

大学進学にともなう地域移動の時系列分析

—— 地理的要因に注目して ——

遠 藤 健

1. 問題の所在

近年、地方創生をはじめ地方に注目した政策が展開されている。教育の領域、特に大学においては、地方の人材育成などが期待されている。このような政策の背景として指摘されるのは、地方出身者の大都市圏への集中である（文部科学省 2015）。

ところで、地方出身者の大都市圏への集中という課題は、大都市圏と非大都市圏との経済的、文化的格差として注目され、近年になって注目されはじめたものではない（たとえば、「国土の均衡ある発展」を目指した政策（田中 1972）、第三次全国総合開発計画（国土庁 1977）など）。また、大学教育の機会という点についても工場等法、高等教育計画によって、大都市圏の大学立地の抑制、大学の地方分散化は行われてきた（白川 2007、小林 2009）。

このように、少なくとも40年近く注目されてきた大都市圏と非大都市圏である地方の教育機会の格差を論じるのであれば、格差によって生じる実際の地域移動について時系列的な変化、及び変化の要因を明らかにする必要があるだろう。本論は、地域移動のなかでも大学進学にともなう地域移動（本論では、進学移動と呼ぶ）について、その時系列的な変化と、変化の要因を明らかにすることを課題とし分析を行っていく。

1970年代から1980年代にかけて、非東京圏から東京圏への非大学進学者の地域移動が減少したことにより（中川 1996）、近年、地域移動に占める進学移動の割合が高くなっている。しかし、進学移動のみに注目した場合、自県及び近隣の地域への進学が増加しており（丸山 1988、秋永・島 1995など）、大都市圏への進学移動は割合としては減少している。さらに、人口移動調査のデータを用いた分析においても、大学・大学院卒者の地方から都市に移動する割合は世代を経るにしたがって減少傾向にあることが明らかにされている（喜始 2015）。

進学移動が減少した要因として考えられるのが、大学収容力である。1990年代以降の関東圏における大学進学率の上昇を分析した上山（2014）によれば、自県と東京の大学収容力が上昇したことによって、各都県の大学進学率が上昇したという。つまり、上山（2014）がケースとした関東圏においては、自県あるいは東京の大学収容力が上昇することで、遠い地域への進学移動が減少するということが示唆されている。

このように、進学移動の研究は、時系列的な変化、及び変化の要因を明らかにするという点において一定の蓄積がある。しかしながら、二つの点で、課題が残されていると考えられる。第一に、1990年代以降の進学移動の減少については、実証的に明らかにされていない点である。先行研究による地域移動のパターンを記述的に分析する方法（丸山 1988、上山 2014）や、県内・県外を基準とした移動率を算出する方法（秋永・島 1995）では、進学移動を定量的に把握することは難しい。たとえば、遠方の地域への進学移動が減少し、近隣への進学移動が増加していることを、県内・県外を基準とした移動率の算出では明らかにすることができない。

第二に、進学移動の変化を説明する変数に検討の余地がある点である。労働移動（Labor Migration）に関する諸研究を参考にすると、たとえば、地理的要因（なかでも距離効果：Effect of Distance）について注目した研究（たとえば、西川 1966、Schwartz 1973）や、同地域出身者の移動先におけるストックについて注目した研究（たとえば、Nelson 1959、Greenwood 1969）がある。このような海外あるいは、隣接分野において検討されてきた変数も、日本の進学移動の研究において検討される余地が残されている。

以上の点を踏まえ、本論は、まず、第一の課題に対して、進学移動を距離（進学移動距離）として定量化し、時系列的変化を明らかにする（2-1）。また、第二の課題に対して、進学移動距離と大学収容力の関係を明らかにすることを通して、地理的要因が進学移動距離の減少の要因であることを記述的な分析によって示す（2-2）。そして、進学移動の時系列的な変化を、これまでの先行研究で検討されてきた変数と地理的変数も含めた多変量分析によって明らかにしていく（3）。最後に、本論のまとめと課題を示す（4）。

2. 進学移動距離の分析

2-1. 進学移動距離の時系列分析

本項は、進学移動距離を定量化し、時系列的な変化を明らかにする。1990年以前の進学移動距離を定量的に明らかにした研究として、牟田（1986）があげられる。しかし、同様の手法を用いて1990年以降の状況を明らかにした研究はない。そこで、牟田（1986）における進学移動の距離の算出方法を参考にし、1990年以降の変化についても明らかにしていく。

まず牟田（1986）の距離の算出方法を確認する。この方法は、秋永・島（1995）などが用いた「どの県から、どの県へどのくらいの数が移動したのか」といういわゆるOD（Origin-Destination）表の移動者数に、県間距離を乗じたものである。これにより、ある県の進学者が平均してどの程度移動しているのかを明らかにすることができる。本論は、牟田（1986）の方法を修正し⁽¹⁾、各県の平均移動距離を算出した⁽²⁾。

図1で、都道府県の進学移動距離を時系列で示す。ここでは、1975年、1981年、1991年、2001年、2011年の5時点について進学移動距離を示した⁽³⁾。

大学進学にともなう地域移動の時系列分析

図1から、鳥取以西の進学移動距離が年代ごとに減少している傾向にあることが確認できる。一方、南関東や近畿など東京、大阪を中心とした大都市圏の地域では、進学移動距離がそれほど変化していない。より具体的に、1975年と2011年の進学移動距離の差分をとると、減少した県は表1のようになる。

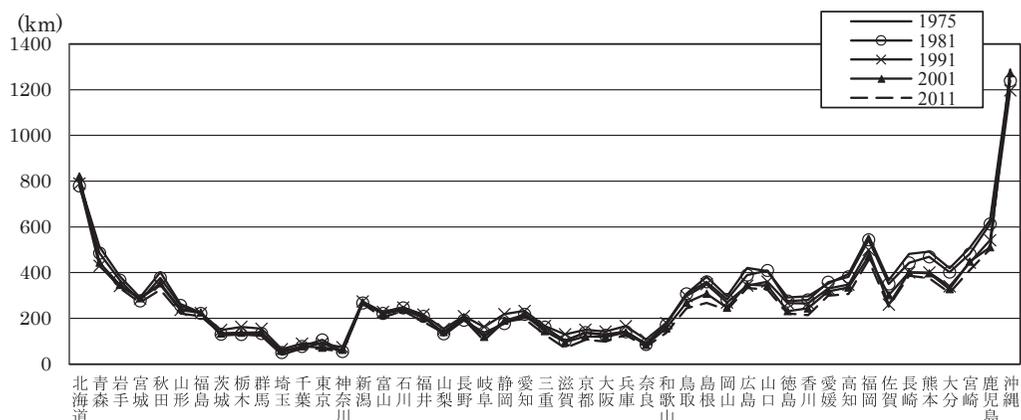


図1 各都道府県の進学移動距離の時系列的変化

表1 進学移動距離の減少が大きい県
(50km以上減少した県を減少値が大きい順に掲載)

| 順位 | 県名 | 減少距離(km) | 西日本 | 順位 | 県名 | 減少距離(km) | 西日本 |
|----|-----|----------|-----|----|----|----------|-----|
| 1 | 鹿児島 | -127.14 | ● | 11 | 香川 | -81.75 | ● |
| 2 | 熊本 | -116.12 | ● | 12 | 山口 | -81.32 | ● |
| 3 | 佐賀 | -115.04 | ● | 13 | 秋田 | -76.51 | |
| 4 | 島根 | -113.06 | ● | 14 | 青森 | -73.49 | |
| 5 | 大分 | -108.03 | ● | 15 | 徳島 | -70.90 | ● |
| 6 | 福岡 | -104.44 | ● | 16 | 鳥取 | -64.82 | ● |
| 7 | 宮崎 | -97.48 | ● | 17 | 岡山 | -59.71 | ● |
| 8 | 長崎 | -94.15 | ● | 18 | 愛媛 | -52.61 | ● |
| 9 | 高知 | -87.90 | ● | 19 | 岩手 | -52.33 | |
| 10 | 広島 | -87.15 | ● | | 平均 | -50.78 | |

九州の県を中心に、大都市圏から離れた県が減少している傾向にあり、特に、西日本の県が多い。では、進学移動距離の変化と、大学収容力の関係はどうであろうか。

2-2. 進学移動距離と大学収容力の関係

本項では、進学移動距離と大学収容力⁽⁴⁾の関係を明らかにする。ここでは、大学収容力の差分(2011年-1975年)と、進学移動距離の差分(2011年-1975年)を散布図にしてその分布を示す

(図2)⁽⁵⁾。なお、進学率(2011年)の分類も併載する⁽⁶⁾。

この散布図から、四象限のグループに分類が可能である。第一象限は、大学収容力が大きく上昇し距離の減少は少ないか、あるいは微増した地域である(京都、山梨、神奈川など)。第二象限は、大学収容力が大きく上昇したものの、距離が減少した地域である(岡山、広島、徳島など)。第三象限は、大学収容力の上昇は少なく、距離の減少が大きい地域である(鹿児島、佐賀、島根など)。第四象限は、大学収容力の上昇は少ないものの、距離の減少が比較的少ないか、あるいは微増している地域である(長野、福島、和歌山など)。

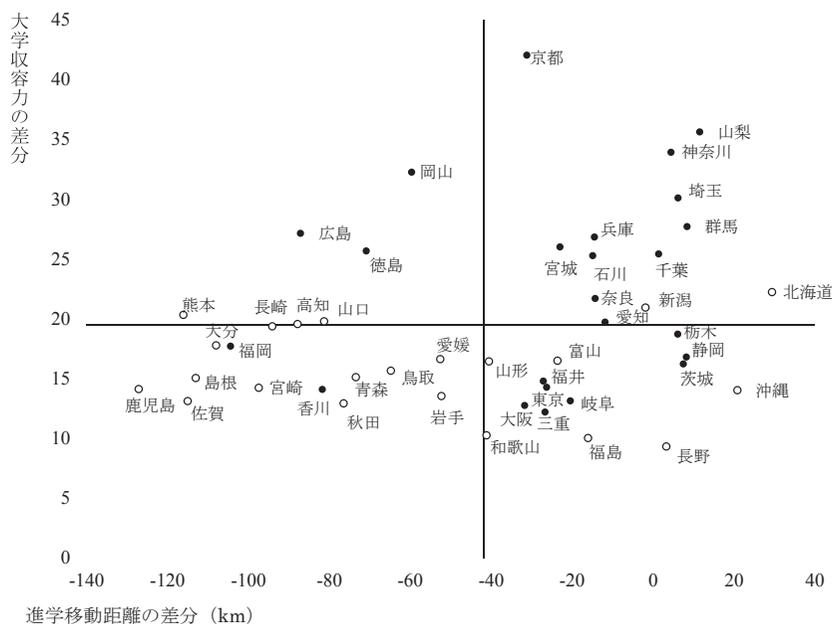


図2 大学収容力と進学移動距離の減少値の散布図
(各都道府県の進学率の平均(45.6%)以上は●、以下は○で表記。各軸は平均値)

この四類型のなかで、注目すべきは第三象限と第四象限である。大学収容力の上昇がそれほどなかったにもかかわらず、進学移動距離の増減に違いが生じている。

また、この散布図の係数は、0.041であり、相関係数(決定係数)は、0.061と決して強い正の相関があるわけではない。むしろ、注目すべきは、地理的要因(地理的位置)による説明ができる点にある。具体的には、第三象限は、大都市圏から離れた地域が多く、第四象限は、大都市圏と比較的近い地域が多い。そこで、具体的に、双方の象限で代表的な県の進学移動先を示す(図3~6)。なお、凡例で示す進学移動先の地域は、期間内に進学移動先の比率(進学比率)が5%以上を一度でも上回った地域である。

第三象限のなかで取り上げた二県の進学移動先の時系列変化から、二つのことが確認できる

大学進学にともなう地域移動の時系列分析

(図3～4)。まず、東京(凡例:黒)への進学比率が1970年代から1990年ごろまで減少し続けた。次に、自県(白)への進学比率が1970年代と比べると増加している。それゆえ、図1で確認したような進学移動距離の減少は、東京への進学比率が低下することによって説明されると推測できる。

次に、第四象限のグループのなかでも、大学収容力が低い県を取り上げ、進学移動先を示す(図

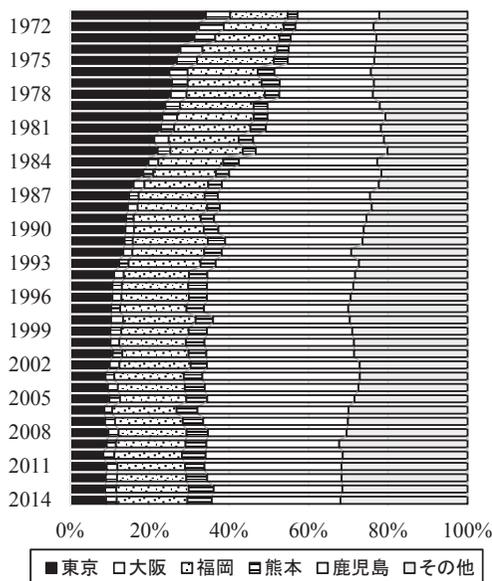


図3 鹿児島県の進学移動先の変化

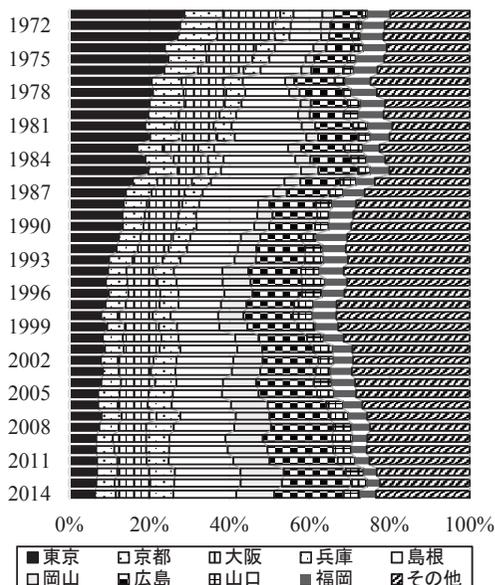


図4 島根県の進学移動先の変化

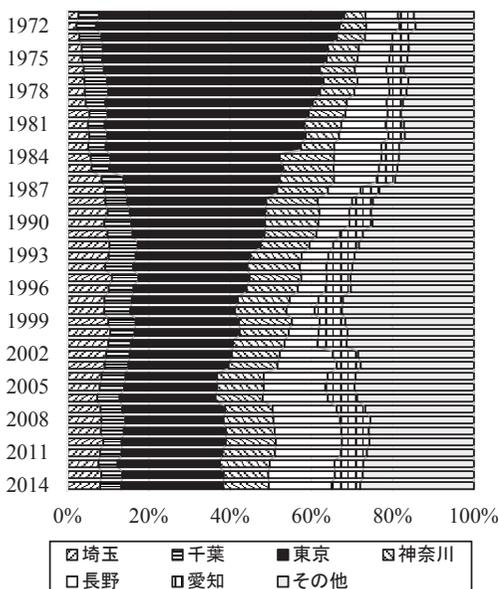


図5 長野県の進学移動先の変化

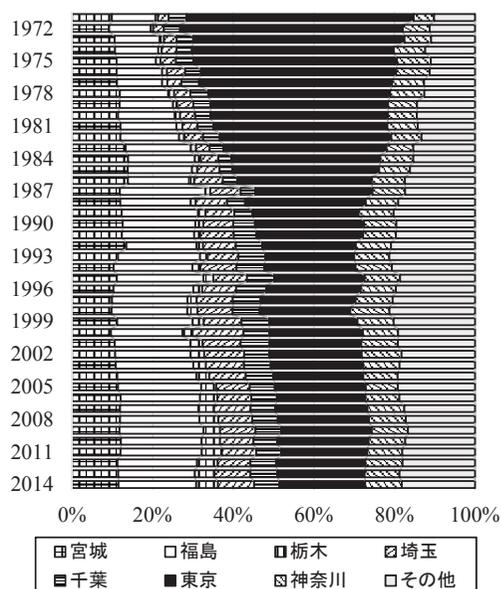


図6 福島県の進学移動先の変化

5～6)。

この二県は、東京への進学比率（黒）は確かに減少している。しかし、東京への進学比率が減少する一方で、東京に比較的近い都市圏（埼玉、千葉、神奈川）への進学比率が上昇している。この二県の特徴は、県の地理的位置が、複数の都市を進学先として利用できる中間的な位置にあるためであると推察できる⁽⁷⁾。

つまり、図3～4で示した進学移動距離が減少した県では、近くに受け入れられるような進学先が少ないため、結果的に自県への進学比率が上昇していると考えられる。このことから、進学移動において、地理的要因（大都市圏との地理的距離）が、進学移動に影響を与えていることが示唆される。

以上、進学移動距離（2-1）と、進学移動距離と大学収容力（2-2）について記述的な分析を行い、地理的要因が進学移動距離の減少に影響していることが示された。次節では、大学収容力のみならず、先行研究で検討されてきた変数を含めた分析によって進学移動の変化の要因を明らかにしていく。

3. 東京への進学移動の時系列分析

3-1. 分析方法

本節は、進学移動を従属変数として、前節で検討した地理的な変数と先行研究で検討されてきた変数を含め多変量分析を行っていく。ケースとして、47全都道府県対象とすることは、膨大な量となるため、最も全国的に関連のある東京への進学に限定をして分析を行っていく。

具体的な方法として、東京への進学比率（進学先のうち東京への進学が占める比率）を従属変数とした重回帰分析を5時点（1975、1981、1991、2001、2011）で反復して分析する。なお、これまでの先行研究（たとえば、朴澤 2012、2014）の知見より男女で進学行動のメカニズムが異なることが想定されるので、男女に分けて分析を行っていく。

3-2. データ

(1) 従属変数

従属変数は、各道府県の東京への進学比率である。変数の作成方法として、各県の男女それぞれの東京への進学者数を、各県の男女それぞれの進学者数で除した値とする。これを「東京進学(男女)」とする。

なお、各時点の東京進学の箱ひげ図を作成すると、首都圏（埼玉・千葉・東京・神奈川）が時点によって外れ値になるので、これらを除いた道府県（N=43）を対象とする。出所は『学校基本調査』である。

まず、東京への進学比率を5時点ごとに図7に示す。東京進学は、全国的に減少しており、首

大学進学にともなう地域移動の時系列分析

都圏の中でも同様の傾向がある。時点間では1981年と1991年の間で大きな変化が生じている。

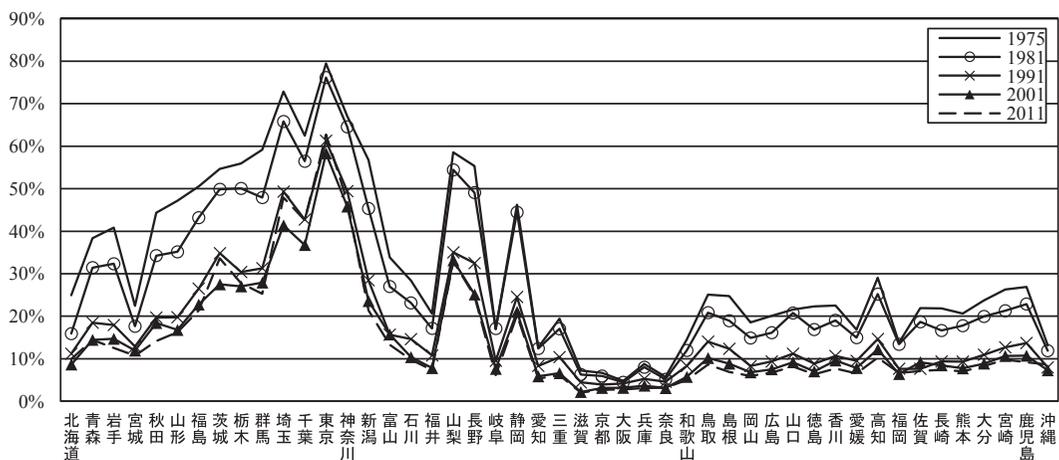


図7 東京進学の上5時点の変化

(2) 独立変数

次に、6つの独立変数について述べる。労働移動の場合、その市場規模、すなわち量や、市場の質（業種等）を用いる場合がある。一方、進学移動においては、大学市場の量というものは、上述してきた大学収容力を用いるのが最も適切と考えられる。そこで第一に、自県の大学収容力を用いる。東京への進学は、自県の大学が少ないから選択するということが考えられる。また、逆に県内に大学が多くあれば、自県の大学に進学すると考えられる。そのため、東京進学に対して期待される符号は、負である。これを「収容力」とする。用いるデータは『学校基本調査』で、大学の所在地県別大学入学者数を、三年前の中卒者数で除した値を用いる。なお、進学移動者は、一年前の動向をもとに意思決定をすると仮定して、1年のラグを用いる。

第二に、大学の質を用いる。東京進学を促すものとして考えられるのは、大学の量だけではなく、大学の質も考えられる。この点に関しては、すでに藤村（1999）や朴澤（2007）によって、各県の大学の多様性を変数化する試みがなされている。ここでは学部・学科の多様性、大学の威信の観点から、旧帝国大学を所有する県（北海道、宮城、名古屋、大阪、京都、福岡）を1、それ以外を0とするダミー変数を用いる。予想される符号は、量ともに負になる。これを「旧帝ダミー」とする。

第三に、経済的な変数を用いる。経済合理的な人間像を想定すると、たとえば、大学卒業後の就職を見越して、より賃金の高い東京への進学を選択するかもしれない。また、逆に県の経済が豊かであれば、自県に留まろうとすると考えられる。そのため、東京進学に対して、期待される符号は、負である。これを「地域経済」とする。用いるデータは、内閣府が公表している『県民

経済計算』から用いる。こちらも1年のラグを用いる。

第四に、距離に関する変数を用いる。確かに、学生生活中に、頻繁に地元との往復をしない限り自宅外通学をする場合のコストは、近い地域でも遠い地域でもあまり変わらない。しかし、より近い地域であれば、文化的、心理的距離が近く、逆に遠ければ、文化的、心理的距離が遠くなると考えられる。ここでは、それらの要素を総合して距離として考える。当然、予想される符号は、東京進学に対して負である。これを「距離」とする。出所は、上述した『国土地理院』である。

第五に、東京への先行者の変数を用いる。たとえば、距離が離れていても、東京に多くの親族や、学校の先輩が住んでいるのであれば、進学移動者にとって、生活していく上での不安を和らげるものになると考えられる。逆に、親族や知り合いが少ない場合は、生活上の不安や新しい人間関係の構築に困難を覚えると予想される。ここでは、前年度の東京進学者数を、その世代の18歳人口（3年前の中卒者数）で除した値を用いる。予想される符号は、正である。これを「進学ストック」とする。

第六に、東京へ先行する就職者を用いる。ある県から東京へ移動するのは、進学者だけではなく、東京への高校就職者も存在する。実際、1970年代、1980年代においては、東京への進学者よりも、東京への就職者の方が多い県がいくつか散見される⁽⁸⁾。そこで、前年度の東京就職者数を、その世代の18歳人口（3年前の中卒者数）で除した値を用いる。進学ストック同様、予想される符号は正である。これを「就職ストック」とする⁽⁹⁾。

以上の独立変数を用いて1975年から2011年までの東京進学の5時点の分析を行っていく。なお、コントロール変数として各県の進学率（男女）と県外進学率（男女）を用いる。まず、従属変数である東京進学と、独立変数の相関係数を示す（表2）。

進学率は、かつては、西日本で高かったためか、東京進学とはむしろ負の関係にある。しかし、2011年男子において、有意ではないが正に転じている。これは、全国的な進学率の傾向が、西高東低（天野ほか 1983）から西低東高（上山 2013）になってきていることを反映していると考えられる。ただし、2001年に女子では有意で負である。このことは、全国的に女性の大学進学率が上昇するなかで、東京へ進学する傾向にはないことを示している。

以下、留意する点についてだけ述べる。まず、地域経済は、1975年男子において負に有意である。しかし、1991年以降は男女ともに有意ではないが正に転じている。これは、かつて豊かな地域は東京への進学を留める傾向にあったが、1990年代以降は、より豊かな県の東京進学が高まったことを示している。また逆に考えると、地域経済が相対的に豊かでない地域は、かつては東京進学が高く、現在では東京進学が低い関係にあるといえる。

進学ストックは、東京進学に最も正に影響を与える変数である。しかも、その影響力は、時点が経過するにしたがって、増加している。一方、就職ストックの相関関係は、かつては高かった

大学進学にともなう地域移動の時系列分析

表2 東京進学と各独立変数との相関係数
(上段：男子。下段：女子)

| | 1975 | 1981 | 1991 | 2001 | 2011 |
|--------|----------|----------|----------|----------|----------|
| 進学率 | -513 *** | -.420 ** | -.465 ** | -.183 | .033 |
| | -.359 * | -.381 * | -.346 * | -.390 * | -.098 |
| 県外進学率 | .433 ** | .396 ** | .331 * | .320 * | .320 * |
| | .540 *** | .369 * | .282 + | .269 + | .244 |
| 大学収容力 | -.437 ** | -.397 ** | -.402 ** | -.397 ** | -.307 * |
| | -.412 ** | -.403 ** | -.378 * | -.357 * | -.291 + |
| 旧帝ダミー | -.357 * | -.358 * | -.306 * | -.302 * | -.255 |
| | -.330 * | -.341 * | -.282 + | -.266 + | -.240 |
| 地域経済 | -.319 * | -.112 | .041 | .140 | .133 |
| | -.274 + | -.069 | .086 | .204 | .156 |
| 距離 | -.472 ** | -.499 ** | -.535 ** | -.482 ** | -.474 ** |
| | -.441 ** | -.444 ** | -.505 ** | -.510 ** | -.487 ** |
| 進学ストック | .891 ** | .927 ** | .937 ** | .951 ** | .978 ** |
| | .908 ** | .930 ** | .962 ** | .963 ** | .980 ** |
| 就職ストック | .786 ** | .687 ** | .432 ** | .336 * | .205 |
| | .741 ** | .623 ** | .378 * | .315 * | .201 |

+ $p < .10$, * $p < .05$, ** $p < .01$, *** $p < .001$

が、時点を追うごとに減少し、2011年には有意でなくなる。このことは、全国的に高卒就職ならびに、県外就職自体が減少していることから生じた結果であると考えられる。

次に、独立変数同士の相関を確認する(表3)。ここでは、1975年と2011年の男子のみを扱う。

大学収容力は、大学の質とも相関をもっており、かつ地域経済との相関も1975年(.553)、2011年(.369)とそれなりに高い。そして、進学ストック、就職ストックともに負であることから、比較的豊かな県は東京へ人材を送らずに、地元に残る傾向にあると推察できる。特に1975年ではそのような傾向が強かったといえる。

地域経済は、距離と有意に相関があり、2011年で係数の値は大きくなっている。また、就職ストックとも有意に相関がある。このことから、地域が豊かだと、東京への高卒就職者は少なく、逆に地域が豊かでないと、東京への高卒就職者が多いということになる。また、そのような関係は40年間で変化していない。

距離は、進学ストックに対して負に有意であり時代が経過してもその関係は変わらない。一方、有意ではないが、就職ストックの関係が逆転している。現在では距離が大きくなれば、就職ストックも大きくなる関係にあり、この点は興味深い。加えて、1975年時点でこちらも有意ではないが、進学に比べて係数の値がそれほど大きくない。高卒者の就職移動は、距離という観点からは、進学移動とは異なったメカニズムがあると考えられる。

表3 東京進学モデルに用いる独立変数同士の相関関係
(上段：1975年。下段：2011年。進学率・県外進学率は男子の値)

| | 進学率 | 県外進学率 | 旧帝ダミー | 大学収容力 | 地域経済 | 距離 | 進学ストック |
|--------|-----------|-----------|----------|----------|-----------|-----------|----------|
| 県外進学率 | -.286 + | - | - | - | - | - | - |
| | -.136 | - | - | - | - | - | - |
| 旧帝ダミー | .382 * | -.818 *** | - | - | - | - | - |
| | .296 + | -.773 *** | - | - | - | - | - |
| 大学収容力 | .577 *** | -.600 *** | .712 *** | - | - | - | - |
| | .546 *** | -.517 *** | .649 *** | - | - | - | - |
| 地域経済 | .868 *** | -.341 * | .494 ** | .553 *** | - | - | - |
| | .758 *** | -.351 * | .190 | .369 * | - | - | - |
| 距離 | -.266 + | -.318 * | .012 | -.058 | -.434 ** | - | - |
| | -.571 *** | -.289 + | .012 | -.108 | -.590 *** | - | - |
| 進学ストック | .084 | .387 * | -.298 + | -.314 * | -.030 | -.580 *** | - |
| | .166 | .308 * | -.216 | -.209 | .257 + | -.552 *** | - |
| 就職ストック | -.676 *** | .164 | -.210 | -.315 * | -.536 *** | -.150 | .552 *** |
| | -.342 * | .116 | -.158 | -.308 * | -.520 *** | .187 | .066 |

+ $p < .10$, * $p < .05$, ** $p < .01$, *** $p < .001$

3-3. 分析結果

ここでは、時点ごとに、上述した独立変数を用いて重回帰分析を行う。分析結果を示す前に、東京進学を適切に説明するモデルについて述べる。

まず、進学ストックは、従属変数である東京進学との相関係数が高いことを示した通り、多重共線性が生じたためモデルから除外した。また、旧帝ダミーも東京進学をよく説明する変数ではなかった。東京進学を説明するモデルとして残った変数は、大学収容力、地域経済、距離、就職ストックの四つであった。ただし、地域経済と就職ストックは、相関係数が高かったため就職ストックを選択して投入した。

前節の分析で地理的要因（大都市圏との地理的距離）が進学移動に影響することが示されたため、距離を含まないモデルと、含めたモデルの二つを男女別に示す（表4、表5）⁽¹⁰⁾。なお、各独立変数の影響を比較するため、標準化係数を示している。

各モデルの符号は概ね予想された通りであった。ただし、時点が経過するごとにモデルの決定係数が減少しており、他の重要な変数を見逃している可能性も考えられる。

このことを踏まえて三点のみ指摘する。第一に、説明力のある変数について述べる。1981年時点までは、すべてのモデルにおいて就職ストックが最も東京進学を説明している。しかし、1991年からは、距離を含めたモデルでは、東京進学に対して男女ともに距離が最も説明する。続いて、男子では大学収容力の説明力が高く、収容力があるほど、東京への進学をしない傾向にある。特

大学進学にともなう地域移動の時系列分析

表4 男子の5時点の東京進学モデル（上段は標準化係数、下段はt値）

| | 1975 | | 1981 | | 1991 | | 2001 | | 2011 | |
|---------------------|---------|----------|---------|----------|--------|----------|--------|----------|--------|---------|
| | モデル1 | モデル2 | モデル1 | モデル2 | モデル1 | モデル2 | モデル1 | モデル2 | モデル1 | モデル2 |
| 進学率 | .207 | -.089 | .246 | .045 | -.302 | -.191 | .452+ | -.160 | .640** | .160* |
| | 1.540 | -.657 | 1.470 | .310 | -1.405 | 1.171 | 1.824 | -.616 | 2.943 | .608 |
| 県外進学率 | .281* | .085 | .308* | .077 | .318+ | -.047 | .099 | -.058 | .020 | -.121 |
| | -2.656 | .832 | 2.370 | .641 | 1.995 | -.340 | .581 | -.384 | .121 | -.743 |
| 収容力 | -.122 | -.168 | -.075 | -.191 | -.001 | -.262+ | -.438* | -.304 | -.573* | -.446* |
| | -.980 | -1.577 | -.505 | -1.527 | -.007 | -1.734 | -2.036 | -1.639 | -2.659 | -2.190 |
| 距離 | | -.389*** | | -.439*** | | -.628*** | | -.630*** | | -.515** |
| | | -4.005 | | -4.312 | | -5.465 | | -3.998 | | -2.793 |
| 就職ストック | .842*** | .601*** | .820*** | .633*** | .211 | .275+ | .501* | .208 | .409* | .264 |
| | 7.308 | 5.252 | 5.453 | 4.814 | 1.107 | 1.909 | -2.036 | 1.118 | 2.382 | 1.589 |
| F値 | 25.798 | 32.017 | 14.947 | 21.214 | 4.833 | 12.776 | 3.901 | 12.856 | 3.803 | 5.148 |
| Adj. R ² | .703 | .787 | .570 | .706 | .267 | .584 | .216 | .459 | .211 | .331 |

+ $p < .10$, * $p < .05$, ** $p < .01$, *** $p < .001$

表5 女子の5時点の東京進学モデル（上段は標準化係数、下段はt値）

| | 1975 | | 1981 | | 1991 | | 2001 | | 2011 | |
|---------------------|---------|---------|---------|---------|-------|----------|--------|----------|--------|---------|
| | モデル3 | モデル4 | モデル3 | モデル4 | モデル3 | モデル4 | モデル3 | モデル4 | モデル3 | モデル4 |
| 進学率 | .167 | -.029** | .012 | -.208 | -.171 | -.269+ | -.260 | -.341+ | .479+ | -.011 |
| | 1.321 | -.210 | .075 | -1.362 | -.877 | -1.727 | -1.123 | -1.839 | 1.853 | -.043 |
| 県外進学率 | .328** | .182 | .420** | .210 | .343+ | -.016 | .329+ | -.040 | .140 | -.137 |
| | 2.789 | 1.486 | 2.826 | 1.461 | 1.951 | -.104 | 1.888 | -.250 | .779 | -.793 |
| 収容力 | -.079 | -.119 | .040 | -.039 | -.017 | -.241 | .042 | -.161 | -.472+ | -.363 |
| | -.591 | -.951 | .234 | -.259 | -.085 | -1.486 | .189 | -.882 | -1.850 | -1.625 |
| 距離 | | -.308* | | -.424** | | -.621*** | | -.628*** | | -.610** |
| | | -2.663 | | -3.495 | | -4.881 | | -4.790 | | -3.683 |
| 就職ストック | .717*** | .591*** | .572*** | .431** | .223 | .189 | .135 | .130 | .316+ | .205 |
| | 6.400 | 5.171 | 4.152 | 3.379 | 1.206 | 1.287 | .721 | .875 | 1.748 | 1.286 |
| F値 | 19.942 | 19.930 | 11.194 | 14.043 | 3.724 | 9.532 | 3.177 | 8.597 | 2.248 | 5.106 |
| Adj. R ² | .643 | .693 | .493 | .608 | .206 | .504 | .172 | .475 | .106 | .328 |

+ $p < .10$, * $p < .05$, ** $p < .01$, *** $p < .001$

に、2011年時点で、距離の説明力が低下する（-.630から -.515）一方で、収容力の説明力は上昇している（-.304から -.446）。

第二に、時点間の変化について述べる。5時点の検証から、1991年を境にして、東京進学の構造が大きく変わったことが推察できる。それは、男女ともに説明力のあった就職ストックの説明力が大幅に低下したことに表れている。そして、本論で注目している距離の変数が最も高い説明力を持つ変数になり、この傾向は2011年まで続く⁽¹¹⁾。

また、コントロール変数である県外進学に注目すると、男子では2001年前後、女子では2011年

前後で影響力が異なっている。前節で明らかにしたように、近年、県外進学の中での東京進学が必ずしも中心的な位置を占めるようにはならなくなってきている。このことは、上述したように、大学収容力の説明力が上昇していることと関係している。具体的には、男子のモデル1（1991、2001）、女子のモデル3（2001、2011）に注目すると、大学収容力の説明力が上昇し、県外進学の説明力が低下している。

第三に、男女の違いについて重複しない点を述べる。就職ストックの効果が、モデル1、3について見ると、男子では2001年に高い値（.501）を示しているが、女子では低い（.135）。2000年代における東京の高卒労働市場は、女子では小さかったのかもしれない、あるいは自県の労働市場に流れたのかもしれない。女子では、男子に比べて、東京に進学する層と、地元で就職する層というように分断されていることが推察される。以上、東京進学をケースに分析を行ってきた。前節の分析で明らかにされた地理的要因である距離の影響力はこのモデルを用いるなかでは、安定して説明力があり、特に、近年その影響が強まってきていることが明らかになった。

4. まとめと課題

本論は、進学移動の時系列的な変化と、変化の要因を明らかにすることを課題に、進学移動を距離として定量的な変化を明らかにし、地理的要因や先行研究の変数を含めた分析を行った。

分析の結果、まず、進学移動距離の減少が、大学収容力ではなく、地理的要因によって生じていることが記述的な分析から示された（2）。次に、時系列の多変量分析によって、1975年時点では経済的な要因と相関が高い高卒者の労働移動が、東京への進学移動に最も影響を与えていたことが明らかにされた。しかし、1991年以降は、高卒の労働移動の説明力が減り、東京から遠いという地理的要因が最も東京への進学移動にとって影響を与えることが明らかになった（3）。

以上、本論で明らかにしてきた結果は政策で注目されている東京を中心とする大都市圏への人口集中の懸念とは逆に、進学移動（の平均的な距離）は全国的に減少しているというものである。確かに、横断的に見ると、未だに大都市圏への進学移動は多い。しかし、時系列で見ると大都市圏への進学移動は減少し、特に西日本、九州の諸県で顕著であったため、時系列的な変化についても政策の視点として注目すべきだろう。

最後に本論の課題を二点あげる。第一に、本論で用いた就職ストック、すなわち高卒者の東京への労働移動についてである。この変数は、男女ともに1985年までは最も説明力があり、地域の経済格差や労働市場の動向、移動文化を複合した指標であると考えられる。その点、太田（2010）は、高卒者の県外就職を時系列で分析し、主要受け入れ地域の求人シェアなどの労働需要と、県外就職の関係を指摘している（太田 2010、p.198）。このような労働市場の変数を用いると、本論で用いたモデルもより説明力があるものになると考えられる。

第二に、多変量分析によって用いた距離の解明である。本論の分析では、『学校基本調査』と

大学進学にともなう地域移動の時系列分析

いうマクロなデータから進学移動の分析を行った。しかし、なぜ距離が進学移動に影響を与えるのかは、本論の分析からは明らかにすることができない。この点、個人のミクロレベルの変数（たとえば、社会階層、学力、家計、きょうだい数、社会関係資本など）を取り入れた分析が行われることが望まれる。今後の課題としたい。

注

- (1) 牟田 (1986) は、県内の移動距離の算出にあたって、「その県の面積と同一面積の円の半径の $1/2$ を移動したもの」(牟田 1986, p.182) と仮定している。しかし、この県内移動距離の算出方法では、面積に比例し県内移動距離を多く見積もってしまう可能性がある。そこで、本論は、当該県の県外への移動者のみを対象にし、それらに県間距離を乗じて、当該県の移動者数で除した値を用いた。
- (2) 各都道府県間の距離データは、国土地理院のホームページから用いた (<http://www.gsi.go.jp/KOKUJYOH/kenchokan.html> : 2016年8月4日閲覧)。最大距離は、北海道と沖縄県の2244kmであり、最小距離は、滋賀県と京都府の11kmである。この最小距離は、滋賀県と京都府それぞれの府県内に進学するよりも距離が短い。そのため、先行研究でも滋賀県の大学収容力は特殊なケースとして示されている (たとえば、秋永・島 1995)。
- (3) 分析に用いる各都道府県の進学移動のデータは『学校基本調査』をもとにしている。また、1971年のデータについては、沖縄県が含まれていないため1975年を任意に選択した。
- (4) 本論で用いる大学収容力は、「大学の所在地別大学入学者数」を「入学県の3年前中学校卒業生数」で除した値(双方とも『学校基本調査』から得られたデータもとにしている)を用いている。大学収容力については、先行研究において共通した定義はなく(日下田 2006, p.75)、本論では、友田 (1970)、佐々木 (2006)、朴澤 (2012, 2014)、上山 (2013, 2014) などで用いられてきた算出方法を本論でも採用している。
- (5) 大学収容力の差分について、箱ひげ図を作成すると、滋賀県の値 (53.4) が外れ値になるため滋賀県を除いた散布図を用いた。
- (6) 本論では、進学移動と進学率との関係については特別に扱わないが、図2より進学移動距離が大きく減少した地域では進学率が低い傾向にあることが確認できる。
- (7) 同様のことは、鳥根県の高校生を事例にした吉川 (2001) においてもすでに指摘されている。
- (8) たとえば、1974年の鹿児島県の東京への進学者数は、1852人であるが、東京への就職移動者数は3570人である。これは、先行研究で指摘されてきた集団就職等の固有の文化が、ある地域には存在していたものと考えられる (たとえば、荻谷ほか編 2000)。
- (9) 厳密には、進学ストック、就職ストックについても男女別で用いるのが適切であろう。特に、就職移動については、男女で傾向が異なることが予想される。しかし、男女別の高卒就職移動に関するデータが、『学校基本調査』では調査(あるいは公表)されていない時点があるため男女計の値を用いる。
- (10) VIFが3以上のものは次の通りである。男子は、進学率(モデル2)の1975年(3.622)、2001年(5.036)、2011年(4.361)。また、女子は、2011年のモデル3で進学率(3.145)、収容力(3.065)、モデル4で進学率(4.254)、収容力(3.120)であった。これら以外は、すべて3を下回った。
- (11) 時点ごとにおける距離の効果がどのように影響したのかを検証するため、1975年を基準として各時点ダミー(各時点を1、その他を0とした)と距離の交互作用項を用いるモデルについても検討した(男女別、 $N=215$)。結果、男女では1991年、2001年、また男子では1981、2011年でも統計的に有意であり、1991年時点の効果が大きいことが示された。

参考文献

- 秋永雄一・高一則, 1995, 「進学にともなう地域間移動の時系列分析」『東北大学教育学部研究年報』43, pp. 59-76.
- 天野郁夫・河上婦志子・吉本圭一・吉田文・橋本健二, 1983, 「進路分化の規定要因とその変動－高校教育システムを中心として」『東京大学教育学部紀要』23, p. 1-43.
- 藤村正司, 1999, 「大学大衆化と進学行動－学力・所得・供給構造」『大学研究』19, pp. 115-137.
- Greenwood, M. J., 1969, “An Analysis of the Determinants of Geographic Labor Mobility in the United States”, *The Review of Economics and Statistics*, 51(2), pp. 189-194.
- 日下田岳史, 2006, 「大学への自宅進学率の経済モデル」『教育社会学研究』79, pp. 67-84.
- 朴澤泰男, 2007, 「地域における大学進学機会－高校生進路希望に及ぼす影響」東京大学大学経営・政策研究センターワーキングペーパー, pp. 1-24.
- , 2012, 「大学進学率の地域格差の再検討－男子の大学教育投資の都道府県別便益に着目して」『教育社会学研究』91, pp. 51-71.
- , 2014, 「女子の大学進学率の地域格差－大学教育投資の便益に着目した説明の試み」『教育学研究』81(1), pp.14-25.
- 羽谷剛彦・菅山真次・石田浩編, 2000, 『学校・職安と労働市場－戦後新規学卒市場の制度化過程』東京大学出版会。
- 吉川徹, 2001, 『学歴社会のローカル・トラック－地方からの大学進学』世界思想社。
- 喜始照宜, 2015, 「第1章 進学・就職に伴う地域間移動のパターンとその推移－第7回人口移動調査の分析による検討」労働政策研究・研修機構『若者の地域移動－長期的動向とマッチングの変化』, pp. 12-45.
- 小林雅之, 2009, 『大学進学率の機会－均等化政策の検証』東京大学出版会。
- 国土庁, 1977, 『第三次全国総合開発計画』(<http://www.mlit.go.jp/common/001135928.pdf>: 2016年8月4日閲覧)。
- 丸山哲央, 1988, 「高校卒業者の進学と地域移動」『金城学院大学論集－社会科学編』30, pp. 39-77.
- 文部科学省, 2015, 「地(知)の拠点大学による地方創生推進事業(COC+)事業説明会資料」(http://www.mext.go.jp/a_menu/koutou/kaikaku/coc/_icsFiles/afieldfile/2015/02/12/1354716_02.pdf: 2016年8月4日閲覧)。
- 牟田博光, 1986, 「大学・短大進学に伴う地域間移動の時系列分析」『大学論集』16, pp. 179-198.
- 中川聡史, 1996, 「コーホートから見た日本の大学卒業人口の分布変化－東京圏の動向に注目して」『人口問題研究』52(1), pp. 41-59.
- Nelson, P., 1959, “Migration, Real Income and Information”, *Journal of Regional Science*, 1(2), pp.43-74.
- 西川俊作, 1966, 『地域間労働移動と労働市場－昭和戦前期・繊維労働者の地域間移動』有斐閣。
- 太田聡一, 2010, 『若年者就業の経済学』日本経済新聞出版社。
- 佐々木洋成, 2006, 「教育機会の地域間格差－高度成長期以降の趨勢に関する基礎的検討」『教育社会学研究』78, pp.303-320.
- Schwartz, A., 1973, “Interpreting the Effect of Distance on Migration”, *Journal of Political Economy*, 81, pp.1153-1169.
- 白川優治, 2007, 「第3章 工業等制限法における大学に対する規制の変遷－1960年代の法改正を中心に」科学研究費補助金基盤研究(C)研究成果報告書(代表: 米澤彰純)『都市と大学の連携・評価に関する政策研究－地方分権・規制緩和の時代を背景として』, pp.43-51.
- 田中角栄, 1972, 『日本列島改造論』日刊工業新聞社。
- 友田泰正, 1970, 「都道府県別大学進学率格差とその規定要因」『教育社会学研究』25, pp.185-195.
- 上山浩次郎, 2013, 「大学進学率における地域間格差拡大の内実－大学収容力との比較を通して」『北海道大学大学院教育学研究院紀要』118, pp.99-119.
- , 2014, 「進路行動と地域移動－1990年代以降における関東での大学進学移動に注目して」『北海道大

大学進学にともなう地域移動の時系列分析

学大学院教育学研究院紀要』120, pp.111-135.

謝辞

本論執筆にあたり、嶋崎尚子 教授（早稲田大学 文学学院）、朴澤泰男 総括研究官（国立教育政策研究所 高等教育研究部）に貴重なご助言をいただいた。また査読者の方に本論に対して貴重なコメントをいただいた。合せて感謝申し上げたい。もちろん、本論の誤り、至らない点がある場合は、執筆者のみに責任がある。