

失業の地域差の要因分析
—市町村の産業・人口構造と個人属性の影響—

独立行政法人 労働政策研究・研修機構
研究員 <森山 智彦>

《要旨》

本稿では、2017年の『就業構造基本調査』の個票データに、市町村別のマクロ指標を併せたデータを用い、地域の産業構造や高年齢化と個人属性が失業に与える影響を分析した。その結果、1点目に、第3次産業比率が高い市町村ほど男性の失業確率は低く、女性は高い。また、男性では高年齢層、女性では壮年層と高年齢層の失業率が高い。それに対して、第3次産業比率が低い市町村では、男女ともに若年層の失業確率が高い。2点目に、男女とも55歳以上の労働者比率が高い市町村ほど失業確率は低いが、この傾向は女性でより顕著に見られる。また、この傾向は年齢を問わず概ね同様だが、若年男性のカーブはほぼ横ばいで、若年女性のカーブは他の年齢層に比べて緩やかである。つまり、高年齢化が進んだ地域ほど、若年層の失業確率は壮年層や高年齢層に比べて相対的に高い。これらの結果は、第3次産業比率が高い地域では、地域内の雇用開発を促進する政策が効果的であるのに対して、第1次、第2次産業への依存度や55歳以上の労働者比率が高い地域は、若年層の地域間の移動障壁を下げる政策が有効なことを示している。ただし、これは若者の更なる地方離れを促進しかねないため、地域の労働市場に適合した施策による失業率の抑制を重視することが効果的だろう。

(備考) 本稿の作成に当たり、総務省から『就業構造基本調査』の個票データの提供を受けた。作成した集計表等は提供を受けた調査票情報を独自集計したものであり、ありうべき誤りはすべて著者の責任である。また、JILPT「地域雇用プロジェクト研究会」参加メンバーから多くの有益なコメントを頂いた。ここに記して、感謝の意を申し上げたい。本論文は、執筆者個人の責任で発表するものであり、独立行政法人 労働政策研究・研修機構としての見解を示すものではない。

目次

| | | |
|---|---|----|
| 1 | 研究目的 | 1 |
| 2 | 先行研究 | 2 |
| 3 | 方法 | 4 |
| | (1) データ | 4 |
| | (2) 変数 | 5 |
| | (3) 分析モデル | 7 |
| 4 | 分析結果 | 9 |
| | (1) 市町村別、失業率と第3次産業比率、55歳以上の労働者比率の関係 | 9 |
| | (2) 個人要因と地域要因が失業に及ぼす影響の混合効果二項ロジスティック モデル | 11 |
| | (3) 市町村の産業構造、人口構成と性別、年齢との交互作用 | 15 |
| | (4) 考察 | 19 |
| 5 | まとめ、政策的インプリケーション | 21 |
| | (1) 結果のまとめ | 21 |
| | (2) 政策的インプリケーション | 22 |
| | (3) 課題 | 23 |
| | 参考文献 | 24 |
| | 参考資料 | 26 |

1 研究目的

本稿が扱う問題は、失業の地域間格差である。総務省統計局の『労働力調査』（以下、『労調』と記す）によると、日本の完全失業率は、1990 年前半の 2%代から 2002 年にかけて 5.4%まで上昇したが、2003 年以降は、リーマンショック後の一時的な上昇を除いて、徐々に低下している。失業率の地域間格差については、全国的に見ると西高東低型で、大規模都市ほど失業率が高い構造が維持されつつも、2000 年以降は北海道や東北の一部の県でも高まりが見られる。他方、この 30 年間の大きな動向として、第 3 次産業の拡大や労働力の高年齢化が進行している。進行の程度には地域差があり、概ね大都市ほど第 3 次産業が拡張し、小規模の都市や町・村ほど高齢化が進んでいる。

失業の地域間格差研究はこれまでも数多く行われてきたが、その多くは都道府県等を地域区分としたマクロレベルの研究である。それらは、地域による失業率の違いが産業構造や人口構成の違いで説明されることを明らかにしてきた。そのため、地域の産業構造が変化し、高齢化が進むことは、失業にも影響を及ぼすと予想される。一方、個人を単位とした失業研究に目を向けると、個人の属性や学歴の違いによる失業リスクの違いを分析した研究は多いが、地域の視点を取り入れた研究は非常に少ない。そこで本稿では、2017 年の『就業構造基本調査』（以下、『就調』と記す）の個票データに、地域の産業構造や人口構成を表す指標を合併させたデータをマルチレベル・モデルによって分析することで、どのような地域に住むどのような個人の失業リスクが高いのかを明らかにする。

本研究の特徴は、次の 3 点である。1 つめは、失業に対する地域レベルと個人レベルの要因を分け、且つその交互作用効果を明らかにする点である。このような視点から失業の地域間格差に迫ることで、マクロレベルの研究から導かれてきた政策の効果について、個人属性による違いを論じることが可能になる。2 つめは、個人単位のデータとして、『就調』の個票データを用いる点である。これを活用するメリットは、大規模且つ精度の高いデータであることに加えて、世帯の情報や限定的ではあるが個人の職歴情報を活用できる点にある。これらの変数は失業リスクに影響すると考えられるが、『労調』など失業を分析できる他の官庁データでは把握できない。さらには、2017 年のデータを分析することで、研究蓄積の乏しい 2010 年以降の失業の地域間格差について明らかにしたい。3 つめは、地域区分として、市町村を単位としたデータを分析に取り入れる点である。失業と地域の問題を扱った先行研究の多くは、都道府県を単位としてきた。確かに、地域雇用政策への対応は国や都道府県レベルが中心となって行われているが、地域のまとまりとして都道府県を単位とするのは範囲が広すぎると、しばしば批判されてきた（渡邊 2007）。中核都市と周辺の市町村では人口構成が異なるためである。市町村単位の失業の実態を解明することは、市町村レベルの雇用政策ビジョンの作成に寄与するだろう。

構成は次の通りである。第 2 節では失業の地域間格差に関するマクロレベルの先行研究と個人レベルの失業研究を整理し、本稿のリサーチクエスチョンを述べる。第 3 節では分

析に使用するデータと変数、モデルを説明する。第4節では、市町村ごとの失業率や産業構造、人口構成との相関について記述的に分析した上で、混合効果二項ロジスティックモデルによって、地域の産業と個人属性が失業確率に与える影響を分析し、結果を考察する。最後に第5節で結果をまとめ、政策的インプリケーションを述べる。

2 先行研究

失業率の地域間格差研究は、マクロレベルの分析を中心に展開されてきた。その中でも、都道府県を地域区分の単位として分析したものが多い。水野（1992）は、1970年から80年の『国勢調査』を使い、都道府県別失業率の特徴を分析した。その結果、西高東低型のパターンが長期的に持続傾向にあることから、地域の失業率パターンは景気循環的要因よりも地域の構造的要因により密接に結びついていると述べる。1990年代以降、日本全体の失業率は増減を繰り返したものの、この地域間失業率格差の硬直性は大きく変化していない（勇上 2005b）¹

他方、市町村を地域区分とした研究では、都市規模と失業率に正の相関がみられ、時系列的にもやはり安定している（岩本 2004）²。2010年から2015年までの市町村別完全失業率は、全国的な失業率の改善に伴い平均で2.3ポイント低下したものの、失業率が上がった市町村だけ見ると、その多くは島嶼部と山間の自治体に集中している（渡邊 2018）。

都道府県や市町村といった行政単位の区分ではなく、日常的な経済活動のつながりや雇用面の関連性を考慮した地理的な区分として、都市雇用圏別の失業率に注目した研究もある³。周（2007）は1980年から2000年の都市雇用圏別の失業率の分布と変遷から、地域別の失業率には時間的相関があるだけでなく、低（高）失業率の隣接エリアに低（高）失業率の地域が多いという空間的な相関関係を明らかにしている。

では、このような失業の地域間格差を産み出している構造的要因とは何だろうか。多くの研究で主たる要因として挙げられているのは、地域の産業構造である。勇上（2005b）は、1990年と2000年の『国勢調査』のデータを用い、都道府県間の失業率格差に対して、各地域の性別や年齢、学歴、産業構造がどの程度の説明力を持っているかを推計している。これら全ての説明変数と都道府県ダミーを投入した時の推定係数のばらつきと、いずれか

¹ 国勢調査のデータから算出された1990年と2000年の都道府県別失業率の相関係数は0.932である（勇上 2005b）。同様に2000年以降5年ごとに相関係数を計算すると、2000年と2005年は0.934、2005年と2010年は0.943、2010年と2015年は0.939である。また、2000年以降の都道府県別失業率の推移を細かく見ると、景気低迷期直後の2005年は、九州や北海道、東北の失業率が高いのに対して、中部や北陸、中国地方の失業率は低い。その後、リーマンショックを経て景気が上向く2010年以降は、全国的に失業率が低下する中で、特に東北や九州の県の低下幅が大きい。それに対して、もともと失業率が低い北陸や中国地方に加え、もともと失業率が高い大阪や高知もあまり低下していない。

² 市町村別の分析ではないが、大都市を有する都道府県ほど失業率が高いことは、水野（1992）や樋口（2001）でも指摘されている。

³ 都市雇用圏は、通勤圏を考慮した地域区分という長所があると同時に、過疎地域や人口の少ない市町村が分析対象から外されてしまうという問題もある。

一つの変数を除いた時のばらつきを比較した結果、両年ともに産業を除いた時のばらつきの増加が最も大きかった。これは都道府県間の失業率の差を産業構造の違いが最もよく説明することを意味している。具体的には、卸売・小売業とサービス業を合わせた従事者の比率が高い東京や大阪など大都市を有する都道府県と九州・沖縄地方の県は、失業率が高い。それに対して、北関東・甲信や東海地方の都道府県など製造業比率が高い地域の失業率は低い。同様に、都市雇用圏間の失業率の違いについて分析した周（2007）でも、サービス業従事者割合が高い地域ほど、失業率は高い。

卸売・小売業やサービス業など第3次産業比率と失業率に正の相関関係がある理由について、勇上（2005b）は、第3次産業の離職率が平均的に高く、構造的、摩擦的失業が発生しやすい点を挙げている⁴。実際に小売業やサービス業などは、雇用の創出と喪失が他産業よりも頻繁に生じる構造を有しており、産業特性としての流動性の高さが失業率を引き上げる方向に働いているものと考えられる（樋口 2001, 伊藤 2007a）。

産業構造の他には、地域の人口構成も失業率の地域間格差を規定する。先述の勇上（2005b）によると、都道府県間の失業率のばらつきをよく説明するのは、産業構造を除くと、1990年は学歴、性別、年齢構造の順、2000年は性別、学歴、年齢構造の順であった。また、都市雇用圏単位で分析した周（2007）でも、女性労働者割合は失業率の格差に正の効果を、若年労働人口割合や高齢労働人口割合は負の効果を持っている。前者については、女性は男性に比べて不安定雇用に従事する人が多いため摩擦的失業が生じやすいと解釈されているが、後者についてはやや意外な結果となっている⁵。

次に、個人の失業要因に注目すると、失業に陥りやすいのは、女性、若年層と高齢層、そして低学歴層である。失業と関連が深い離職のメカニズムを社会学的に説明したRosenfeld（1992）によると、内部労働市場論と労働市場の分断理論の観点から、市場は相対的に恵まれた部門とそうでない部門に分かれており、自発的失業も非自発的失業も後者でより生じやすい⁶。

実際に日本のデータの分析からも、この予測に合致する結果が得られている。例えば、女性は男性に比べて非正規労働など周辺的な雇用に就いている人が多いため、自発的離職、

⁴ なお、構造的失業と摩擦的失業を明確に区別することは、現実的には難しい（玄田・近藤 2003）。

⁵ なお、データは1975年とかなり古いですが、水野（1992）では、若年労働者比率、高齢労働者比率と都道府県別失業率との間に正の相関が確認されている。

⁶ 離職行動のメカニズムを説明する他の社会学理論として、報酬－資源モデル（reward-resource model）が挙げられる。このモデルは、ある労働者が保有する社会的資源や実際の稼得収入よりも、潜在的に得られる収入の方が大きい場合に自発的離職が発生する一方、多くの社会的資源や報酬を有している労働者ほど非自発的離職を選択しにくいことを説明する（Tuma 1976）。また、経済学的には主に人的資本論によって離職行動が説明されてきた（Becker 1962）。労働者が訓練で身につけた人的資本のうち、部分的にでも他企業で通用する一般的なものがあれば、他の企業は訓練への投資コスト無しにそれを利用できる。そのため、他企業は労働者により高い賃金を提示する可能性があり、それが労働者には離職のインセンティブとなる。一方で、訓練を行う企業は、訓練後に投資に見合うだけの生産性が得られない場合、その労働者を解雇する可能性がある。

非自発的離職ともに生じやすい (勇上 2005a, 小川 2013)。また、若年期と高年齢期に失業が起こりやすいのは、日本的雇用慣行が大きく関係している。周知の通り、日本の法律と雇用慣行下では、一度雇用した正社員を解雇することが難しい。そのため、男性を中心に、市場のコア層に位置し雇用が安定している者が多い壮年期に比べると、学校から仕事への移動、定年から再就職への移動が生じる職業キャリアの節目の時期は、一時的に雇用が不安定になりやすい。加えて、不安定な有期雇用や労働条件の悪い非正規雇用が、1990年代以降若年層を中心に拡大したことも、若年層の失業リスクを高める要因となっている (Sato 2010, 太田 2010)。

低学歴層が失業に陥りやすいのも、同様の理由と考えられる。低学歴層は、不安定な非正規雇用の職につきやすく、正規雇用だとしても労働条件の悪い周辺的な仕事に従事する者が多い (小杉 2010, 労働政策研究・研修機構 2019)。そのため、自発的失業、非自発的失業ともに生じやすい。さらには、初職もその後のキャリアにおける失業リスクを規定し得る。内部労働市場が発達し、企業・組織内の労働者を保護する制度が整備された日本の雇用環境下では、初職で非正規雇用など周辺的な仕事に就いた場合、相対的に不利な状況がその後のキャリアにも持続され、不安定な状態からなかなか抜けられない (石田 2005, 佐藤 2011, Hamaaki et al. 2013) ⁷。

以上述べた通り、主に都道府県を単位としたマクロレベルの失業率の格差研究や個人を単位とした失業研究は豊富にある。では、同じ属性を持つ人々が産業や人口構成が異なる地域に居住している場合、失業リスクはどのように違うのだろうか。もしくは、各地域の産業構造や人口構成を所与としたとき、どのような属性を持つ個人の失業リスクがより高いのだろうか。このような疑問に答えるためには、個人レベルの変数と地域レベルの変数との交互作用効果を検討する必要がある。しかし、そのような研究は、管見の限り見当たらない。したがって、本稿では、個人レベルの性別、年齢、学歴、初職、及び市町村レベルの第3次産業比率と55歳以上の労働者比率に注目して、失業の規定要因を明らかにしたい。

3 方法

(1) データ

本稿で用いる個人単位のデータは、総務省統計局が2017年に実施した『就業構造基本調査』の個票データである。これに『国勢調査』(2015年)と『経済センサス』(2016年)から集計された市町村別の人口等のデータを統合して分析する⁸。2017年時点の全国の市

⁷ 以上の先行研究が失業に陥りやすいかどうかに関心しているのに対して、篠崎 (2004, 2014) は失業期間を被説明変数とした分析を行っている。その結果、一度失業に陥った時に、それが半年以上または1年以上と長期化しやすいのは、男性および壮年層であった。

⁸ 国勢調査の調査時点である2015年10月1日から『就調』の調査時点である2017年10月1日までに生じた市町村合併等は1ケースのみである。2016年10月10日に宮城県黒川郡富谷町が富谷市に変更さ

町村数は 1,719⁹だが、そのうち本稿の分析で用いることができるのは 1,620 の市町村である¹⁰。実際よりも 100 ほど数が少ないのは、離島や東日本大震災の影響で調査ができていない地域など、『就調』の回答者がいない市町村があるためである。

失業の地域間格差の要因分析を行うにあたり、『就調』データを用いる利点は 3 つある。1 つめは、サンプルサイズが非常に大規模且つ精度が高い点である。失業のように全体からみれば発生確率が相対的に小さい現象を検討する際、サンプルサイズが小さいと結果の安定性が担保できないことがしばしば問題視されるが、本データでは、そのようなことは生じにくい。また、市町村別の地域区分を採用するにあたり、人口が少ない町や村でさえも分析に足るだけの十分なデータが確保できる。2 つめは、個人の初職等の職歴情報や同一世帯内の家族の情報が使える点である。これらは失業研究で頻繁に用いられる『労調』にはないメリットである。当然ながら、失業は個人の属性や学歴のみならず、職歴や家族といった様々な要因に影響される。これらを可能な限り考慮することで、個人や地域と失業の関係を、より精緻に分析できることは論を俟たない。3 つめは、最新の『就調』データを用いることで、2010 年以降の失業の地域間格差問題を俎上に載せる点である。前節で述べた通り、2010 年までのデータを用いた失業研究は比較的蓄積があるが、2010 年以降の地域と失業の関係を扱った研究は乏しく、ましてや地域と個人双方の変数が失業に与える影響を分析したものはない。

分析対象者は、調査時点における失業者と労働者であり、非労働力人口は分析対象から除外する。また、学校に在学しながら働いているケースに関しては、最終学歴の学校を卒業・中退する以前の在学中の労働なのか、卒業・中退後の労働なのかが調査票から判断できない。よって、最終学歴の学校を卒業・中退した人に限定して分析を行う。推定に用いる変数に欠損値のあるケースを除いた分析対象者数は、494,463（男性 271,306、女性 223,157）である。

（2）変数

分析で用いる被説明変数は、調査時点で失業状態にある者を 1、何らかの仕事に就いている者を 0 とする 2 値変数である。なお、本稿における失業は、『就調』の質問項目に沿って、「普段収入になる仕事に就いていないが、何か収入になる仕事をしたいと思っており、且つ求職活動や開業の準備を行っている状態」と定義する¹¹。

市町村レベルの説明変数は、第 3 次産業比率（各市町村の従業者全体に占める第 3 次産

れている。この 1 ケースは、2015 年の市町村コードを 2017 年のものに修正し、データを統合した。

⁹ 正確な市町村数は 1,718 である。残りの 1 ケースは東京特別区である。

¹⁰ 女性の回答者がいるのは 1,618 市町村である。

¹¹ これは『労調』の完全失業率の定義に近いが、『労調』では月末 1 週間の実際の就業状態を尋ねているのに対して、『就調』では普段の就業状態を尋ねている点が異なる。

業従業者数の比率¹²⁾、55歳以上の労働者比率（各市町村の労働力人口全体に占める55歳以上の労働力人口比率）、人口、昼夜間人口比率を用いる。第3次産業比率は2016年の『経済センサス』の市町村別集計値を、他の3変数は2015年の『国勢調査』の集計値を採用した。産業構造を表す第3次産業比率と労働力の高年齢化¹³⁾の程度を表す55歳以上の労働者比率が、本稿で焦点を当てる説明変数である。人口は市町村の規模の影響を統制するための変数であり、対数変換したものを用いる。昼夜間人口比率は、都道府県単位の先行研究でもしばしば批判されてきた住居と就業地が異なる影響を統制するために用いる。この指標は夜間人口100人あたりの昼間の人口である。数値が100よりも小さい場合は、住居がある地域から昼間だけ外の地域に就業等のために移動している人が多く、100を超えると、他の市町村から昼間だけ移動してきている人が多いことを表している¹⁴⁾。

個人レベルの主要な説明変数は、性別、年齢、学歴、初職従業上の地位である。性別は男性を1とするダミー変数である。年齢は、若年層と高年齢層の失業リスクが高いことを踏まえて、「15-34歳」、「35-54歳」「55歳以上」の3カテゴリーに分類した質的変数を用いる¹⁵⁾。ここで、高年齢層を「55歳以上」としたのは、各カテゴリーの年齢幅をなるべく均等にするためである。また、セカンドキャリアへのシフトは、一般的な定年年齢である60歳や65歳を境とするケースが多いものの、早期退職等によるものと思われる離職行動が50代から徐々に進んでいること（吉岡 2018）も、55歳をカテゴリーの区切りにした理由である。学歴は、最後に卒業または中退した学校について、高等教育（「専門・短大・高専」と「大学・大学院」）を1とするダミー変数である。初職従業上の地位は、学卒後初めて就いた仕事について、「正規職員・従業員」「非正規職員・従業員」「その他」の3カテゴリーに分類した質的変数である。

他には、失業に影響し得る世帯要因として、世帯収入、配偶者の有無、15歳未満の世帯員の有無、15歳以上の就学者の有無、世帯内労働者人数を用いる。世帯収入は、世帯全体の年間収入額（税込み）の各階級について中央値を採り、量的変数に変換した値である。配偶者の有無は、配偶者ありの場合を1、未婚または離死別の場合を0とするダミー変数である。15歳未満の世帯員の有無は、年齢によって失業に関する意思決定が左右されることを考慮し、「5歳以下の世帯員あり」ダミーと「6-14歳の世帯員あり」ダミーの2つの変数を作成した。また、15歳以上でも、就学中の世帯員がいる場合は就業へのインセンティブが働くと考え、15歳以上の就学中の世帯員がいる場合を1とするダミー変数も分析に投入することとした。世帯内労働者人数は、回答者以外に同一世帯内で働いている者が何

¹²⁾ 公務は集計から除かれている。

¹³⁾ 本稿では、「高年齢化」と「55歳以上の労働者比率」を同義で用いる。「高齢化率」とすると、一般的には65歳以上の比率を指すことが多いため、これと混同することを避けるためである。

¹⁴⁾ 昼夜間人口比率の最小値は68.6、最大値は318.5である。

¹⁵⁾ 本稿では、若年層を「15-34歳」と、壮年層を「35-54歳」と、高年齢層を「55歳以上」と同義で用いている。

人いるかを表した変数である。自身以外に働いている家族が多いことは、自発的失業を選択する誘因となるだけでなく、留保賃金を下げずに職探しを続けられるため、失業には正の効果を持つと予想される。これらは、統制変数として分析に用いる。

図表 1 は、以上の変数の記述統計量を、分析対象全体及び男女別に示したものである。

図表 1 記述統計量

| 変数名 | 全体 | | 男性 | | 女性 | |
|-------------------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|
| | Mean | S. D. | Mean | S. D. | Mean | S. D. |
| 【個人レベル変数】 | | | | | | |
| 失業 | 0.038 | 0.190 | 0.027 | 0.163 | 0.050 | 0.218 |
| 男性 | 0.549 | 0.498 | — | — | — | — |
| 年齢 | | | | | | |
| 15-34歳 | 0.194 | 0.396 | 0.186 | 0.389 | 0.204 | 0.403 |
| 35-54歳 | 0.452 | 0.498 | 0.438 | 0.496 | 0.469 | 0.499 |
| 55歳以上 | 0.354 | 0.478 | 0.376 | 0.484 | 0.327 | 0.469 |
| 高等教育 | 0.484 | 0.500 | 0.465 | 0.499 | 0.507 | 0.500 |
| 初職 | | | | | | |
| 正規職員・従業員 | 0.730 | 0.444 | 0.765 | 0.424 | 0.689 | 0.463 |
| 非正規職員・従業員 | 0.172 | 0.378 | 0.113 | 0.316 | 0.245 | 0.430 |
| その他 | 0.097 | 0.296 | 0.123 | 0.328 | 0.067 | 0.249 |
| 世帯収入 | 660.099 | 359.565 | 668.289 | 354.183 | 650.143 | 365.755 |
| 配偶者あり | 0.499 | 0.884 | 0.401 | 0.744 | 0.618 | 1.016 |
| 5歳以下の世帯員あり | 0.125 | 0.331 | 0.130 | 0.337 | 0.119 | 0.323 |
| 6-14歳の世帯員あり | 0.206 | 0.404 | 0.198 | 0.399 | 0.215 | 0.411 |
| 15歳以上の就学中の世帯員あり | 0.146 | 0.354 | 0.134 | 0.341 | 0.161 | 0.368 |
| 世帯内労働者人数 | 1.099 | 0.959 | 1.018 | 0.968 | 1.198 | 0.937 |
| 【市町村レベル変数】 | | | | | | |
| 第3次産業比率 | 66.032 | 10.383 | 65.972 | 10.407 | 66.105 | 10.354 |
| 55歳以上の労働者比率 | 32.752 | 5.390 | 32.712 | 5.400 | 32.799 | 5.378 |
| 人口（対数） | 11.815 | 1.512 | 11.820 | 1.517 | 11.809 | 1.507 |
| 昼夜間人口比率 | 98.677 | 9.712 | 98.662 | 9.787 | 98.694 | 9.620 |
| N | 494463 | | 271306 | | 223157 | |

(3) 分析モデル

本稿の分析では、地域（市町村）ごとにネストされたデータを用いるが、これに通常の回帰分析を当てはめると、仮定しているサンプルの独立性がしばしば満たされない。そのため、標準誤差を小さく見積もってしまい、タイプ 1 エラーを犯す危険性が高まる。同時に、地域の性質と個人の性質が混在しているため、得られた推定値が何を表しているかを解釈するのが難しい (Raudenbush and Byrk 2001, Hox 2010, 清水 2014)。したがって、本稿では地域間の差異を調整した個人レベルの変数の影響や、地域内の個人間の違いを調整した地域レベルの変数の影響、さらに地域レベルの変数と個人レベルの変数との交互作用効果が推計できるマルチレベル・モデル（混合効果二項ロジスティックモデル）を用いる。

推定は、以下に述べる順序で行う。初めに、被説明変数だけを投入した Null モデルを推定し、切片に無視できない地域ごとのばらつきがあるかどうかを判定する。Null モデルは、以下のように表すことができる。

$$\begin{aligned} \text{失業}_{ij} &= \beta_{0j} + r_{ij} \\ \beta_{0j} &= \gamma_{00} + u_{0j} \end{aligned}$$

i は各市町村内の個人、 j は各市町村を表している。また、 r_{ij} は個人レベルの失業の変動（誤差項）、 u_{0j} 市町村レベルの失業の変動を意味している。

次に、Null モデルに個人レベルの説明変数を追加し、市町村レベルの分散を挿入したランダム切片モデルを推定する。モデルは次のように表記される。

$$\begin{aligned} \text{失業}_{ij} &= \beta_{0j} + \beta_{1j} \times x_{1ij} + \beta_{2j} \times x_{2ij} + \dots + r_{ij} \\ \beta_{0j} &= \gamma_{00} + u_{0j} \end{aligned}$$

x_{1ij} や x_{2ij} はレベル1の説明変数群（性別等）である。また、 γ_{00} と β_{1j} や β_{2j} が回帰分析の切片と回帰係数に相当し、個人レベルの各説明変数の失業に対する効果（固定効果）を表している。

次に、切片だけでなく傾きにも変量効果を導入し、且つ市町村レベルの変数を投入したランダム切片・ランダム係数モデルを推計し、傾きにおける地域ごとのばらつきと市町村レベルの変数の効果を確認する。なお、モデルが煩雑になりすぎることを避けるために、傾きへの変量効果は変数ごと（性別、年齢、学歴、初職）に分けてモデルを立てることとした。性別の傾きに変量効果を想定したモデルの場合、次のように表される。

$$\begin{aligned} \text{失業}_{ij} &= \beta_{0j} + \beta_{1j} \times \text{性別}_{ij} + \beta_{2j} \times x_{2ij} + \dots + r_{ij} \\ \beta_{0j} &= \gamma_{00} + \gamma_{01} \times W_j + u_{0j} \\ \beta_{1j} &= \gamma_{10} + u_{1j} \end{aligned}$$

γ_{10} は失業に対する性別の固定効果、 u_{1j} は市町村レベルのランダム係数効果、 W_j は市町村レベルの説明変数群である。

最後に、上記の推定で傾きの有意な変量効果が見られた変数に関して、市町村レベルの変数と個人レベルの変数の交差項を導入することで、レベル間交互作用を検証する。ここでも、個人レベルと市町村レベル（第3次産業比率、55歳以上の労働者比率）それぞれの説明変数ごとに別のモデルを立て、推定を行う。例えば、性別と第3次産業比率に注目したモデルは、次のように表記できる。

$$\begin{aligned} \text{失業}_{ij} &= \beta_{0j} + \beta_{1j} \times \text{性別}_{ij} + \beta_{2j} \times x_{2ij} + \dots + r_{ij} \\ \beta_{0j} &= \gamma_{00} + \gamma_{01} \times \text{第3次産業比率}_j + u_{0j} \\ \beta_{1j} &= \gamma_{10} + \gamma_{11} \times \text{第3次産業比率}_j + u_{1j} \end{aligned}$$

ここで、2つ目と3つ目の式を1つ目の式に代入し展開すると、以下のように表すことができる。

$$\begin{aligned} \text{失業}_{ij} &= \gamma_{00} + \gamma_{10} \times \text{性別}_{ij} + \gamma_{01} \times \text{第3次産業比率}_j + \gamma_{11} \times \text{第3次産業比率}_j \times \text{性別}_{ij} \\ &\quad + u_{0j} + u_{1j} \times \text{性別}_{ij} + \beta_{2j} \times x_{2ij} + \dots + r_{ij} \end{aligned}$$

γ_{01} は第3次産業比率の主効果、 γ_{11} は第3次産業比率と性別の交互作用効果を表していることが分かる¹⁶。

4 分析結果

(1) 市町村別、失業率と第3次産業比率、55歳以上の労働者比率の関係

まず、2017年『就調』の失業率の地域分布や他のマクロ指標との相関関係を確認しておこう。図表2は、全国の地域を10に区分し、且つ市町村の人口規模を20万人以上と20万人未満に分けて、失業率¹⁷、第3次産業比率、55歳以上の労働者比率を示したものである¹⁸。ここでは、失業率だけでなく、第3次産業比率と55歳以上の労働者比率も、本稿の分析で用いる1,620の市町村に限定して集計している。

失業率の全国平均は4.8%であり、これは同時期(2017年10月)の『労調』の完全失業率(2.7%)よりも約2%高い。その理由として最も大きいのは、『労調』が1週間の失業状態を尋ねているのに対して、『就調』では普段の失業状態を尋ねている点だと考えられるが、他にもサンプルサイズの違いや調査区の違い等が想定される。

地域及び人口規模別に見ると、地域計の失業率は近畿と北海道、九州が5%を超えているのに対して、北陸は4%に満たない。また、人口規模が大きい市町村ほど失業率が高い点は、先行研究と同様である。さらに、都市の人口規模による失業率格差の程度は、地域によって異なることが分かる。北海道は人口20万人以上の市町村の失業率が6.68%とかなり高いが、20万人未満の市町村は約4%である。同様に、九州や東北、四国、北関東・甲信も都市の人口規模によって失業率に0.74%~1%の開きがある。北陸や東海、中国地方も人口規模格差はあるものの、全体的に失業率が低い。反対に、南関東や近畿といった東

¹⁶ 集団(地域)の数が豊富にあるため、推定には完全情報最尤法を用いる。標準誤差は、不均一分散の問題に対応するため、ロバスト標準誤差を用いる。

¹⁷ 失業率は『就調』の集計用乗率で重みづけした値を示している。全国計の失業率が図表1と異なるのは、そのためである。

¹⁸ 論文の末尾の参考資料1~3では、これらの3つの指標の市町村別分布を地図上に示している。

京、大阪を中心とする巨大都市圏を含む地域は、人口規模による失業率の差は小さく、南関東に至っては、人口 20 万人未満の市町村の失業率の方が若干高い。

図表 2 地域別、失業率、第 3 次産業比率、55 歳以上の労働者比率（単位：％）

| | 失業率 | | | 第3次産業比率 | | | 55歳以上の労働者比率 | | |
|--------|------|--------|--------|---------|--------|--------|-------------|--------|--------|
| | 計 | 20万人未満 | 20万人以上 | 計 | 20万人未満 | 20万人以上 | 計 | 20万人未満 | 20万人以上 |
| 全国 | 4.80 | 4.46 | 5.09 | 69.8 | 62.1 | 75.0 | 30.9 | 33.3 | 28.6 |
| 北海道 | 5.32 | 4.08 | 6.68 | 73.7 | 67.5 | 79.5 | 32.4 | 34.9 | 29.7 |
| 東北 | 4.38 | 4.04 | 4.94 | 65.8 | 58.8 | 74.7 | 34.6 | 37.3 | 29.9 |
| 北関東・甲信 | 4.50 | 4.29 | 5.03 | 61.0 | 57.4 | 68.6 | 33.0 | 34.3 | 29.7 |
| 南関東 | 4.88 | 4.95 | 4.86 | 75.3 | 68.3 | 77.3 | 28.3 | 30.3 | 27.5 |
| 北陸 | 3.64 | 3.39 | 4.01 | 62.5 | 55.6 | 70.8 | 33.1 | 35.0 | 30.5 |
| 東海 | 4.23 | 3.93 | 4.58 | 61.9 | 55.9 | 68.1 | 29.8 | 30.5 | 28.9 |
| 近畿 | 5.54 | 5.30 | 5.69 | 71.4 | 64.0 | 74.9 | 29.6 | 31.0 | 28.7 |
| 中国 | 4.24 | 4.03 | 4.47 | 67.6 | 63.4 | 71.7 | 32.8 | 35.9 | 29.4 |
| 四国 | 4.44 | 4.11 | 4.94 | 69.2 | 62.8 | 77.3 | 34.6 | 37.1 | 30.6 |
| 九州 | 5.21 | 4.77 | 5.77 | 72.4 | 67.3 | 77.5 | 32.6 | 34.8 | 29.7 |

（出所）失業率は 2017 年『就業構造基本調査』、第 3 次産業比率は 2016 年『経済センサス』、55 歳以上の労働者比率は 2015 年『国勢調査』の集計データから筆者作成。

（注）n=1620。失業率は『就調』の集計用乗率で重みづけした値。

第 3 次産業比率は、日本全体で 69.8%である。地域別では、南関東、北海道、近畿、九州が 7 割を超えているのに対して、北関東・甲信、北陸、東海は 6 割強と約 10 ポイントの開きがある。また、市町村の人口規模による産業構造の違いが明確に見られる。人口規模 20 万人以上の都市の第 3 次産業比率が全国計で 75.0%なのに対して、20 万人未満では 62.1%となっている。人口規模 20 万人以上の市町村に注目すると、北関東・甲信と東海を除いて第 3 次産業が 7 割を超えており、地域間の差もそれほどない。他方 20 万人未満の市町村の中でも、北海道や南関東、九州は全体の 7 割弱を第 3 次産業が占めているが、北陸や東海、東北、北関東・甲信地方の人口 20 万人未満の市町村は 6 割に満たない。

労働力人口に占める 55 歳以上の労働者比率は、日本全体で 30.9%である。地域別の比率の差はそれほど大きくないが、南関東や東海、近畿といった巨大都市圏がある地域では 3 割を切っている。人口規模別では、20 万人未満の市町村が 33.3%、20 万人以上が 28.6%であり、5 ポイントほどの開きがある。特に東北や四国、中国地方の 20 万人未満の市町村は、高年齢労働者の比率が高いが、南関東や東海、近畿の 20 万人未満の市町村では、高年齢者の占める比率が 30%ほどである。他方、人口 20 万人以上の市町村における地域差は大きくないことから、大規模都市では地域によらず労働力の高年齢化がそれほど進んでいないといえよう。

次に、市町村別の人口や第3次産業比率、55歳以上の労働者比率と失業率の相関も確認しておこう。人口（対数値）と失業率との相関係数は0.259（df=1618, p<.001）であり、多くの先行研究と同様に正の有意な相関が確認できる。また、第3次産業比率と失業率の相関係数も0.135（df=1618, p<.001）と正の有意な相関がみられ、これも先行研究と整合的である。図表2で示した通り、第3次産業比率は人口が20万人以上の市町村で高く、また地域としては南関東、北海道、近畿、九州が相対的に高い。これら第3次産業の構成割合が高い市町村では、雇用の創出と喪失が頻繁に生じる構造を内包しているため、構造的、摩擦的失業が発生しやすい状況にあることが窺える。

他方、55歳以上の労働者比率と失業率の相関係数は-0.264（df=1618, p<.001）であり、労働力の高年齢化が進んでいる市町村ほど失業率は低い。前述の通り、55歳以上の労働者比率は人口20万人未満の市町村、とりわけ東北や四国、中国地方の小規模市町村が高く、南関東や東海、近畿など、巨大都市圏を有する地域で低い。失業リスクは若年層と高年齢層で高いため、理論的には、これらの層が人口全体に占める割合が高い地域ほど、失業率が高い。しかし、ここでの単相関の値がマイナスであることから、地域で若年層や壮年層が占める比率が地域全体の失業率を押し上げていることが示唆される。

（2）個人要因と地域要因が失業に及ぼす影響の混合効果二項ロジスティックモデル

市町村別の第3次産業比率や55歳以上の労働者比率と個人の属性が失業に与える影響について、混合効果二項ロジスティックモデルの結果を確認していこう。まず切片のみに変量効果を導入したNullモデルと、それに個人の固定効果を加えたランダム切片モデルの結果を示したものが図表3である。

マルチレベル・モデルを使う必要があるかを判断するために、Nullモデル（Model0）から算出した級内相関係数（ICC）は、0.0113（S.E.= 0.0014）だった¹⁹。これは失業の分散が市町村レベルで約1%説明されることを意味する。ICCは有意だが、データの階層性を判断する目安である0.1よりもかなり小さい。そこでもう一つの判断基準として、集団（地域）内の人数の影響を考慮に入れたデザインインフェクトを計算すると4.451²⁰となり、判断基準である2を超えていた。したがって、データには階層性があると判断し、混合効果二項ロジスティックモデルを採用する。

次に、レベル1の固定効果を導入したModel1の結果から、ランダム効果の切片の市町村レベルの分散は0.054であり、z値を用いた片側検定を行うと0.1%水準で有意な結果が得られた。このことから、市町村レベルでの切片のばらつきは無視できないことがわかる。

¹⁹ 混合効果二項ロジスティックモデルにおけるICCは、誤差項部分の分散を $\frac{\pi^2}{3}$ と仮定することから、次のように算出される。ICC= $0.038 / \left(\frac{\pi^2}{3} + 0.038 \right) = 0.0113$ 。

²⁰ デザインインフェクトは「 $1 + (\text{集団内平均人数} - 1) \times \text{ICC}$ 」で求められるので、 $1 + (305.2 - 1) \times 0.0113 = 4.451$ 。

個人の固定効果を確認すると、女性は男性よりも失業リスクが高い。また 35-54 歳の壮年層に比べて、55 歳以上の高年齢層は失業リスクが低い、壮年層と若年層に有意な失業確率の差はない。また、学歴は失業に対して有意な影響を与えていない。初職については、正規職員・従業員に比べて、非正規職員・従業員やその他の従業上の地位に就いていた人の失業リスクが低い。これらの結果は理論的な予想に反するものだが、後の男女別の分析では Model1 と異なる結果が得られており、そこで改めて結果を確認したい。

統制変数の影響を見ると、世帯収入の高さや配偶者がいること、世帯内に 6-14 歳の世帯員がいることや 15 歳以上の就学者がいることは、失業率にマイナスの影響を与えている。一方、世帯内の労働者人数は失業にプラスの効果を持っている。ただし、婚姻状況や 15 歳未満の世帯員の有無についても、後の男女別の分析で異なる結果が得られているので、これも改めて結果を確認したい。

図表 3 Null モデル、ランダム切片モデル

| | Model0 | | Model1 | |
|-------------------------|------------|-------|------------|-------|
| | Coef. | S.E. | Coef. | S.E. |
| 切片 | -3.284 *** | 0.011 | -1.577 *** | 0.040 |
| 男性 | | | -0.513 *** | 0.020 |
| 年齢 (vs. 35-54歳) | | | | |
| 15-34歳 | | | -0.023 | 0.027 |
| 55歳以上 | | | -0.066 ** | 0.020 |
| 高等教育 | | | 0.025 | 0.017 |
| 初職 (vs. 正規職員・従業員) | | | | |
| 非正規職員・従業員 | | | -0.116 *** | 0.020 |
| その他 | | | -1.483 *** | 0.047 |
| 世帯収入 | | | -0.003 *** | 0.000 |
| 配偶者あり | | | -0.043 *** | 0.009 |
| 5歳以下の世帯員あり | | | 0.030 | 0.026 |
| 6-14歳の世帯員あり | | | -0.138 *** | 0.023 |
| 15歳以上の就学中の世帯員あり | | | -0.229 *** | 0.026 |
| 世帯内労働者人数 | | | 0.393 *** | 0.012 |
| 【変量効果】 | | | | |
| 市町村レベル(切片) | 0.038 *** | 0.005 | 0.054 *** | 0.006 |
| N | | | 494463 | |
| グループ数 | | | 1620 | |
| -2 Log Pseudolikelihood | 158142.8 | | 144901.7 | |
| AIC | 158146.8 | | 144929.7 | |
| BIC | 158169.0 | | 145085.3 | |

(注) *** $p < .001$, ** $p < .01$, * $p < .05$, † $p < .10$.

次に、図表 4 は、切片と傾きに変量効果を導入し、市町村レベルの変数を加えたランダム切片・ランダム係数モデルの推定結果である。性別の傾きに変量効果を想定したモデル (Model2) は分析対象ケースすべてを用いているが、失業のメカニズムは性別によって異なることが想定されるため、年齢、学歴、初職の傾きに変量効果を想定した分析は、男女別に行っている (男性の分析は Model3~5、女性の分析は Model6~8)。

まず、Model2 の乖離度(-2 Log Pseudolikelihood)、AIC、BIC に注目すると、全てのモデルで図表 3 の Model1 に比べて小さな値を示しており、モデルの適合度が上がっていることがわかる²¹。傾きの変量効果に注目すると、性別 (Model2)、男性の年齢 (Model3)、女性の年齢 (Model6) は有意だが、男女の学歴 (Model4, 7) と初職 (Model5, 8) における変量効果は有意ではない。よって、性別や男女の年齢の傾きには市町村間で無視できないばらつきがあるのに対して、学歴と初職の傾きにはそのようなばらつきが確認されない。

ここでもう一度固定効果に注目し、男女別に結果を見ていきたい。年齢と失業の関連は、男性では壮年層に比べて若年層が 10%水準で、高年齢層が 0.1%水準で有意に失業確率が高いのに対して、女性は低い。若年層と高年齢層の失業リスクが相対的に高いという先行研究の知見は、男性のみに当てはまることがわかる。反対に、女性は子育て期にあたる壮年層の流動性が最も高いため、他の年齢層よりも失業確率が高くなっているのだろう。また、学歴も男女で反対の結果が得られている。男性は高等教育卒業者の方が失業リスクが高いのに対して、女性は低い。男性の結果は理論的な予測に反するもので解釈が難しいが、高学歴男性は低学歴男性に比べて、より良い条件を求めて自発的な失業を選択する人が多いのかもしれない。他方、女性は人的資本の高さが失業リスクを低めていると考えられる。初職の効果は、女性のみ統計的に有意な結果が確認できる。初職で正規職員・従業員だった女性に比べて、非正規職員・従業員だった女性は失業確率が低い。これも予測に反する結果だが、初職で非正規を選択した女性の留保賃金が相対的に低いため、失業したとしてもすぐに再就職しているのかもしれない。

世帯要因が失業に与える影響も、性別によって大きく異なっている。配偶者がいることは、男性が失業に対してプラスなのに対して、女性ではマイナスの効果を持っている²²。また、14 歳以下の世帯員が世帯内にいる場合、男性は失業確率を低めるが、女性は高める。他方、失業と世帯収入や 15 歳以上の就学中の世帯員がいることとの負の関連、及び世帯内の労働者人数との正の関連は、男女ともに同様である。

²¹ 図表には示していないが、男女別にランダム切片モデルとランダム切片・ランダム係数モデルの適合度を比較した場合も、同様に後者の方がモデルのフィットがよい。

²² この結果の解釈は難しいが、男性の場合は、パートナーがいることで、留保賃金を高水準に保ったまま、好条件を求めて職を離れたり、職探しに時間をかけることができるのかもしれない。一方女性は、パートナーがいる場合、失業よりも自発的に非労働力状態を選択する人が多いため、就業者と失業者に限定した本稿の分析では、パートナーがいない女性の失業確率が相対的に高いという結果が得られたのかもしれない。

図表4 ランダム切片・ランダム係数モデル

| | 全体 | | | | 男性 | | | |
|-------------------------|------------|-------|------------|-------|------------|-------|------------|-------|
| | Model2 | | Model3 | | Model4 | | Model5 | |
| | Coef. | S.E. | Coef. | S.E. | Coef. | S.E. | Coef. | S.E. |
| 切片 【個人レベル変数】 | -0.660 *** | 0.165 | -0.908 ** | 0.268 | -0.859 ** | 0.263 | -0.848 ** | 0.263 |
| 男性 | -0.509 *** | 0.019 | — | | — | | | |
| 年齢 (vs. 35-54歳) | | | | | | | | |
| 15-34歳 | -0.027 | 0.027 | 0.073 † | 0.039 | 0.074 † | 0.040 | 0.074 † | 0.040 |
| 55歳以上 | -0.054 ** | 0.020 | 0.161 *** | 0.033 | 0.168 *** | 0.033 | 0.168 *** | 0.033 |
| 高等教育 | 0.008 | 0.017 | 0.070 ** | 0.027 | 0.069 ** | 0.027 | 0.069 ** | 0.027 |
| 初職 (vs. 正規職員・従業員) | | | | | | | | |
| 非正規職員・従業員 | -0.124 *** | 0.020 | -0.018 | 0.033 | -0.017 | 0.033 | -0.031 | 0.033 |
| その他 | -1.466 *** | 0.047 | -1.664 *** | 0.063 | -1.664 *** | 0.063 | -1.722 *** | 0.087 |
| 世帯収入 | -0.003 *** | 0.000 | -0.005 *** | 0.000 | -0.005 *** | 0.000 | -0.005 *** | 0.000 |
| 配偶者あり | -0.043 *** | 0.009 | 0.224 *** | 0.013 | 0.224 *** | 0.013 | 0.224 *** | 0.013 |
| 5歳以下の世帯員あり | 0.033 | 0.026 | -0.864 *** | 0.068 | -0.861 *** | 0.068 | -0.861 *** | 0.068 |
| 6-14歳の世帯員あり | -0.134 *** | 0.023 | -0.675 *** | 0.055 | -0.675 *** | 0.056 | -0.676 *** | 0.056 |
| 15歳以上の就学中の世帯員あり | -0.242 *** | 0.027 | -0.392 *** | 0.058 | -0.392 *** | 0.058 | -0.392 *** | 0.058 |
| 世帯内労働者人数 | 0.406 *** | 0.012 | 0.656 *** | 0.018 | 0.657 *** | 0.018 | 0.657 *** | 0.018 |
| 【市町村レベル変数】 | | | | | | | | |
| 第3次産業比率 | 0.001 | 0.001 | -0.001 | 0.002 | -0.001 | 0.002 | -0.001 | 0.002 |
| 55歳以上の労働者比率 | -0.027 *** | 0.002 | -0.019 *** | 0.003 | -0.019 *** | 0.003 | -0.019 *** | 0.003 |
| 人口 (対数) | 0.061 *** | 0.010 | 0.080 *** | 0.016 | 0.078 *** | 0.016 | 0.078 *** | 0.016 |
| 昼夜間人口比率 | -0.007 *** | 0.001 | -0.010 *** | 0.002 | -0.010 *** | 0.002 | -0.010 *** | 0.002 |
| 【変数効果】 | | | | | | | | |
| 市町村レベル(切片) | 0.013 *** | 0.004 | 0.024 ** | 0.008 | 0.029 *** | 0.008 | 0.026 *** | 0.008 |
| 市町村レベル傾き(性別) | 0.024 *** | 0.008 | | | | | | |
| 市町村レベル傾き(年齢: 15-34歳) | | | 0.064 * | 0.032 | | | | |
| 市町村レベル傾き(年齢: 55歳以上) | | | 0.011 | 0.012 | | | | |
| 市町村レベル傾き(高等教育) | | | | | 0.000 | 0.000 | | |
| 市町村レベル傾き(初職: 非正規職員・従業員) | | | | | | | 0.040 | 0.027 |
| 市町村レベル傾き(初職: その他) | | | | | | | 0.107 | 0.098 |
| N | 494463 | | | | 271306 | | | |
| グループ数 | 1620 | | | | 1620 | | | |
| -2 Log Pseudolikelihood | 144467.6 | | | | 56140.6 | | | |
| AIC | 144505.6 | | | | 56178.6 | | | |
| BIC | 144716.7 | | | | 56378.3 | | | |
| | 女性 | | | | | | | |
| | Model6 | | Model7 | | Model8 | | | |
| | Coef. | S.E. | Coef. | S.E. | Coef. | S.E. | | |
| 切片 【個人レベル変数】 | -0.759 *** | 0.210 | -0.711 ** | 0.207 | -0.692 *** | 0.190 | | |
| 男性 | — | | — | | — | | | |
| 年齢 (vs. 35-54歳) | | | | | | | | |
| 15-34歳 | -0.083 ** | 0.027 | -0.095 ** | 0.030 | -0.094 ** | 0.029 | | |
| 55歳以上 | -0.194 *** | 0.027 | -0.191 *** | 0.026 | -0.191 *** | 0.026 | | |
| 高等教育 | -0.068 ** | 0.021 | -0.069 ** | 0.021 | -0.069 ** | 0.021 | | |
| 初職 (vs. 正規職員・従業員) | | | | | | | | |
| 非正規職員・従業員 | -0.235 *** | 0.024 | -0.235 *** | 0.024 | -0.235 *** | 0.024 | | |
| その他 | -1.340 *** | 0.071 | -1.341 *** | 0.071 | -1.416 *** | 0.099 | | |
| 世帯収入 | -0.002 *** | 0.000 | -0.002 *** | 0.000 | -0.002 *** | 0.000 | | |
| 配偶者あり | -0.163 *** | 0.012 | -0.163 *** | 0.012 | -0.163 *** | 0.012 | | |
| 5歳以下の世帯員あり | 0.415 *** | 0.030 | 0.417 *** | 0.030 | 0.417 *** | 0.030 | | |
| 6-14歳の世帯員あり | 0.074 ** | 0.026 | 0.074 ** | 0.026 | 0.074 ** | 0.026 | | |
| 15歳以上の就学中の世帯員あり | -0.135 *** | 0.030 | -0.135 *** | 0.030 | -0.135 *** | 0.030 | | |
| 世帯内労働者人数 | 0.228 *** | 0.015 | 0.229 *** | 0.015 | 0.229 *** | 0.015 | | |
| 【市町村レベル変数】 | | | | | | | | |
| 第3次産業比率 | 0.002 † | 0.001 | 0.002 | 0.001 | 0.002 | 0.001 | | |
| 55歳以上の労働者比率 | -0.034 *** | 0.003 | -0.033 *** | 0.003 | -0.034 *** | 0.003 | | |
| 人口 (対数) | 0.055 *** | 0.013 | 0.053 ** | 0.016 | 0.050 *** | 0.012 | | |
| 昼夜間人口比率 | -0.006 ** | 0.002 | -0.006 ** | 0.002 | -0.006 *** | 0.002 | | |
| 【変数効果】 | | | | | | | | |
| 市町村レベル(切片) | 0.012 ** | 0.004 | 0.013 * | 0.006 | 0.014 *** | 0.004 | | |
| 市町村レベル傾き(性別) | | | | | | | | |
| 市町村レベル傾き(年齢: 15-34歳) | 0.033 * | 0.020 | | | | | | |
| 市町村レベル傾き(年齢: 55歳以上) | 0.016 † | 0.012 | | | | | | |
| 市町村レベル傾き(高等教育) | | | 0.002 | 0.015 | | | | |
| 市町村レベル傾き(初職: 非正規職員・従業員) | | | | | 0.000 | 0.000 | | |
| 市町村レベル傾き(初職: その他) | | | | | 0.140 | 0.132 | | |
| N | | | | | 223157 | | | |
| グループ数 | | | | | 1618 | | | |
| -2 Log Pseudolikelihood | 84200.5 | | | | 84206.9 | | | |
| AIC | 84238.5 | | | | 84242.9 | | | |
| BIC | 84434.5 | | | | 84428.5 | | | |

(注) *** $p < .001$, ** $p < .01$, * $p < .05$, † $p < .10$.

市町村レベルの説明変数が失業に与える影響は、男女ともに一貫している。人口規模が大きいほど、あるいは 55 歳以上の労働者比率や昼夜間人口比率が低いほど、失業率は高い。市町村の第 3 次産業比率は、諸々の変数をコントロールすると、失業に対して有意な影響を与えていない。

(3) 市町村の産業構造、人口構成と性別、年齢との交互作用

図表 4 の結果から、切片に加えて、性別と年齢の傾きに無視できないばらつきがあることが確かめられた。したがって、ここからは性別と男女の年齢に注目して、個人と市町村のレベル間交互作用効果を検証していこう。

図表 5 は、性別と第 3 次産業比率 (Model9)、55 歳以上の労働者比率 (Model10) の交差項を加えた推定結果を表している。モデルの適合度から確認すると、第 3 次産業比率との交差項を加えた Model9 の乖離度と AIC は図表 4 の Model2 に比べて低いが、BIC は高い。乖離度と AIC を基準にすると、モデルのフィットはわずかに良くなっているが、BIC を基準にするとモデルは改善されておらず、解釈が難しい。他方、55 歳以上の労働者比率との交差項を加えた Model10 は、3 つの数値ともに大幅に低く、モデルのフィットが良くなっている。

レベル間交互作用の効果を見ると、男性ダミーと第 3 次産業比率との交差項は 10%水準で、55 歳以上の労働者比率との交差項は 0.1%水準で、失業に対して有意な影響を及ぼしている。これらの関係性を分かりやすく見るために、推計結果をもとに予測確率をプロットしたものが図表 6 である。左側は第 3 次産業比率と失業の予測確率との関係、右側は 55 歳以上の労働者比率と失業の予測確率との関係を、男女別に示している²³。

女性は第 3 次産業比率が高い市町村に住んでいる人ほど失業の予測確率が高い。反対に、男性はこの比率が高いほど失業確率が低い。ただし、10%水準で有意である点からも、この交互作用効果はあまり大きくない。他方、55 歳以上の労働者比率と性別が失業に及ぼす交互作用効果は、より明確である。男女ともに 55 歳以上の労働者比率が高いほど失業確率は低い傾向があるものの、男性の線の傾きは女性に比べてかなり緩やかである。このことから、地域内労働力人口の高年齢化による男性の失業への影響は比較的小さい。それに対して、女性は住んでいる地域の高年齢化がどれほど進んでいるかによって失業の予測確率に大きな違いがあり、労働力人口に占める 55 歳以上の比率が高い市町村ほど女性の失業率は低い。例えば、55 歳以上の労働者比率が 60%の市町村における失業の予測確率は 2%前後であるに対して、20%の市町村における予測確率は 7~8%にのぼる。

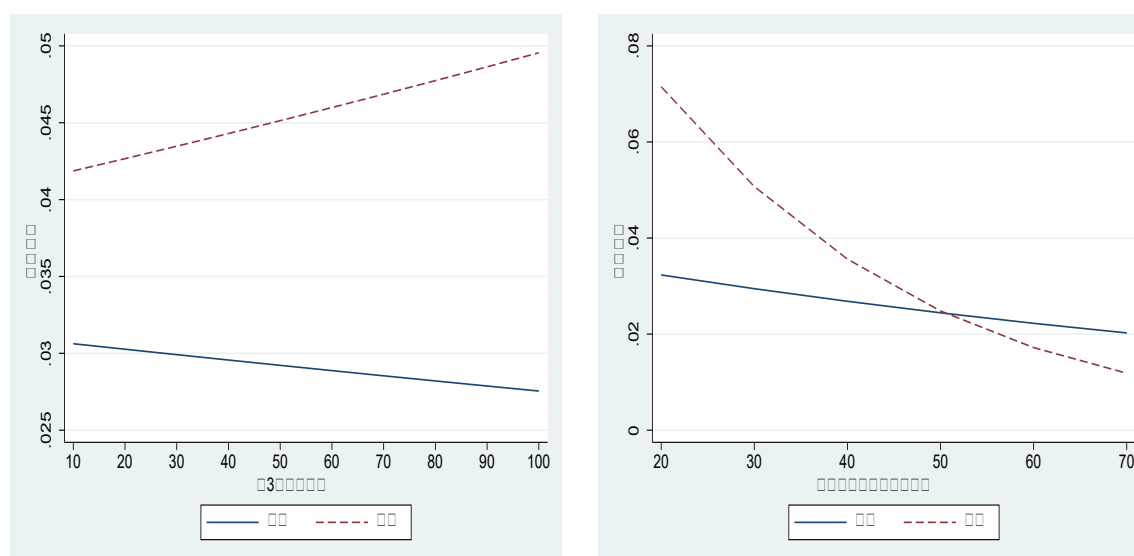
²³ 第 3 次産業比率の最小値は 16.0%、最大値は 91.5%なので、図の x 軸の範囲は 10%から 100%とした。また、55 歳以上の労働者比率の最小値は 20.0%、最大値は 64.0%なので、x 軸の範囲は 20%から 70%とした。

図表5 性別と第3次産業比率、55歳以上の労働者比率とのレベル間交互作用効果

| | Model9 | | Model10 | |
|-------------------------|------------|--------|------------|-------|
| | Coef. | S.E. | Coef. | S.E. |
| 切片 | -0.757 *** | 0.174 | -0.267 | 0.170 |
| 【個人レベル変数】 | | | | |
| 男性 | -0.294 * | 0.116 | -1.429 *** | 0.103 |
| 年齢 (vs. 35-54歳) | | | | |
| 15-34歳 | -0.027 | 0.027 | -0.027 | 0.027 |
| 55歳以上 | -0.053 ** | 0.020 | -0.052 ** | 0.020 |
| 高等教育 | 0.008 | 0.017 | 0.008 | 0.017 |
| 初職 (vs. 正規職員・従業員) | | | | |
| 非正規職員・従業員 | -0.124 *** | 0.020 | -0.125 *** | 0.020 |
| その他 | -1.466 *** | 0.047 | -1.468 *** | 0.047 |
| 世帯収入 | -0.003 *** | 0.000 | -0.003 *** | 0.000 |
| 配偶者あり | -0.043 *** | 0.009 | -0.043 *** | 0.009 |
| 5歳以下の世帯員あり | 0.033 | 0.026 | 0.035 | 0.026 |
| 6-14歳の世帯員あり | -0.134 *** | 0.023 | -0.133 *** | 0.023 |
| 15歳以上の就学中の世帯員あり | -0.242 *** | 0.027 | -0.242 *** | 0.027 |
| 世帯内労働者人数 | 0.406 *** | 0.012 | 0.405 *** | 0.012 |
| 【市町村レベル変数】 | | | | |
| 第3次産業比率 | 0.002 | 0.001 | 0.001 | 0.001 |
| 55歳以上の労働者比率 | -0.027 *** | 0.002 | -0.038 *** | 0.002 |
| 人口(対数) | 0.061 *** | 0.010 | 0.059 *** | 0.010 |
| 昼夜間人口比率 | -0.007 *** | 0.001 | -0.007 *** | 0.001 |
| 【レベル間交互作用】 | | | | |
| 男性×第3次産業比率 | -0.003 † | 0.002 | | |
| 男性×55歳以上の労働者比率 | | | 0.028 *** | 0.003 |
| ランダム効果 | | | | |
| 市町村レベル(切片) | 0.014 *** | 0.004 | 0.015 *** | 0.004 |
| 市町村レベル傾き(性別) | 0.022 ** | 0.008 | 0.011 * | 0.006 |
| N | | 494463 | | |
| グループ数 | | 1620 | | |
| -2 Log Pseudolikelihood | 144463.8 | | 144387.9 | |
| AIC | 144503.8 | | 144427.9 | |
| BIC | 144726.0 | | 144650.1 | |

(注) *** $p < .001$, ** $p < .01$, * $p < .05$, † $p < .10$.

図表6 性別、第3次産業比率、55歳以上の労働者比率と失業の予測確率との関係



次に、図表 7 は年齢と市町村レベルの変数の交差項を加えた結果を男女別に示したものである。男性について、第 3 次産業比率を用いた分析が Model11、55 歳以上の労働者比率を用いた分析が Model12、女性について、第 3 次産業比率を用いた分析が Model13、55 歳以上の労働者比率を用いた分析が Model14 である。男性のモデル (Model11、12) の適合度を確認すると、乖離度と AIC は図表 4 の Model3 に比べてフィットが良くなっているが、BIC はモデルが改善されていないことを示している。女性は、3 つの適合度指標ともに Model6 に比べて低い値を示しており、モデルのフィットが良くなっている。

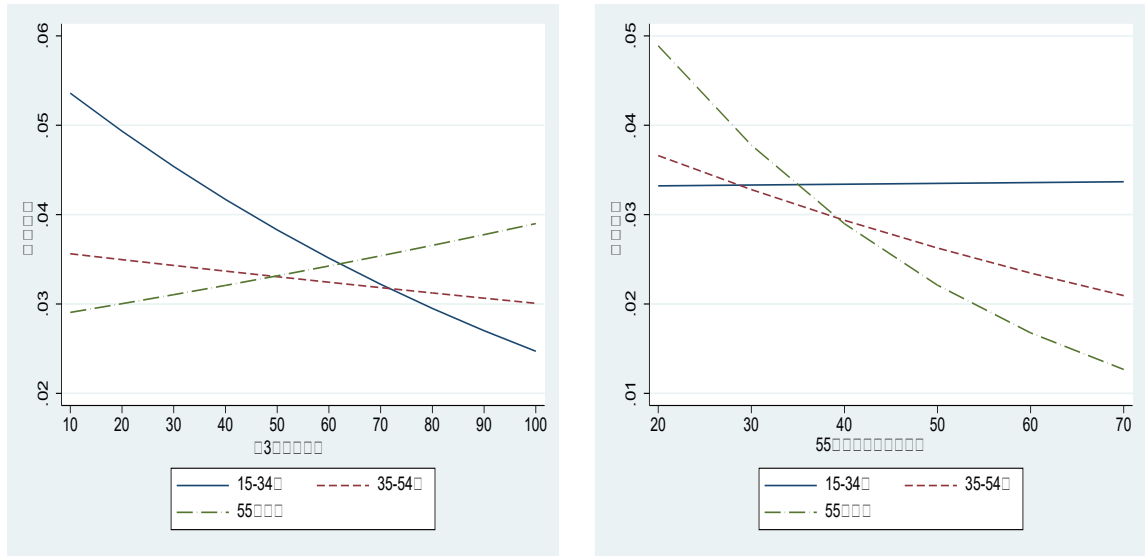
レベル間交互作用効果は、すべてのモデルで有意な結果が得られている。ここでも解釈を容易にするために、関係性を図示したい。図表 8 が男性の推定、図表 9 が女性の推定から失業の予測確率をプロットした図である。両方ともに、左側が第 3 次産業比率を用いた結果、右側が 55 歳以上の労働者比率を用いた結果である。

図表 7 年齢と第 3 次産業比率、55 歳以上の労働者比率とのレベル間交互作用効果

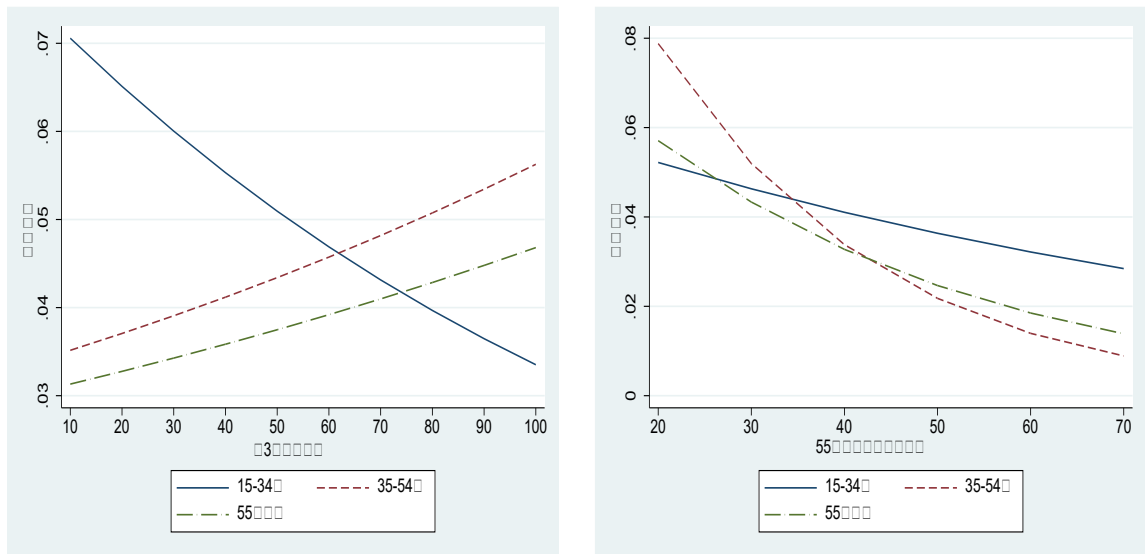
| | 男性 | | | | 女性 | | | |
|-------------------------|------------|--------|------------|-------|------------|--------|------------|-------|
| | Modl11 | | Modl12 | | Modl13 | | Modl14 | |
| | Coef. | S.E. | Coef. | S.E. | Coef. | S.E. | Coef. | S.E. |
| 切片 | -0.812 ** | 0.289 | -1.097 *** | 0.293 | -0.949 *** | 0.221 | -0.341 | 0.212 |
| 【個人レベル変数】 | | | | | | | | |
| 年齢 (vs. 35-54歳) | | | | | | | | |
| 15-34歳 | 0.572 * | 0.240 | -0.333 | 0.226 | 0.880 *** | 0.186 | -1.135 *** | 0.170 |
| 55歳以上 | -0.218 | 0.186 | 0.726 *** | 0.176 | -0.134 | 0.172 | -0.711 *** | 0.160 |
| 高等教育 | 0.070 ** | 0.027 | 0.070 ** | 0.027 | -0.069 ** | 0.021 | -0.069 ** | 0.021 |
| 初職 (vs. 正規職員・従業員) | | | | | | | | |
| 非正規職員・従業員 | -0.015 | 0.033 | -0.016 | 0.033 | -0.235 *** | 0.024 | -0.236 *** | 0.024 |
| その他 | -1.661 *** | 0.063 | -1.655 *** | 0.063 | -1.339 *** | 0.070 | -1.344 *** | 0.071 |
| 世帯収入 | -0.005 *** | 0.000 | -0.005 *** | 0.000 | -0.002 *** | 0.000 | -0.002 *** | 0.000 |
| 配偶者あり | 0.223 *** | 0.013 | 0.223 *** | 0.013 | -0.164 *** | 0.012 | -0.164 *** | 0.012 |
| 5歳以下の世帯員あり | -0.862 *** | 0.068 | -0.862 *** | 0.068 | 0.414 *** | 0.030 | 0.412 *** | 0.030 |
| 6-14歳の世帯員あり | -0.674 *** | 0.055 | -0.674 *** | 0.055 | 0.073 ** | 0.026 | 0.072 ** | 0.026 |
| 15歳以上の就学中の世帯員あり | -0.392 *** | 0.058 | -0.391 *** | 0.058 | -0.134 *** | 0.030 | -0.136 *** | 0.030 |
| 世帯内労働者人数 | 0.655 *** | 0.018 | 0.652 *** | 0.018 | 0.227 *** | 0.015 | 0.227 *** | 0.015 |
| 【市町村レベル変数】 | | | | | | | | |
| 第3次産業比率 | -0.002 | 0.003 | -0.001 | 0.002 | 0.006 ** | 0.002 | 0.002 | 0.001 |
| 55歳以上の労働者比率 | -0.018 *** | 0.003 | -0.012 * | 0.005 | -0.033 *** | 0.003 | -0.046 *** | 0.003 |
| 人口 (対数) | 0.080 *** | 0.016 | 0.079 *** | 0.016 | 0.053 *** | 0.012 | 0.053 *** | 0.012 |
| 昼夜間人口比率 | -0.010 *** | 0.002 | -0.010 *** | 0.002 | -0.006 *** | 0.002 | -0.006 *** | 0.002 |
| 【レベル間交互作用】 | | | | | | | | |
| 15-34歳×第3次産業比率 | -0.008 * | 0.004 | | | -0.014 *** | 0.003 | | |
| 55歳以上×第3次産業比率 | 0.006 * | 0.003 | | | -0.001 | 0.003 | | |
| 15-34歳×55歳以上の労働者比率 | | | 0.013 † | 0.007 | | | 0.033 *** | 0.005 |
| 55歳以上×55歳以上の労働者比率 | | | -0.017 ** | 0.005 | | | 0.016 ** | 0.005 |
| ランダム効果 | | | | | | | | |
| 市町村レベル(切片) | 0.024 ** | 0.008 | 0.025 ** | 0.008 | 0.012 ** | 0.004 | 0.012 ** | 0.004 |
| 市町村レベル傾き(15-34歳) | 0.046 * | 0.027 | 0.046 * | 0.027 | 0.011 | 0.015 | 0.018 | 0.016 |
| 市町村レベル傾き(55歳以上) | 0.010 | 0.013 | 0.007 | 0.013 | 0.017 † | 0.012 | 0.015 † | 0.012 |
| N | | 271306 | | | | 223157 | | |
| グループ数 | | 1620 | | | | 1618 | | |
| -2 Log Pseudolikelihood | 56124.9 | | 56116.5 | | 84169.0 | | 84162.3 | |
| AIC | 56166.9 | | 56158.5 | | 84211.0 | | 84204.3 | |
| BIC | 56387.7 | | 56379.2 | | 84427.7 | | 84420.9 | |

(注) *** $p < .001$, ** $p < .01$, * $p < .05$, † $p < .10$.

図表8 年齢、第3次産業比率、55歳以上の労働者比率と失業予測確率との関係（男性）



図表9 年齢、第3次産業比率、55歳以上の労働者比率と失業予測確率との関係（女性）



まず男性の左側の図から、第3次産業比率が高い市町村に住んでいる若年層や壮年層の男性は失業確率が低い。ただし、壮年層のカーブの傾きは緩やかなのに対して、若年層の傾きはかなり急であることから、地域の産業構造は、若年層の失業リスクにより大きく影響しているとわかる。反対に、高年齢層の予測確率を描いた線は傾きが正であり、第3次産業比率が高い市町村ほど高年齢男性の失業確率は高い。

右図を見ると、壮年男性や高年齢男性では、55歳以上の労働者比率が高いほど失業確率が低い。一方、若年男性ではこの比率の高低に関わらず、失業の予測確率がほぼ一定であ

る。そのため、労働力人口の高年齢化が進んでいる地域では、若年男性の失業リスクが他の年齢層よりも相対的に高くなっている。

女性の結果も確認しよう。図表 9 の左図からは、男性と同様に、若年女性において、第 3 次産業比率が高い地域ほど、失業確率が低いことがわかる。しかし、男性では高年齢層のみ第 3 次産業比率と失業確率に正の関連が見られるのに対して、女性は壮年層でも同様の傾向が確認される。特に壮年層に注目すると、男性の場合は第 3 次産業比率が高いほどわずかに失業確率が下がっているが、反対に女性は上がっている。また、全体的に壮年女性の失業確率は高年齢女性よりも高い。

最後に右図を見ると、全体的に 55 歳以上の労働者比率と失業確率には負の関係が見られる。また、若年層のカーブが他の年齢層に比べて緩やかなため、55 歳以上の労働者比率が高い地域ほど、若年女性の失業確率が他の年齢層よりも高い点は、男性と同様である。ただし、壮年層と高年齢層のみを比較すると、高年齢化の程度によって失業確率が大きく左右されるのは、男性は高年齢層であるのに対して、女性は壮年層である。

(4) 考察

以上の分析結果を、市町村の第 3 次産業比率、55 歳以上の労働者比率それぞれの側面からまとめよう。第 3 次産業比率が高い市町村ほど、男性の失業確率は低く、女性は高い。また、年齢層によって、産業構造と失業確率の関係は異なる。男性の高年齢層、女性の壮年層と高年齢層では、第 3 次産業比率が高い市町村ほど失業確率が高い。それに対して若年層では、男女ともに第 3 次産業比率が低い市町村ほど失業確率が高い。第 3 次産業比率が低い地域は、労働市場が硬直的なため、コア層を占める労働力が固定される結果、失業リスクの高い不安定な周辺層を若年層が占める傾向が強いものと考えられる。一方、第 3 次産業比率が高い地域では、構造的、摩擦的失業が生じやすい構造を内在的に抱えている(勇上 2005b)。そのため、特に小売業やサービス業などで非正規雇用者として働く女性の就業機会を創出していると同時に、離職も生じやすいので、壮年女性の失業確率が高いのではないだろうか。

高年齢化の程度から見ると、男女ともに、55 歳以上の労働者比率が高い市町村ほど失業確率は低い。この傾向は男性よりも女性の方が強い。また、高年齢化が進んでいる市町村ほど失業確率が低い傾向は、概ね年齢を問わず同様だが、若年男性のカーブはほぼ横ばいで、若年女性のカーブは他の年齢層に比べて緩やかである。つまり、高年齢化が進んだ地域ほど、若年層の失業確率が壮年層や高年齢層に比べて相対的に高い。労働力の高年齢化が進んだ地域ほど市場が硬直的だとすると、不安定な周辺市場には女性や市場に参入して間もない若年層が位置することになる。そのため、女性や若者の自発的、非自発的離職が生じやすく、失業確率が高いものと推察される。

このように、地域の産業構造や人口構成と個人属性が失業に与える影響は、労働市場の

硬直性や二重構造の側面から解釈できる。ただし、失業には地域の労働市場における需要不足や流動性、需要側と供給側のミスマッチなど、様々な意味が内包されているが、本稿の分析結果から、これらを区別して論じることは難しい。市町村レベルで取得可能なデータや、『就調』で把握可能な変数に限界があるためである。需要不足による失業を検証するためには有効求人倍率を、地域の流動性と失業の関係を分析するためには雇用創出率や喪失率を用いるのが適切だが、いずれも市町村別に把握できる官庁統計はない。また、ミスマッチを論じるためには、個人が失業に至るまでの詳細な職業経歴や離職理由、あるいは失業プールへの流入から離脱に至るまでの職探し行動をとらえる必要があるが、『就調』ではこれらの情報が十分に把握できない。

こういった様々な限界はあるものの、『就調』で質問されている失業期間²⁴について、産業構造や人口構成、個人属性との関係を記述的に分析することで、短期的失業と長期的失業を区別した考察は、ある程度可能である。図表10は、地域の産業構造や55歳以上の労働者比率、個人の性別、年齢層を分けた上で、失業者に占める短期失業者（失業期間1年未満）の比率と長期失業者（失業期間1年以上）の比率を示したものである²⁵。第3次産業比率と55歳以上の労働者比率は、分布が概ね均等になるよう4つのカテゴリーに分けた（文末参考資料2、3参照）。

図表10 第3次産業比率、55歳以上の労働者比率、個人属性別、失業者に占める短期失業者と長期失業者の比率（単位：％）

| | 全体 | | | 第3次産業比率 | | | | | | | | | | | |
|-------|-------|--------------|--------------|---------|--------------|--------------|------------|--------------|--------------|------------|--------------|--------------|-------|--------------|--------------|
| | | | | 60%未満 | | | 60%以上68%未満 | | | 68%以上75%未満 | | | 75%以上 | | |
| | N | 失業期間 1年未満 | 失業期間 1年以上 | N | 失業期間 1年未満 | 失業期間 1年以上 | N | 失業期間 1年未満 | 失業期間 1年以上 | N | 失業期間 1年未満 | 失業期間 1年以上 | N | 失業期間 1年未満 | 失業期間 1年以上 |
| 合計 | 7276 | 59.4 | 40.6 | 1873 | 62.4 | 37.6 | 1808 | 59.9 | 40.2 | 1528 | 57.7 | 42.3 | 2066 | 57.7 | 42.4 |
| 男 | 1468 | 70.2 | 29.8 | 403 | 72.5 | 27.5 | 374 | 68.5 | 31.6 | 296 | 65.2 | 34.8 | 395 | 73.4 | 26.6 |
| 性 | 2238 | 54.7 | 45.4 | 564 | 59.9 | 40.1 | 534 | 53.2 | 46.8 | 476 | 53.6 | 46.4 | 664 | 52.1 | 47.9 |
| 55歳以上 | 3570 | 58.0 | 42.0 | 906 | 59.5 | 40.5 | 900 | 60.2 | 39.8 | 756 | 57.3 | 42.7 | 1007 | 55.1 | 44.9 |
| 合計 | 11100 | 76.4 | 23.6 | 2560 | 76.5 | 23.5 | 2801 | 76.7 | 23.3 | 2241 | 76.9 | 23.1 | 3497 | 75.9 | 24.1 |
| 女 | 2365 | 84.5 | 15.5 | 605 | 82.3 | 17.7 | 616 | 84.1 | 15.9 | 451 | 85.8 | 14.2 | 693 | 86.0 | 14.0 |
| 性 | 5469 | 78.7 | 21.3 | 1168 | 78.3 | 21.7 | 1322 | 79.6 | 20.4 | 1113 | 78.4 | 21.6 | 1866 | 78.5 | 21.5 |
| 55歳以上 | 3266 | 66.8 | 33.3 | 787 | 69.3 | 30.8 | 863 | 67.0 | 33.0 | 677 | 68.4 | 31.6 | 938 | 63.3 | 36.7 |

| | 55歳以上の労働者比率 | | | | | | | | | | | |
|-------|-------------|--------------|--------------|------------|--------------|--------------|------------|--------------|--------------|-------|--------------|--------------|
| | 29%未満 | | | 29%以上32%未満 | | | 32%以上36%未満 | | | 36%以上 | | |
| | N | 失業期間 1年未満 | 失業期間 1年以上 | N | 失業期間 1年未満 | 失業期間 1年以上 | N | 失業期間 1年未満 | 失業期間 1年以上 | N | 失業期間 1年未満 | 失業期間 1年以上 |
| 合計 | 1939 | 58.2 | 41.8 | 1983 | 59.0 | 41.0 | 1747 | 61.2 | 38.8 | 1607 | 59.5 | 40.5 |
| 男 | 383 | 70.2 | 29.8 | 411 | 71.8 | 28.2 | 364 | 69.5 | 30.5 | 310 | 69.0 | 31.0 |
| 性 | 628 | 51.6 | 48.4 | 617 | 54.3 | 45.7 | 515 | 55.5 | 44.5 | 478 | 58.2 | 41.8 |
| 55歳以上 | 928 | 57.7 | 42.4 | 955 | 56.5 | 43.5 | 868 | 61.1 | 38.9 | 819 | 56.7 | 43.4 |
| 合計 | 3535 | 76.8 | 23.3 | 3154 | 76.3 | 23.8 | 2444 | 77.1 | 22.9 | 1967 | 75.3 | 24.7 |
| 女 | 702 | 82.9 | 17.1 | 676 | 85.8 | 14.2 | 570 | 84.7 | 15.3 | 417 | 84.9 | 15.1 |
| 性 | 1951 | 79.7 | 20.4 | 1580 | 78.8 | 21.2 | 1142 | 79.1 | 20.9 | 796 | 75.8 | 24.3 |
| 55歳以上 | 882 | 65.4 | 34.6 | 898 | 64.6 | 35.4 | 732 | 68.0 | 32.0 | 754 | 69.6 | 30.4 |

²⁴ ここでの失業期間は、調査時点までの失業期間（中途失業期間）を意味している。

²⁵ 篠崎（2004）の定義に合わせて、失業期間1年以上の者を長期失業者とした。

まず性別、年齢層別の失業期間の全体的な傾向として、男性よりも女性、壮年層や高年齢層よりも若年層で、失業期間1年未満の短期失業者が占める比率が高い。また、男女別の長期失業者の比率に注目すると、男性に関しては、篠崎（2004, 2014）の結果と同様に壮年層が最も高いが、女性は高年齢層が最も高い。

第3次産業比率と失業期間の関係を見ると、全体的に失業率が高い若年女性において、第3次産業比率が高い市町村ほど短期失業者比率が高い点は興味深い。流動的な産業構造を持つ地域では、雇用の創出機会も多いが、そこには非正規など不安定な雇用も多く含まれているため、短い失業期間を含む職業移動が頻繁に生じているものと推察される。一方、産業構造の違いによる長期失業者比率の差はそれほど見られない。このことから、失業が長期化する主要因は、地域市場の需要不足や流動性といった構造的要因よりも、個人の留保賃金の高さや健康面などの離職理由だと思われる。

55歳以上の労働者比率と失業期間の関係を見ると、高年齢化の程度と失業期間の明確な傾向は見出しにくい。高年齢化が進んでいる地域ほど、女性や若年層の失業確率が相対的に高いと先述したが、失業期間と地域の高年齢化の進行度はあまり関係がないようである。ただし、壮年男性では、高年齢化が進んでいない市町村ほど長期失業者が占める比率が高い傾向が見られる。労働力の高年齢化が進んでいない地域では、若年人材の供給量が豊富なため、留保賃金の高い壮年男性は自ずと失業が長期化するのかもしれない。

5 まとめ、政策的インプリケーション

(1) 結果のまとめ

本稿では、2017年の『就業構造基本調査』の個票データに、市町村別の産業構造や人口構成を表す指標を加えて混合効果二項ロジスティックモデルによって分析することで、地域の産業構造や人口構成を所与としたとき、どのような属性を持つ個人の失業リスクがより高いのかを明らかにした。具体的には、個人レベルでは性別、年齢、学歴、初職、地域レベルでは市町村の第3次産業比率と55歳以上の労働者比率に注目して、レベル間の交互作用が失業に与える効果を分析した。その結果、地域の産業構造の違いや高年齢化の程度によって、性別や年齢が失業リスクに与える影響は異なることがわかった。

産業構造の違いから見ると、第3次産業比率が高い市町村ほど男性の失業確率が低いに対して女性は高い。また、このような市町村では、高年齢層の男性、及び壮年層と高年齢層の女性の失業確率が高い。反対に、第3次産業比率が低い市町村では男女ともに若年層の失業確率が高い。つまり、第1次産業や第2次産業への依存度が高い市町村では、失業問題の中心は若年問題である。他方、第3次産業への依存が高い市町村では、それは女性の労働問題であり、またいずれかの年齢層に特化した問題ではないと言えるだろう。

高年齢化の程度から見ると、男女ともに、55歳以上の労働者比率が高い市町村ほど失業確率は低い。ただし、男性に関しては地域差があまりないのに対して、女性は地域の高年

齢化が失業確率を大きく左右している。また、高年齢化が進んだ地域ほど、若年層の失業確率は壮年層や高年齢層に比べて高い。すわなち、地域の高年齢化は、女性と若年層の失業リスクにより強く影響している。

第1次産業や第2次産業への依存度が高い地域、並びに高年齢化が進んだ地域は、労働市場が硬直的なため、失業リスクが高い周辺市場に若年層が置かれる傾向が強いのだろう。他方、第3次産業への依存度が高い地域では、就業機会の創出と喪失が多いことが、特に若年女性における短期的な失業確率の高さに結びついているものと考えられる。

(2) 政策的インプリケーション

以上の結果から導かれる政策的インプリケーションについて、これまでの政策の展開を踏まえつつ述べたい。日本の地域雇用政策に関する法律や事業は、2000年以降にも様々な施行と改正が行われている²⁶。その大きな流れは、国と地方の役割分担を明確にし、地方自治体へ権限を移譲することで、自治体の自立的な雇用政策の実施を促すというものである(伊藤・勇上 2005, 渡邊 2018)。地域の失業の解消には、主に2種類の政策が想定される(勇上 2010)。一つは、自由な地域間移動によって失業の格差を是正する政策、もう一つは地域内の雇用開発の促進を重視する政策である。ただし前者については、移動に伴って金銭的、心理的コストがかかるため、移動コストが高い高年齢者や共働き家庭ではややハードルが高い(水野 1992)。

本稿の分析では、第3次産業比率が高い市町村ほど、女性の失業確率が高く、また男性では高年齢層、女性では壮年層と高年齢層の失業確率が高いことが明らかになった。つまり、このような地域において失業リスクが高い層は、移動コストが高い人々である。したがって、内発的な雇用創出に重きを置いた政策が期待される。地方分権化が進む前は、国による公共事業が地方の雇用を下支えしてきたが、地方分権化の流れを受け、公共事業に頼らない雇用創出に向けたビジョンの自発的な作成が、都道府県のみならず市町村レベルでも求められている。伊藤(2007b)は、地域における雇用創出として、企業誘致型、産業クラスター型、ベンチャービジネス型、第三セクター型、コミュニティー・ビジネス型という5タイプを挙げ、具体的な事例を紹介している。それぞれのタイプによって雇用創出の規模と速度は異なるため、各市町村が企図する創出規模や速度、比較優位を持つ産業や特産品、都道府県との協力体制等に応じた雇用創出ビジョンの作成が必要だと考えられる。

他方、第1次産業や第2次産業への依存度が高い市町村、並びに高年齢化が進んでいる市町村は、若年層の失業リスクが高い。若者は、移動コストが比較的小さいことから、地

²⁶ 2000年の「地方分権一括法」の施行や「雇用対策法」改正、2003年の「職業安定法」改正、2005年の「地域再生法」の施行、2006年の「地方分権改革促進法」成立、2007年の「地方再生戦略」の作成、2014年の「まち・ひと・しごと創生法」の制定などが挙げられる。

域間の移動障壁を引き下げる政策による失業の是正が期待できる。具体的な施策として、大竹・太田（2002）は、住宅バウチャーや住宅の売買の際の減税、借家の家賃引き下げ策、介護施設の充実などの住宅政策を提言している。しかしながら、コスト面だけ見ると確かに若者は移動障壁が小さいものの、実際には地元志向が高まりを見せており、地域をまたいだ移動のハードルはやはり高い（太田 2005）。加えて、失業の抑制だけを目的としてしまうと、若者の更なる地方離れを促進しかねない。したがって、上記の雇用創出策と並行して、太田（2005）が提言する雇用奨励を目的とした助成金、ワークシェアリング方式の雇用創出、地域の特産品等を活かした独自の公共職業訓練、リスクの高い周辺市場の待遇の確保など、地域の労働市場に適合した施策の推進により失業率を抑制することが効率的であり、効果的だろう。

（3）課題

最後に今後の研究課題を3点述べる。1点目は、地域間の移動情報を分析に取り入れることである。個人の移動と失業の関係は、地域における失業問題を考える上で重要なテーマの一つである。しかし本稿で用いた『就調』データでは、調査時点に最も近い移動の情報しか把握できないため、この変数を含めて分析しても、結果はかなりバイアスがかかったものになる可能性が高い。よって、地域の情報と個人の属性、職業、そして移動の情報が把握できるようなパネルデータによって、移動が失業に与える影響を分析する必要がある。

2点目は、より詳細な職歴情報を取り入れることである。本稿では初職の従業上の地位のみを分析に含めているが、他の職歴情報を扱っていない理由も、データ上の制約のためである。例えば1年前の就業状態は初職以上に失業に影響しうるが、2017年の『就調』は、現職、前職、初職の情報しかわからないため、分析対象ケース全てについてこのような変数を作成することができない。また、業種、職種を尋ねているのは現職と前職、企業規模は現職だけでしか尋ねていない。さらには、失業の発生から完結までの失業期間や、その間の職探し行動関連の情報も把握できていない。これらの変数が揃っているデータで分析することで、ミスマッチのメカニズムや貧困問題としての失業といった課題に迫ることができるだろう。

3点目は、時系列的に分析範囲を広げ、景気状況も考慮して地域と失業の関係を論じることである。本稿では2017年のデータのみを用いたが、分析結果が好況期のものであることは留意しなければならない。地域間の失業率格差は好況期に拡大し、不況期に縮小していることから（勇上 2010）、2017年は格差が広がっている時期にあたると思われる。地域の失業パターンは景気循環よりも構造的要因が密接に関わっているとすればこれまでの知見からすると、不況期でも本稿と同様の結果が得られることが予想されるが、検証のために、2002年や2012年など比較的景気が悪い時期の『就調』データで本稿と同様の分析

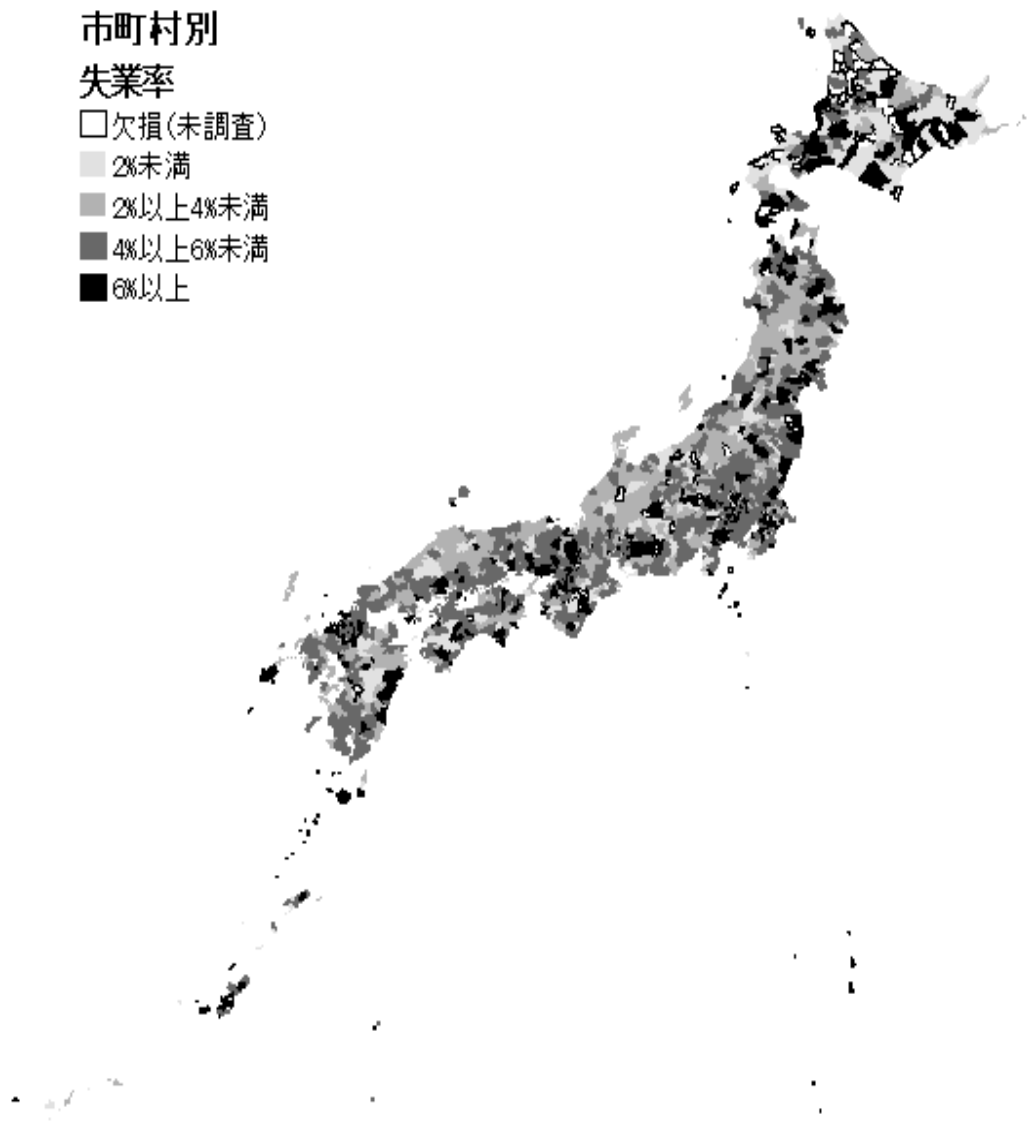
を行いたい。

参考文献

- 石田浩（2005）「後期青年期と階層・労働市場」『教育社会学研究』76, pp.41-57.
- 伊藤実（2007a）「地域産業・雇用の現状と統計解析結果からの示唆」労働政策研究・研修機構編『地域雇用創出の新潮流』労働政策研究・研修機構, pp.20-41.
- 伊藤実（2007b）「地域における雇用創出類型と雇用創出支援策」労働政策研究・研修機構編『地域雇用創出の新潮流』労働政策研究・研修機構, pp.245-263.
- 伊藤実・勇上和史（2005）「日本における地域雇用政策の変遷と現状」樋口美雄・S.ジゲール・労働政策研究・研修機構編『地域の雇用戦略：七カ国の経験に学ぶ“地方の取り組み”』日本経済新聞出版, pp.331-357.
- 岩本俊也（2004）「失業と地域の地域構造と地域活性化」JILPT Discussion Paper Series 04-004.
- 太田聡一（2005）「地域の中の若年雇用問題」『日本労働研究雑誌』No.539, pp.17-33.
- 太田聡一（2010）『若年者就業の経済学』日本経済新聞出版社.
- 大竹文雄・太田聡一（2002）「デフレ下の雇用対策」『日本経済研究』No.44, pp.22-45.
- 小川和孝（2013）「過去の離職経験が自発的・非自発的離職へ与える影響と経済不況後のその変化」『年報社会学論集』26, pp.39-50.
- 玄田有史・近藤絢子（2003）「構造的失業とは何か」『日本労働研究雑誌』No.516, pp.4-15.
- 小杉礼子（2010）『若者と初期キャリア：非典型からの出発のために』勁草書房.
- 佐藤香（2011）「学校から職業への移行とライフチャンス」佐藤嘉倫・尾嶋史章編『現代の社会階層1：格差と多様性』東京大学出版会, pp.65-79.
- 篠崎武久（2004）「日本の長期失業者について：時系列変化・特性・地域」『日本労働研究雑誌』No.528, pp.4-18.
- 篠崎武久（2014）「金融危機後の日本の長期失業者」『日本労働研究雑誌』No.651, pp.17-30.
- 清水裕士（2014）『個人と集団のマルチレベル分析』ナカニシヤ出版.
- 周燕飛（2007）「都市雇用圏からみた失業・就業率の地域的構造」労働政策研究・研修機構編『地域雇用創出の新潮流』労働政策研究・研修機構, pp.56-80.
- 樋口美雄（2001）『雇用と失業の経済学』日本経済新聞社.
- 水野朝夫（1992）『日本の失業行動』中央大学出版部.
- 勇上和史（2005a）「転職と賃金変化：失業者データによる実証分析」JILPT Discussion Paper Series 05-004.
- 勇上和史（2005b）「都道府県データを用いた地域労働市場の分析：失業・無業の地域間格差に関する考察」『日本労働研究雑誌』No.539, pp.4-16.

- 勇上和史 (2010) 「賃金・雇用の地域間格差」 樋口美雄編『労働市場と所得分配』慶応義塾大学出版会, pp.399-438.
- 吉岡洋介 (2018) 「人口減少社会における定年退職と社会階層：男性高年齢者の分析から」 阪口祐介編『2015年SSM調査報告6 労働市場1』2015年SSM調査研究会, pp.29-42.
- 労働政策研究・研修機構 (2019) 『JILPT資料シリーズ No. 217 若年者の就業状況・キャリア・職業能力開発の現状③：平成29年版「就業構造基本調査」より』労働政策研究・研修機構.
- 渡邊博頭 (2007) 「市町村の雇用創出への取組と今後の課題」労働政策研究・研修機構編『地域雇用創出の新潮流：統計分析と実態調査から見えてくる地域の実態』労働政策研究・研修機構, pp.197-244.
- 渡邊博頭 (2018) 「地域における雇用失業状況と地域雇用政策の流れ」労働政策研究・研修機構編『次代を創る地域雇用政策』労働政策研究・研修機構, pp.6-31.
- Becker, Gary S. (1962) "Investment in human capital: a theoretical analysis," *Journal of Political Economy*, 70, 5 9-49.
- Hamaaki, Junya, Hori Masahiro, Maeda Saeko and Murata Keiko (2013) "How Does the First Job Matter for an Individual's Career Life in Japan?" *Journal of the Japanese and International Economies*, 29 154-169.
- Hox, Joop J. (2010) *Multilevel Analysis: Techniques and Applications (2nd ed.)*, New York, NY: Routledge.
- Raudenbush, Stephen W. and Anthony S. Byrk (2001) *Hierarchical Linear Models: Applications and Data Analysis (2nd ed.)* Thousand Oaks, CA: Sage Publications.
- Rosenfeld, Rachel A. (1992) "Job mobility and career processes," *Annual Review of Sociology*, 18 39-61.
- Sato, Yoshimichi (2010) "Stability and increasing fluidity in the contemporary Japanese social stratification system," *Contemporary Japan*, 22 7-21.
- Tuma, Nancy B. (1976) "Rewards, resources, and the rate of mobility: a nonstationary multivariate stochastic model," *American Sociological Review*, 41, 2 338-360.

参考資料1 市町村別、失業率の分布



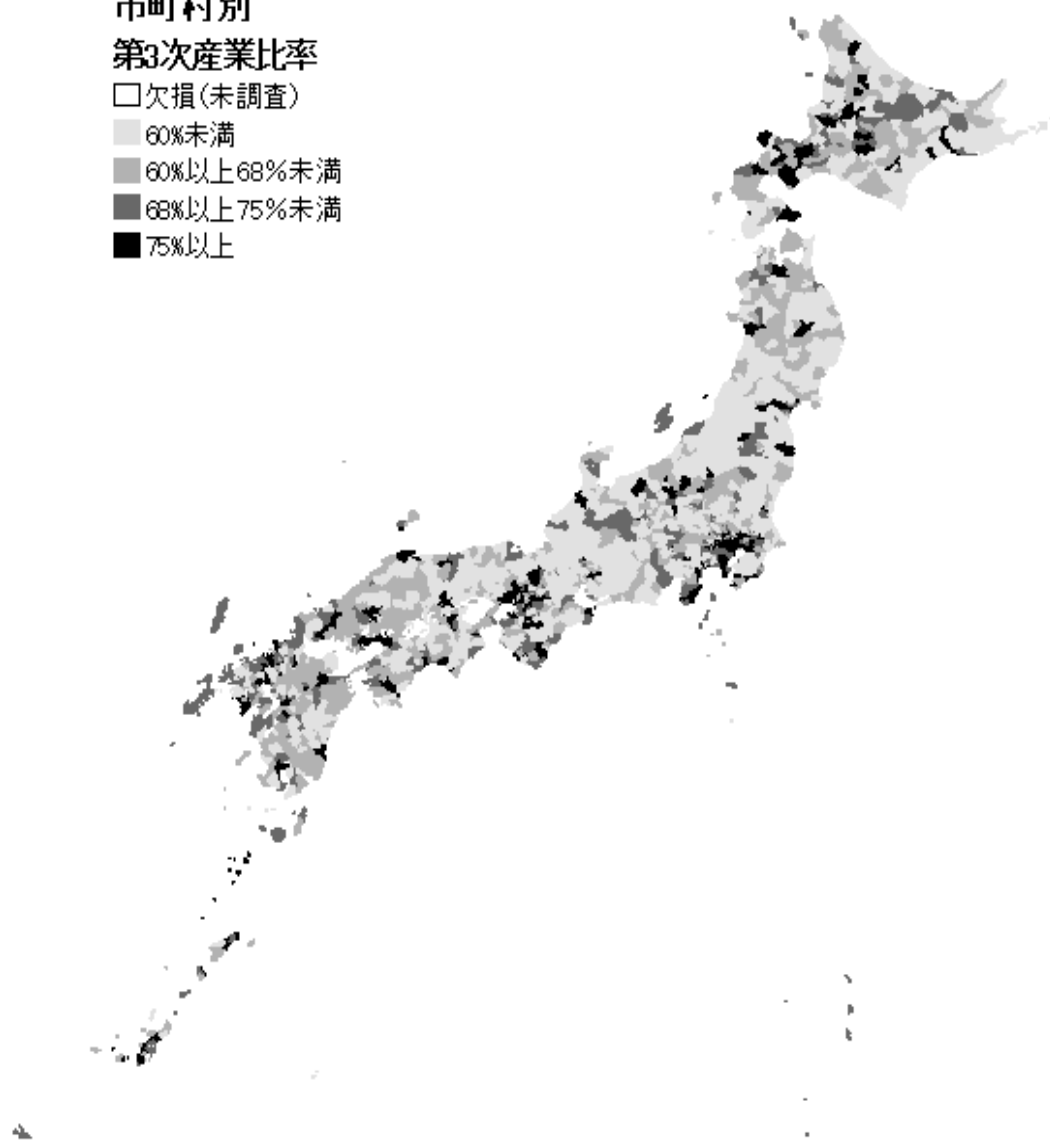
(出所) 2017年『就業構造基本調査』から筆者作成。

(注) n=1620。集計用乗率で重みづけした値。

参考資料2 市町村別、第3次産業比率の分布

市町村別
第3次産業比率

- 欠損(未調査)
- 60%未満
- 60%以上68%未満
- 68%以上75%未満
- 75%以上

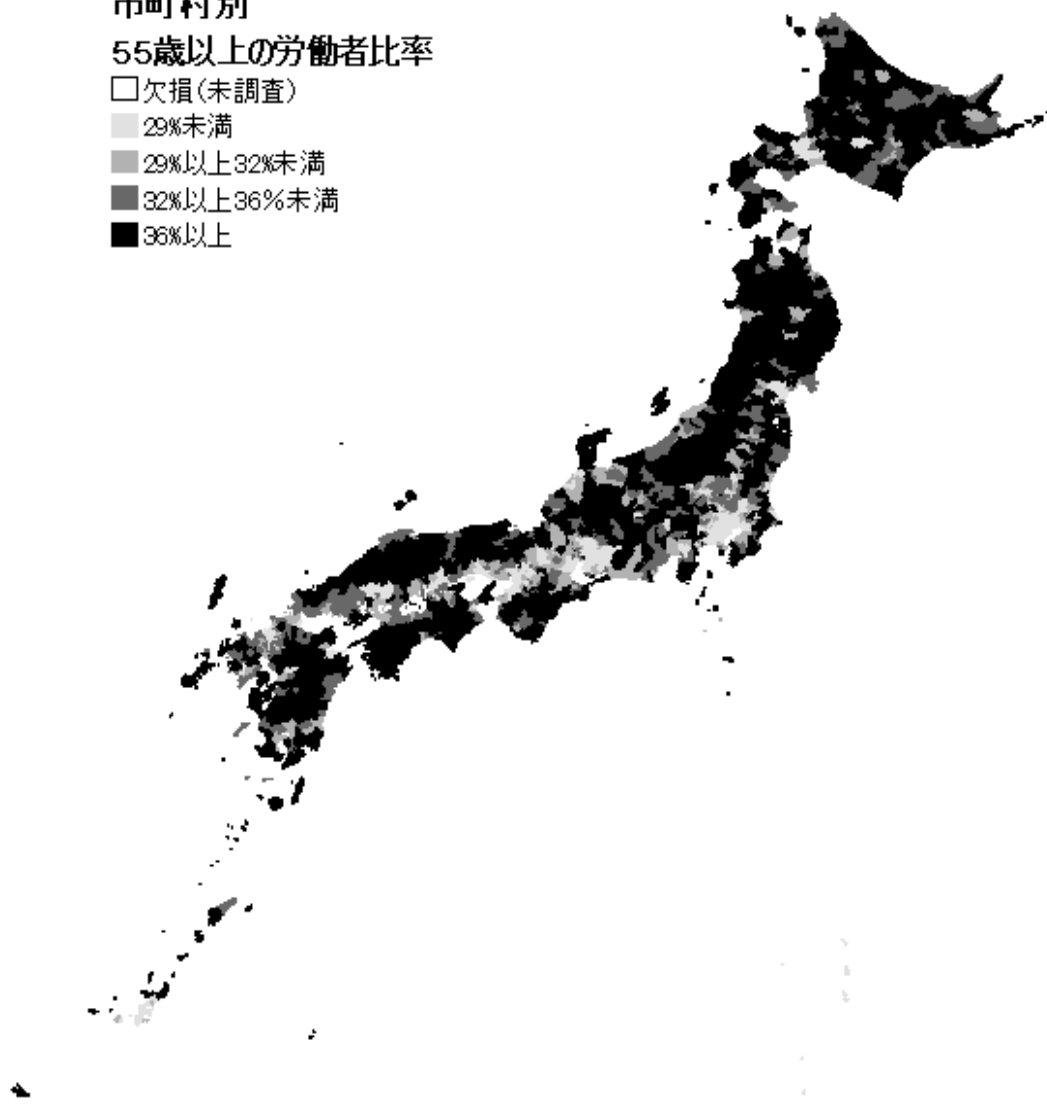


(出所) 2016年『経済センサス』から筆者作成。

参考資料3 市町村別、55歳以上の労働者比率の分布

市町村別
55歳以上の労働者比率

- 欠損(未調査)
- 29%未満
- 29%以上32%未満
- 32%以上36%未満
- 36%以上



(出所) 2015年『国勢調査』から筆者作成。