
 3) 被説明変数：log(wage/price index), 説明変数：都道府県ダミー, 統制変数：調査年ダミー及び個人属性, 推定手法：固定効果推定
 4) p値は個人レベルでクラスタリングしたクラスターロバスト標準誤差から算出。

に、都道府県ダミーを用いた分析を行った。2020年『賃金構造基本統計調査』において、全国で最も名目平均時給が低かった青森県を基準としている。図2(a)で名目賃金の対数値を被説明変数、調査年ダミーを統制変数として回帰分析したところ、東京都から愛知県、大阪府、広島県、福岡県にわたるいわゆる太平洋ベルトにあたる地域で、都道府県ダミーの係数の値が大きくなり、例えば東京都では、青森県と比べて賃金が27.3%高くなるという結果であった。図2(b)で賃金を都道府県の物価で補正し、観察可能な個人の属性で統制したところ、図2(a)と比べるとその程度は小さいものの、やはり同地域の都道府県の賃金が高い。確かにいわゆる太平洋ベルトにあたる地域は、三大都市圏をはじめわが国の代表的な都市を擁するため、賃金が高いことは当然のようにも思える。しかし個人固定効果を考慮した図2(c)の推定結果は、標準誤差が増加したため信頼性は劣るものの、異なる様相を呈する。先の分析で係数が大きかった三大都市圏の係数は周辺の都道府県と同水準に抑えられる一方で、福井県、広島県、鳥取県、山口県などと周辺県との間には賃金差が見られた。個人の固定効果を取り除くことで、地方部間の賃金差が浮き彫りになると言える。

以上の分析から、都市集積の程度の高い都道府県の個人は一見すると高い賃金を受け取っているように思われるものの、個人の属性で統制し、都道府県の物価差や個人の固定効果を考慮すれば、都道府県間の賃金水準差は見かけよりかなり小さいことが示唆された。この結果に対しては、都市が短期的には労働者の生産性をあまり高めないという説明と、都市が短期的に労働者の生産性を高めると同時に、都市の豊富なアメニティが賃金を補償しているという説明の2つが可能だろう。

3 都市の賃金成長効果

続いて都市の賃金成長効果を測定するために、 t 年に対する $t+\Delta$ 年の賃金率の自然対数を被説明変数として分析した。

回帰式は、

$$\begin{aligned} \log W_{i(t+\Delta)} - \log W_{it} &= \beta_1 \text{PREF}_{it} + \sum_{d=1}^{\Delta} \beta_{d+1} (\text{PREF}_{i(t+d)} - \text{PREF}_{i(t+d-1)}) \\ &+ \sum_{j=1}^J \gamma_j (X_{ij(t+\Delta)} - X_{ijt}) + \sum_{k=1}^{K-1} \tau_k \text{YEAR}_{kt} + \epsilon_{it} \end{aligned}$$

である。 W_{it} は賃金、 PREF_{it} は t 年に個人 i が居住する都道府県の都市集積の程度に関する変数、 X_{ijt} は個人の特性を表す変数、 YEAR_{kt} は年ダミー、 ϵ_{it} は誤差項である¹⁰⁾。

関心のある係数は β_1 、 β_2 である。もし都市の賃金成長効果が存在するなら、都市集積の程度が大きい都道府県の労働者はより早く賃金が成長することが予測されるため、 β_1 は正で、 Δ の値が大きいほど大きな値を取ると思われる。サンプル内には、都道府県境を跨ぐ移住を経験する労働者とそうでない労働者の両方が存在するが、 β_2 はその中でも $t+1$ 年に都道府県間の移住を経験した労働者の賃金成長効果をとらえる。 β_2 が正であれば、都市集積の程度が高い都道府県に移住した労働者は、移住前の都道府県に居住し続けた労働者より高い賃金を受け取ることを意味する。

表6は $\Delta=1, 2, 3$ とした回帰分析の結果である。(a)から(e)のそれぞれで用いた説明変数は表5と同様である。表6(a)に関して、1年間の名目賃金変化を被説明変数とした(1)で人口集中地区居住率の係数 β_1 は0.020で、有意水準5%で統計的に有意に正である。これは、人口集中地区居住率が74.2%ポイント高い都道府県に居住している労働者は、基準となる都道府県と比べ前年比の賃金が1.5%高くなることを意味する。比較期間を2, 3年にした(2), (3)の β_1 はそれぞれ0.027, 0.039で、期間を長く取るほど係数は大きくなった。都市集積の程度が大きい都道府県とそうでない都道府県間の賃金差は、時間が経つほどますます拡大していくことが示唆される。

表6(a)における人口集中地区居住率の変化の係数 β_2 は、(1), (2)では(3)と比べ小さく、統計的にも有意でなかった。短期的には都道府県境を跨ぐ移住者の賃金は移住元の都道府県での賃金変化とほとんど変わらないと考えられ、表5で固定効果を除去した時の都道府県間の賃金水準差が極めて小さかったことと整合的である。一方、

表6 都市集積の程度に関する変数を説明変数とした賃金成長効果の分析

(a)

	被説明変数:					
	$\log(\text{Wage})_{t+1} - \log(\text{Wage})_t$	$\log(\text{Wage})_{t+2} - \log(\text{Wage})_t$	$\log(\text{Wage})_{t+3} - \log(\text{Wage})_t$	$\log(\text{Wage}/P)_{t+1} - \log(\text{Wage}/P)_t$	$\log(\text{Wage}/P)_{t+2} - \log(\text{Wage}/P)_t$	$\log(\text{Wage}/P)_{t+3} - \log(\text{Wage}/P)_t$
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
人口集中地区居住率 t	0.020** (0.008)	0.027** (0.012)	0.039** (0.017)	0.019** (0.008)	0.027** (0.012)	0.039** (0.017)
人口集中地区居住率 t+1 - 人口集中地区居住率 t	0.016 (0.049)	0.051 (0.066)	0.321*** (0.098)	-0.061 (0.049)	-0.026 (0.066)	0.244** (0.098)
人口集中地区居住率 t+2, 3 - 人口集中地区居住率 t+1, 2		Yes	Yes		Yes	Yes
期間ダミー	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Δ 個人属性	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Observations	73,621	42,210	21,929	73,621	42,210	21,929
Adj. R-sq	0.008	0.020	0.033	0.008	0.020	0.033

注: * p<0.1, **p<0.05, ***p<0.01

統制変数として、期間ダミー、個人属性（性別、最終学歴、勤め先の従業員規模、雇用形態、業種、職種、役職、雇用契約期間の有無に関するダミー変数と、潜在的経験年数とその二乗）の変化を用いた。括弧内は個人でクラスタリングしたクラスターロバスト標準誤差。調査期間の途中で回答を開始もしくは中断した個人が含まれるため、モデルによってサンプルサイズが異なる。

(b)

	被説明変数:					
	$\log(\text{Wage})_{t+1} - \log(\text{Wage})_t$	$\log(\text{Wage})_{t+2} - \log(\text{Wage})_t$	$\log(\text{Wage})_{t+3} - \log(\text{Wage})_t$	$\log(\text{Wage}/P)_{t+1} - \log(\text{Wage}/P)_t$	$\log(\text{Wage}/P)_{t+2} - \log(\text{Wage}/P)_t$	$\log(\text{Wage}/P)_{t+3} - \log(\text{Wage}/P)_t$
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$\log(\text{人口})_t$	0.006*** (0.002)	0.008*** (0.003)	0.011** (0.004)	0.006*** (0.002)	0.008*** (0.003)	0.011** (0.004)
$\log(\text{人口})_{t+1} - \log(\text{人口})_t$	0.002 (0.012)	0.020 (0.017)	0.092*** (0.022)	-0.009 (0.012)	0.003 (0.017)	0.075*** (0.023)
$\log(\text{人口})_{t+2, 3} - \log(\text{人口})_{t+1, 2}$		Yes	Yes		Yes	Yes
期間ダミー	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Δ 個人属性	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Observations	73,621	42,210	21,929	73,621	42,210	21,929
Adj. R-sq	0.008	0.020	0.034	0.008	0.020	0.033

注: * p<0.1, **p<0.05, ***p<0.01

統制変数として、期間ダミー、個人属性（性別、最終学歴、勤め先の従業員規模、雇用形態、業種、職種、役職、雇用契約期間の有無に関するダミー変数と、潜在的経験年数とその二乗）の変化を用いた。括弧内は個人でクラスタリングしたクラスターロバスト標準誤差。調査期間の途中で回答を開始もしくは中断した個人が含まれるため、モデルによってサンプルサイズが異なる。

(c)

	被説明変数:					
	$\log(\text{Wage})_{t+1} - \log(\text{Wage})_t$	$\log(\text{Wage})_{t+2} - \log(\text{Wage})_t$	$\log(\text{Wage})_{t+3} - \log(\text{Wage})_t$	$\log(\text{Wage}/P)_{t+1} - \log(\text{Wage}/P)_t$	$\log(\text{Wage}/P)_{t+2} - \log(\text{Wage}/P)_t$	$\log(\text{Wage}/P)_{t+3} - \log(\text{Wage}/P)_t$
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$\log(\text{人口}/\text{面積})_t$	0.004*** (0.001)	0.006*** (0.002)	0.008*** (0.003)	0.004*** (0.001)	0.006*** (0.002)	0.008*** (0.003)
$\log(\text{人口}/\text{面積})_{t+1} - \log(\text{人口}/\text{面積})_t$	0.008 (0.008)	0.013 (0.010)	0.055*** (0.015)	-0.003 (0.008)	0.002 (0.011)	0.044*** (0.015)
$\log(\text{人口}/\text{面積})_{t+2, 3} - \log(\text{人口}/\text{面積})_{t+1, 2}$		Yes	Yes		Yes	Yes
期間ダミー	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Δ 個人属性	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Observations	73,621	42,210	21,929	73,621	42,210	21,929
Adj. R-sq	0.008	0.020	0.034	0.008	0.020	0.033

注: * p<0.1, **p<0.05, ***p<0.01

統制変数として、期間ダミー、個人属性（性別、最終学歴、勤め先の従業員規模、雇用形態、業種、職種、役職、雇用契約期間の有無に関するダミー変数と、潜在的経験年数とその二乗）の変化を用いた。括弧内は個人でクラスタリングしたクラスターロバスト標準誤差。調査期間の途中で回答を開始もしくは中断した個人が含まれるため、モデルによってサンプルサイズが異なる。

(d)

	被説明変数：					
	$\log(\text{Wage})_{t+1} - \log(\text{Wage})_t$	$\log(\text{Wage})_{t+2} - \log(\text{Wage})_t$	$\log(\text{Wage})_{t+3} - \log(\text{Wage})_t$	$\log(\text{Wage}/P)_{t+1} - \log(\text{Wage}/P)_t$	$\log(\text{Wage}/P)_{t+2} - \log(\text{Wage}/P)_t$	$\log(\text{Wage}/P)_{t+3} - \log(\text{Wage}/P)_t$
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$\log(\text{人口}/\text{可住地面積})_t$	0.005*** (0.002)	0.007*** (0.002)	0.010*** (0.003)	0.005*** (0.002)	0.007*** (0.002)	0.010*** (0.003)
$\log(\text{人口}/\text{可住地面積})_{t+1} - \log(\text{人口}/\text{可住地面積})_t$	0.010 (0.010)	0.018 (0.013)	0.070*** (0.019)	-0.007 (0.010)	0.002 (0.013)	0.054*** (0.020)
$\log(\text{人口}/\text{可住地面積})_{t+2,3} - \log(\text{人口}/\text{可住地面積})_{t+1,2}$		Yes	Yes		Yes	Yes
期間ダミー	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Δ 個人属性	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Observations	73,621	42,210	21,929	73,621	42,210	21,929
Adj. R-sq	0.008	0.020	0.034	0.008	0.020	0.033

注：* p<0.1, **p<0.05, ***p<0.01

統制変数として、期間ダミー、個人属性（性別、最終学歴、勤め先の従業員規模、雇用形態、業種、職種、役職、雇用契約期間の有無に関するダミー変数と、潜在的経験年数とその二乗）の変化を用いた。括弧内は個人でクラスタリングしたクラスターロバスト標準誤差。調査期間の途中で回答を開始もしくは中断した個人が含まれるため、モデルによってサンプルサイズが異なる。

(e)

	被説明変数：					
	$\log(\text{Wage})_{t+1} - \log(\text{Wage})_t$	$\log(\text{Wage})_{t+2} - \log(\text{Wage})_t$	$\log(\text{Wage})_{t+3} - \log(\text{Wage})_t$	$\log(\text{Wage}/P)_{t+1} - \log(\text{Wage}/P)_t$	$\log(\text{Wage}/P)_{t+2} - \log(\text{Wage}/P)_t$	$\log(\text{Wage}/P)_{t+3} - \log(\text{Wage}/P)_t$
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
政令指定都市ダミー _t	0.004 (0.004)	0.003 (0.006)	0.009 (0.008)	0.004 (0.004)	0.003 (0.006)	0.010 (0.008)
政令指定都市ダミー _{t+1} - 政令指定都市ダミー_t}	-0.005 (0.022)	0.013 (0.029)	0.098** (0.040)	-0.023 (0.022)	-0.005 (0.029)	0.080** (0.040)
政令指定都市ダミー _{t+2,3} - 政令指定都市ダミー_{t+1,2}}}		Yes	Yes		Yes	Yes
期間ダミー	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Δ 個人属性	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Observations	73,621	42,210	21,929	73,621	42,210	21,929
Adj. R-sq	0.008	0.020	0.033	0.008	0.020	0.033

注：* p<0.1, **p<0.05, ***p<0.01

統制変数として、期間ダミー、個人属性（性別、最終学歴、勤め先の従業員規模、雇用形態、業種、職種、役職、雇用契約期間の有無に関するダミー変数と、潜在的経験年数とその二乗）の変化を用いた。括弧内は個人でクラスタリングしたクラスターロバスト標準誤差。調査期間の途中で回答を開始もしくは中断した個人が含まれるため、モデルによってサンプルサイズが異なる。

3年間の賃金変化を被説明変数とする(3)での β_2 は0.321で、有意水準5%で統計的に有意に正であった。これは人口集中地区居住率が74.2%ポイント高い都道府県に移住した労働者は、移住前の都道府県で住み続ける場合と比べ、移住前の賃金に対する移住3年後の賃金率が26.9%高いことを意味する。被説明変数に実質賃金変化を用いた(4)から(6)においても、 Δ の値を大きくとるほど β_1 、 β_2 の値も大きくなるという同様の結果が得られた。

さらに説明変数として人口、人口密度、可住地面積に対する人口密度、政令指定都市ダミーを用いた表6(b)から(e)においても、係数 β_1 、 β_2 の大小や有意性に差はあるものの、同様の結果が得られた。以上の分析から、都市に居住することで賃金上昇が加速するという賃金成長効果の仮説

が支持された。

III おわりに

賃金水準効果を居住都道府県の都市集積の程度に関する変数で説明したところ、観察可能な変数のみで統制した場合には都市集積の程度が大きい都道府県ほど賃金が高い傾向が見られたものの、都道府県の物価や個人の固定効果を考慮すると賃金差は大幅に縮小した。固定効果モデルでは、個人の観察されない能力などの、居住都道府県の都市集積の程度と相関すると考えられる欠落変数によるバイアスを除去することができるため、このような結果が得られたと思われる。先行研究から都市の賃金水準効果は見かけほど大きくないことは知られているが、本稿は日本の大規模なパネル

データを用いた分析を通して、わが国もその例外でないことを確認した。

都道府県別の賃金水準効果を比較したところ、見かけではいわゆる太平洋ベルトに属する都道府県の賃金が高いものの、個人固定効果を除去すれば三大都市圏と周辺の賃金差はほぼ見られなかった一方で、地方部ではなお賃金差が見られた。地域間の賃金差に関する議論において、見かけの賃金差が大きい東京などの都市部と地方部の比較に関心が集まりやすいが、地方部内での賃金差も注目に値すると言えるだろう。

さらに賃金成長効果を居住都道府県の都市集積の程度に関する変数で説明したところ、都市集積の程度が大きい都道府県ほど賃金が早く成長することがわかった。また、都道府県間の移住者の賃金の短期的な変化は限定的であることが改めて確認されると同時に、長期的には移住者に対する都市の賃金成長効果の存在が示唆された。Glaeser and Maré (2001), Yankow (2006) 等の先行研究と同様の結果を、日本のデータを用いて再現することができた。

最後に本稿の限界を整理する。個人固定効果と地域間の物価差を考慮した時の、日本における都市の賃金水準効果が小さい理由について、都市が短期的には労働者の生産性をあまり高めないという説明と、都市が短期的に労働者の生産性を高めると同時に都市の豊富なアメニティが賃金を補償しているという説明が考えられるが、そのいずれが日本の労働市場で当てはまるかまでは、明らかにはされていない。また日本の都市の労働者が長期的に賃金を成長させる理由として、労働市場の共有や学習における集積の経済が考えられるが、都市のどの特性がどの程度、労働者の賃金成長に貢献するかは明らかではない。わが国における地域間の経済格差解消に向けた政策を考える上で、これらの問題意識に関する知見は、重要な示唆を与えるだろう。

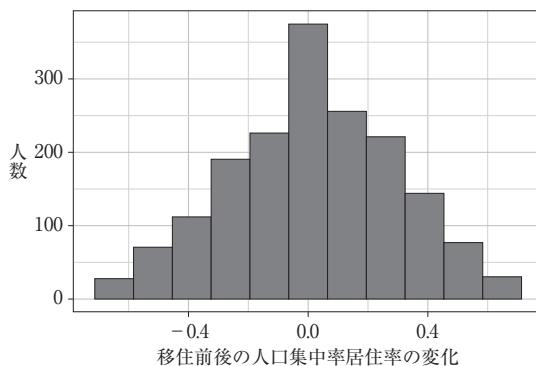
補論 都道府県境を跨ぐ移住経験者に着目した分析

固定効果推定と賃金成長の分析において説明変

数の係数を解釈する前提として、サンプルの移住パターンに偏りが無いことを確認する。サンプル全体の3万3939人のうち、調査期間内に都道府県間の移住を経験した個人は1729人で5.1%だった。比較として2015年の住民基本台帳人口移動報告を確認すると、1年間の都道府県間の移住者は233万人で人口の1.8%だった。使用データでは一人当たり平均で3.1年間分の回答が得られていることを考えると、5.1%は妥当な割合だと思われる。補図は、調査期間内に都道府県境を跨ぐ移住を経験した個人に関して、居住都道府県の人口集中地区居住率の変化を集計したヒストグラムである。人口集中地区居住率の低い都道府県に移住した者(図の0より左側)は移住者の47%、人口居住率の高い都道府県に移住した者(図の0より右側)は移住者の53%で、概ね左右対称な分布である。

補表では、都道府県境を跨ぐ移住経験者にサンプルを絞って分析することで、表5で得られた結果の頑健性を検証した。補表1では表5と比べて標準誤差が大きく、係数の大きさが異なる部分はあるものの、Pooled OLS ((1), (2), (4), (5), (7), (8), (10), (11)) に比べて固定効果推定 ((3), (6), (9), (12)) の方が、都市集積の程度に関する変数の係数が小さいという主な結論は変わらない。

補図 都道府県境を跨ぐ移住を経験した個人の居住都道府県の人口集中地区居住率の変化



補表 人口集中地区居住率と賃金の関係 (調査期間中に都道府県境を跨ぐ移住を経験したサンプルに限る)

(a)

	被説明変数 :											
	log(Wage)						log(Wage/Price Index)					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
人口集中地区居住率	0.137*** (0.043)	0.163*** (0.029)	0.069** (0.032)	0.129* (0.074)	0.073 (0.050)	0.036 (0.047)	0.049 (0.043)	0.077*** (0.029)	-0.012 (0.032)	0.087 (0.074)	0.031 (0.051)	-0.009 (0.048)
東京圏ダミー				-0.010 (0.035)	0.053** (0.023)	0.014 (0.023)				-0.040 (0.035)	0.023 (0.023)	-0.016 (0.023)
大阪圏ダミー				0.051 (0.039)	0.042* (0.025)	0.039 (0.027)				0.049 (0.039)	0.040 (0.025)	0.038 (0.026)
名古屋圏ダミー				-0.007 (0.038)	0.040* (0.024)	0.032 (0.029)				0.003 (0.038)	0.050** (0.024)	0.043 (0.029)
調査年ダミー	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
個人属性		Yes	Yes		Yes	Yes		Yes	Yes		Yes	Yes
固定効果			Yes			Yes			Yes			Yes
Observations	5,399	5,399	5,399	5,399	5,399	5,399	5,399	5,399	5,399	5,399	5,399	5,399
Adj. R-sq	0.010	0.487	0.718	0.011	0.487	0.718	0.007	0.485	0.716	0.010	0.486	0.716

注 : * p<0.1, **p<0.05, ***p<0.01

東京都, 神奈川県, 埼玉県, 千葉県を東京圏, 愛知県, 岐阜県, 三重県を名古屋圏, 大阪府, 兵庫県, 京都府, 奈良県を大阪圏とする。統制変数として, 調査年ダミー, 個人属性 (性別, 最終学歴, 勤め先の従業員規模, 雇用形態, 業種, 職種, 役職, 雇用契約期間の有無年に関するダミー変数と, 潜在的経験年数とその二乗) を用いた。括弧内は個人でクラスタリングしたクラスターロバスト標準誤差。

(b)

	被説明変数 :											
	log(Wage)						log(Wage/Price Index)					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
log(人口)	0.032*** (0.011)	0.045*** (0.007)	0.020** (0.008)	0.038** (0.017)	0.033*** (0.011)	0.016 (0.011)	0.011 (0.011)	0.025*** (0.007)	0.002 (0.008)	0.032* (0.017)	0.028** (0.011)	0.009 (0.011)
東京圏ダミー				-0.022 (0.034)	0.027 (0.022)	0.003 (0.023)				-0.059* (0.034)	-0.009 (0.022)	-0.032 (0.023)
大阪圏ダミー				0.055 (0.035)	0.032 (0.022)	0.034 (0.025)				0.044 (0.035)	0.021 (0.022)	0.026 (0.025)
名古屋圏ダミー				-0.022 (0.039)	0.021 (0.025)	0.023 (0.029)				-0.013 (0.040)	0.030 (0.025)	0.033 (0.029)
調査年ダミー	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
個人属性		Yes	Yes		Yes	Yes		Yes	Yes		Yes	Yes
固定効果			Yes			Yes			Yes			Yes
Observations	5,399	5,399	5,399	5,399	5,399	5,399	5,399	5,399	5,399	5,399	5,399	5,399
Adj. R-sq	0.010	0.488	0.718	0.012	0.488	0.718	0.007	0.486	0.716	0.010	0.486	0.716

注 : * p<0.1, **p<0.05, ***p<0.01

東京都, 神奈川県, 埼玉県, 千葉県を東京圏, 愛知県, 岐阜県, 三重県を名古屋圏, 大阪府, 兵庫県, 京都府, 奈良県を大阪圏とする。統制変数として, 調査年ダミー, 個人属性 (性別, 最終学歴, 勤め先の従業員規模, 雇用形態, 業種, 職種, 役職, 雇用契約期間の有無年に関するダミー変数と, 潜在的経験年数とその二乗) を用いた。括弧内は個人でクラスタリングしたクラスターロバスト標準誤差。

(c)

	被説明変数 :											
	log(Wage)						log(Wage/Price Index)					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
log(人口/面積)	0.014** (0.007)	0.021*** (0.004)	0.012** (0.005)	0.003 (0.011)	-0.000 (0.007)	0.010 (0.007)	0.000 (0.007)	0.008* (0.004)	-0.000 (0.005)	-0.002 (0.011)	-0.005 (0.007)	0.004 (0.007)
東京圏ダミー				0.032 (0.035)	0.081*** (0.023)	0.002 (0.024)				-0.002 (0.035)	0.047** (0.023)	-0.029 (0.024)
大阪圏ダミー				0.091** (0.036)	0.068*** (0.023)	0.033 (0.026)				0.083** (0.036)	0.060*** (0.023)	0.027 (0.025)
名古屋圏ダミー				0.009 (0.039)	0.051** (0.024)	0.025 (0.029)				0.018 (0.039)	0.060** (0.024)	0.036 (0.029)
調査年ダミー	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
個人属性		Yes	Yes		Yes	Yes		Yes	Yes		Yes	Yes
固定効果			Yes			Yes			Yes			Yes
Observations	5,399	5,399	5,399	5,399	5,399	5,399	5,399	5,399	5,399	5,399	5,399	5,399
Adj. R-sq	0.008	0.485	0.718	0.010	0.487	0.718	0.006	0.485	0.716	0.009	0.486	0.716

注 : * p<0.1, **p<0.05, ***p<0.01

東京都, 神奈川県, 埼玉県, 千葉県を東京圏, 愛知県, 岐阜県, 三重県を名古屋圏, 大阪府, 兵庫県, 京都府, 奈良県を大阪圏とする。統制変数として, 調査年ダミー, 個人属性 (性別, 最終学歴, 勤め先の従業員規模, 雇用形態, 業種, 職種, 役職, 雇用契約期間の有無年に関するダミー変数と, 潜在的経験年数とその二乗) を用いた。括弧内は個人でクラスタリングしたクラスターロバスト標準誤差。

(d)

	被説明変数 :											
	log(Wage)						log(Wage/Price Index)					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
log (人口/可住地面積)	0.018** (0.009)	0.027*** (0.006)	0.015** (0.006)	-0.001 (0.014)	-0.002 (0.010)	0.011 (0.009)	-0.001 (0.009)	0.009 (0.006)	-0.002 (0.006)	-0.010 (0.014)	-0.011 (0.010)	0.000 (0.009)
東京圏ダミー				0.041 (0.034)	0.084*** (0.023)	0.006 (0.024)				0.013 (0.034)	0.056** (0.023)	-0.020 (0.024)
大阪圏ダミー				0.098*** (0.037)	0.071*** (0.024)	0.034 (0.026)				0.068*** (0.037)	0.068*** (0.024)	0.034 (0.026)
名古屋圏ダミー				0.013 (0.039)	0.053** (0.025)	0.028 (0.029)				0.025 (0.039)	0.065*** (0.025)	0.041 (0.029)
調査年ダミー	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
個人属性		Yes	Yes		Yes	Yes		Yes	Yes		Yes	Yes
固定効果			Yes			Yes			Yes			Yes
Observations	5,399	5,399	5,399	5,399	5,399	5,399	5,399	5,399	5,399	5,399	5,399	5,399
Adj. R-sq	0.008	0.485	0.718	0.010	0.487	0.718	0.006	0.485	0.716	0.009	0.486	0.716

注 : * p<0.1, **p<0.05, ***p<0.01

東京都, 神奈川県, 埼玉県, 千葉県を東京圏, 愛知県, 岐阜県, 三重県を名古屋圏, 大阪府, 兵庫県, 京都府, 奈良県を大阪圏とする。統制変数として, 調査年ダミー, 個人属性(性別, 最終学歴, 勤め先の従業員規模, 雇用形態, 業種, 職種, 役職, 雇用契約期間の有無年に関するダミー変数と, 潜在的経験年数とその二乗)を用いた。括弧内は個人でクラスタリングしたクラスターロバスト標準誤差。

(e)

	被説明変数 :											
	log(Wage)						log(Wage/Price Index)					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
政令指定都市ダミー	0.052** (0.021)	0.076*** (0.014)	0.034** (0.015)	0.028 (0.026)	0.041** (0.017)	0.023 (0.017)	0.024 (0.021)	0.050*** (0.014)	0.015 (0.015)	0.027 (0.026)	0.040** (0.017)	0.022 (0.017)
東京圏ダミー				0.023 (0.025)	0.056*** (0.016)	0.015 (0.018)				-0.022 (0.025)	0.012 (0.016)	-0.030 (0.018)
大阪圏ダミー				0.082** (0.033)	0.046** (0.020)	0.040* (0.023)				0.066** (0.033)	0.030 (0.020)	0.024 (0.023)
名古屋圏ダミー				0.004 (0.037)	0.040* (0.024)	0.031 (0.028)				0.009 (0.037)	0.045* (0.024)	0.035 (0.028)
調査年ダミー	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
個人属性		Yes	Yes		Yes	Yes		Yes	Yes		Yes	Yes
固定効果			Yes			Yes			Yes			Yes
Observations	5,399	5,399	5,399	5,399	5,399	5,399	5,399	5,399	5,399	5,399	5,399	5,399
Adj. R-sq	0.009	0.486	0.718	0.010	0.488	0.718	0.007	0.486	0.716	0.010	0.486	0.717

注 : * p<0.1, **p<0.05, ***p<0.01

東京都, 神奈川県, 埼玉県, 千葉県を東京圏, 愛知県, 岐阜県, 三重県を名古屋圏, 大阪府, 兵庫県, 京都府, 奈良県を大阪圏とする。統制変数として, 調査年ダミー, 個人属性(性別, 最終学歴, 勤め先の従業員規模, 雇用形態, 業種, 職種, 役職, 雇用契約期間の有無年に関するダミー変数と, 潜在的経験年数とその二乗)を用いた。括弧内は個人でクラスタリングしたクラスターロバスト標準誤差。

謝辞 本論文の作成にあたり, 川口大司氏, 金本良嗣氏, 2名の匿名レフェリー, 編集委員会より大変有益なコメントを頂きました。また東京大学社会科学研究所附属社会調査・データアーカイブ研究センター SSJ データアーカイブから「全国就業実態パネル調査(リクルートワークス研究所)」の個票データの提供を受けました。ここに記して感謝申し上げます。

*ここに示す内容は, 個人の見解であり, 所属する組織の見解ではない。

- 1) 人口集中地区とは, 『国勢調査』で「1) 原則として人口密度が1平方キロメートル当たり4000人以上の基本単位区等が市区町村の境界内で互いに隣接して, 2) それらの隣接した地域の人口が国勢調査時に5000人以上を有する」地域と定義される。
- 2) 平均時給を算出するために, 『賃金構造基本統計調査(2019年)』の1時間当たりきまって支給する現金給与額を用いている。
- 3) 都道府県境を超えて通勤する労働者の賃金水準は, 居住都道府県に加えて勤務先の地域の状況を元に決定されると考えられる

ため, 個人の勤務地を考慮した分析を行うことや, 中心都市への通勤率を元に設定された都市雇用圏(金本・徳岡 2002)などを用いて分析することが望ましい。

- 4) 説明変数の数値について, 本来はより細かい地域単位で就業地のデータを用いることが望ましいが, 今回使用したデータで利用可能な居住都道府県の情報を用いて設定している。また, 居住都道府県における都市集積の程度に関する変数は, 対象期間の5年間で都道府県ごとに一定の値を用いているが, 例えば都道府県間では最大で24倍(鳥取県の人口に対する東京都の人口)もの人口変動があることと比較して, 「住民基本台帳に基づく人口, 人口動態及び世帯数調査」から算出される都道府県の異時点間の人口変動は, 2019年人口の2015年人口に対する比が95%~103%の範囲に収まるなど極めて小さいため, 異時点同一の値を用いても分析に支障をきたさないと考えた。
- 5) 一年を52.1週間とする。調査年内に転職を経験した者に関しては, 前職の退職年月と前職の年収に関する回答から, 現職での賃金を算出した。また時給以外に, 「一週間の労働日数間」への回答から日給を算出できるが, 都市化の進んだ都道府県の労働者ほど一日の労働時間が長い傾向があるため, 日給差が都市化の影響を反映したものなのか, 単に労働時間の違いを反映

したものなのかを判別することが困難であるため、分析では用いなかった。

- 6) 『家計調査』では標本数の不足を理由に都道府県単位の集計を行っていないにもかかわらず、消費者物価地域差指数の計算では『家計調査』をもとに家計調査市町村別ウエイトを作成し、それを上位類・上位地域に足し上げることで地域別ウエイトを求めている。したがって都道府県ごとの物価指数は当該都道府県の生活費を直接反映しているものではないため、都道府県間の物価差による補正の信頼性には注意が必要である。
- 7) 説明変数に関して、Glaeser and Maré (2001) では50万人以上の都市を擁する都市圏の居住ダミー変数とそれ以外の都市圏の居住ダミー変数を、Yankow (2006) では100万人以上の人口を擁する都市圏の居住ダミー変数と25万人以上100万人以下の人口を擁する都市圏の居住ダミー変数を用いている。しかし、今回使用するデータでは回答者の居住する都道府県レベルの情報しか含まれていないため、先行研究とは異なる変数を使用した。
- 8) 周辺の都道府県の都市集積の状況が賃金を決定することが考えられる。そこで近隣都道府県に大都市があることの賃金への影響を考慮して、東京圏（東京都、神奈川県、埼玉県、千葉県）、名古屋圏（愛知県、岐阜県、三重県）、大阪圏（大阪府、兵庫県、京都府、奈良県）ダミーを説明変数として使用した。
- 9) 計算式は $\frac{\Delta W_{it}}{W_{it}} = \exp(\beta_1 \cdot \Delta DIDRatio_{it}) - 1$ 。
- 10) $\sum_{d=2}^{\Delta} \beta_{d+1} (DIDRatio_{i(t+d)} - DIDRatio_{i(t+d-1)})$ は、基準年から2年目以降に移住したことによる賃金成長の変化を統制するために回帰式に含めた。

参考文献

阿部正浩 (2021) 「賃金と失業率の都道府県格差」『経済学論叢』61巻5・6号, pp. 163-177.

奥井めぐみ (2013) 「同一職種の都道府県間賃金格差に関する実証研究」『金沢学院大学紀要』第11号, pp. 47-59.

金本良嗣・徳岡一幸 (2002) 「日本の都市圏設定基準」『応用地域学研究』No. 7, pp. 1-15.

鈴木英之 (2006) 「ジニ係数の要因分解の手法の検討と地域間賃金格差への応用」『地域政策研究』Vol. 19, pp. 1-78.

総務省 (2020) 「消費者物価地域差指数——小売物価統計調査(構造編) 2020年(令和2年)結果」.

田中喜行・東雄大・勇上和史 (2020) 「労働市場『東京』の特徴」『日本労働研究雑誌』No. 718, pp. 4-17.

徳井丞次・牧野達治・深尾京司・宮川努・荒井信幸・新井園枝・乾友彦・川崎一泰・児玉直美・野口尚洋 (2013) 「都道府県別産業生産性(R-JIP) データベースの構築と地域間生産性格差の分析」『経済研究』64巻3号, pp. 218-239.

水野真彦 (2020) 「企業はなぜ東京に集中するのか——経済地理学の視点から」『日本労働研究雑誌』No. 718, pp. 29-39.

森川正之 (2010) 「地域間経済格差について——実質賃金・幸福度」『RIETI Discussion Paper Series』10-J-043.

安井大輔 (2020) 「東京圏における地域格差——産業・職業・意識」『日本労働研究雑誌』No. 718, pp. 40-53.

若杉隆平 (2020) 「賃金の地域間格差と集積」『UNP-RC

Discussion Paper Series』20-J-03, pp. 1-28.

Adamson, D. W., Clark, D. E. and Partridge, M. (2004) "Do Urban Agglomeration Effects and Household Amenities Have a Skill Bias?" *Journal of Regional Science*, Vol. 44, No. 2, pp. 201-224.

Baum-Snow, N. and Pavan, R. (2012) "Understanding the City Size Wage Gap," *Review of Economic Studies*, Vol. 79, No. 1, pp. 88-127.

Combes, P., Duranton, G. and Gobillon, L. (2008) "Spatial Wage Disparities: Sorting Matters!" *Journal of Urban Economics*, Vol. 63, No. 2, pp. 723-742.

Combes, P. and Gobillon, L. (2015) "Chapter 5 The Empirics of Agglomeration Economies," in G. Duranton, V. Henderson and W. Strange (eds.) *Handbook of Regional and Urban Economics*, Vol. 5, pp. 247-348.

Duranton, G. and Puga, D. (2004) "Chapter 48 Micro-Foundations of Urban Agglomeration Economies," in V. Henderson and J. F. Thisse (eds.) *Handbook of Regional and Urban Economics*, Vol. 4, pp. 2063-2117.

Glaeser, E. and Maré, D. C. (2001) "Cities and Skills," *Journal of Labor Economics*, Vol. 19, No. 2, pp. 316-342.

Gould, E. D. (2007) "Cities, Workers, and Wages: A Structural Analysis of the Urban Wage Premium," *Review of Economic Studies*, Vol. 74, No. 2, pp. 477-506.

Lee, S. (2010) "Ability Sorting and Consumer City," *Journal of Urban Economics*, Vol. 68, No. 1, pp. 20-33.

Marshall, A. (1890) *Principles of Economics*, London: Macmillan.

Partridge, M. D. (2010) "The Duelling Models: NEG vs Amenity Migration in Explaining US Engines of Growth," *Papers in Regional Science*, Vol. 89, No. 3, pp. 513-536.

Roback, J. (1982) "Wages, Rents, and the Quality of Life," *Journal of Political Economy*, Vol. 90, No. 6, pp. 1257-1278.

Rosenthal, S. and Strange, W. C. (2008) "The Attenuation of Human Capital Spillovers," *Journal of Urban Economics*, Vol. 64, No. 2, pp. 373-389.

Tabuchi, T. and Yoshida, A. (2000) "Separating Urban Agglomeration Economies in Consumption and Production," *Journal of Urban Economics*, Vol. 48, No. 1, pp. 70-84.

Yankow, J. J. (2006) "Why Do Cities Pay More? An Empirical Examination of some Competing Theories of the Urban Wage Premium," *Journal of Urban Economics*, Vol. 60, No. 2, pp. 139-161.

〈投稿受付 2021年10月28日, 採択決定 2022年8月22日〉

おさき・ゆうた 経済産業省通商政策局経済連携課。主な論文に「日本最初期のワンルームマンションとしての中銀カプセルタワービルの変遷に関する研究」『日本建築学会技術報告集』27巻66号, pp. 807-811 (大月敏雄・李鎔根との共著, 2021年)。公共政策学専攻。