

地方回帰の決定要因とその促進策

—青森県弘前市の事例から—*¹

李 永俊*²

杉浦 裕晃*³

要 約

本稿は青森県弘前市の事例を取り上げ、人口減少が地域経済にもたらした影響を明らかにし、人口減少対策の一つとして移住政策を分析する。弘前市において、若年者の流出による人口減少は、域内の総生産を低下させているだけでなく、労働市場の構造にも影響を与えている。移住促進策を検討するため、都市から地方への移住行動を分析したところ、移住の多くは出身地（地元）への「帰還行動」であることが分かった。また、「住まい」としての実家の存在は、地方への最大のプル要因（引き付ける要因）となっていることを明らかにした。実家の存在を条件として移住している者は、自分から仕事を辞めるなど自ら直接的なきっかけを作って移住している。また、そのように移住してきた者は、ワークライフバランスの満足度や幸福度が有意に高くなっており、定住の可能性が高いことが判明した。政策的含意として、「地元」と「住まい」を重視した移住促進策の必要性を指摘する。

キーワード：人口減少，地域間人口移動，帰還行動，移住促進策

JEL Classification：J61, J68, R11

I. はじめに

本稿では、現在「地方創生」が改めて注目される中、地方が抱える問題を具体的に把握するために、人口減少が急激に進んでいる中小都市である青森県弘前市の事例を取り上げる。弘前市の人口は約18万人で、人口10万以上の約

260都市の中でもほぼ中ほどの規模であることから、標準的な地方都市の事例と考えられる。

人口減少がもたらす地域経済への影響については、水野・小野（2004）、大竹（2009）が指摘しているように、労働生産性もしくは資本と

*1 本稿執筆の機会をいただいたこと、編集委員会および論文検討会議出席者から貴重なコメントをいただいたことに感謝申し上げたい。また、本稿で用いた「中津軽地域住民の仕事と生活に関する調査」は弘前市のご協力を得て実施したものである。本稿を通じて、厚く御礼を申し上げたい。

*2 弘前大学人文社会科学部教授

*3 愛知大学経済学部教授

労働の代替性が十分でないと、地域の総生産は減少することになり、地域経済は縮小することになる。その結果、地域内の雇用機会が奪われ、新たな人口流出につながる。このようにして人口減少は地域経済にとって負の外部性をもたらすと玄田・大井・篠崎（2005）は指摘している。

それでは、なぜ地方から人口が減少しているのだろうか。弘前市の場合は、人口の高齢化にともなって自然減も大幅に増加しているが、転入より転出が多い社会減も大きな課題となっている。青森県人口動態統計によると、2014年における弘前市の自然動態では死亡数が出生数を1,008人上回り、大幅な減少となっている。他方、社会動態では転出数が転入数を476人上回っており、人口減少の3分の1が社会動態によるものになっている。また、転出は15～24歳の者に集中し、主に関東への若年者の流出となっている¹⁾。

地方から都市への人口流出について、ハリスとトダロ（Harris and Todaro, 1970）は、人々はより高い賃金を求めて低賃金の地方から高賃金の都市へ移動すると説明している。1950年代半ばから1970年代前半までの高度成長期にこのような移動がよく見られた。彼らが想定していた地域間移動は、地方から都市への一方向の移動であり、都市から地方への移動は想定していない。また、地方から都市への人口移動によって両地域の賃金と失業率は均等化し、その結果として地域間の経済格差は解消して人口移動も抑制されることになると述べている。

しかし、増田（2014）や大谷・井川（2011）などは、地方圏からの人口流出は高度成長期以降も継続しており、有効求人倍率の格差と人口移動には強い相関関係があると指摘している。このように地方から都市へ継続的に人口が移動

してきたにも関わらず、地域間経済格差の解消や人口移動の抑制が見られる兆しはない。逆に、円高による製造業への打撃、公共事業の減少、人口減少による地方の経済や雇用状況が悪化したことが要因で、2000年以降も地方からの人口流出が続いていると増田（2014）は指摘する。

その他にも、日本の地方圏から都市圏への移動を規定する要因に関する研究については、太田・大日（1996）、太田（2005,2007）、樋口（1991）、李（2012）などの研究によって共有できる結論が得られている。それは、地域間の雇用状況と賃金格差が移動の理由であるとする結論である。有効求人倍率と県外就職率が強い相関関係にあることや、都市部との賃金格差が大きい地域からの人口流出が多いことなどは、良く知られた事実である。また、磯田（2009）や石黒ほか（2012）などは経済的な要因のみならず、進学・就職や人的な関係が移動を決定する重要な要因であることを明らかにしている。

一方、都市圏から地方圏への移動について、従来の経済学的な枠組みで行われた研究は少ない²⁾。しかし、社会学や人口学の枠組みでは多くの研究がなされている。社会学の分野では、長野県と宮崎県出身の男性を事例として、高校の同窓会名簿を用いた量的調査を行った江崎ほか（1999, 2000）がある。彼らは、世代ごとのUターン傾向の差異や移住の誘因・阻害要因について明らかにしている。Uターンする割合は、より若い世代の方が高く、就職後早い段階で出身町村に帰還していた。しかも妻の出身地が同一であることがUターンを促進していた。Uターンのきっかけは「親の面倒をみるため」や「豊かな自然環境の中で生活したくなった」が多く、地方側のプル要因（引き付ける要因）が主であった。

1) 人口動態の詳細については、「弘前市人口ビジョン」（弘前市2015年）を参照されたい。

2) 貴志（2014）では、住民基本台帳人口移動報告（2013）を用いた分析で、非三大都市圏から三大都市圏への人口移動が540,731人、三大都市圏から非三大都市圏への移動人口は448,164人で、前者の移動率は高いものの、後者の移動人口も全体の48.0%に上っており、人口移動現象を理解する上で欠かせない重要な現象の一つであると指摘している。

より近年になって、西野（2009）と石倉（2009）は、岩手県釜石市を対象とした総合調査（「希望学」プロジェクト）のなかで、同窓会名簿を用いた量的調査から、地域移動の実態について分析を行っている。西野（2009）は、世代ごとに釜石の状況、進学率、移動と就職の状況が異なっていることを、詳細な分析から明らかにしている。それと重なりつつ石倉は、より若い世代においてUターン率が高いことを示し、転出後10年以内という早い時期にUターン行動が起こっていると指摘した。この点については、江崎ほか（1999, 2000）と同様であった。異なる知見として、Uターン者の4人に3人がUターン後、親と同居していることを明らかにしている。また江崎らが妻の出身地であることがUターン率を高めるとした点については、Uターンした時期には未婚者が多いことから、因果関係の取り違えを指摘している。

大谷（2011, 2012）は地域間移動に関する経済的な分析を行い、非三大都市圏の人口減少と都市圏との経済格差を抑制・解消するための一つの手段として、三大都市圏から非三大都市圏へのUIターン促進策を検討した。特に仕事上の満足度に着目し、UIターン者が失業・転職などを繰り返せば、三大都市圏へ再び流出して

しまう恐れがあることを指摘した。その上で、UIターン者の定着を促進するために、UIターンに関わる情報の提供や正社員促進などを政策的含意として提言している³⁾。

しかし、これらの研究では移動の時期や動機に注目しており、移動を可能にした条件や最終的に移動を決心した直接のきっかけなどについての分析は希薄である。また、移動理由にどのような個人属性や経済社会的な環境が影響しているのか、移動動機にどのような違いがあるのかについての分析も見当たらない。地方の人口減少を食い止め、人口回復を目指すためには、より具体的な条件などに対する分析が急がれる。本稿の目的は、そのような研究の穴を埋めることにある。

本稿は、以下のように構成される。まず第Ⅱ節では、人口減少が地域経済にもたらす影響を総生産と地域労働市場の構造変化の面から明らかにする。第Ⅲ節では、本稿で用いたデータを紹介した後、記述統計を用いて移住者の特徴を概観する。第Ⅳ節では、地方回帰の理由とそれを可能にした条件を詳細に見る。第Ⅴ節では、定住の可能性を検討するために、仕事の満足度と幸福度を用いて計量分析を行う。結論は第Ⅵ節で述べる。

Ⅱ．人口減少と地域経済の変化

ここでは、地方の小都市で人口減少がもたらした地域経済への影響をマクロ総生産と労働市場の構造変化を通して見てみたい。

人口減少がマクロレベルでもたらす影響は次の二つに集約される。一つは、資本による労働の代替あるいは「省力化」によって可能とされ

る労働生産性の上昇である。そして、そのような代替がうまく行われなければ地域経済の縮小が総生産の低下として現れる（水野・小野, 2004）。

ある時点における経済全体の総生産 Y を

3) Uターンはある地域の出身者がその出身地に戻ることを指すのに対して、Iターンは出身者ではない者がその地域に移動することを指す。Jターンはある地域の出身者がその出身地の近隣に戻ることを指している。UIターンという用語は、UターンおよびIターンを省略したものである。本稿はUIJターンなど同様の省略を使用する。

$$Y = \alpha HE \quad (1)$$

からなるものと定義する。 α は時間当たり労働生産性、 H は就業時間、 E は就業者数を指す。また、 N を15歳以上人口、 L を労働力人口とすれば、労働力率 $\beta = L/N$ 、就業率 $e = E/L$ が与えられるから、式(1)は

$$Y = \alpha \times H \times \beta \times e \times N \quad (2)$$

と書き直される。これを変化率で示すなら、

$$\dot{Y} = \dot{\alpha} + \dot{H} + \dot{\beta} + \dot{e} + \dot{N} \quad (3)$$

となる。すなわち、ある期間の経済成長率は、労働生産性、就業時間、労働力率、就業率、15歳以上人口の変化率の和に等しい。弘前市の2000年から2005年、2005年から2010年までの変化率を試算した結果が表1になる。

両期間ともに、労働力率、就業率、15歳以上の人口の減少が目立つ。若年人口の継続的な流出と高齢化の進展が、15歳以上の人口のみならず、労働力率、就業率をも減少させていることが分かる。また、就業時間も減少しているため、労働生産性の十分な増加が見込まれなければ地域経済が縮小する構造になっていることがよく分かる。特に、2005年から2010年の間では、労働生産性の増加幅が小さく、人口減少の影響が総生産の減少に響いている様子は明らかである。人口減少幅が大きい地域経済においては、労働生産性の変化が産出の変動に圧倒的な役割を果たしている。労働生産性の変化は企業の生産性改善の努力によって達成されるものであるが、中小零細企業が大多数を占めている地方において、そのような生産性の変動を企業

努力のみに期待することは困難である。地域の大学や地域間連携など、多様な手段で生産性の改善を導く地域の努力が求められる。

次に域内経済の労働力の投入構造を把握するために、労働供給の構造変化を概観する。労働力率や就業率が男女間、年齢間で異なることはよく知られている。日本においては、女性や高齢者層で労働力率や就業率が著しく低くなっている。弘前市の性別人口比率を見ると2010年の国勢調査の結果で、男性が45.8%、女性が54.2%で女性の割合が高くなっている。また、男女の構成比が2000年から男性が0.2ポイント減少し、女性が0.2ポイント増加している。2010年国勢調査の男性の労働力率は69.4%であるのに対し、女性は50.1%で男性より約20ポイント低くなっている。また、男性の労働力率は2000年の73.0%から継続的に減少している。

労働力率の変化には高齢化の影響が強く表れている。労働力の年齢構成の変化を示したのが表2である。表2は国勢調査を用いて、1980年から年齢階級別の年齢構成をまとめたものである。まず、40歳未満の層に注目すると、1980年代以降、一貫して人口が減少し、35年間で構成比が12.8ポイントも減少している。他方、70歳以上の層は14.8ポイント増加している。このような高齢化の影響が労働力率の減少に表れていると思われる。

前述したように人口の減少や労働供給構造の変化に伴う生産力の低下は、労働生産性の増加によって補うことが可能である。労働者の高学歴化や産業構造の高度化によって、労働生産性は改善されることが期待できる。ここでは、産業構造の変化がどのように見られたのかを確認

表1 実質域内総生産および労働投入率の変化(弘前市)

| 期間 | \dot{Y} | $\dot{\alpha}$ | \dot{H} | $\dot{\beta}$ | \dot{e} | \dot{N} |
|-----------|-----------|----------------|-----------|---------------|-----------|-----------|
| 2000～2005 | 1.308 | 2.047 | 0.025 | -0.346 | -0.289 | -0.115 |
| 2005～2010 | -1.237 | 0.564 | -0.522 | -0.446 | -0.299 | -0.536 |

(注) 年率換算の変化率をパーセントで表示している。

(出所) 総務省統計局『国勢調査』、青森県統計分析課『青森県市町村経済計算』

表2 労働力の年齢構造の変化（弘前市）

| 年齢 | 労働力（人） | | | | | 年齢構造係数（％） | | | | |
|-------|---------|---------|---------|---------|---------|-----------|-------|-------|-------|-------|
| | 1980年 | 1990年 | 2000年 | 2010年 | 2015年 | 1980年 | 1990年 | 2000年 | 2010年 | 2015年 |
| 40歳未満 | 74,086 | 65,205 | 61,005 | 50,638 | 45,976 | 38.5 | 34.1 | 31.6 | 27.6 | 25.7 |
| 40～49 | 27,642 | 28,208 | 26,395 | 22,656 | 23,210 | 14.4 | 14.8 | 13.7 | 12.3 | 13.0 |
| 50～59 | 22,259 | 25,624 | 27,420 | 25,129 | 24,411 | 11.6 | 13.4 | 14.2 | 13.7 | 13.7 |
| 60～69 | 14,703 | 20,592 | 24,791 | 26,340 | 27,583 | 7.6 | 10.8 | 12.8 | 14.4 | 15.4 |
| 70歳以上 | 11,446 | 16,712 | 25,268 | 34,821 | 37,258 | 6.0 | 8.7 | 13.1 | 19.0 | 20.8 |
| 全年齢 | 192,291 | 191,217 | 193,217 | 183,473 | 178,733 | 100.0 | 100.0 | 100.0 | 100.0 | 100.0 |

（出所）総務省統計局『国勢調査』

表3 産業別特化係数の推移

| | 2000年 | 2005年 | 2010年 |
|----------------|-------|-------|-------|
| 農業・林業 | 3.293 | 3.229 | 3.968 |
| 建設業 | 0.905 | 0.853 | 0.836 |
| 製造業 | 0.561 | 0.526 | 0.587 |
| 電気・ガス・熱供給・水道業 | 0.885 | 0.885 | 0.905 |
| 運輸・通信業 | 0.746 | 0.569 | 0.546 |
| 卸売・小売業，飲食店 | 1.004 | 0.984 | 0.975 |
| 金融・保険業 | 0.902 | 0.871 | 0.797 |
| 不動産業 | 0.646 | 0.603 | 0.567 |
| サービス業 | 1.068 | 1.109 | 0.905 |
| 公務（他に分類されないもの） | 1.163 | 1.175 | 1.205 |
| 分類不能の産業 | 0.204 | 1.435 | 0.937 |

（出所）総務省統計局『国勢調査』

したい。

表3は国勢調査の産業大分類の就業者人口を用いて、弘前市の産業別特化係数で求めたものである。ここで産業別特化係数は、ある産業の就業者割合が全国平均の何倍になっているかを表している。表3から弘前市が特化している部門で目立つのは農業・林業の部門である。2010年の時点で全国の農業・林業の就業者割合が3.7%であったのに対し、弘前市は3.97倍も高い14.7%となっている。その他に全国より就業者割合が高く特化している部門は公務以外には見当たらず、農業・林業以外に強みのある産業が存在しないことが分かる。

また、2000年以降の建設業の特化係数が継

続して低下していることが注目される。小泉政権以降、地方での公共事業が継続して減少してきた結果、地方の建設業が縮小してきている実態がうかがえる。また、金融・保険業も地方の人口減少による経営環境の悪化で金融機関の統廃合が進んでおり、特化係数が縮小している。

次に注目されるのは、人口減少が直接消費の縮小に響く飲食業やサービス業である。表3から卸売・小売業，飲食業，サービス業で特化係数が減少していることが分かる。全国においてはサービス業の従業者割合が2000年27.4%、2005年28.5%、2010年33.7%と継続して増加しているのに対し、弘前市ではその割合が2005年31.7%から2010年30.5%に減少している

ある。消費者としての人口減少が労働市場に影響を与えていることがうかがえる。

ここまで、人口減少が地域経済にどのような影響を与えているのかを概観した。域内からの若年者の流出は、労働市場の高齢化をもたらす、人口の減少だけでなく、労働力率の低下、就業率の低下を招いた。また、労働市場の高齢化は産業構造の高度化を妨げる結果となり、労働生産性の増加を抑制した。その結果、労働生産性が人口減少にともなう域内経済への影響を帳消しにするほど伸びず、地域の域内総生産を低下させ、地域経済の縮小を招いた。また、前述したように人口減少は負の外部性をもち、新たな流出を招く結果となる。

このような人口減少による負の外部性は、住まいの選択という個人にとって極めて重要な人権を制限することになる。また、そのような選択権の制約が一部の地方のみに発生することは生まれる場所を選択できない個人にとっては機会の平等という観点からも憂慮すべきことである。このような現実を改善するために、どのような対策が可能であろうか。

地域経済の縮小が負の外部性をもたらすとしたら域内総生産を高めることが外部性を防ぐ手段となる。上記の(2)式から総生産 Y を高めるためには、ほかの条件が一定であると仮定すれば、労働生産性を高めることが第1の政策となりうる。しかし、前述したように地方においては、資本投資が困難な中小零細企業の割合が高いことと、労働市場の高齢化が労働生産性の改善を妨げている。

そして、もう一点指摘したいのは、労働市場における高学歴者の割合が低いことも重要な要因となっている点である。高等教育卒業生の割合が全国では32.2%であるのに対し、青森県では18.3%に過ぎない⁴⁾。その背景には、進学率が低いことと、東京などに進学した者が十分に

帰還していないこと、そして県内の大学を卒業した者が県外で就業していることも影響していると思われる。2015年3月卒業者の内定状況を見ると、就職内定者2,244名のうち、県内の企業に内定している者は749名で、内定者の33.4%に過ぎない⁵⁾。

また、大竹(2009)が指摘しているように、技術革新につながる新しいアイデアを持った人が生まれる確率が人口の一定割合だとすれば、人口減少はアイデアの発生数そのものが減少することを意味する。もし、教育による人的資本の蓄積が人口減少効果よりも小さければ、技術革新による労働生産性の高まりは期待できない。

(2)式から次に考えられるのは、就業時間の延長である。言うまでもなく就業時間の延長は少子化に拍車をかけることになり、将来の人口減少を招く原因となりうる。また、労働力率と就業率を高めることについては、高齢者や女性の労働力率と就業率を今後高めることは可能だとしても、総人口に占める老年人口の割合が25.6%(2010年国勢調査)にも達している現状では、限界があると思われる。

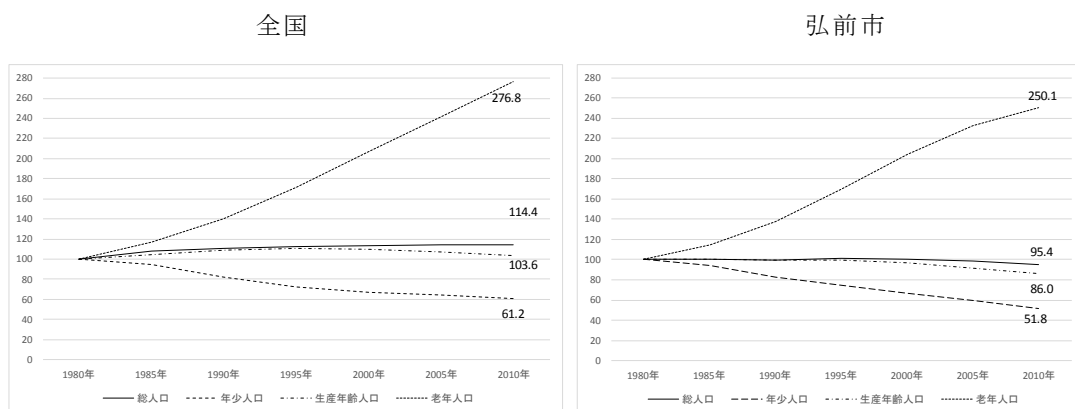
最後に残されている手段は、(2)式から15歳以上の人口を増加させることである。まず考えられるのは、外国人労働者を受け入れる方法である。しかし、大竹(2009)が指摘しているように、相応の社会的コストを負担しなければならず、地方における外国人労働者の受け入れには慎重な検討が求められる⁶⁾。次に考えられるのは、地域の人口再生力を高めることである。ただし、弘前市ではすでに若年者の流出による未婚化、晩婚化によって地域内の人口再生力は低下している。図1は国勢調査を用いて作成した三つの年齢階級別の全国と弘前市の人口動向である。増田(2014)の人口減少段階では、第1段階の「老年人口増加+生産・年少人

4) 2010年国勢調査による。

5) 青森県労働局「平成28年3月大学等卒業予定者職業紹介状況」による。

6) 外国人労働者の受け入れに関する詳細な議論は大竹(2009)を参照されたい。

図1 年齢3区分別人口の推移



(出所) 総務省統計局『国勢調査』

口減少」の段階にいる。しかし、年少人口の減少幅は大きく、1980年を100にした場合、2010年は51.8で、30年間でほぼ半分になったことが分かる。そのため、合計特殊出生率の劇的な回復がなければ、域内からの人口流出を食い止めるだけでは人口の回復は期待できない水準に達していると言える。また、合計出生率が劇的に回復したとしても、15歳以上の人口を押し上げるためには時間が必要となり、短期的な効果は期待できない。

次に考えられる手は、増田（2014）が積極的な人口減少対策として取り上げた「人口の再配置」である。これは、大都市圏への人口流入の

流れを変える取り組みである。そのため、大都市に出た若者を地方に「呼び戻す、呼び込む」ための政策が求められる。このような人口の再配置は、地方圏の人口過少状態の改善のみならず、大都市圏の人口過密状況の改善にも重要な役割を果たし、マクロ全体の人口増加につながると増田（2014）は指摘している。

そこで、ここからは他地域へ移住している地元民をU・Jターンで「呼び戻す」、そして他地域からのIターンを「呼び込む」ためのUJIターンの決定要因と具体的な移住促進策について検討したい。

Ⅲ. 移住者の特徴

Ⅲ-1. データと移住の定義

ここで用いるデータは筆者らが独自で実施した調査に基づいている。調査対象地域は、弘前市とその周辺の市町村を含む「中南津軽地域」である⁷⁾。弘前市は青森県内で唯一の国立大学

を有する学園都市であり、人口規模は約18万人である。また、周辺地域はリング生産を中心とした農村地域である。

調査は2015年2月に実施され、選挙人名簿から人口比に沿って層化2段抽出法で抽出した

7) 中南津軽地域には、弘前市、黒石市、平川市、西目屋村、藤崎町、大鰐町、田舎館村の7市町村が属している。

20歳から70歳の男女1,880名を調査対象者とした。郵送記入・郵送回答方式で行われ、回答総数は1,000票であった⁸⁾。本稿では、性別または年齢不明者(29名)、有配偶女性(367名)と現在学校に通っている者(18名)を取り除いた586名を分析対象とする⁹⁾。

次に本稿で用いる「移住」の定義を行う。本稿では、移住と移動は同義として扱い、移動のパターンによって次の5つの「移動タイプ」に分類する。①対象地域外での生活経験を持たない「定住者」、②出身地以外での生活経験を持ち、現在出身市町村で生活している「Uターン者」、③出身地以外での生活経験を持ち、現在出身市町村以外の地域内で生活をしている「Jターン者」、④中南津軽地域外から調査対象地域に移住し、生活している「Iターン者」、⑤調査区域外の青森県内からの移住者である「県内流入者」、の5つである¹⁰⁾。

Ⅲ-2. 移住者の特徴

ここでは記述統計を用いて、移住者の特徴を概観したい。表4は移動タイプの人口構成比を属性別に整理したものである。

男女間で移動タイプ構成比の違いに注目すると、Uターン者の割合に大きな違いがある。女性に占めるUターン者の割合は、男性よりも16.4ポイント高くなっている。増田(2014)では、地方からの女性の流出が地域の持続可能性を脅かす重要な課題であると指摘しているが、この結果からは流出した女性の一定割合が回帰している事実が確認できる。

年齢階級間での違いについて、カイ二乗検定で有意な差は認められなかった。ここから指摘したいのは、世代別に見て移動タイプの人口構成は変わらないことである。30代以上において、その約3割がUターン者である。また、全ての世代でIターン者は1割以下である。そ

表4 属性別移動タイプ構成比

| 属性 | | 人数 | (単位：%) | | | | |
|----|----------|-----|---------------|-----------------|----------------|----------------|----------------|
| | | | 定住者 (268名) | Uターン者 (196名) | Jターン者 (28名) | Iターン者 (26名) | 県内流入者 (54名) |
| 性 | 男性 | 410 | 55.1 | 19.4 | 4.4 | 7.3 | 13.7 |
| | 女性 | 176 | 42.0 | 35.8 | 5.7 | 6.2 | 10.4 |
| 年齢 | 20～29歳 | 53 | 66.3 | 17.5 | 0.0 | 10.0 | 6.3 |
| | 30～39歳 | 102 | 48.1 | 26.6 | 5.2 | 5.8 | 14.3 |
| | 40～49歳 | 117 | 48.3 | 26.4 | 5.0 | 9.0 | 11.4 |
| | 50～59歳 | 145 | 49.4 | 25.7 | 5.8 | 5.0 | 14.1 |
| | 60～70歳 | 169 | 46.7 | 29.4 | 5.4 | 6.5 | 12.0 |
| 学歴 | 中卒以下 | 50 | 52.1 | 31.0 | 9.9 | 0.0 | 7.0 |
| | 高卒 | 319 | 54.5 | 24.9 | 4.7 | 5.1 | 10.8 |
| | 短大・専門学校卒 | 104 | 51.8 | 22.3 | 4.9 | 5.8 | 15.2 |
| | 大学・大学院卒 | 112 | 31.3 | 34.3 | 3.6 | 15.7 | 15.1 |
| 婚姻 | 未婚 | 284 | 52.3 | 32.7 | 3.7 | 3.7 | 7.7 |
| | 既婚 | 300 | 48.3 | 23.4 | 5.5 | 8.3 | 14.5 |

(注) 性、学歴、婚姻における移動タイプの差異について、カイ二乗検定により1%水準で有意(p<0.000)である。学歴および婚姻の不明者はそれぞれ1名、2名である。

8) 調査内容の詳細については、李ほか(2015a, 2015b)を参照されたい。

9) 有配偶女性については、移動の意思決定が配偶者の意向に左右される場合が多いことが予想されるので分析対象から取り除いた。また、在学中の者を分析対象から取り除いたのは、本稿では対象者の経済社会的環境に注目しているためである。

10) ここでいう出身地は、卒業した中学校の所在地をいう。

して、移動タイプの人口構成が30代以上で安定していることから、地域間の移動は20代までで完結しているという実態を指摘したい¹¹⁾。

学歴別の構成比においては、Iターン者の高学歴者比率が高いことが注目される。人的資本理論によれば、教育投資は期待賃金を高めている。また、地域間賃金格差は平均賃金水準が高いほどその差が大きくなる。そのため、高学歴者の移動性向は高いことが予想される。ただし、李（2012）が指摘しているように、大学院卒者以上においては地域間の賃金の格差がほとんど見られず、住む場所を問わず一定の所得が保証される。Iターン者の高学歴者が多いのは、この地域においても人的資本に見合う所得が保証される職場があるためであると思われる。

Ⅲ－3. 移住者の仕事と生活実態

表5は性・移動タイプ別に見た就業状況を示している。注目されるのは、男性は移動タイプ間で就業状況に差が認められるのに対し、女性は移動タイプ間で差が認められないことである。

このことから、女性においては移動による就業のメリットは限定的であると言える。次に、注目されるのは男性においては、I・Jターン者と県内流入者の正規雇用者の割合が有意に高くなっていることである。他方、Uターン者の場合は同じ移動者であっても正規雇用者の割合が低く、非正規雇用者の割合が高い不安定な雇用状況に陥っている実態が確認できる。

表6の職種構成比の違いを見ると、Uターン者および県内流入者の管理職、専門・技術職の割合とIターン者の専門・技術職の割合が他のグループより高くなっていることが確認できる。李（2012）で指摘しているように、高学歴者と同様、専門・技術職の場合は地域間の移動に伴う経済的な収益の差がほとんど見られず、技能を生かして比較的自由的な移動ができることがこの結果につながっているように思われる。また、県内流入者以外のタイプにおいて、農林水産業関連の職種が5%強存在していることから、農林水産業がこの地域において重要な基幹産業であることが分かる。

表5 性・移動タイプ別就業状況

| | | (単位：%) | | | |
|----|-------|-----------|-------|--------|------|
| 性 | 移動タイプ | 自営業・家族従業員 | 正規雇用者 | 非正規雇用者 | 無業者 |
| 男性 | 定住者 | 22.5 | 47.3 | 7.1 | 23.1 |
| | Uターン者 | 18.3 | 44.4 | 17.6 | 19.7 |
| | Jターン者 | 26.1 | 56.5 | 8.7 | 8.7 |
| | Iターン者 | 12.5 | 58.3 | 8.3 | 20.8 |
| | 県内流入者 | 9.8 | 65.9 | 9.8 | 14.6 |
| 女性 | 定住者 | 5.8 | 39.4 | 34.6 | 20.2 |
| | Uターン者 | 2.0 | 38.0 | 38.0 | 22.0 |
| | Jターン者 | 0.0 | 33.3 | 66.7 | 0.0 |
| | Iターン者 | 25.0 | 0.0 | 50.0 | 25.0 |
| | 県内流入者 | 0.0 | 38.5 | 46.2 | 15.4 |

(注) 男性の移動タイプ間における就業状況の差異について、カイ二乗検定により10%水準で有意 ($p < 0.096$) であったが、女性の移動タイプ間では有意ではなかった。

11) 質問紙では、「その地域から、現在お住まいの地域に移ってきたのはいつごろですか」を聞いており、移動時の年齢については特定できる。ただし、婚姻や子供の有無などは聞いていないので、ライフステージについては特定できない。

表6 移動タイプ別職種構成比

(単位：%)

| 移動タイプ | 管理職 | 専門・技術職 | 事務職 | 販売職 | 営業職 | サービス業 |
|-------|-----|--------|------|-----|-----|-------|
| 定住者 | 3.5 | 1.2 | 24.0 | 1.8 | 0.6 | 21.6 |
| Uターン者 | 7.5 | 3.0 | 30.1 | 0.0 | 0.8 | 12.0 |
| Jターン者 | 0.0 | 0.0 | 27.8 | 0.0 | 0.0 | 5.6 |
| Iターン者 | 0.0 | 5.3 | 15.8 | 0.0 | 5.3 | 21.1 |
| 県内流入者 | 9.8 | 7.3 | 17.1 | 7.3 | 0.0 | 19.5 |
| 計 | 5.2 | 2.6 | 25.1 | 1.6 | 0.8 | 17.3 |

| 移動タイプ | 技能職 | 保安職 | 製造・生産職 | 農林水産業 | 運輸業 | その他 |
|-------|-----|------|--------|-------|------|------|
| 定住者 | 5.3 | 8.2 | 12.9 | 5.3 | 8.2 | 7.6 |
| Uターン者 | 6.0 | 3.8 | 13.5 | 4.5 | 11.3 | 7.5 |
| Jターン者 | 5.6 | 11.1 | 22.2 | 5.6 | 22.2 | 0.0 |
| Iターン者 | 0.0 | 5.3 | 15.8 | 5.3 | 10.5 | 15.8 |
| 県内流入者 | 2.4 | 12.2 | 2.4 | 2.4 | 12.2 | 7.3 |
| 計 | 5.0 | 7.1 | 12.6 | 4.7 | 10.5 | 7.6 |

(注) カイ二乗検定で $p < 0.093$ で10%水準で有意。

表7 移動タイプ別年収分布

(単位：万円)

| 移動タイプ | 平均値 | 中央値 | 下位10%点 | 下位25%点 | 上位25%点 | 上位10%点 | 標準偏差 |
|-------|-------|-------|--------|--------|--------|--------|-------|
| 定住者 | 258.6 | 200.0 | 84.0 | 120.0 | 320.0 | 500.0 | 263.7 |
| Uターン者 | 295.1 | 240.0 | 84.0 | 132.0 | 400.0 | 600.0 | 227.5 |
| Jターン者 | 284.4 | 240.0 | 84.0 | 120.0 | 400.0 | 700.0 | 209.6 |
| Iターン者 | 383.0 | 260.0 | 57.0 | 106.0 | 455.0 | 1000.0 | 379.6 |
| 県内流入者 | 301.9 | 245.0 | 72.0 | 133.5 | 400.0 | 600.0 | 217.5 |

表7は移動タイプ別に年間収入を比較したものである。平均値で見ると、高い方からIターン者、県内流入者、Uターン者、Jターン者、定住者の順である。中央値で見ると、高い方からIターン者、県内流入者、Uターン者およびJターン者、定住者の順である。収入の散らばりを測る標準偏差を見ると、Iターン者が最も高く、Jターン者や県内流入者は低くなっている。

定住者とUターン者を比較すると、平均値も中央値もUターン者の方が約40万円高い。下位ではあまり大きな差はないが、上位に行くほど差が大きくなっている。Iターン者の所得は他の移動タイプと比較して平均所得が高くなっている。その大きな理由は、上位25%点以上

の所得が他のタイプと比較して高くなっているためである。先に見たように、Iターン者の専門・技術職の割合が比較的に多いことも影響していると思われる。一方で、Iターン者の下位25%点の所得は他のタイプよりも低い。この結果から、年間収入においてIターン者は二極化していることが分かる。

Ⅲ-4. 年収の推計

ここでは、二つの目的で年収の推計を行う。一つは、補償賃金仮説が成り立っているのかを検証するためである。移住後の収入の変化を尋ねたところ、移住者の57.2% (548名) が下がったと回答している。このように収入が低下

したにも関わらず、移住を行うことの経済的な合理性は補償賃金仮説で説明できる。そこで、何が補償の要因となっているのかを明らかにすることが推計を行う目的である。

もう一つの目的は、移住による純粋な収入の増加が期待できるのかを検証することにある。県を越えて移住をすることには、直接的な移住コスト以外にも、人間関係の損失や知らない土地に対する不安感などさまざまな精神的コストが伴う。このようなコストを払って、県外へ移住することにはどのような経済的なメリットがあるのだろうか。井川（2011）では、非三大都市圏に所在する中小企業を対象に行ったアンケート結果から、UIターン者について「地元県の人材と異なったセンスや経験などを持っている」とUIターン者を評価している実態を明らかにした。そのような実態があるか否かを年収の推計を通して確認したい。

ここで用いる賃金関数は次のようなものである。被説明変数は、年収の対数をとったものを用いた。説明変数には、年収を規定する個人属性として、男性ダミー、年齢、年齢の二乗、学歴、雇用形態、職種、企業規模の各ダミー、労働時間を用いた。そして、補償効果と移住による純粋な所得の増加があるか否かを検証するため、移住理由と移動タイプの各ダミーを追加した。

表8のモデル1は、移動により純粋な収入の増加が期待できるのかを検証するために、定住者をレファレンスグループ（基準）として移動タイプ別の違いがあるのかを見たものである。推定結果から男性ダミーは正で、年齢と年齢二乗については正と負で一般的な年功賃金の推定結果と一致している。教育については、全ての学歴ダミーは有意でなく、教育投資の効果が限定的であることがうかがえる。雇用形態では非正規雇用者が強く負で有意となっており、雇用形態によって年収に大きな差が見られることが確認できる。職種については、管理職ダミー、専門・技術職ダミー、事務職ダミーが全て正で有意となっており、職種による年収の差が大き

いことが分かる。また、労働時間については正で有意となっており、労働時間と年収に正の相関があることを確認できる。

次に移住ダミーの係数はすべて正であるが、Iターン者ダミーのみが有意で、それ以外は有意ではない。レファレンスグループ（基準）が定住者であることを考えると、UIターンは年収における経済的な効果は期待できないということを意味する。この結果は二つの側面から解釈できる。労働需要側の側面から解釈すると、企業は県外からの移住者を特別に高く評価するようなことはないということである。県外では多様な職種が存在し、多様な教育訓練が行われているのに対して、県内ではそれに見合う十分な雇用機会が存在しない可能性がある。労働供給側からは、県外で教育訓練を受けた者や職務を経験した者は県内で行われた者と同等に評価されるということの意味している。教育訓練について、県内と県外では地価などを例として費用面で大きな差がある。しかし、評価においては同等となっていることで、県外での教育投資の経済効率性は低くなってしまふ。

磯田（2009）が指摘しているように、高等教育機関が三大都市圏へ集中しているため、地方の多くの若者は教育投資を行うために移動を選択せざるを得ない。その場合は教育費用のみならず、移動に伴う諸費用を負担することになるが、UIターンをした場合には金銭的な面においてはその分を取り戻せない可能性が高い。その結果、進学のために移住した若者たちが、そのまま都市圏への定住を選択するケースが多いと思われる。本稿で用いた調査では、現住地が地方である者を調査対象としたために、進学のために都市圏へ移住した者の内、どの程度が帰還しているかを正確に述べることができない。出身地への回帰を実現した者と移住先で定着した者との比較研究については今後の課題としたい。

次に補償賃金仮説が成り立っているのかを検証するために、UIIターン者のみを対象に年収の推計を行ったのがモデル2である。移動理由

表8 年収の推計結果

| 変数 | モデル1 | | モデル2 | |
|--------------------|---------|----------|---------|----------|
| | 係数 | 標準誤差 | 係数 | 標準誤差 |
| 男性ダミー | 0.3263 | 0.07 *** | 0.3594 | 0.10 *** |
| 年齢 | 0.0543 | 0.02 *** | 0.0443 | 0.03 |
| 年齢×年齢 | -0.0005 | 0.00 *** | -0.0004 | 0.00 |
| 中卒ダミー | -0.0616 | 0.12 | -0.0334 | 0.17 |
| 短大・専門学校卒ダミー | -0.0117 | 0.07 | -0.0691 | 0.10 |
| 大学・大学院卒ダミー | -0.0560 | 0.08 | -0.1204 | 0.10 |
| 自営業ダミー | 0.0870 | 0.09 | 0.2131 | 0.12 * |
| 非正規雇用ダミー | -0.5243 | 0.07 *** | -0.5665 | 0.10 *** |
| 管理職ダミー | 0.5917 | 0.10 *** | 0.5249 | 0.15 *** |
| 専門・技術職ダミー | 0.3449 | 0.08 *** | 0.3040 | 0.11 *** |
| 事務職ダミー | 0.2867 | 0.08 *** | 0.2577 | 0.12 ** |
| 企業規模ダミー (30～99名) | 0.0810 | 0.08 | 0.1632 | 0.11 |
| 企業規模ダミー (100～299名) | 0.2354 | 0.09 *** | 0.3201 | 0.13 ** |
| 企業規模ダミー (300名以上) | 0.3598 | 0.07 *** | 0.4055 | 0.10 *** |
| 労働時間 | 0.0157 | 0.00 *** | 0.0158 | 0.00 *** |
| 「親・義理の親との同居・近居」ダミー | | | -0.0788 | 0.11 |
| 「自分や配偶者の仕事の都合」ダミー | | | 0.1423 | 0.10 |
| 「生活環境や自然環境」ダミー | | | -0.0571 | 0.12 |
| Uターン者ダミー | 0.0907 | 0.06 | | |
| Jターン者ダミー | 0.0859 | 0.12 | | |
| Iターン者ダミー | 0.2354 | 0.12 * | | |
| 県内流入者ダミー | 0.0528 | 0.09 | | |
| 定数項 | 3.1365 | 0.36 *** | 3.4840 | 0.64 *** |
| サンプルサイズ | 418 | | 234 | |
| 自由度修正済決定係数 | 0.5284 | | 0.5227 | |

(注) *は10%水準, **は5%水準, ***は1%水準で有意であることを意味する。

ダミー¹²⁾を見ると、「親・義理の親との同居・近居」ダミーの係数が負、「自分や配偶者の仕事の都合」ダミーが正、「生活環境や自然環境」ダミーが負となっており、親・義理の親との同居・近居を希望して移住してきた者や生活環境や自然環境で移住を選択した者は、年収の低下を覚悟の上で移住を決定していると解釈できる。言い換えると、親との同居・近居や自然環境・住居環境が年収の低下による効用の低下を

補償していると言える。ただし、すべての変数が有意でないので、補償賃金仮説に整合的だとは言えない。

しかし、この結果は移住促進策を考える上で大変重要な意味を持つ。地元出身者やその配偶者が親との同居・近居を理由に移住する場合は、年収の低下を受け入れることが予想される。つまり、三世帯住宅への補助などの住宅環境整備や同居世帯への支援などが有効な移住促

12) 移動理由ダミーの定義は次の通りである。「親・義理の親との同居・近居」は、実家に戻ったから、実家に近いから、配偶者の実家で同居するから、配偶者の実家に近いから。「生活環境や自然環境」は、子どもの学区や通学の便を考えて、自然環境・居住環境に魅力があった。「自分や配偶者の仕事の都合」は、仕事場・通学先に近いから、配偶者の仕事場・通学先に近いから。

進策につながる可能性があることを上記の結果は示している。

IV. 移住の理由，可能にした条件，直接のきっかけ

ここでは，移住（UJターン）の理由，それを可能にした条件，直接のきっかけについて分析を行う。地方に移住しようと希望していても，実際に移住をすることは容易なことではない。移住には，引っ越し費用や交通費などの直接的な費用のみならず，転職が必要な場合は職探しに伴う機会費用なども必要である。また，家族がいる場合には，教育機関の手配や配偶者の職探しなど生活に必要な様々な問題が発生する。もちろん経済的な費用のみならず，今まで築いてきた人間関係を失うことや，知らない土地での生活に対する不安感など，心理的な費用も数多く発生する。そのため，何らかの理由で地方への移住を希望していても，条件が整わなければ移住することはできない。また，条件がいくら整っていても，実際行動に移す直接的な

きっかけがなければ，行動することはない。まずは，移動タイプ別に移住理由を詳細に見てみたい。

表9は，現在の地域に引っ越してきた理由を移動タイプ別に整理したものである。この地域の出身者であるUJターン者の場合，「実家に戻ったから」を挙げている者が最も多く，UJターン者210名の73.5%にのぼる。その次に多いのは，「仕事場・通学先に近いから」，「実家に近いから」となっている。一方，Iターン者と県内流入者において最も多いのは「仕事場・通学先に近いから」で，Iターン者の61.5%，県内流入者の56.3%が該当する¹³⁾。

また，「自然環境，居住環境に魅力があった」は全てのタイプで一定の割合を示しており，弘前市周辺地域の魅力が広く認識されていること

表9 移動タイプ別の移住理由（複数回答）

| タイプ別の移住理由 | UJターン者 (210) | | Iターン者 (26) | | 県内流入者 (32) | |
|-------------------------|--------------|--------|------------|--------|------------|--------|
| | 人数 | 割合 (%) | 人数 | 割合 (%) | 人数 | 割合 (%) |
| 実家に戻ったから | 161 | 73.5 | 5 | 19.2 | 7 | 21.9 |
| 実家に近いから | 22 | 10.0 | 0 | 0.0 | 2 | 6.3 |
| 配偶者の実家で同居するから | 8 | 3.7 | 3 | 11.5 | 4 | 12.5 |
| 配偶者の実家に近いから | 7 | 3.2 | 3 | 11.5 | 1 | 3.1 |
| 仕事場・通学先に近いから | 34 | 15.5 | 16 | 61.5 | 18 | 56.3 |
| 配偶者の仕事場・通学先に近いから | 5 | 2.3 | 1 | 3.8 | 0 | 0.0 |
| 買い物に便利だから | 8 | 3.7 | 1 | 3.8 | 2 | 6.3 |
| 娯楽施設があるから，趣味の活動に便利だから | 2 | 0.9 | 0 | 0.0 | 0 | 0.0 |
| 交通の便がよいから | 4 | 1.8 | 0 | 0.0 | 2 | 6.3 |
| 子どもの学区や通学の便を考えて | 9 | 4.1 | 0 | 0.0 | 1 | 3.1 |
| その他，子どものことを考えて | 9 | 4.1 | 0 | 0.0 | 1 | 3.1 |
| 友人や恋人がいた | 8 | 3.7 | 0 | 0.0 | 2 | 6.3 |
| 地域の活動や行事に参加していた，してみたかった | 2 | 0.9 | 0 | 0.0 | 0 | 0.0 |
| 地域の住民に魅力があった | 0 | 0.0 | 0 | 0.0 | 1 | 3.1 |
| 自然環境，居住環境に魅力があった | 10 | 4.6 | 4 | 15.4 | 6 | 18.8 |
| その他 | 6 | 2.7 | 1 | 3.8 | 0 | 0.0 |

(注) 表4とサンプルサイズが異なるのは，移住理由の無回答者を取り除いたからである。

13) Iターン者のなかに「実家に戻ったから」を挙げている者は，定義で用いた卒業した中学校の所在地は青森県外となっているため，おそらく中学校卒業後に実家がこの地域に引っ越してきたと思われる。

表10 UJターンを可能にした条件（複数回答）

| UJターンの条件 | 合計（210） | | 30歳未満移動（123） | | 30歳以上移動（87） | |
|---------------------------|---------|-------|--------------|-------|-------------|-------|
| | 人数 | 割合（%） | 人数 | 割合（%） | 人数 | 割合（%） |
| 実家に住むことが出来た | 139 | 66.2 | 90 | 73.2 | 49 | 56.3 |
| 実家以外に、住む家や土地があった | 20 | 9.5 | 8 | 6.5 | 12 | 13.8 |
| 実家から、生活について援助が受けられた | 24 | 11.4 | 16 | 13.0 | 8 | 9.2 |
| 親戚から、生活について援助が受けられた | 0 | 0.0 | 0 | 0.0 | 0 | 0.0 |
| 友人、知人、恋人から、生活について援助が受けられた | 2 | 1.0 | 2 | 1.6 | 0 | 0.0 |
| 引っ越すことについて、家族の理解があった | 22 | 10.5 | 11 | 8.9 | 11 | 12.6 |
| 勤務先に、支店や支部があった | 25 | 11.9 | 8 | 6.5 | 17 | 19.5 |
| 転職して、定職に就く見込みがあった | 34 | 16.2 | 21 | 17.1 | 13 | 14.9 |
| 定職に就けなくても、生活していける見込みがあった | 11 | 5.2 | 6 | 4.9 | 5 | 5.7 |
| 子どもが自立していた | 1 | 0.5 | 0 | 0.0 | 1 | 1.1 |
| 生活のコストが安かった | 6 | 2.9 | 2 | 1.6 | 4 | 4.6 |
| 自治体による移住支援があった | 0 | 0.0 | 0 | 0.0 | 0 | 0.0 |
| その他 | 3 | 1.4 | 2 | 1.6 | 1 | 1.1 |

が分かる。他方、「地域の活動や行事」、あるいは「地域住民に魅力があった」などで移動している者はほとんど見当たらない。

次に、移動を可能にした条件に注目してみたい。Iターン者と県内流入者の場合、「勤務先に、支店や支部があった」、「転職して、定職に就く見込みがあった」など仕事関連の条件が圧倒的に高かったため、ここではUJターン者にしぼって検討したい。その際、どのようなライフステージで移住を検討しているのかによって、移住を可能にした条件が大きく異なると考えられる。ここで用いたデータでは、移動時期のライフステージを特定する指標が含まれていないため、移動時の年齢のみで区分して分析を行う¹⁴⁾。移動時の年齢が30歳未満の者と30歳以上の者に分けて、移住を可能にした条件を整理したのが表10である。

まず注目されることは、移動時期に関わらず「実家に住むことが出来た」ことが移住を可能にした最も重要な理由となっている点である。西野（2009）が指摘しているように、出身地への帰還が移住の最大の理由であることは本調査の結果においても一致している。石倉（2009）は、移住者の4分の3が移住後の早い段階で親との同居を選択していることを明らかにしてい

る。しかし、表10が示しているように、実家に住むことが移住を可能にした条件となっており、同居することを前提に移住していることが分かる。また、30歳までに移住している者においてその傾向が強く、地元への回帰が居住場所の確保、あるいは親からの経済支援を頼りに移住している。また、30歳以上においても「実家に住むことが出来た」を挙げる者は多く、住まいが地域に人を呼び込むプル要因となっている。

次に、表11で移住の直接的なきっかけを見よう。先ほどと同様の理由により、UJターン者にしぼり、かつ移動時の年齢を30歳で区切る形で検討したい。まず、移動時期を問わず「仕事を自分から辞めた」をきっかけとする者は多い。特に、「実家に住むことが出来た」を条件として挙げた者に限れば、29.4%が仕事を自ら辞めて移住を選択している。その他、「特に問題ないが、親に実家に戻るように言われた」が16.9%となっており、居住場所がある場合は、自ら積極的な移住を選択していることが分かる。この点は移住促進策を考える際に、大変重要な意味を示唆している。実家の存在は住まいとして地方へのプル要因になっていることが分かる。

次に、個人属性や社会経済環境によって移住

14) ここでいうライフステージは、婚姻前か否か、子どもがいるかいないかなどを指している。特に結婚前か否かについては、配偶者の出身地などに大きく影響するものである。配偶者の属性については江崎ほか（1999, 2000）が指摘しているように移動を左右する重要な要因になりうる。

表11 UJターンのきっかけ（複数回答）

| UJターンのきっかけ | 合計（210） | | 30歳未満移動（123） | | 30歳以上移動（87） | |
|-------------------------|---------|-------|--------------|-------|-------------|-------|
| | 人数 | 割合（%） | 人数 | 割合（%） | 人数 | 割合（%） |
| 家族が怪我や病気をした | 15 | 6.9 | 7 | 5.7 | 8 | 9.2 |
| 家族の介護が必要になった | 10 | 4.6 | 3 | 2.4 | 7 | 8.0 |
| 実家の家族に問題が発生した | 11 | 5.1 | 9 | 7.3 | 2 | 2.3 |
| 特に問題はないが、親に実家に戻るように言われた | 28 | 13.0 | 13 | 10.6 | 15 | 17.2 |
| 自分が結婚した | 6 | 2.8 | 3 | 2.4 | 3 | 3.4 |
| 子どもが生まれた | 3 | 1.4 | 2 | 1.6 | 1 | 1.1 |
| 子どもが小学校や中学校にあがった | 1 | 0.5 | 0 | 0.0 | 1 | 1.1 |
| 子どもが高校に進学した | 0 | 0.0 | 0 | 0.0 | 0 | 0.0 |
| 家を買った | 2 | 0.9 | 1 | 0.8 | 1 | 1.1 |
| 学校を卒業した | 26 | 12.0 | 23 | 18.7 | 3 | 3.4 |
| 今の地域、またはそこから通える範囲に就職した | 16 | 7.4 | 11 | 8.9 | 5 | 5.7 |
| 転勤や配置転換 | 34 | 15.7 | 14 | 11.4 | 20 | 23.0 |
| 転職先が青森県内で見つかった | 20 | 9.3 | 10 | 8.1 | 10 | 11.5 |
| 自分が怪我や病気をした | 8 | 3.7 | 5 | 4.1 | 3 | 3.4 |
| 仕事を自分から辞めた | 53 | 24.5 | 34 | 27.6 | 19 | 21.8 |
| 解雇された/契約が切れた | 13 | 6.0 | 4 | 3.3 | 9 | 10.3 |
| 友人や仲間に誘われた | 2 | 0.9 | 2 | 1.6 | 0 | 0.0 |
| 親戚に誘われた | 0 | 0.0 | 0 | 0.0 | 0 | 0.0 |
| その他の知人に誘われた | 2 | 0.9 | 1 | 0.8 | 1 | 1.1 |
| 移住支援事業など、自治体の働きかけがあった | 0 | 0.0 | 0 | 0.0 | 0 | 0.0 |
| その他 | 11 | 5.1 | 4 | 3.3 | 7 | 8.0 |

を可能にした条件がどのように異なっているのかを明らかにしたい。被説明変数として実家ダミーと仕事ダミーを用いて、ロジット分析を行うことにする。実家ダミーは実家からの援助を示すダミー変数で、「実家に住むことが出来た」、「実家以外に、住む家や土地があった」、「実家から、生活について援助が受けられた」の条件を挙げた者を1、それ以外を0とするダミー変数である。仕事ダミーは「転職先に、支店や支部があった」、「転職して、定職に就く見込みがあった」を条件とした者を1、それ以外を0とするダミー変数である。

説明変数は個人属性として、男性ダミー、年齢、既婚ダミー、学歴ダミーを用い、就業と生活状況について、自営業ダミー、非正規雇用ダミーと年収の対数値を用いた。そして、移動時期の特徴を示すものとして、若年時移住者ダミー（30歳未満の移住を示す）と事前就職ダミー（移動前に就業先を決めていたか否かを示す）を用いた。さらに移動タイプを示すダミーを加えることにした。

その分析結果は表12の通りである。注目されるのは移動時期の特徴である。実家からの援助を理由に移住した者の個人属性の特徴としては、既婚ダミーの係数が負で、有意になっており、独身に多く見られることが分かった。また、就業形態としては自営業者が多いことが分かる。移住時期については、30歳未満の若年時移住者ダミーが正で有意になっており、早い段階で移住している者が多い。事前就職ダミーは係数が負で有意である。つまり、実家の援助を条件に移住している者は、移住前に仕事を決めずに、移住後に仕事を探していることが明らかになった。他方、仕事を条件に移住している者については、事前就職ダミーが正となっており、仕事が決まったから移住していることが分かる。そして、実家を条件に移住している者の多くはUターン者である。学歴ダミーや年収の対数値は統計的に有意な結果が得られなかった。高学歴者や高所得者は実家への依存度が低いことが予想されるが、この結果はそのような想定を支持しなかったことを意味する。

表12 移住条件のロジット分析

| | 実家ダミー | | 仕事ダミー | |
|------------|--------|-----------|--------|-----------|
| | 係数 | 標準誤差 | 係数 | 標準誤差 |
| 男性ダミー | 0.435 | 0.545 | -1.710 | 0.847 * |
| 年齢 | -0.010 | 0.017 | 0.003 | 0.022 |
| 既婚ダミー | -1.144 | 0.469 ** | 0.258 | 0.663 |
| 短大・専門卒ダミー | -0.096 | 0.450 | -0.264 | 0.709 |
| 大卒・大学院卒ダミー | -0.395 | 0.404 | 0.693 | 0.537 |
| 自営業ダミー | 0.805 | 0.486 * | -1.403 | 0.749 * |
| 非正規雇用ダミー | 0.200 | 0.469 | 0.297 | 0.644 |
| 若年時移住者ダミー | 0.609 | 0.344 * | -0.369 | 0.475 |
| 事前就職ダミー | -0.758 | 0.356 ** | 3.184 | 0.630 *** |
| 年収の対数値 | -0.298 | 0.272 | 0.622 | 0.402 |
| Uターンダミー | 1.289 | 0.375 *** | -0.206 | 0.515 |
| Iターンダミー | -0.911 | 0.787 | 0.120 | 0.756 |
| 定数項 | 1.749 | 1.745 | -5.702 | 2.582 ** |
| サンプルサイズ | 218 | | 218 | |
| 類似決定係数 | 0.2212 | | 0.3177 | |

(注)*は10%水準,**は5%水準,***は1%水準で有意であることを意味する。

以上の結果から、実家という住まいや実家からの経済援助を条件に移住している者は、移住

が先、仕事が後となっており、移住促進策を検討する際に重要な論点となりうる。

V. 移動者の定住可能性

この節では、移動後の定住可能性を仕事への満足度と幸福度を尺度に評価してみたい。ここで用いる仕事の満足度は「現在の仕事について、総合的に、収入、仕事と私生活のバランスに満足しますか、不満ですか」について、満足を5点、不満を1点に5段階で評価した指標を用いる。幸福度については、「現在、あなたはどの程度幸せですか。「とても幸せ」を10点、「とても不幸」を0点とすると、何点くらいになると思いますか」の回答を用いた。

被説明変数は、仕事、収入、ワークライフバ

ランスの各満足度、そして幸福度を、説明変数には、個人属性ダミー、雇用形態ダミー、職種ダミー、企業規模ダミー、そして労働時間と年収の対数値を用いた。分析は最小二乗法で行った。その結果が表13と14である。

満足度について、注目されるのはワークライフバランスの推定結果である。実家ダミーの係数が、正で有意となっており、家族の存在を条件で地元に戻っている者の多くが、ワークライフバランスの側面で満足している様子がうかがえる。このことは、地方回帰の原点にあるも

表13 満足度の推計結果

| 変数 | 仕事総合満足度 | | 収入の満足度 | | ワークライフバランスの満足度 | |
|-------------------|---------|----------|---------|----------|----------------|----------|
| | 係数 | 標準誤差 | 係数 | 標準誤差 | 係数 | 標準誤差 |
| 男性ダミー | -0.0650 | 0.15 | -0.2166 | 0.15 | -0.2518 | 0.15 * |
| 年齢 | -0.0098 | 0.01 * | -0.0073 | 0.01 | -0.0117 | 0.01 ** |
| 中卒ダミー | 0.4489 | 0.27 * | 0.3052 | 0.28 | 0.5795 | 0.27 ** |
| 短大・専門学校卒ダミー | 0.4433 | 0.15 *** | 0.1342 | 0.16 | 0.3184 | 0.16 ** |
| 大学・大学院卒ダミー | 0.2968 | 0.17 * | 0.2882 | 0.17 * | 0.3828 | 0.16 ** |
| 自営業ダミー | 0.1964 | 0.19 | 0.1965 | 0.19 | 0.3109 | 0.19 * |
| 非正規雇用ダミー | 0.1432 | 0.17 | 0.2171 | 0.17 | -0.0132 | 0.17 |
| 管理職ダミー | 0.2082 | 0.23 | 0.1383 | 0.23 | 0.2464 | 0.23 |
| 専門・技術職ダミー | -0.0138 | 0.17 | 0.1526 | 0.17 | -0.2440 | 0.17 |
| 事務職ダミー | 0.0527 | 0.18 | 0.1573 | 0.18 | 0.0692 | 0.18 |
| 企業規模ダミー（30～99名） | -0.2621 | 0.18 | -0.1688 | 0.18 | 0.1428 | 0.18 |
| 企業規模ダミー（100～299名） | -0.2013 | 0.19 | -0.2587 | 0.19 | -0.0920 | 0.19 |
| 企業規模ダミー（300名以上） | -0.0815 | 0.16 | 0.0211 | 0.16 | 0.0958 | 0.16 |
| 労働時間 | -0.0096 | 0.00 ** | -0.0163 | 0.00 *** | -0.0147 | 0.00 *** |
| 年収 | 0.4729 | 0.11 *** | 0.7012 | 0.11 *** | 0.1397 | 0.11 |
| 実家ダミー | 0.1268 | 0.13 | 0.0969 | 0.13 | 0.4015 | 0.13 *** |
| 仕事ダミー | 0.1298 | 0.20 | 0.0977 | 0.20 | 0.1968 | 0.20 |
| 定数項 | 1.3610 | 0.56 ** | -0.1622 | 0.57 | 3.4424 | 0.56 *** |
| サンプルサイズ | 413 | | 413 | | 415 | |
| 自由度修正済決定係数 | 0.0791 | | 0.1328 | | 0.0746 | |

(注) *は10%水準, **は5%水準, ***は1%水準で有意であることを意味する。

表14 幸福度の推計結果

| 変数 | モデル1 | | モデル2 | |
|-------------------|---------|----------|---------|----------|
| | 係数 | 標準誤差 | 係数 | 標準誤差 |
| 男性ダミー | -0.9070 | 0.32 *** | -0.8494 | 0.32 *** |
| 年齢 | -0.0317 | 0.01 *** | -0.0298 | 0.01 *** |
| 既婚ダミー | 1.0933 | 0.32 *** | 1.0087 | 0.32 *** |
| 子ども有りダミー | 0.4805 | 0.27 * | 0.4795 | 0.27 * |
| 中卒ダミー | 0.6309 | 0.49 | 0.4950 | 0.49 |
| 短大・専門学校卒ダミー | 0.2542 | 0.27 | 0.2787 | 0.27 |
| 大学・大学院卒ダミー | 0.4875 | 0.29 * | 0.5198 | 0.29 * |
| 正規雇用ダミー | 0.3104 | 0.33 | 0.2763 | 0.33 |
| 非正規雇用ダミー | -0.1847 | 0.29 | -0.1274 | 0.29 |
| 管理職ダミー | 0.3906 | 0.39 | 0.4057 | 0.40 |
| 専門・技術職ダミー | 0.2374 | 0.30 | 0.1962 | 0.30 |
| 事務職ダミー | 0.1369 | 0.32 | 0.1593 | 0.32 |
| 企業規模ダミー（30～99名） | -0.0317 | 0.31 | -0.0177 | 0.32 |
| 企業規模ダミー（100～299名） | -0.3393 | 0.33 | -0.3079 | 0.33 |
| 企業規模ダミー（300名以上） | 0.0733 | 0.28 | 0.0958 | 0.28 |
| 労働時間 | -0.0118 | 0.01 | -0.0126 | 0.01 |
| 年収 | 0.5538 | 0.20 *** | 0.5622 | 0.20 *** |
| 実家ダミー | 0.4616 | 0.22 ** | | |
| 仕事ダミー | 0.3136 | 0.34 | | |
| Uターン者ダミー | | | 0.1512 | 0.23 |
| Jターン者ダミー | | | 0.3567 | 0.45 |
| Iターン者ダミー | | | 0.3564 | 0.47 |
| 県内流入者ダミー | | | -0.2725 | 0.35 |
| 定数項 | 4.5173 | 1.03 *** | 4.4919 | 1.03 *** |
| サンプルサイズ | 410 | | 410 | |
| 自由度修正済決定係数 | 0.1171 | | 0.1077 | |

(注) *は10%水準, **は5%水準, ***は1%水準で有意であることを意味する。

ので、弘前市と周辺地域ではその条件を満たしている様子が確認できる。

次に幸福度についての分析結果を見てみよう。表14から、既婚者と子供を有している者の幸福度が有意に高いことが分かる。また、学歴については、大学・大学院卒のダミーが正で有意となっており、高学歴者の幸福度が高いことが分かる。年収の推計においては地方の教育効果は限定的であったが、幸福度においては教育の効果が表れている。そして、雇用形態と職

種ダミーについては有意な結果は得られなかった。

我々が注目した移動理由については、実家ダミーが正で、5%水準で有意となっており、家族の存在を条件に移動している者は、総合的には生活に満足している様子がうかがえる。この結果から、実家の存在を理由に移動する地方回帰のグループにおいては、地元で定住する可能性が他のグループより相対的に高いことが期待できる。

VI. 移住・定住支援の新たな試み—結びにかえて

ここまで見てきたように、地方における若年者の流出による人口減少問題は、地域経済の総生産を低下させるのみならず、労働市場構造をも歪ませ、高齢人口の増加による労働力率の低下をもたらしている。また、産業の高度化を妨げ、労働生産性の上昇を抑制する原因となっている。そして、地域内の経済の縮小は雇用の場を奪い、新たな流出を招いている。このような地域経済縮小の悪循環から抜け出すためには、増田（2014）で指摘している「人口の再配置」が鍵となる。今まで地方から都市へと流れていた人口移動の流れを都市から地方へと移動方向を変えることである。

本稿の後半では、都市から地方への人口移動の決定要因について分析を行った。分析の結果、都市から地方への移動を促進するためのキーワードとして次の二つが挙げられる。ひとつは、「地元」である。全国各地域において、人々が生活する上で、強みや良さだけでなく、不便さを実感することがある。このような両側面は、通り返りの観光では十分に理解できず、これらを知るためには滞在経験が重要である。実に、本稿の分析対象地域である弘前市周辺では、移住者の9割強がこの地域を地元とする人々であった。このような滞在経験を持つ地

元出身者を移住のターゲットとすることが政策の有効性を高めることになる。

もうひとつのキーワードは「住まい」である。移住を可能にする第一の条件は、仕事であると思いがちであるが、実は仕事より「住まい」をより重視していることを忘れてはならない。前節で述べたように、「実家」の存在を条件に移住してきた者は、ワークライフバランスの満足度や幸福度は有意に高くなっており、移住に満足している様子がうかがえる。この側面を移住促進策に十分に考慮する必要があると思われる。

ここでは、現在弘前市が取り組んでいる「地元」と「住まい」を重視した移住・定住促進策を紹介したい。第1に紹介したいのは、地元出身者の回帰を促すための支援策である。「同窓会支援事業費補助金」制度は、ふるさと回帰のきっかけを作り、定住人口の増加と地域経済の活性化を図るために、市内で開催される同窓会に対して補助金を交付する制度である。本稿の分析で明らかになったように、移住者の9割強は地元出身者の帰還行動である。また、「実家の存在」を条件に移住した者の幸福度も高く、定住の可能性が高いことが確認できた。この制度などを通して、地元との関係を維持すること

が将来の移住者を確保する上で重要な政策となりうる。

第2には、都市と地方をつなぐ就業支援カレッジ事業である。この事業は、若年者流出によって労働力確保が難しい農業部門に、都市圏の就業困難者が新たな担い手として活躍できる環境を整備するとともに、自治体間連携を通じた新規就農者の確保を目的とした取り組みである。具体的には、大阪府の泉佐野市と連携し、様々な事情で就業困難な若者たちにリング栽培就労研修プログラムを通して、農業の体験と地方での生活を経験させることで、地方への移住を選択肢として加えてもらうためのプログラムである。

もちろん、弘前市としては、移住による農業の担い手不足の解消と地域での若者無業者の就農等による就業人口の増加を図ることを最終的な目的としている。2016年4月から10月末までにすでに60名が移住体験、就農体験を行っており、体験者の声はおおむね好評である。このような事業は、短期的に成果を期待することは困難であるが、長期的な視点に立てば、都市部で就業にマッチできない若者に新たな可能性を提供することになる。また、マクロ的には地域間の労働需給のミスマッチによって解消できなかった失業と欠員を同時に解消できることになる。今後、地域を超えた労働需給のマッチングを制度的に支える仕組みとしてこの取り組みの経験は貴重な知見となりうる。

第3には、アクティブシニアが活躍する「ひろさきセカンドライフ・プロジェクト」を紹介する。本事業は、弘前市のまちの魅力に共感するとともに、地域課題の解決に貢献する意欲のあるアクティブシニアの移住を受け入れ、地域住民をはじめとする多様な主体と交流・協働しながら就業、ボランティアなどに携わり市内で活躍することを通じて、様々な地域課題の解決に寄与するような仕組みを構築することを目的としている事業である。

本事業の大きな特徴は、事業の対象を津軽地域出身のUJターン者を主なターゲットとして

いる点である。本稿の分析の結果からすると政策対象は的を射ていると評価できる。また、「多世代交流型」「観光地隣接型」といったモデルごとに居住環境を整備することに事業の重点が置かれている点も移住促進に有効な政策となりうるかと評価できる。特に、地域内の空き家を有効活用して「住まい」を提供しようとする試みは、空き家問題の解消と移住促進の両方の側面で効果が期待できる。

以上の政策では、政策のターゲットを明確にし、より効率的な政策運用を目指している。そして、地域内で定住するための工夫を施している。しかし、生活そのものを支える仕事への支援が十分とは言えない。実家を頼りに回帰した者には所得が低く、実家に生活を依存している若者が含まれている。彼・彼女らは再び地元から流出する恐れがある。それを防ぐためには適切な就業支援が不可欠である。その支援策の一つは、移住前に移住後の仕事を決めるための支援・相談体制を整えることである。他地域へ進学した者を対象とした新卒地元就業の斡旋、移住希望者を対象とした就業支援などがそれに当たると思われる。

また、上記の政策の多くは、この地域への移住に関心があるかもしくは都市部での生活に何らかの問題を抱えている者が対象となっている。しかし、そのような政策対象者の中から移住を決心し、実行する者の割合が一定であれば、より多くの対象者を確保することが重要である。移住対象者を増やすためには、実際にこの地域から都市部へ出て生活している者の実情を把握することや、この地域に流入して来る他地域からの移住者が定着するための政策支援も欠かせない。

そして、本稿で明らかにした実家の存在、具体的な条件として「住まい」が地方へのプル要因となっていたが、住宅問題がプル要因とならない高所得層の者にとって何が地方へのプル要因になっているのか、あるいは地方への帰還を困難にしている障壁が何かについても詳細な分析が必要である。

この点において本稿では、移住者に焦点を当てて分析を行ったため、残念ながら今回の分析では移住を希望しながら、実現できていない者や移住そのものを希望しない者のデータが含まれていない。移住選択の決定要因についてより

厳密な分析を行うためには、移住が実現できなかった者と希望しない者を含めた分析が必要不可欠である。これについては今後の課題としたい。

参考文献

- 石倉義博 (2009)「地域からの転出と「Uターン」の背景」東大社研・玄田有史・中村尚史編『希望学 [3] 希望をつなぐ—釜石からみた地域社会の未来』東京大学出版会, pp. 205-236
- 石黒格・李永俊・杉浦裕晃・山口恵子 (2012)『「東京」に出る若者たち—仕事・社会関係・地域間格差』ミネルヴァ書房
- 磯田則彦 (2009)「高等教育機関への進学移動と東京大都市圏への人口集中」『福岡大学人文論叢』41巻3号, pp. 1029-1052
- 江崎雄治・荒井良雄・川口太郎 (1999)「人口還流現象の実態とその要因—長野県出身男性を例に—」『地理学評論』72A-10, pp. 645-667
- 江崎雄治・荒井良雄・川口太郎 (2000)「地方圏出身者の還流移動—長野県および宮崎県出身者の事例—」『人文地理』52-2, pp. 190-203
- 太田聰一・大日康史 (1996)「日本における地域間労働移動と賃金カーブ」『日本経済研究』32号, pp. 111-132
- 太田聰一 (2005)「地域の中の若年雇用問題」『日本労働研究雑誌』539号, pp. 17-33
- 太田聰一 (2007)「労働市場の地域間格差と出身地による勤労所得への影響」樋口美雄・瀬古美善・慶應義塾大学経商連携21世紀COE編『日本の家計行動のダイナミズム [Ⅲ]—経済格差変動の実態・要因・影響』慶應義塾大学出版会
- 大竹文雄 (2009)「人口減少の政治経済学」, 津谷典子・樋口美雄編『人口減少と日本経済』日本経済新聞出版会
- 大谷剛・井川静恵 (2011)『非三大都市圏へのU・Iターンの促進とU・Iターン者を活用した内発的雇用創出活性化に係る研究』労働政策研究報告書, No.134, pp. 1-91
- 大谷剛 (2012)「U・Iターン時の仕事決定タイミングと正社員就職, 報酬, 仕事上の満足度の関連」JILPT Discussion Paper Series 12-01
- 貴志匡博 (2014)「非大都市圏出生者の東京圏転入パターンと出生県への帰還移動」『人口問題研究』第70巻4号, pp. 441-460
- 玄田有史・大井方子・篠崎武久 (2005)「地域別に見た労働市場—労働移動と賃金格差の観点から」『経済社会の構造変化と労働市場に関する調査研究報告書』雇用能力開発機構・統計研究会, pp. 184-195
- 西野淑美 (2009)「釜石市出身者の地域移動とライフコース」東大社研・玄田有史・中村尚史編『希望学 [3] 希望をつなぐ—釜石からみた地域社会の未来』東京大学出版会, pp. 163-204
- 樋口美雄 (1991)『日本経済と就業行動』東洋経済新報社
- 増田寛也編著 (2014)『地方消滅—東京一極集中が招く人口急減』中公新書
- 水野朝夫・小野旭編 (2004)『労働の供給制約と日本経済—シリーズ・人口学研究5』原書房
- 李永俊 (2012)「地域間移動から若者が得る経済的な利益」石黒ほか『「東京」に出る若者たち—仕事・社会関係・地域間格差』ミネルヴァ書房, pp. 47-90
- 李永俊・他 (2015a)「中津軽地域住民の仕事と生活に関する調査報告書」, 弘前大学地域未来創生センター
- 李永俊・他 (2015b)「東青地域住民の仕事と生

<財務省財務総合政策研究所「フィナンシャル・レビュー」平成29年第3号（通巻第131号）2017年6月>

活に関する調査報告書」,弘前大学地域未来
創生センター
Harris, J.R. and M.P. Todaro (1970) "Migration,

Unemployment and Development : A Two-Sec-
tor Analysis", *American Economic Review* 60,
pp. 126-142