

大都市への人口移動の決定要因としての 地方人口と地域間所得格差

八田 達夫 (HATTA Tatsuo)
公益財団法人アジア成長研究所 (AGI) 理事長

田村 一軌 (TAMURA Kazuki)
公益財団法人アジア成長研究所 (AGI) 主任研究員

保科 寛樹 (HOSHINA Hiroki)
公益財団法人アジア成長研究所 (AGI) 協力研究員

Working Paper Series Vol. 2022-07
2022年3月

このWorking Paperの内容は著者によるものであり、必ずしも当研究所の見解を反映したものではない。なお、一部といえども無断で再録されてはならない。引用する場合は、著者名・発行年・題目および発行元名を明示しなければならない。

公益財団法人アジア成長研究所

大都市への人口移動の決定要因としての 地方人口と地域間所得格差¹

八田達夫² 田村一軌³ 保科寛樹⁴

2022年3月31日

要約

1960年代の日本の高度成長は、地方圏から大都市圏への大規模な人口移動を伴っていた。ところが1970年前後に急速に人口移動が減少すると共に、経済成長率も激減した。

当時の地方圏から大都市圏への人口移動のうち、中学校・高校の新卒者の占める割合は3分の1未満であり、20代、30代の移動も多かった。このため、人口移動関数の推定を15歳以上の各年齢層別に行った。結果的に、39歳以下の年齢層人口で、最も高い決定係数が得られた。なお、この年齢層の地方圏人口は、70年代を通じてほぼ一定であるので、地方圏人口の減少が人口移動減少の原因ではない。

1970年代において、この年齢層に人口移動減少をもたらした最大の要因は、有効求人倍率の地域間格差が縮小したことであった。二番目に大きな要因は、地方圏の一人当たり所得の相対的な向上である。さらに、地方圏の社会資本ストックの相対的な増加も貢献している。

次に、中学校・高校の新卒者に限定してこの回帰分析を行うと、短期的要因である有効求人倍率の格差縮小は、有意ではなかった。新卒者にとっては、地方圏の一人当たり所得の相対的な改善と、社会資本ストックの相対的改善が、移動のより大きな決定要因となっている。

さらに、本稿では、地方における一人当たり所得の相対的向上は、政策的な再分配によるところが大きいことも実証する。

現在、高度成長を経験している途上国では、その結果として生じるであろう地方への再分配の政治的圧力を、いかに抑制するかが重要であることを、この結論は示唆している。

¹ 本稿の作成に当たっては、小島克久教授、戴二彪教授、田淵隆俊教授、本間正義教授から貴重なコメントを頂戴した。また、黒澤昌子教授および中野一慶電力中央研究所主任研究員からは、データの所在を教えていただいた。これらの方々に厚く御礼申し上げたい。残る誤りはすべて筆者らのものである。この研究は、科学研究費助成事業(19H01495)の支援を得た。

² 公益財団法人アジア成長研究所理事長

³ 公益財団法人アジア成長研究所主任研究員

⁴ 公益財団法人アジア成長研究所リサーチフェロー

はじめに

中国をはじめ多くの国で、高度成長が地方から大都市への大量の人口移動を伴って起き、人口移動が減少するとともに経済成長率が急速に下がっていくという傾向が見られる。日本でも、田淵 (1988) が指摘したように、1970 年代に地方圏から大都市圏への人口純移動は急激に減少し、それと並行して日本の経済成長率も急激に低下した。

このことは、成長を持続するための方策を探る上で、日本の 1970 年代における都市への人口純流入の原因を解明することが重要であることを意味している。本稿の目的は、この解明のために、日本の大都市への人口粗移動が 1970 年代に低下した原因を明らかにすることである。

大都市圏への人口移動の要因としては、①大都市圏と地方圏間の所得格差の縮小、②金銭所得以外の住環境の格差の縮小、③地方圏人口の減少、が考えられる。

大都市圏への人口移動が急増した 1960 年代には、人口の地域間粗移動に関する計量経済的分析が活発に行われた。その中でも、大石・中村・岡野 (1964) による「都市センターモデル」では、人口の地域間粗移動を地域間の実質所得格差によって説明する回帰式で高い決定係数を得た。(この都市センターモデルでは、各地域の所得は、最終的には各地域における政府支出が主要な要因になっている。) 次に福地 (1966) は、移動元に一次産業就業人口を変数として含む人口粗移動関数で高い説明力を得た。ただし、地域間の所得格差は、直接的にも間接的にもこの式には含まれていなかった。さらに福地 (1968) は、いわゆる「ICU モデル」において、①地域間所得格差⁵、および、②人口一人あたりの生活基盤社会資本ストックの地域間の差が地域間人口移動に有意に効いているという計量分析を行っている。ただし、このモデルの人口移動関数には、移動元における人口や産業別就業人口は含まれていない。このように、これらの代表的な地域間人口移動関数において上記の 2 つの要因を同時に含んだものは測定されていないので、それら要因の相対的な貢献度を比較することもできない。

上記の人口移動関数の測定は、人口粗移動にフォーカスを当てている。しかし 1970 年代に入って、それまで一貫して伸び続けていた大都市圏から地方圏への人口移動が減少し始めたため、大都市圏への人口純移動減が加速し、それと共に経済成長率が急減したために、人口純移動の変化の要因に注目が集まり、上記の人口粗移動関数の研究とは独立の分析が行われた。しかしここでも、上記の 2 要因と共に、次の点にフォーカスが当てられた。

⁵ただしこの変数は、人口移動関数に直接に入っている一人あたり消費比率を通じて、間接的に効いている。

第一に、1970年代の前半において所得格差が急激に縮小したことが人口純移動を激減させたという分析が、田淵（1988）によって行われた。田淵は、日本において高度成長期は、大都市圏と地方圏の所得格差が開いたことが大都市への人口純移動を増加させたこと、さらに、高度成長の終焉期には、所得格差の縮小がもたらした大都市への人口移動の縮小によって起きたことを、それぞれ実証的に示した。特に所得格差の変動が人口移動の変動の原因であり、逆ではないという因果関係を示した。

さらに八田（1992）と増田（2002）は、「国土の均衡ある発展」政策が地方と東京との所得格差を縮小させたことを指摘した⁶。特に増田（2002）は、この政策による公共投資の地方への傾斜配分が、1970年代初頭の地域間所得格差の減少をもたらしたことを、「国土レポート」のデータを用いて示した。

第二に、所得以外の生活環境格差の変化については、都市における建築規制や鉄道や道路の料金規制が都市の人口サイズを非効率的に抑制していることを八田（1992 pp.92-96, 1992a）が示し、吉野・中野（1994）は、生産基盤社会資本ストックを地域の生産関数の変数とすることにより、1980年代には社会資本ストックが首都で見ると他地域に比べて低く投下されており、限界生産性が首都圏では他地域に比べて高いことを示した。さらに「国土の均衡ある発展」政策による地方への生活基盤社会資本ストックの過大な配分が70年代初頭の大都市圏への人口純移動現象の要因となっていることを、増田（2002, 2004）が指摘した⁷。

第三に、吉川（1997）は、Lewis（1954）の転換点説に基づいて、余剰人口の枯渇が70年代初頭の人口移動減少の原因であると説明した。Lewisは、「途上国では、農村地帯が余剰人

⁶ 例えば八田（1992, pp. 97-98）は次のように指摘している。

「そもそも戦後の日本の歴史は、東京から地方への資源の再配分の歴史だったともいえるわけですね。いろいろな総合開発などで東京から取ってきたカネを地方に投資した。食糧管理制度も、東京の住民が高いコメを食べて地方にカネを渡す制度です。昔の国鉄もまたしかりで、あれも東京からカネを取って地方に回した。道路公団の高速道路もまたしかりです。要するに、東京から搾り取ったおカネのおかげで地方は何とかやってきたというのが、戦後の財政政策の根本みたいなものだったわけです。言ってみれば東京は金の卵を生みつづけてきたわけです。」

「なぜ地方に国のカネを投資するのかというと、理由は明らかで、地方に国会議員が余計にいるからなんです。人口比以上に議席が配分されていることが一番の問題であるのは現在の政治改革論議でいわれている通りです。（中略）つまり、東京でも地方でも政治家でも役人でも人口が減るのが嫌いなんです。そういう人たちがばかりが政治とか行政をやっているので、地域間の新陳代謝を妨げる政策をとるわけですね。」

⁷ 「このころから地方だけで公共事業費が急拡大し、大都市圏での公共事業費支出が低迷したために、直接的な公共事業による雇用機会においても、生活基盤整備においても地方に住み続けることが大都市圏に移住するより有利となり、大都市圏への人口移動が激減した」（増田 2002, p. 146）

口を抱えているため、工業部門は農業部門から余剰人口を吸収することによって急成長できる。ところが、農業部門から余剰人口がなくなると、そこで成長の転換が起き成長率が鈍化する」という、いわゆる転換点論を提唱した。もし日本で、70年代になって、（それまで長年続いた地方からの人口移動のために）地方に残存する人口が枯渇したとすれば、仮に地域間の賃金差や比金銭的な生活環境の差は不変であったとしても、人口移動は減少する。この現象は、Lewisの転換点論で説明し得る⁸。

本研究は、これら3つの要因の相対的な大きさを、計量的に明らかにするものである。この研究の結果は、1970年代の日本の経済成長率の低下の原因究明に役立つと考えられる。

本稿では、地方圏から大都市圏への人口粗移動の推移を、①前年の大都市圏対地方圏の一人あたり所得比率、②居住環境指標としての一人あたり社会資本ストック比率、③短期的な人口供給曲線の変動要因である有効求人倍率、④移動元の地方の人口、を変数とした回帰分析を行い、高い決定係数を得た。

この式を用いたシミュレーション分析によって、70年代前半の人口移動の減少の要因として最大のものは大都市圏・地方圏間の所得格差であり、その次が短期的な有効求人倍率の変動であることを明らかにする。この分析は、全年齢の人口移動だけでなく、中学校・高等学校の新卒者に対しても行う。

さらに、この所得比率の地方にとっての改善は、地方の一人あたり行政投資が都市に比べて飛躍的に増加したことによることを示す。

なお、1970年からの人口移動激減の理由として、1973年秋のオイルショックが挙げることが多いが、移動の激減は既に1970年から、経済成長率の低下は1969年から始まっていた。さらに円建ての石油の値段は、後に元に戻った⁹。1974年以降の成長率の低下に拍車をかけたとは言えるが、長期的に日本に低成長をもたらした原因だったとはいえない。したがってこの要因は本稿では省いて分析している。石油の値段がオイルショック以降にまた下がったことについては、吉川（1997）および八田（2006, p. 7）が指摘している。

⁸ 吉川（1997, p. 119）は転換点論に基づいて、高度成長の終焉を次のように説明している。（中略は筆者による。）

「・・・高度成長は耐久消費財の普及、人口の移動と世帯数の増加を基底として、旺盛な設備投資によってもたらされた。したがって(1)農村の「過剰人口」が都市工業部門に吸収し尽くされて人口移動・世帯増加が減速し、(2)耐久消費財が普及しそれ以上の需要の増加が見込めなくなれば高度成長の基底が失われたことになる。」

⁹ 1986年には1976年の水準の半分まで戻った。

1. 大都市圏への人口移動と経済成長

図1が示すように、1960年代の日本では、地方圏から大都市圏への高い水準の人口純移動（転入超過）が起きた¹⁰。純移動は1960年にピークに達したあと、基調的に減少し続け、1976年にはほぼ0になった。一方、日本の経済成長率の動きは、図2が示すように、この人口純移動の動きときわめて似ている。田淵（1988）は、1970年代までのデータを用いてこの類似性を示した。

この類似性の理由については、2つの説明がある。いずれも、地域間人口移動の変化が、国全体の成長率に強い影響を与えたとするものである。

第1は、ケインズ的な需要拡大効果に注目するものである。1960年代は、高い水準の人口移動によって日本全体の所帯数増加が大きく増大し、それによって新世帯が購入する家電製品などの需要が増えた。このことが高度成長を可能にした。その一方で、70年代には、この人口移動が落ち込んだために需要が減少し、低成長が起きたとするものである。これは吉川（1997）によって唱えられた¹¹。

第2は、人口移動がもたらした国全体の生産性向上に着目するものである。1960年代には、地方大都市間の大きな生産性格差が生まれた。それに伴う賃金格差の拡大により、労働資源が生産性の低い地域から高い地域に大量に移動した。これによって国全体のGDPが上がった。しかし、70年代には、賃金の地域差間格差が大きく減少したために、この労働移動が激減し、結果として日本の経済成長率も急激に低下したというものである。

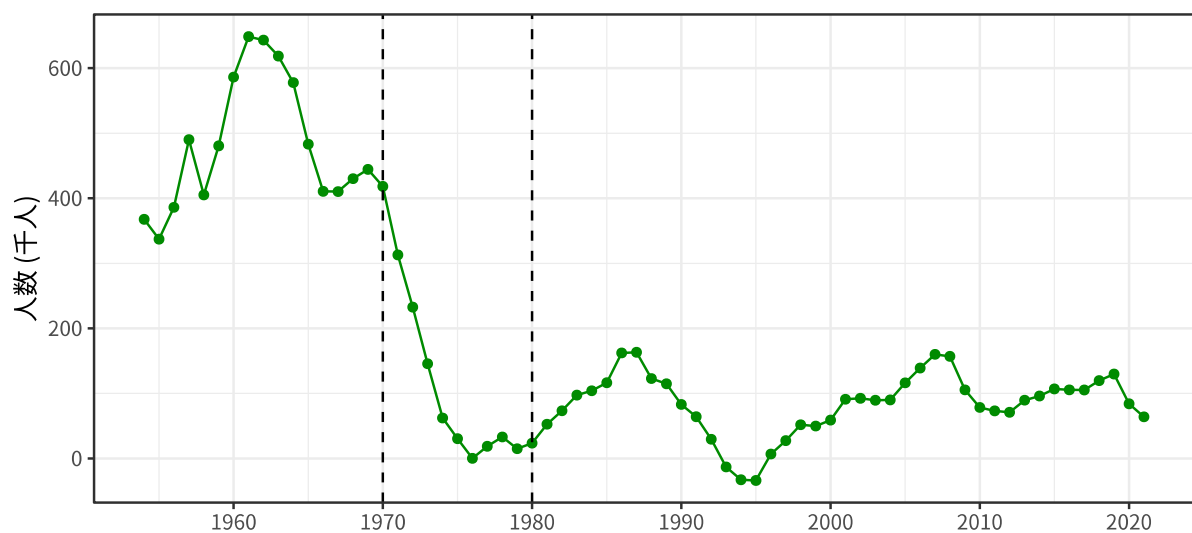
¹⁰ 本稿において、「大都市圏」とは、東京都・神奈川県・埼玉県・千葉県の東京大都市圏、愛知県・岐阜県・三重県の名古屋大都市圏、大阪府・京都府・兵庫県・滋賀県・奈良県の大阪大都市圏をひとまとめにしたものである。「地方圏」とは、「大都市圏」に含まれない道県すべてをまとめたものである。

¹¹ 「農村から都市への人々が流出するのと併行して、大都市とその周辺を中心に新しい世帯が次々に、誕生した。・・・

・・・農村で三世同居していれば、洗濯機も冷蔵庫も一つで足りる。しかし若い世代が都会に移り新しい世帯を構えると、全てのものがもう一つ余計にいる。・・・若い世代の都市への移動は、耐久消費財への需要を創出する効果を持っていたのである。

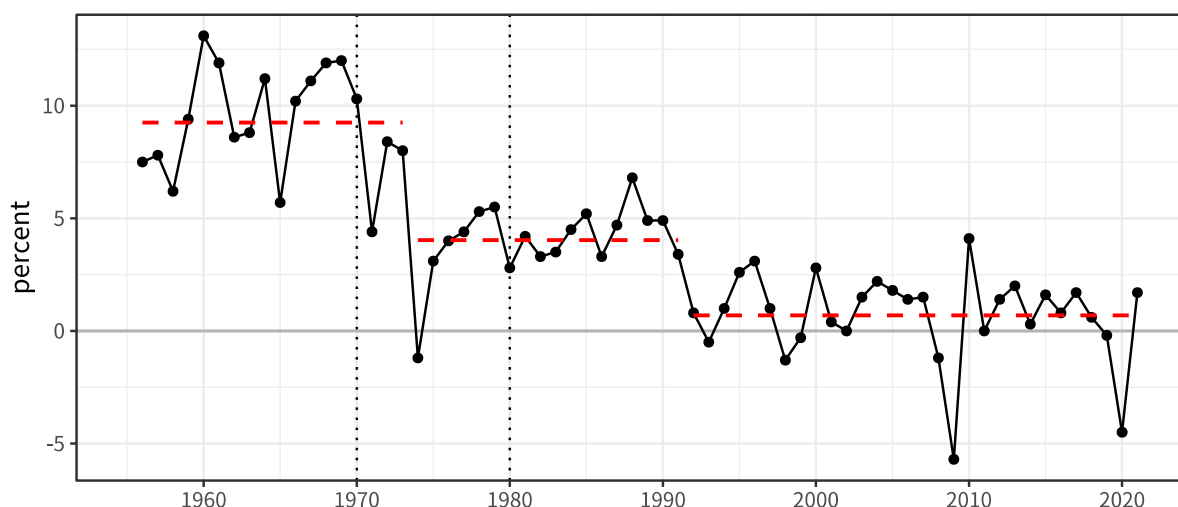
・・・投資から生産の増大と糸を逆にたぐっていけば、川下において耐久消費財に対する需要に行き着くが、その背後には、人口移動と世帯数の急増が存在した。このような意味で、人口移動と世帯数の伸びや、高度成長を生み出した究極的な要因であったともいえる。世帯数の増加も、人口移動とほぼ平行して七十年代の前半に急速に鈍化した。こうして高度成長を支えた基本的なメカニズムは消滅した。」（吉川 [1997], pp. 124-125. 中略は筆者による。）

図1 地方圏から大都市圏への人口純移動者数の推移



出所: 総務省, 住民基本台帳人口移動報告, 男女別転入超過数
備考: 1954-72年は沖縄県のデータを含まない。

図2 日本の実質 GDP 対前年度比の推移



出所: 内閣府, 令和4年度 年次経済財政報告, 暦年統計.
備考: 赤色の破線で示した平均成長率は、1956-1973年は9.25%、
1974-1991年は4.03%、1992-2021年は0.69%である。

この時期に起きた賃金格差縮小は、政策的観点から特に重要である。高度経済成長期を通じて行われた公共投資などを通じた地方への再分配が、賃金格差の減少をもたらしたことを、田淵(1988, p. 224)、および、前述の八田(1992)と増田(2002)が指摘している。

1970年代初頭において、日本では経済成長率が急激に低下したことの理由を、これら2つの理論はまったく異なる観点から説明している。

2. 地方から大都市への人口純移動の分解

A. 人口純移動

図1が示す大都市圏への人口純移動の推移の傾向は、次のように要約できよう。

「大都市圏への人口移動は、1960年代に平均50万人以上の高水準を保ったが、1970年から急降下し、1970年代半ばにはほぼゼロになった、その後は長期的に低水準となった。」

大都市圏への人口純移動の推移の特徴を列挙すると次のようになる。

1. 1963年にピークを打った。このときの純移動数は約65万人であった。
2. その後は概ね下降し続けたが、1970年以降、下降速度が急になった。
3. 1970年代後半の純移動者数はほぼ0であった。
4. 1980年以降は、平均すれば5万人程度の低水準を保ちながら、小さな変動を繰り返した。

B. 人口移動

この人口純移動を、大都市への人口粗移動と地方圏への人口粗移動とに分解しよう。

以下では、誤解が報じない限り、単純化のために、「粗移動」を単に「移動」と言う。すなわち以下のとおりである。

$$\text{大都市への人口移動} = \text{大都市圏への人口粗移動}$$
$$\text{地方への人口移動} = \text{地方圏への人口粗移動}$$

図3は、①地方圏から大都市圏への人口移動者数を赤線で、②大都市圏から地方圏への人口移動者数を青線で示している。したがって、この差が大都市圏への純移動者数である。これを緑線が示している。この緑線は、図1の緑線そのものである。

図3 大都市圏・地方圏の人口移動者数と、大都市圏への純移動者数

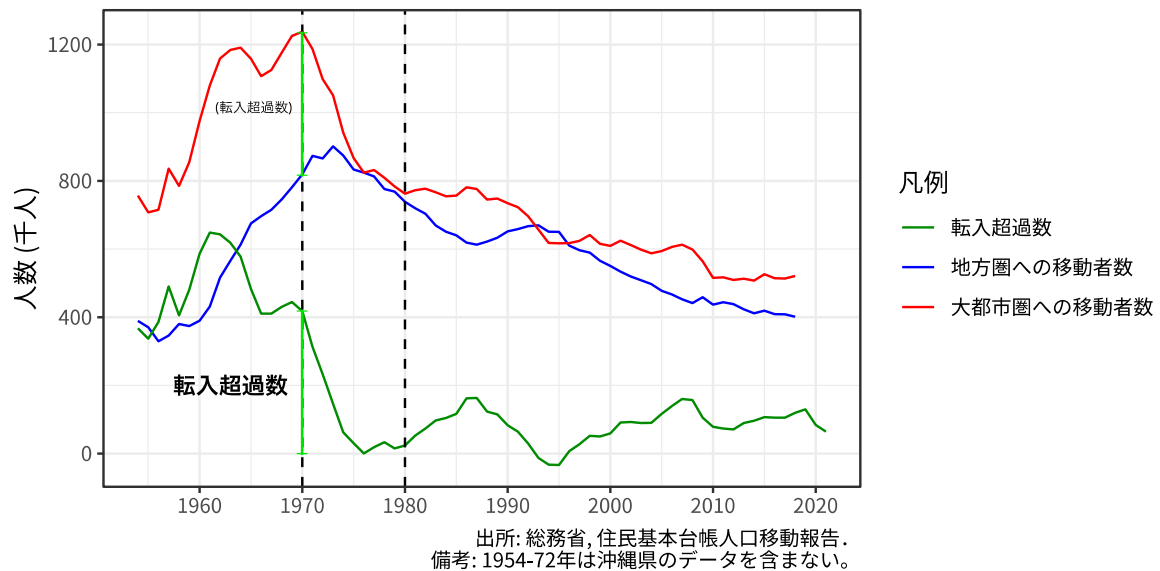


図3から、①の大都市圏への人口移動については次が観察される。

1. 地方圏から大都市圏への人口移動のピーク時は 1970 年であった。これは、人口純移動者数のピーク時である 1963 年から数年遅れている。
2. 1970 年にピークに達した大都市圏への人口移動は、その直後から急低下した。大都市への人口移動は、
 - 1970-75 年の期間において 37.0 万人減少した（約-29.9%の減少率）。
 - 1970-80 年の期間においては、47.5 万人減少した（約-38.4%の減少率）。

節頭で列挙した人口純移動に関する 4 つの特徴は、人口純移動を、その構成要素に分解することによって、以下のように説明できよう。

1. 1963 年には、大都市への人口移動は増え続けていた。それにもかかわらず、この年に人口純移動がピークを打って下がり始めたことの根本原因は、この時点では（大都市圏から）地方圏への人口移動増加が加速し続けていたため、大都市圏への移動の増加を相殺したことにある。地方圏への人口移動の加速の結果、地方圏への移動に対する大都市圏への移動者数の割合は 1960 年には 40%であったが、その後に増加し、1970 年には 66%にまで達していた。（表 a を参照）
2. 1970 年から 75 年の期間における純移動の急減の原因は、大都市への人口移動の減少に加えて、地方へ人口移動の増加が起きたためである。

3. その後も純移動が低水準で推移した。大都市への人口移動はほぼ減少し続けたが、それにほぼ匹敵する規模で地方への人口移動が減少したためである¹²。

表 a 1960, 1970, 1975, 1980 年時点での人口移動者数と比率

西暦	大都市圏から地方圏 への移動者数 (R)	地方圏から大都市圏 への移動者数 (U)	R/U (%)
1960	389538	975795	39.9
1970	819135	1237383	66.2
1975	833294	867085	96.1
1980	738739	762334	96.9

これらは、人口移動の要因分析をするにあたっては、いきなり純移動について分析するのではなく、それぞれの方向への人口移動を別個に分析する必要性を示唆している。本編では、地方圏から大都市圏への人口移動の要因に特化した分析を行う。

¹² 大都市圏への純移動変動の決定要因として、大都市圏から地方圏への移動が重要であることは、1980年代にも続いた。谷 (2000, p. 4) は次のように観察している。(中略は筆者による。)

「1980年代の大都市圏，中でも東京大都市圏の流入超過は人口移動の『東京一極集中』と呼ばれたが，これは地方圏からの流入者の増大によってではなく，主として大都市圏からの流出者の減少によって引き起こされたものである。そしてこの傾向は1970年代から継続していたこと，・・・そして程度の差こそあれ三大都市圏に共通しているという点は注目すべき点である。」

3. 大都市圏への人口移動モデル

この分析をするために、地方から大都市圏への人口移動に関する簡単な需要供給モデルを提示しよう。

図4 地方圏から大都市圏への人口（粗）移動の需給均衡点

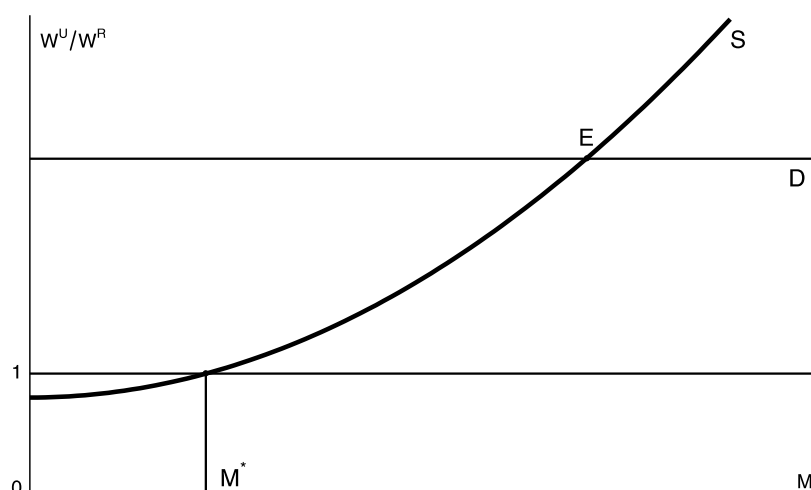


図4の横軸は人口移動量を、縦軸は両地域の賃金の比率を示している。縦軸が1の水準では、両地域の賃金は等しい。

図4の右上がりの曲線は、地方から大都市への人口移動の供給曲線である。縦軸が1の水準での人口移動 OM^* は、将来の就職を目的としない人口移動と考えられる。結婚のような家族関係の変化や進学のためのものである。しかし、賃金比率が1より上がると、就職のための移動も、将来の大都市圏への就職を見込んだ進学による移動も増える。このため、人口移動の供給曲線は右上がりになる。

一方、都市の側からの人口移動への需要の弾力性は無限大であるとする。これは、田淵(1988, p. 225)の以下の分析を反映したものである¹³。この図では、水平線Dが需要曲線である。

¹³ 元来ならば、大都市への人口移動は、大都市の限界生産性を下げ、地方における限界生産性を上げる。したがって、 W^U/W^R が両地域の労働の限界生産性の比率を示しているとすれば、需要曲線はMに関して右下がりである。しかし本稿では、以下の理由によって、需要曲線は、変動の範囲では、水平であったと想定する。第1に、1970年時点で、地方からの移動者数(75万人)は、三大都市圏の雇用者総数(2,450万人)の約3%でしかなかった。第2に、都市圏には集積の利益があり、労働力の増加は、都市圏の企業の限界生産性を下げても都市圏全体の限界生産性を引き上げる拮抗力が働いていた。都市圏の集積の利益についての実証研究としては、上田・唐渡・八田(2006)を参照。な

「人口移動による大都市集中は、一人あたり所得の格差を拡大させもしないし、縮小させもしない」

我々のモデルでは、大都市圏への均衡移動量は、この2つの曲線の交点 E で決定される。

図4を用いると、1970年代を通じて人口移動が大きく減少したことは、この期間に新しい均衡点が点 E より左に移ったことを意味する。この原因は何だったのだろうか。図4の需給モデルをベースとして、需給曲線がシフトした場合を描いている図5を用いて分析しよう。

第一の可能性は、供給曲線が左にシフトしたためである。これによって、均衡点は図5の点 E から、例えば点 A に移る。

これは、例えば地方の人口減少によってもたらされる。アーサー・ルイスの転換点説は、このシフトのケースである。転換点説とは、「多くの途上国では、農村から余剰労働力が大都市に出て行った結果、高度成長が起きた。しかし、農村における余剰人口が枯渇するにつれて、大都市への人口移動が減少し、国全体の成長率が鈍化した」というものである¹⁴。

供給曲線の左へのシフトは、地方における所得以外の居住環境の相対的改善によってもたらされる。例えば、下水道や公園や生活道路などの生活環境社会資本が地方でより顕著に改善される場合である。

さらに、供給曲線の左へのシフトは、大都市における有効求人倍率の相対的低下という短期的な要因でも起きる。有効求人倍率が低くなると、求職のコストが上がるからである。

(特に1960年代末の「超完全雇用」の状況では¹⁵、大都市で仕事を見つけやすかっただけでなく、大都市の企業が住宅補助や仕度金などを用意したことで、移動費用が異常に低かった。しかし1970年以降は、大都市の有効求人倍率が相対的に下がったため、求職活動にかかるコストが上昇した。)

お、田淵(1988)の分析によると、地方圏から大都市圏への人口移動は両地域の労働生産性の差を変化させなかった。これは、人口移動への需要曲線が水平であることと必ずしも同意ではないが、整合的である。

¹⁴ Lewisのモデルでは、供給曲線が生存水準の地方の賃金の下で水平であるが、これはあくまで中長期のことである。1年間に無数の人口移動が起きるわけにはいかないから、一年ごとの短期供給曲線は図のように右上がりである。農村人口が減少するとともにこの右上がりの曲線が左にシフトしていったと考えることができる。ただし年々の供給曲線はどの年においても「生存水準」に対応する水準から出発するとすれば、Lewisのモデルと整合的である。

¹⁵ 総務省統計局(2020e)より。1967年から70年までの4年間は、完全失業率が1.2であったが、この期間は、人手不足であるだけでなくそのために倒産件数が急増するという事態が発生した。60年代前半と全く異なる人手不足の度合いだったので、「超完全雇用」と呼ばれた。

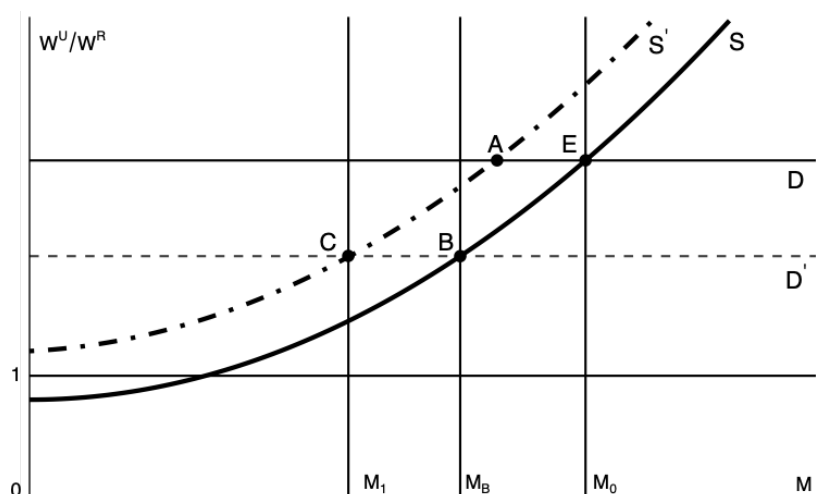
第二の可能性は、需要曲線がDから下に、例えばD'にシフトしたことである。経済政策による地方の産業振興や補助金などによって、地方の賃金が上昇する場合には、市場で観察される賃金比率は下がり、相対的な大都市の生活水準の魅力の減少が起きるから、需要曲線は図5の鎖線D'のように下にシフトし、点Bのような均衡が起きる。

上記の2つの可能性のいずれが起きても、大都市への均衡人口移動量は減少する。

しかし実際には需給曲線が両方共に左にシフトした可能性がある。その場合、例えば点Cのような均衡が観察されるとすれば、定量的に見て、点Eから点Cへのシフトの原因は、地方の残存人口の減少が主なものなのか、それとも地方の生活水準の相対的な向上が主なのか、大都市の生活環境の悪化か、あるいは地方への効率的な所得補強かによるものである。その相対的な大きさを、定量的に比較することができる。それが、本稿の第5節以下で目指す分析である。

需給曲線の両方のシフトによって均衡点が点Eから点Cにシフトし、都市への人口移動量が図5の M_0 から M_1 に減ったとしよう。もし仮に相対賃金の変化だけが起きていたとすれば、点Bにシフトし、人口移動量は M_B の水準になっていたはずである。したがって、 M_0 から M_B が相対賃金変化の効果を示し、 M_B から M_1 への変化が、地方人口減少の効果を示していると言えよう。本稿の第7節では、第5節における回帰分析に基づいて、それら異なる要因の効果を数量的に比較する。

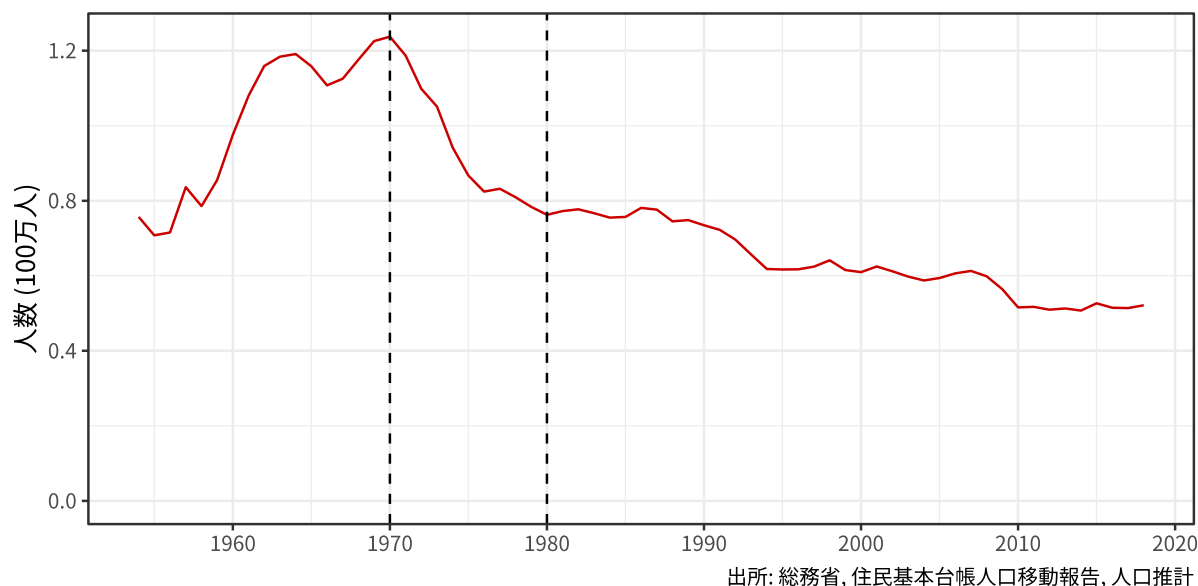
図5 大都市圏への人口移動の均衡量の変化



4. 大都市圏への人口移動が激減した原因：定性的分析

地方圏から大都市圏への人口移動者数の推移が図 6 に描かれている。この図が示すように、移動者数は、1970 年から 1980 年の間に約 47.5 万人の減少が見られる。前節の理論モデルを実際のデータを当てはめて、この原因を分析しよう。

図 6 地方圏から大都市圏への総移動者数



A. 地方圏の人口減少

総人口の増大

すでに見たように、吉川 (1997) は、都市への人口移動の結果、地方の余剰人口が枯渇するとき、国全体の成長にストップがかかるという、アーサー・ルイスの転換点論を援用して、日本の 1970 年前後の成長の終焉を説明した。

しかし地方圏の総人口は、図 7 が示す通り、2000 年まではゆるやかに増加し続けた。また、図 8 が示すように、移動母体となる年齢区分の生産年齢人口も急激な低下は示していない。したがって、1970 年から 1980 年の大都市への人口移動の減少を、地方圏の総人口の減少では説明できない。

図7 地方圏の総人口の推移

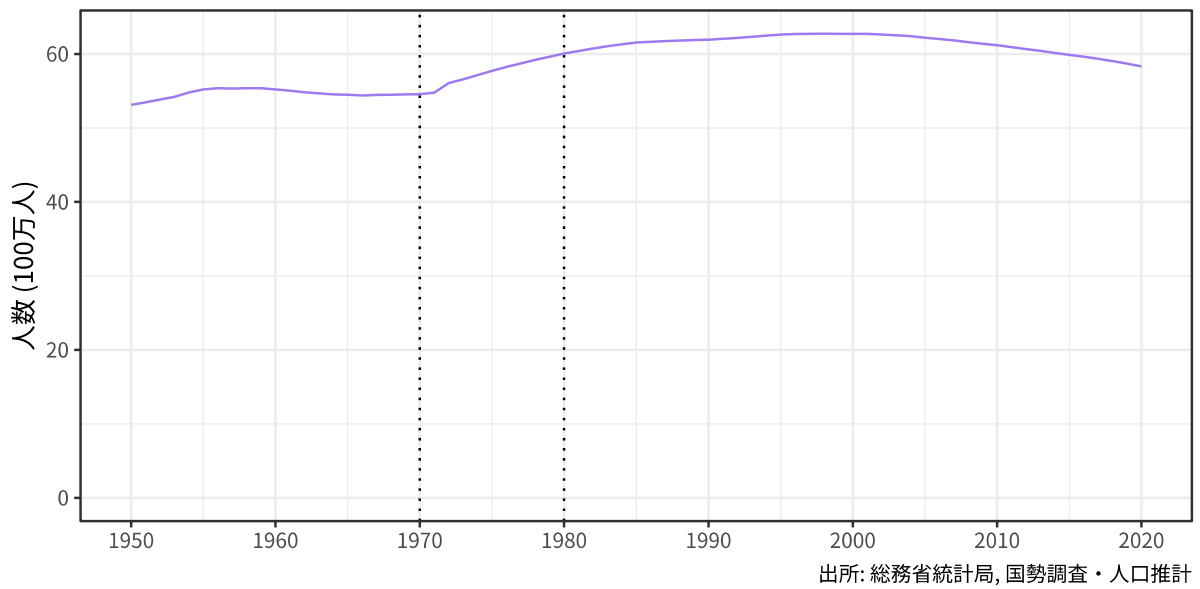
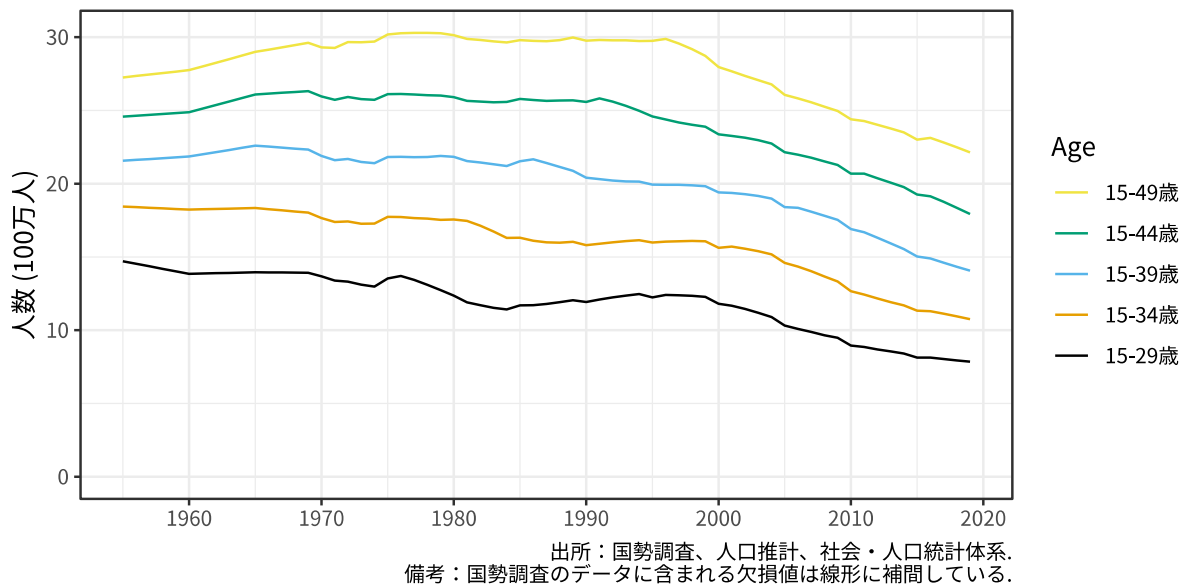


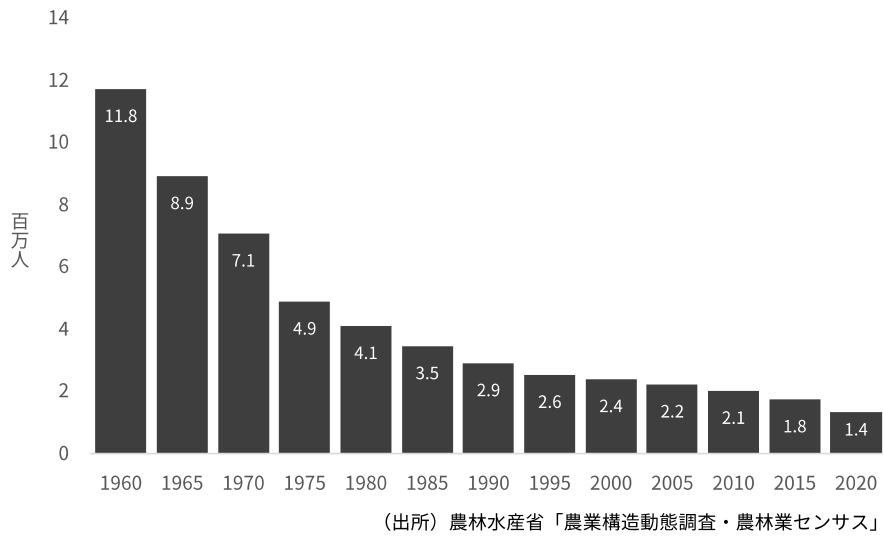
図8 地方圏の30, 40, 50歳までの人口数の推移



農業人口の減少

一方、日本の農業従事者数は、確かに高度成長期に減少し、1960年に1175万人いた農業就業者数は、1970年には、約6割の711万人まで減少した。図9が示すとおりである。

図9 農業従事者数¹⁶



ところが農業従事者数はその後も減り続け、2010年には205万人となった。すなわち、農業従事者数は、1970年から2010年にかけて約3割にまで減った¹⁷。このことから、「1970年時点ですでに余剰労働力が農業から枯渇していた」と断定することは難しい。

新卒者の減少

もともと、図10が示すように、地方圏の中学校卒業者数と高等学校卒業者数を合計した「新卒者数」は、1970年から1980年の期間に約30.3万人減少している（-15.6%の減少率）。

¹⁶ 農業従事者とは、農業就業人口のうち、普段の仕事として自営農家に従事した世帯員数を指す。

¹⁷ 山下 (2013)

図 10 地方圏の中学校・高等学校の卒業生数（新卒者数）と、その合計値

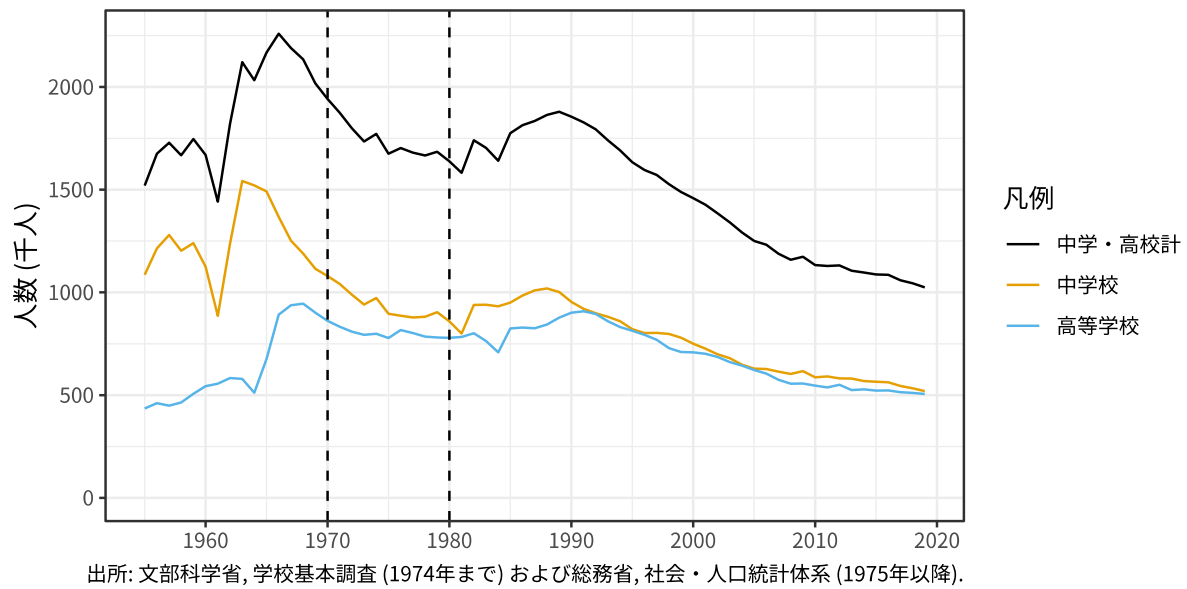
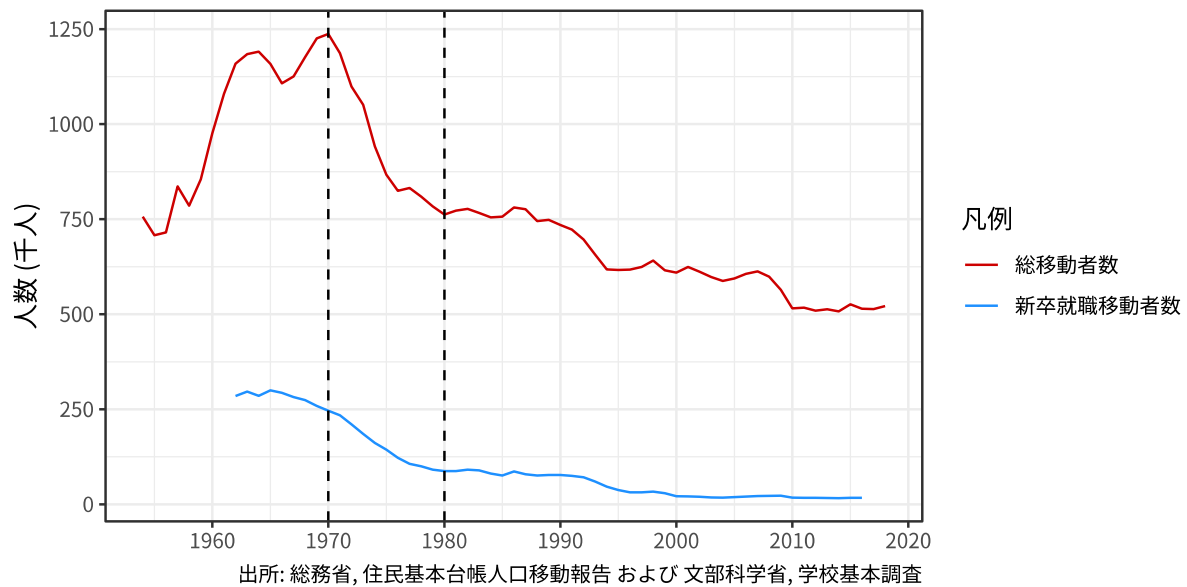


図 11 地方圏から大都市圏への総移動者数と、そのうち、就職で移動した新卒者の数¹⁸



一方、図 11 の青線が示す通り、地方圏から大都市圏への新卒就職移動者の数は、1970–80 年の期間に約15.9万人減少している。しかしその間に総移動者数は、赤線が示すように、約47.5万人減少している。つまり、1970–80 年間の大都市圏への新卒就職移動者の減少は、総移動者数の減少の 33.4%に過ぎなかった¹⁹。

¹⁸ 赤線で示した「大都市圏への総移動者」は、図 6 の赤線と同一である。

¹⁹ そもそも地方から大都市への人口移動のかなりの割合が、新卒以外の就職移動者であった。図 11 から明らかなように、大都市圏への人口移動者数がピークであった 1970 年において、全体の移動

なお、図 12 は、図 10 の黒線（地方圏の新卒者人口）を、図 7（地方圏の総人口）と重ね合わせたものである。この図からわかるように、地方圏においては、1970–80 年の新卒者の減少（−30.3万人）を相殺してはるかに余りある総人口の増加（549.9万人）が見られた。

しかも、地方の総人口に占める新卒者数の割合は、1970 年で 3.56 %、1975 年で 2.90 %、1980 年で 2.73 % しかない。地方圏の生産年齢人口（15–64 歳人口）に占める新卒者数の割合で見ても、1970 年で 5.3%、1975 年で 4.3%、1980 年で 4.1 % である（表 b）。

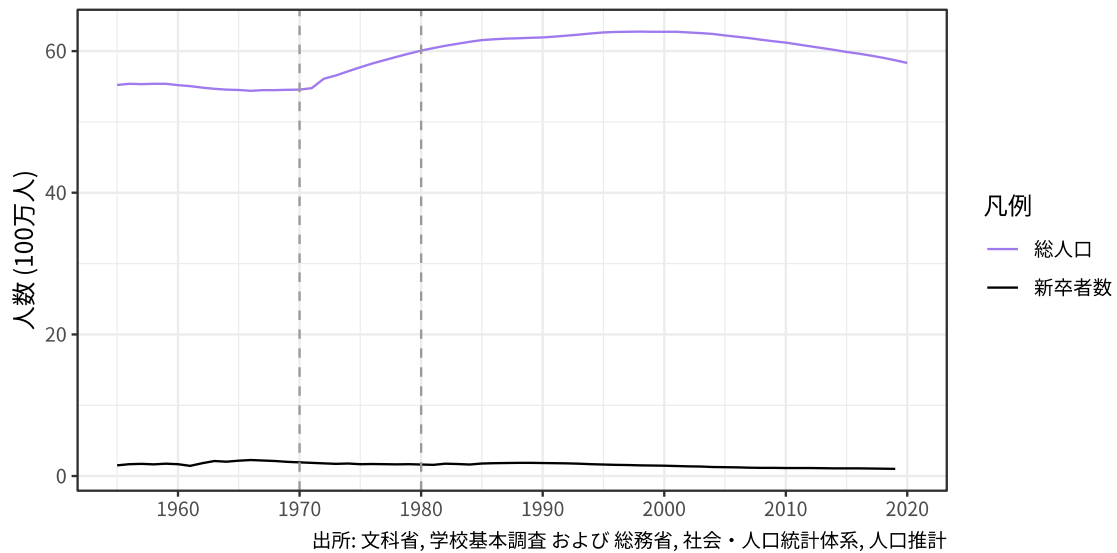
表 b 地方圏の、生産年齢人口に占める新卒者数の割合²⁰

年	生産年齢人口	新卒者数	新卒者数 / 生産年齢人口 (%)
1970	36,756,000	1,941,255	5.28
1971	36,873,000	1,874,795	5.08
1972	37,496,000	1,798,957	4.80
1973	37,641,000	1,734,905	4.61
1974	37,873,000	1,771,430	4.68
1975	38,630,865	1,674,800	4.34
1976	38,987,000	1,702,802	4.37
1977	39,280,000	1,680,376	4.28
1978	39,573,000	1,666,356	4.21
1979	39,840,000	1,684,730	4.23
1980	39,915,722	1,638,028	4.10

者数のうち、新卒就職移動者の割合は 5 分の 1 程度に過ぎなかった。この年には、大都市への人口移動は約 123.7 万人であったが、地方の新卒者のうち大都市への移動者数はおよそ 24.6 万人に過ぎなかった。

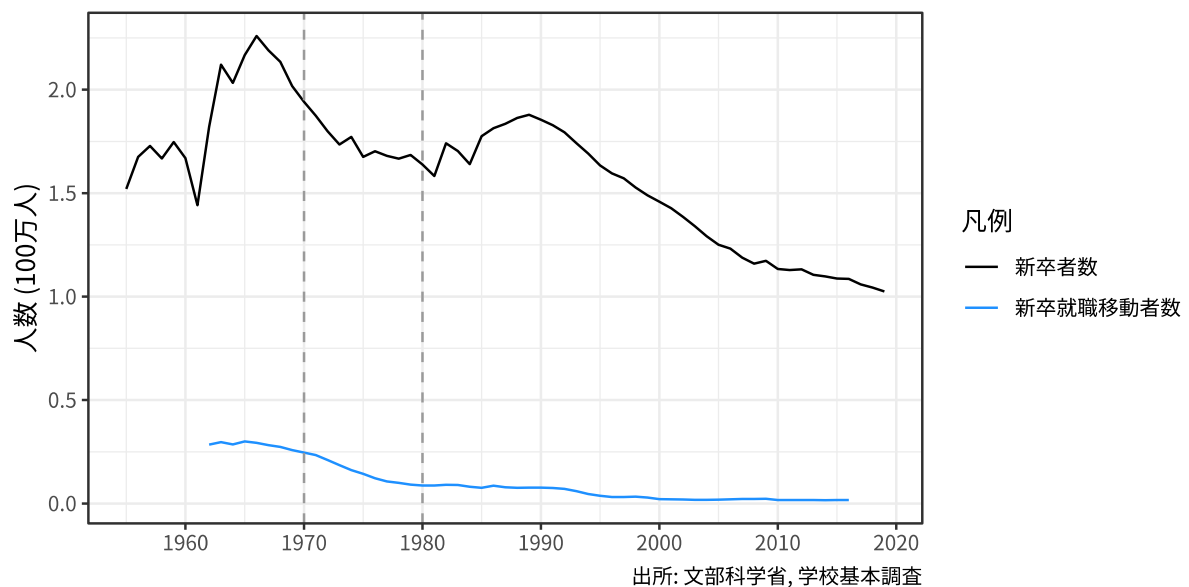
²⁰ 生産年齢人口は、総務省「人口推計、国勢調査」より取得した。新卒者数は、文部科学省「学校基本調査」より取得した。

図 12 地方圏の新卒者人口と、地方圏の総人口



さらに、1970 年から 80 年の間に減少しつつあった地方圏新卒者の中で、大都市圏に移動する者の比率は、1970 年は 12.7% (24.6/194.1 万) だったものから、1980 年には 5.3% (8.8 / 163.8 万) まで減少している (図 11 の点線で示した年数を参照)。地方圏の新卒者自体の中に、大都市へ移動するインセンティブが下がっていった要因があるはずである。

図 13 地方圏の新卒者数と、地方圏から大都市圏への新卒就職移動者数²¹



²¹ この図 13 は、図 10 の黒線 (地方圏の新卒者数) と図 11 の青線 (新卒就職移動者数) とを、一枚に重ねたものである。

B. 地域間所得格差の縮小

人口枯渇説によって、1970年から1980年にかけての大都市圏への人口移動の激減を説明することはできない。大都市への移動者数の減少の原因は、他に求めなければならない。

その候補の第一は、大都市圏と地方圏の賃金格差である。この格差は、大都市への人口移動をどの程度説明してくれるだろうか。

賃金の比率は、圏域ごとにまとめたデータを得ることが難しいので、ここでは一人あたり県民所得の比率を見ることにしよう。図14は、各圏域内一人あたり県民所得額の、圏域間比率を示している²²。図3の緑線で示した純移動の推移は、この所得比の推移と符合している。特に60年代初頭に純移動がピークに達していることと、この時期に、図14が示す所得比率がピークになっていることは、高度成長の開始と共に、大都市の相対的な賃金が跳ね上がり、大都市圏への人口純移動がピークに達していることを示している。

しかし、大都市圏への人口移動（すなわち人口粗移動）は、純移動とは異なった動きをしている。図3の赤線は、大都市への人口移動が60年代を通じてむしろ上昇傾向であることを示している。これは、図14が示す所得比率の推移と逆方向である。この結果、所得比率は60年代の初頭にピークになっているのに、人口移動は70年にピークを打っている。このように、地域間所得格差の縮小は、人口移動の縮小に先行しているから、因果関係の方向としては、賃金格差の縮小が人口移動の縮小の決定要因であると考えられよう²³。

ところで、このことは、人口移動が所得比だけによって即効的に決定されるのではなく、一定期間の過去の経験の蓄積を反映した、所得以外の生活環境の相対的な変化などによっても影響を受けていることを示唆している。

²² 内閣府(2020)より取得した「県民総所得」を、各都道府県の人口推計で除して、一人当たり県民所得を求めた。県民総所得のデータは、同一基準による一貫したデータが存在しないため、本稿では次のように接続した。すなわち、内閣府(2020)にある「S50年度-H11年度(S55)」「H2年度-H15年度(H7)」「H8年度-H21年度(H12)」「H13年度-H26(H17)」「H18年度-H29年度(H23)」の各データから、前後のデータで重複する基準年(丸括弧内に示されている)を元に接続係数を求め、この係数を古いほうのデータに順次乗じていくことで更新して、1955年度から2016年度までの数値を求めた。

²³ 田淵(1988)は、図の比較によってではなく、賃金格差の縮小が人口純移動の縮小の決定要因であることを実証した。

図 14 圏域内一人あたり県民所得額の、圏域間比率（大都市圏 / 地方圏）

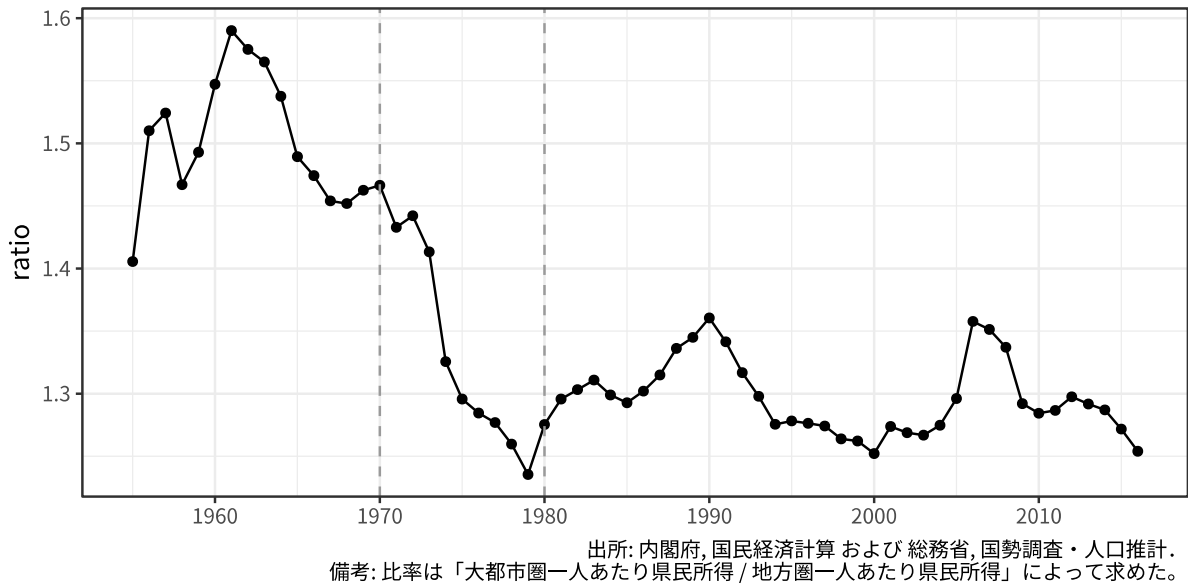
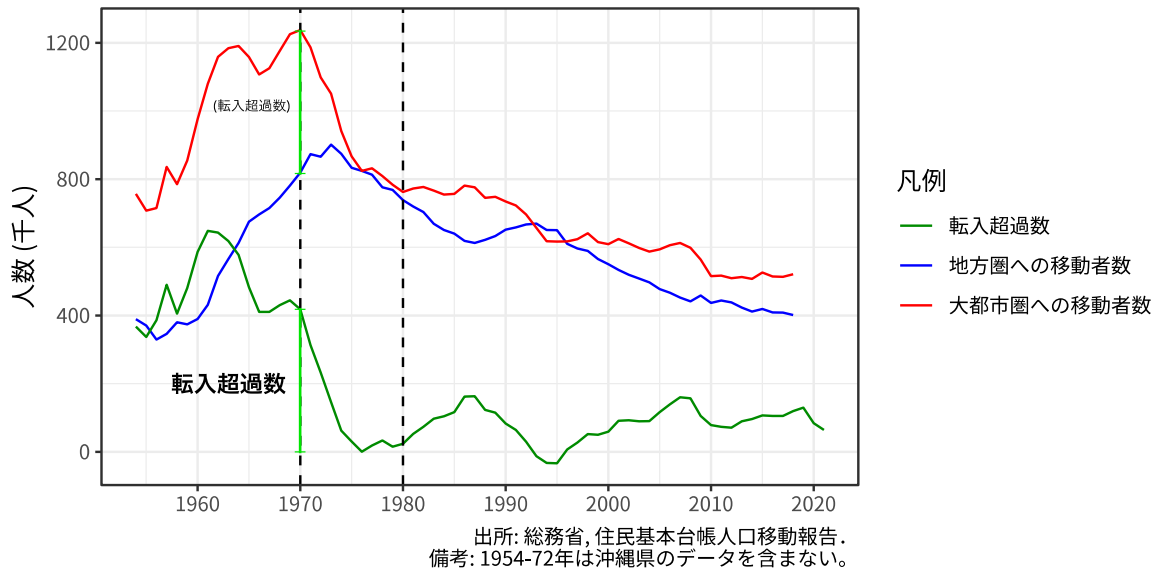


図 3(再掲) 大都市圏・地方圏の人口移動者数と、大都市圏への転入超過数

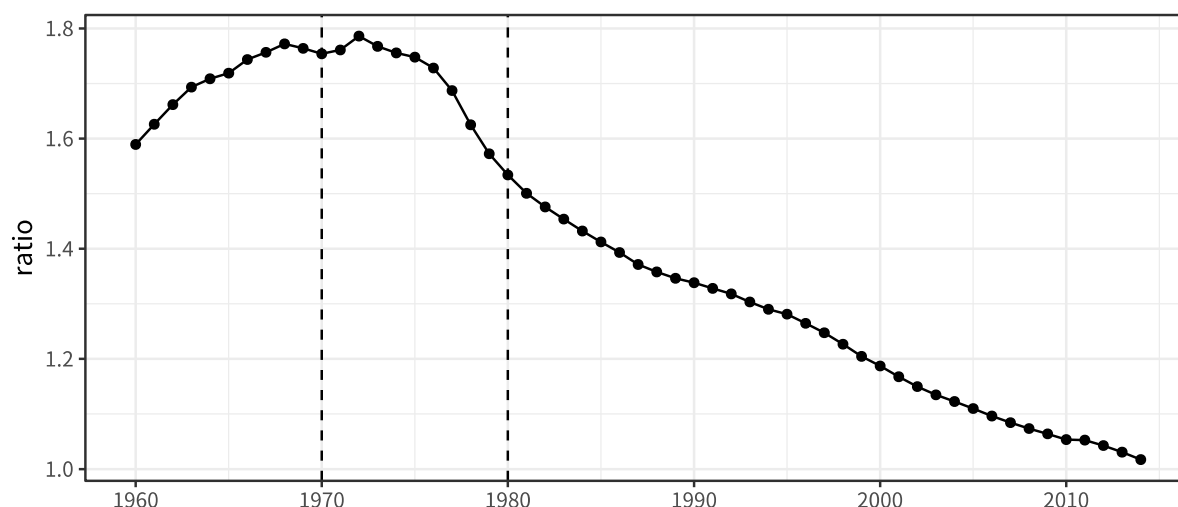


C. 社会資本格差の縮小

所得以外の生活環境格差の変化をもたらした要因の一つは、大都市圏の地方圏に対する一人あたり社会資本ストックの比率が低下したことである。これは、人口が流入し続けた大都市における社会資本への投資不足と地方圏における国土政策に基づいた社会資本への潤沢な投資との結果である。人口移動に直接影響を与えた社会資本ストックを表すデータとして、水道や公共賃貸住宅などを含むが、港湾施設などを含まない「生活基盤社会資本ストック」を構築した²⁴。

図 15 が示す「一人あたり生活基盤社会資本ストック」の比率の推移は、1960 年から高度経済成長期を通じて、大都市の相対的優位が向上したが、1970 年代前半からは、一貫して低下していることを明らかにしている。この図が示す 1960 年代における社会資本格差の変化は、（図 3 の赤線が示す）大都市圏への移動者の変化と整合的である。

図 15 一人あたり生活基盤社会資本ストック比率（大都市圏 / 地方圏）の推移



出所: 内閣府, 社会資本ストック推計データ/都道府県別データ/生産的資本ストック (暦年) より作成。
備考: 社会資本ストックの部門のうち、「生活基盤」として加えたものは、「文教施設, 海岸, 庁舎, 公共賃貸住宅, 下水道, 廃棄物処理, 水道, 都市公園」である。1975年以前は沖縄県を除いた。

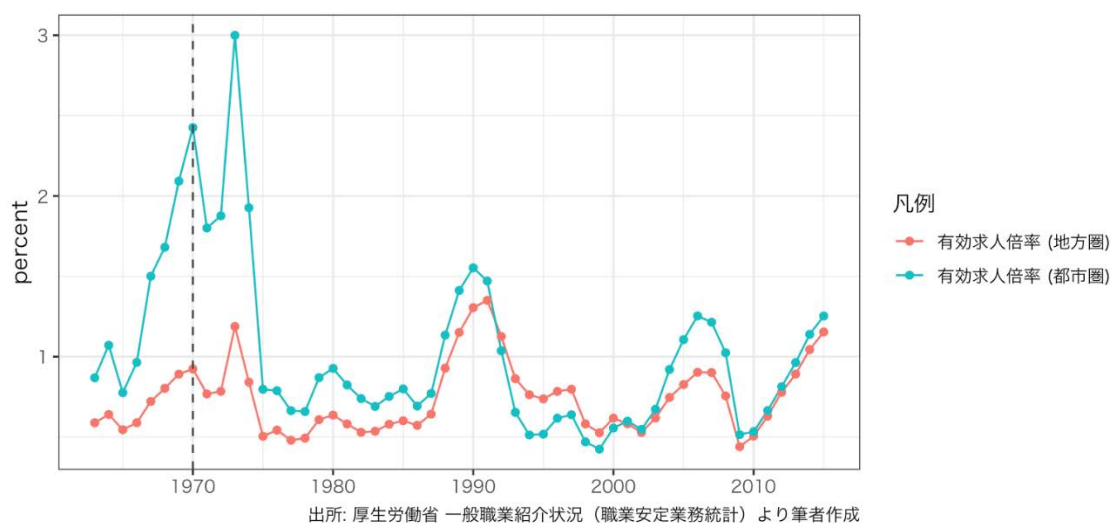
²⁴ 社会資本ストックの種別としては、内閣府 (2018) から取得できるデータのうち、「生産的社會資本ストック (暦年)」のデータを利用した。このうち「生活基盤社会資本ストック」に含まれる部門として「文教施設・海岸・庁舎・公共賃貸住宅・下水道・廃棄物処理・水道・都市公園」を選択し、これらを足し合わせたデータを用いた。データの期間は 1960 年から 2014 年である。ただし、沖縄県のデータを 1975 年以前は除いている。なお、元データの「生産的資本ストック」とは、「粗資本ストック (現存する固定資産について、評価時点で新品として調達する価格で評価した値) から、供用年数の経過に応じた効率性の低下 (サービスを生み出す能力量の低下) を控除した値」である。

D. 有効求人倍率

ある経済圏の有効求人倍率が上がると、そこでの求職活動にかかるコストが減少するから、有効求人倍率が低い地域から高い地域への移動が促進され、図 4 の供給曲線は左へシフトする。すなわち、供給曲線のシフトは、大都市における有効求人倍率の増加という短期的な要因でも起きる。このため大都市圏の有効求人倍率の地方圏のそれに対する比率を変数として採用する²⁵。

図 16 は、各圏域の有効求人倍率の推移を示すグラフである。図 17 は、有効求人倍率の地域間比率を示している。

図 16 有効求人倍率（地方圏・大都市圏）



この図 16 から明らかなように、有効求人倍率は、都市圏でも地方圏でも 1970 年まで増えているが、この期間は都市圏の有効求人倍率の伸びの方が地方圏より顕著である。一方、1970 年のいざなぎ景気の終焉とともに有効求人倍率は両圏とも下がったが、ピーク時に比べて都市圏の方が地方圏よりも大きな割合で下落した。その後、田中角栄内閣の 1972 年における発足とともに、都市でも地方でも有効求人倍率は一時増加した。しかし 1973 年末の

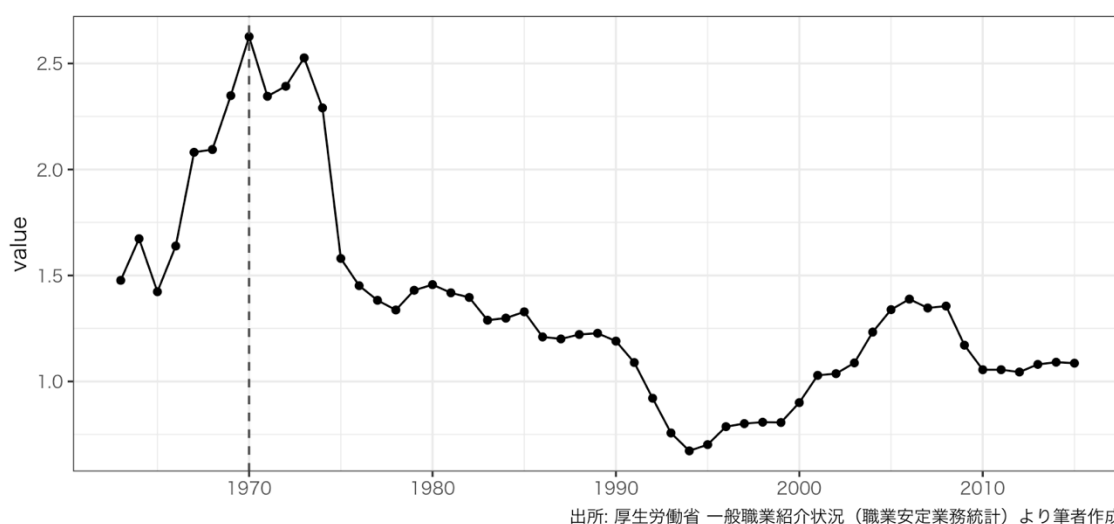
²⁵ 各圏域における有効求人倍率の各年データは、厚生労働省 (2021) から得られる毎月・都道府県別の「有効求人数」「有効求職者数」を、それぞれ年間で合計し、それらを大都市圏・地方圏ごとに合計した上で、年間有効求人数を年間有効求職者で除して求めた（その数値が図 16 に示されている）。その上で、有効求人倍率の圏域比を、大都市圏 / 地方圏によって求めた（図 17）。なお、有効求人倍率の代わりに失業率も同様の説明機能を果たせるが、前者には都道府県別のデータがあるのに対し、後者には全国のデータしかない。

総辞職とともに都市でも地方でも急落した。この下落幅は、都市の方が地方よりもはるかに大きい。

有効求人倍率の両地域間の比率を示す図 17 は、都市と地方の差を一層明確にしている。1970 年までは相対的に都市の有効求人倍率の伸びの方が大きかったのに、その後は 1990 年の半ばまで、地方に対する都市の有効求人倍率は傾向的に下がり続けた。逆に言うと、都市に比べて地方の有効求人倍率が上昇し続けたのである。

したがって、1960年代における大都市の有効求人倍率の相対的な増加は、図 3 の赤線が示す、この年代における大都市への移動者数の増加と整合的である。

図 17 有効求人倍率の地域間比率（大都市圏 / 地方圏）



5. 大都市圏への人口移動の定量的要因分析

本節の目的は、地方圏から大都市圏への人口移動を、定量的に要因分析することである。データの取得期間は 1963 年から 2014 年である²⁶。本節で分析する人口移動のモデルは、「地域移動モデル」と名付ける。

A. 地域移動モデル

地方圏から大都市圏への人口移動を定量的に要因分析しよう。以下で使用する変数を、表 c のように定義する。

表 c モデルに用いる記号

記号	意味
R	地方圏 (Rural)
U	大都市圏 (Urban)
t	データの年数
M_t^R	t 年における、地方圏から大都市圏への人口移動者数
N_t^{Ri}	t 年における、地方圏の、年齢区分 i に含まれる人口数

これらの記号を用いると、地方圏から大都市圏への人口移動は次の式で説明できる。

$$M_t^R = (\alpha + \beta X_t) N_t^{Ri} \quad (1a)$$

この式は、 t 年における大都市への移動者数は、地方圏の年齢別人口 N_t^{Ri} のうち、(1a)式の括弧内で示される割合であり、その割合は、変数 X に依存するというものである。ただし、この式を直接推定すると、分散不均一性 (heteroscedasticity) の問題が発生するので、(1a)式の両辺を N_t^{Ri} で割った変数、すなわち、

$$m_t^a = \frac{M_t^R}{N_t^{Ri}} \quad (1b)$$

を推定することになると、(1a)は次のように書き直すことができる。

$$m_t^i = \alpha + \beta X_t \quad (1)$$

²⁶ 有効求人倍率のデータ取得期間の制約のため、この期間となっている。

この式は、地方圏から大都市圏への移動者数を地方圏人口で除した数値を被説明変数として、これを説明する回帰モデルを表す。

被説明変数 m_t^i を算出する際に用いる年齢区分 i は、圏域を跨ぐ移動を行うのは主に生産年齢人口のうち若年から中年層であると仮定し、15歳から、24, 29, 34, 39, 44歳までの5つの区分とした²⁷。この5区分の年齢に含まれる地方圏人口を用いて m_t^i を算出する。なお、地方圏の全人口と、5つの年齢区分に含まれる人口数の推移は、図7と図8で示した。

B. 地域移動モデルの説明変数

まず人口移動者数は、両圏域間の所得比率に影響を受けるだろう。ある人が圏域間で一人当たり所得に大きな差があることを知れば、それは、より高い所得を求めて居住地を変えるインセンティブとなる。そこで、 t 年における前年（ $t-1$ 年）の一人当たり県民所得の圏域間比率（ y_{t-1} ）を説明変数として加える²⁸。 y_{t-1} は、都市圏と地方圏それぞれの人口一人当たり県民所得（ y_{t-1}^U, y_{t-1}^R ）を用いて、次のように定義される変数である。

$$y_{t-1} \equiv \frac{y_{t-1}^U}{y_{t-1}^R}$$

次に、節4.Cで触れたように、人口移動者数は一人あたり社会資本のストックの比率の影響を受ける。このため説明変数として、 $t-1$ 年の人口一人あたり社会資本ストック（ c_{t-1} ）の圏域間比率を加える^{29 30}。 c_{t-1} は、都市圏と地方圏それぞれの人口一人あたり社会資本ストック（ c_{t-1}^U, c_{t-1}^R ）を用いて、次のように定義される。

$$c_{t-1} \equiv \frac{c_{t-1}^U}{c_{t-1}^R}$$

さらに、そもそもその地域で職を見つけやすいかどうかは、移動を考慮する要因となる。節4.Dで説明した通り、有効求人倍率の高低はその地域での求職活動にかかるコストに関わり、有効求人倍率が低い地域から高い地域への移動を促す。そこで、 t 年の有効求人倍率の

²⁷ 各区分の人口移動に関する回帰分析（表e）によれば、決定係数は年齢区分の幅が大きくなるに連れて高まり、15-39歳の区分で最大になった後、15-44歳の区分では低下する。そのことを示すため、区分15-44歳まで本稿の分析に含めている。

²⁸ 本稿では、データの圏域間比率を取るときは、すべて「都市圏/地方圏」で計算している。

²⁹ 社会資本ストックのデータは、内閣府（2017）より取得した「生産的資本ストック」を用いた。推計対象としては全部門合計の数値を利用した。

³⁰ 記号 c は、資本を表す capital の頭文字から取った。

地域間比率 (j_t) を説明変数として加える³¹。 j_t は、都市圏と地方圏それぞれの有効求人倍率 (j_t^U, j_t^R) を用いて次のように定義される。

$$j_t \equiv \frac{j_t^U}{j_t^R}$$

これらの変数を用いたモデル式は、次のように表せる。

$$m_t^i = \alpha + \beta_1 y_{t-1} + \beta_2 c_{t-1} + \beta_3 j_t + \epsilon \quad (2)$$

この式(2)を「地域移動モデル」と呼ぼう。表 d は、この式で用いた変数の定義を示している。

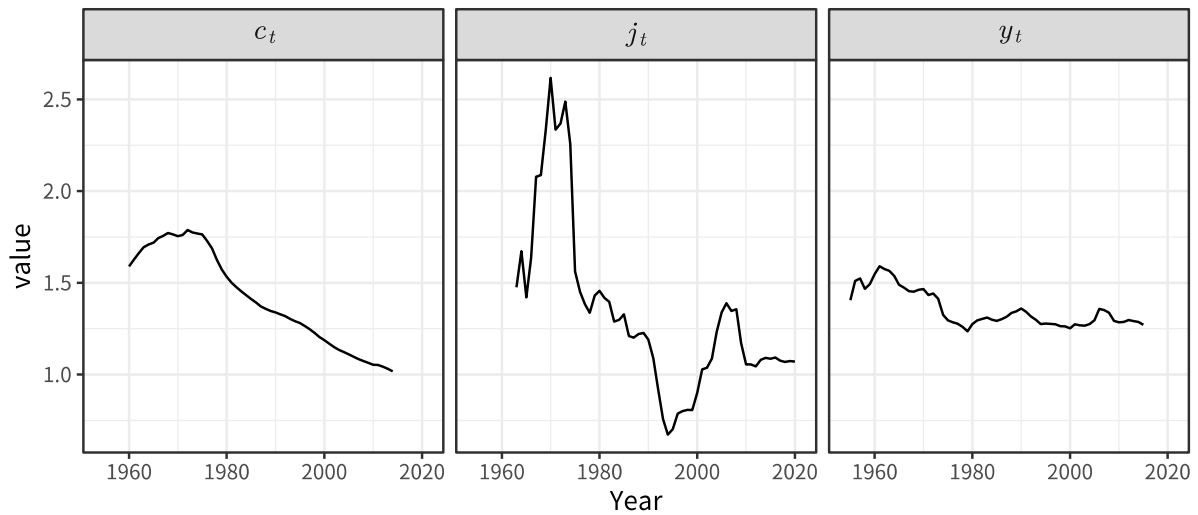
表 d 地域移動モデルの変数の意味

記号	意味
m_t^i	t 年における、「地方圏から大都市圏への人口移動者数 ÷ 年齢区分 <i>i</i> に含まれる地方圏人口数」
y_{t-1}	$t-1$ 年における、人口一人あたり県民所得比率（都市圏 / 地方圏）
c_{t-1}	$t-1$ 年における、人口一人あたり生産的資本ストックの地域間比率（都市圏 / 地方圏）
j_t	t 年における、有効求人倍率の地域間比率（都市圏 / 地方圏）

図 18 には、モデルの説明変数が 1960 年代からどう推移してきたかを示した。

³¹ 記号 j は、有効求人倍率を表す job-applicant ratio の頭文字から取った。

図 18 地域移動モデルの説明変数に用いたデータの推移³²



地域移動モデルを重回帰分析した推定結果を表 e に示す。

表 e 地域移動モデルを重回帰分析した推定結果

	$i = 15-24$	$i = 15-29$	$i = 15-34$	$i = 15-39$	$i = 15-44$
(Intercept)	0.007 (0.437)	-0.043 (-4.329)	-0.051 (-7.642)	-0.046 (-9.421)	-0.044 (-9.477)
$y[t-1]$	0.040 (2.955)	0.066 (7.643)	0.061 (10.583)	0.050 (11.807)	0.044 (11.035)
$c[t-1]$	0.005 (1.077)	0.002 (0.900)	0.006 (3.043)	0.007 (5.645)	0.008 (6.058)
$j[t]$	0.022 (8.246)	0.012 (7.373)	0.007 (6.605)	0.005 (6.471)	0.004 (5.744)
Num.Obs.	52	52	52	52	52
R2	0.876	0.914	0.942	0.956	0.952
R2 Adj.	0.868	0.909	0.938	0.954	0.949
AIC	-390.2	-437.6	-479.3	-511.7	-517.3
Log.Lik.	200.112	223.815	244.632	260.869	263.666
RMSE	0.01	0.00	0.00	0.00	0.00

備考: 各係数の下のカッコ内の数値は、すべて t 統計量である。

これらの推定結果のうち、 R^2 Adj. で見た場合に最も当てはまりがよいのは、年齢区分 a として 15 歳から 39 歳の年齢人口を用いた場合である ($a = 15-39$ の列)。このモデルの理論値 (Fitted) と実際値 (Actual) の推移を図 19 に示す。

³² このグラフではどの変数も、 t 年のデータをプロットしている。

図 19 地域移動モデル ($i = 15-39$) の回帰理論値 (Fitted) と実際値 (Actual)

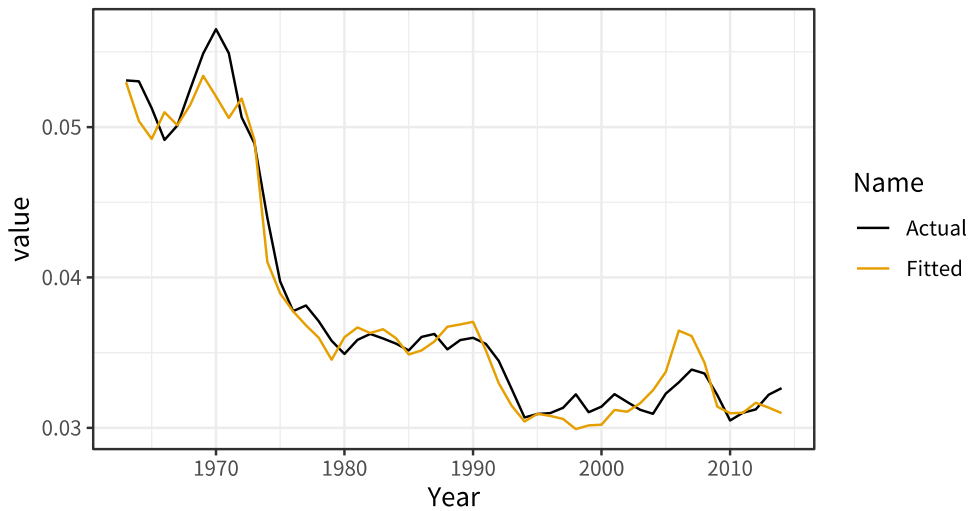


表 f 1972-1980 年の実績値と理論値の比較

	実績値と 推定結果	1972 年	1980 年	差分 (80 - 72 年)
[1]	実績値 (actual value)	① 1098690	② 762334	③ -336356
[2]	回帰理論値 (fitted value) ³³	④ 1097593	⑤ 754029	⑥ -343564

この図の両線を比較すると、1970年から1980年までの期間では、概ね良好な fit が得られているが、1970年と1971年の現実値のピークをうまく説明していない。両年における実績値と理論値との乖離を説明するためには、本稿では発見しきれなかった要因があることを意味する。しかし、1972-80年の区間では極めて良好な fit が得られているので、地域移動モデルで用いた説明変数は、人口移動に関する説明力が高いと考えられる。したがって、1972年から1980年の区間において、要因ごとの寄与率の分析を行う。

まず表 f のセル③は1972年から1980年の区間における、実績値における両年間での差分を示している。同様に、セル⑥は、回帰理論値の差分を示している。こうして比較すると、理論値の差分⑥は、実績値の差分③の95%を説明してくれる。年齢区分15-39歳に対する回帰式(2)の、1972-80年の期間における説明力の高さを具体的に示しているといえよう。

³³ 各年の $\alpha + \beta_1 y_{t-1} + \beta_2 c_{t-1} + \beta_3 j_t$ の和である (ϵ を含まない)。

6. モデルによるシミュレーション

前節で定義した地域移動モデル

$$m_t^i = \alpha + \beta_1 y_{t-1} + \beta_2 c_{t-1} + \beta_3 j_t + \epsilon \quad (2)$$

の各係数 (α, β) に、表 e に掲げた回帰係数の推定値を代入し、その両辺に地方圏の 15-39 歳人口 (N_t^{Ri}) を乗じると、(2)式の左辺は、地方圏から大都市圏への移動者数 (M_t^R) となる (式 (1b) を参照)。

表 f の行[2]は、回帰式(2)の 1972 年と 1980 年における理論値と、その差分とを示している。

表 g の列[b]は、この差に対する各変数の寄与度を示している (これらの寄与度は、誤差を除いた被説明変数の変動を、各変数がどれだけを説明するかを表し、合計すると 100 % になる)。すなわち、(2)式の推定式から得られる M_t^R の理論値の 1972 年から 1980 年の間における減少に各説明変数がどれだけ寄与しているかを示している。

この表 g の列[d], [e], [f]は、(2)式右辺の各変数を順に動かした場合の、回帰理論値を示している。特に[3]行目は、表 f の行[2]と同一である。

表 g 各変数の人口移動減への貢献度 (1972-1980 年)

変数名	寄与度	シミュレーション における 変動変数	回帰理論値 ³⁴			回帰理論値の 差分に対する、 変動の比率
			1972 年	1980 年	差分 (80-72 年)	
[a]	[b]	[c]	[d]	[e]	[f]	[g]
[1] y_{t-1}	60.36 % (= ④)	y_{t-1} (1972 以降)	① 1097593	② 889081	③ -207392	④ 60.36 %
[2] j_t	30.68 % (= ⑧ - ④)	j_t, y_{t-1} (1972 以降)	⑤ 1097593	⑥ 783690	⑦ -312783	⑧ 91.04 %
[3] c_{t-1}	8.96 % (= ⑫ - ⑧)	c_{t-1}, j_t, y_{t-1} (1972 以降)	⑨ 1097593	⑩ 754029	⑪ -343564	⑫ 100.0 %

表 g の行[1]は、(2)式で y_{t-1} 以外の変数の値を 1972 年水準で固定し、 y_{t-1} のみ 1980 年値とする場合の理論値 (セル②) と (2)式の 1972 年における理論値 (セル①) との差分 (セル③) を示している。この結果、行[3]で示した回帰理論値の差分のうち 60.4 % が y_{t-1} によって説明

³⁴ 各年の $\alpha + \beta_1 y_{t-1} + \beta_2 c_{t-1} + \beta_3 j_t$ の和である (ϵ を含まない)。

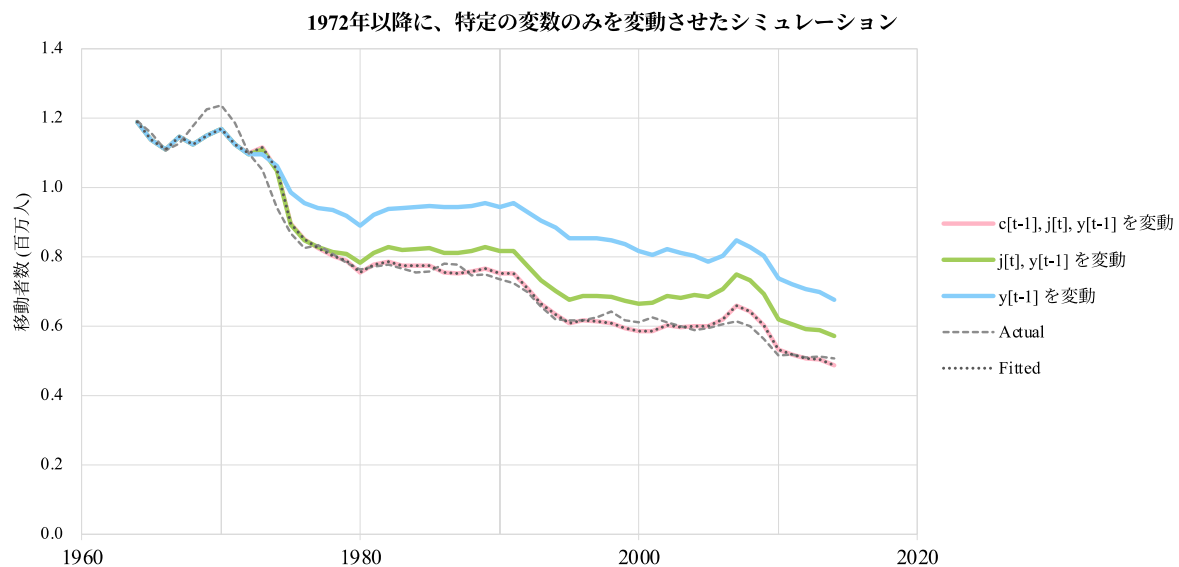
できる（セル④）。このことを、回帰理論値の変化に対する変数 y_{t-1} の寄与度は 60.4%であると言う。これは行[1] 列[b]のセルに示されている。

次に、1972年以降、 y_{t-1} と有効求人倍率比の変数(j_t)とを共に現実に基づいて変化させた場合の、1980年の値がセル⑥に示されている。この場合の1972年値との差分が、セル⑦で示されている。セル⑧は、これが回帰理論値の差分の91.0%を説明することを示している。セル⑧と⑤との差である30.7%が、 j_t 自体の理論値差分の説明への寄与度である。行[2] 列[b]のセルに示されているとおりである。

最後に、社会資本ストック比の変数(c_{t-1})まで含めたモデルの変数全てを、現実に基づいて変動させると、セル⑩が得られる。これらの3変数によって、セル⑩で示した回帰理論値の変化の100%を説明することがわかる。したがって、 c_{t-1} の寄与度は、セル⑩からセル⑧を差し引いた9.0%である。行[3] 列[b]のセルに示されているとおりである。

なお、上記に挙げた3つのシミュレーションによる、地方圏から都市圏への人口移動者数の推移は、図20の通りである。

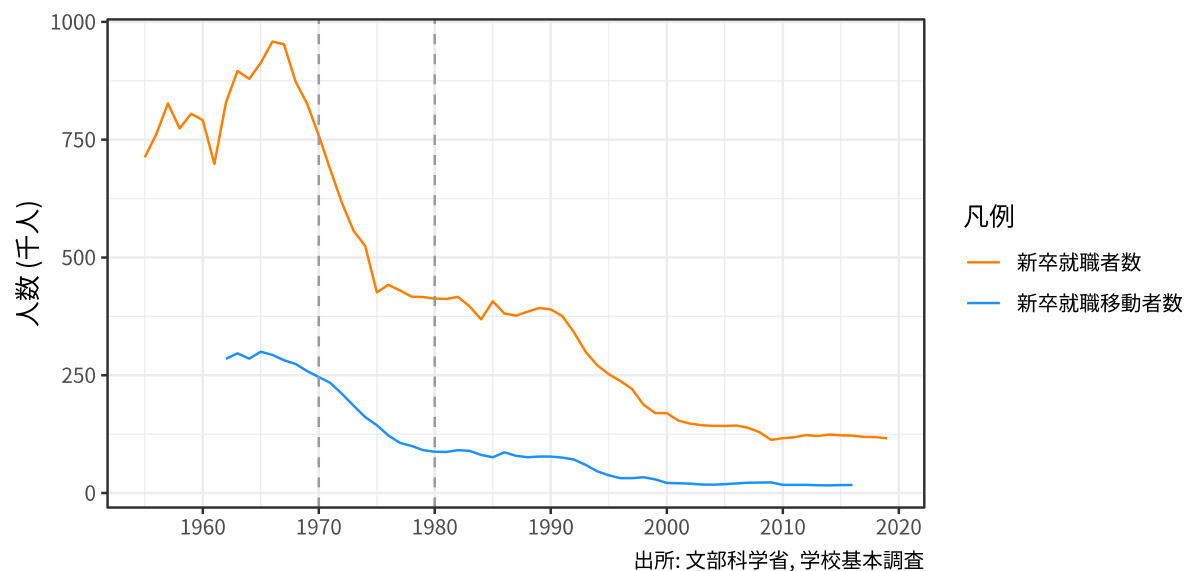
図20 各シミュレーションによる理論値の推移



7. 中・高卒者における移動者比率を推定するモデル

本節の目的は、「地方圏の中高卒業者（新卒者）数の減少が、地方から大都市への人口移動減少の主因である」という仮説を検証することにある。

図 21 地方圏における、新卒就職者数と、そのうち大都市圏に移動して就職した新卒者の人数



このため、新卒者の地方圏から大都市圏への就職移動を、①地方圏の人口と、②大都市圏と地方圏の一人あたり県民所得比率で、定量的に要因分析しよう。

図 21 には、地方圏の新卒者のうち、就職した者の人数を示している。まず、青線で示した「新卒就職移動者数」は、「地方圏の新卒者のうち、大都市圏に移動して就職した者の数」（これを変数 a と呼ぶ）である³⁵。次に、同図に橙線で示した「新卒就職者数」は、「地方圏の新卒者のうち、就職した者の総数」（これを変数 b と呼ぶ）である。変数 b は、いわば、新卒者の大都市への移動者（変数 a ）を生む母体となる数である。

この図 21 は、地方圏の新卒就職者数・就職移動者数が 1960 年代の後半から減少し続けていることを示しており、就職者数は、1970 年から 1980 年の間では約 34.6 万人の減少が見られることを示している。

図 23 は、地方圏の新卒就職者数 (b) を分母に、地方圏の新卒就職移動者数 (a) を分子に取った比率（新卒就職移動者率）を示している。この比率を見ると、潜在的に大都市圏へ移動

³⁵ 図 21 の「新卒就職移動者数」の青線は、図 11・図 13 の青線と同じものである。

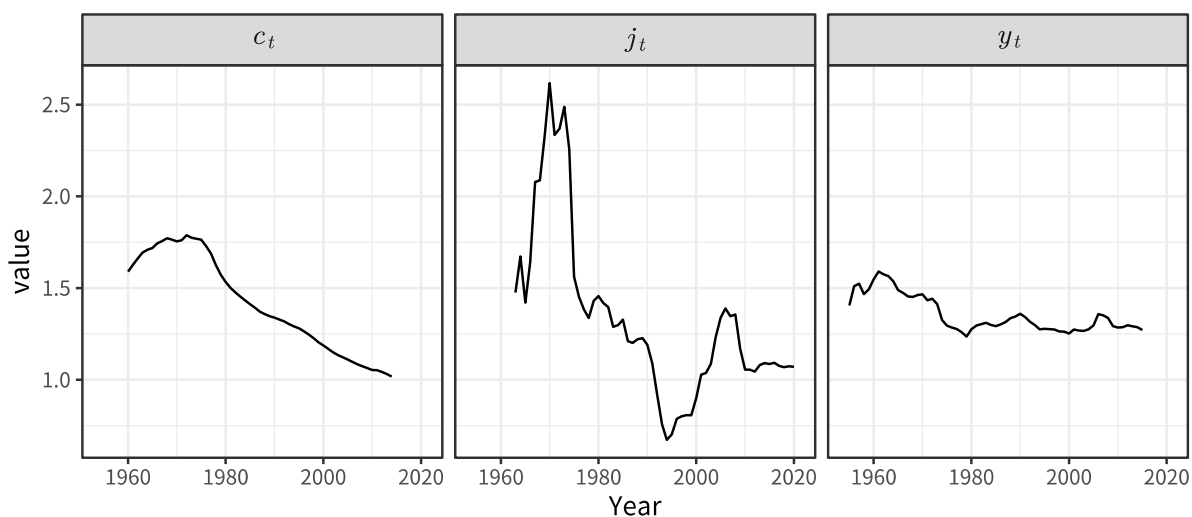
する可能性がある地方圏の新卒就職者の中で、実際に移動する人の比率が下がっていることがわかる。

図 22 新卒就職者数に占める新卒就職移動者のパーセンテージ (a/b)



本節では、 $\left(\frac{a}{b}\right) \times 100$ （新卒就職移動者パーセンテージ）を被説明変数として、まず「地域移動モデル」と同じ説明変数を用いた回帰分析を行う。

図 23 a/b の推定に用いた説明変数（図 18 再掲）



被説明変数 a/b を、地域移動モデル（式(2)）と同じ説明変数で回帰すると、 j_t の係数が有意でなくなる。新卒者は、短期的な失業率の変動をあまり考慮することなく就職移動を考えるとということであろう。

したがって、 $\left(\frac{a}{b}\right) \times 100$ を、 y_{t-1} と c_{t-1} のみで説明する。これを「新卒モデル」と呼ぶこととする。すなわち、

$$100 \frac{a}{b} = \alpha + \beta_1 y_{t-1} + \beta_2 c_{t-1} + \epsilon$$

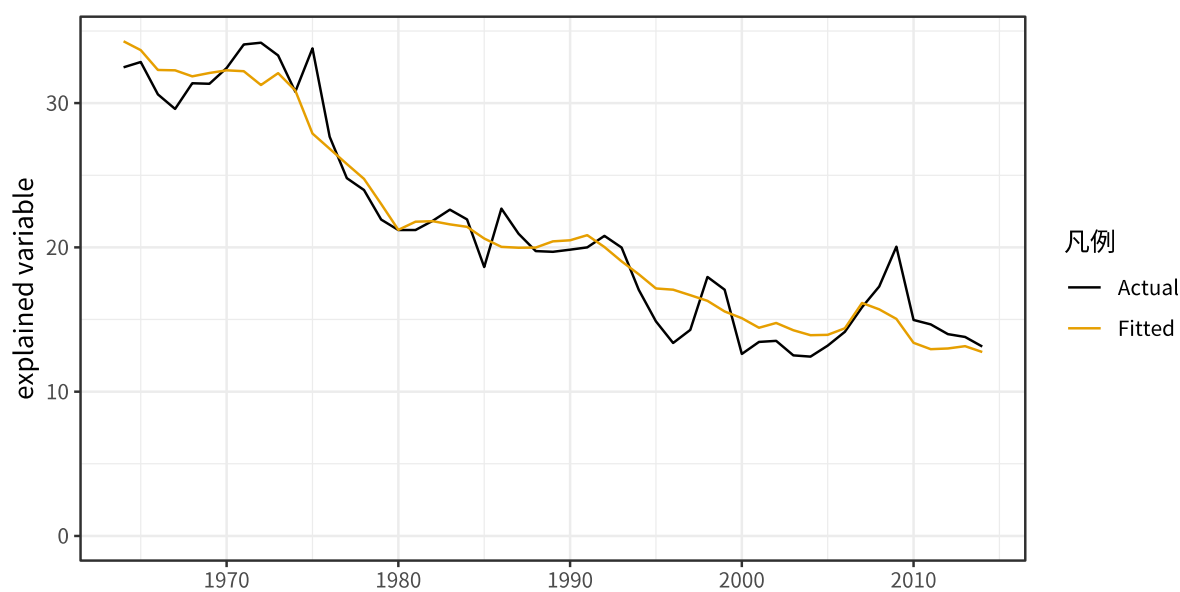
これらの推定結果は表 h と図 24 の通りである。

表 h a/b を回帰分析した場合の、地域移動モデルと新卒モデルの推定結果

	地域移動モデル	新卒モデル
(Intercept)	-44.158 (-8.250)	-49.059 (-10.679)
c[t-1]	17.664 (11.999)	19.034 (15.171)
j[t]	1.511 (1.697)	
y[t-1]	28.889 (6.323)	32.654 (8.021)
Num.Obs.	51	51
R2	0.939	0.935
R2 Adj.	0.935	0.933
AIC	211.1	212.1
Log.Lik.	-100.530	-102.046
F	240.998	346.495
RMSE	1.74	1.79

備考: 各係数の下のカッコ内の数値は、すべて t 統計量である。

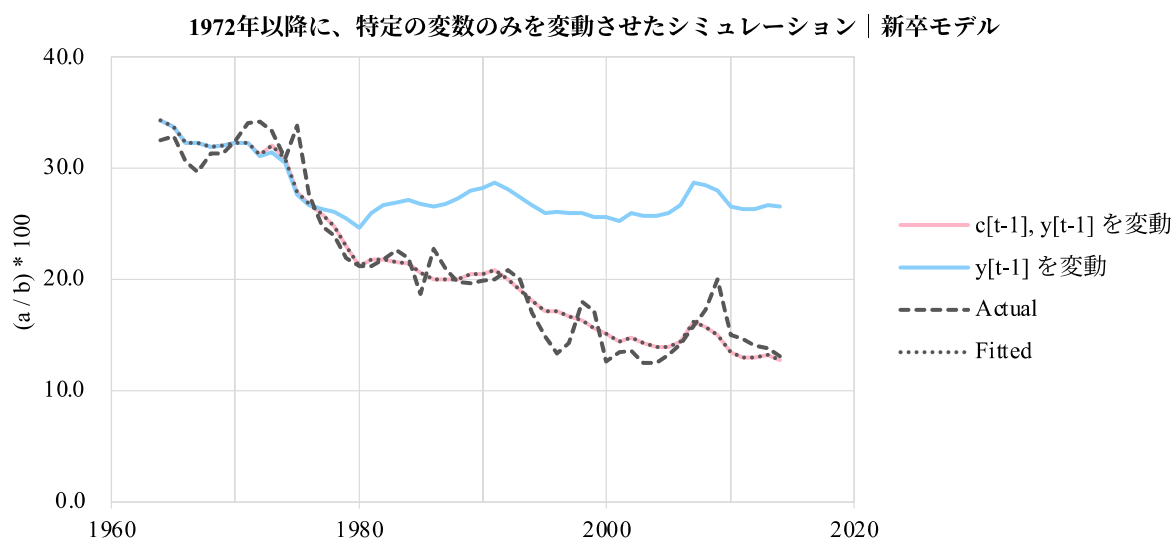
図 24 a/b の新卒モデルによる推定値 (fitted value) と、実際値 (actual value)



新卒モデルによるシミュレーションの結果を、表 i に示した。圏域間所得格差 (y_{t-1}) の減少が 64.3% を説明している。地域移動モデルで効いた有効求人倍率の変数が効かない代わりに、所得格差の効果が新卒モデルではより強く出ている。

表 i 新卒モデルによる各変数の人口移動減への貢献度 (1972-1980 年)

変数名	寄与度	シミュレーション における 変動変数	回帰理論値 ³⁶			回帰理論値の 差分に対する、 変動の比率
			1972 年	1980 年	差分 (80-72 年)	
[a]	[b]	[c]	[d]	[e]	[f]	[g]
[1] y_{t-1}	⑨ 64.3 % (= ④)	y_{t-1} (1972 以降)	① 31.12	② 24.67	③ -6.45	④ 64.26 %
[2] c_{t-1}	⑩ 35.7 % (= ⑧ - ④)	c_{t-1}, y_{t-1} (1972 以降)	④ 31.25	⑤ 21.22	⑥ -10.04	⑧ 100.0 %



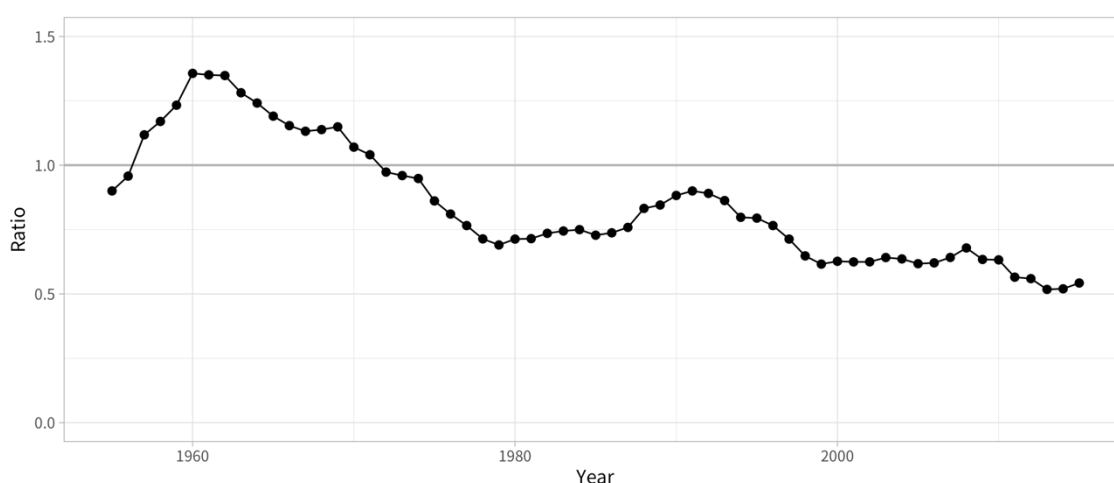
³⁶ 各年の $\alpha + \beta_1 y_{t-1} + \beta_2 c_{t-1} + \beta_3 j_t$ の和である (ϵ を含まない)。

8. 所得格差縮小の要因

以上の分析から明らかになったように、1970年代初頭において地方圏から大都市圏への移動の激減の大きな要因は、所得格差の縮小であった（図25）。

増田（2004）が的確に指摘したように、この所得格差の縮小は、フロー変数である行政投資の、地方への配分の急激な増加と、極めて密接な動きをしている。これは、地方に公共事業の職を作り出し、農民への労働需要を直接的に拡大したという側面があったといえよう。

図25 一人あたり行政投資額の、大都市圏対地方圏での比率



(出所) 総務省統計局
(備考) ここでの大都市圏は、埼玉県、千葉県、東京都、神奈川県、岐阜県、三重県、愛知県、京都府、大阪府、兵庫県、奈良県の11都府県、地方圏はそれ以外の道県である。

所得格差の変動に及ぼすこの政策変数の効果を見るために、大都市圏対地方圏の行政投資比率（Investment Ratio）を説明変数として用いて、この間の所得格差の要因分析を行うと、以下の通りである。

表 j 県民所得比率を行政投資比率で回帰分析した推定結果³⁷

	y_t
(Intercept)	1.05*** (0.02)
Investment Ratio	0.36*** (0.02)
R ²	0.82
Adj. R ²	0.82
Num. obs.	61

*** $p < 0.001$; ** $p < 0.01$; * $p < 0.05$

地方における公共投資は、地方の賃金率を引き上げるから、相対的に大都市圏の賃金を引き下げ、その代理変数である（被説明変数の）県民所得比率 (y_t) を引き下げたのである。この式を我々の基本モデルの説明変数の所得格差変数に代入すると、大都市圏への人口移動の約 32% ($= 20.5 \times 0.82 + 15$) が、公共投資と生産基盤資本ストックで決まっていたことがわかる。また新卒モデルでは、この比率が約 29% ($= 22.8 \times 0.82 + 10.2$) である。

³⁷ この回帰分析における行政投資（investment ratio）の変数は、県民所得比率と同年の数値である。

9. 「国土の均衡ある発展」政策

この大都市圏・地方圏間の所得格差が縮まったことの背景には、高度成長のピーク時から行われてきたさまざまな地方優遇策の存在がある。

図 14 が示す、60 年代初頭から 70 年代にかけての所得格差の縮小のひとつの原因は、「国土の均衡ある発展」の概念に基づいたさまざまな地方優遇策にある。地方への再分配が、都市と地方との賃金差を引き下げたのである³⁸。例えば、図 25 に示す一人あたり行政投資額の動きは、一人あたり県民所得比の動きを大筋として説明してくれる。このことは、行政投資の地方ばらまきが地方を名目的に豊かにしたことが、地方圏からの人口移動を減らした原因の一つであることを示している。

増田（2009）は、このような地方へのばらまきが、田中角栄氏の代議士としての活躍によって飛躍的に伸びたことを指摘しているが、これが池田内閣時代から始まっていたことを、京極（1986）は次のように説明している。

「池田内閣は、経済成長、所得倍増、月給二倍というナショナル・コンセンサスを確立して安保騒動の混乱を取拾します。・・・それは経済テクノクラット主導型政治の開幕でもあります。こうして戦後型議会政治の上演するドラマの A、経済成長が定着しました。そして輸出主導型の経済成長にともなって GNP も大きくなり、それとともに財政規模も大きくなります。ここから、一方で財政というチャンネルを使い、公共事業費、交付金、補助金を活用する。全国的な富と文明の分配が政治ドラマの主題 B として成立します。・・・「地元の面倒を見ることが職業政治家の仕事である。」

「補助金と票の交換が政治である」などの今日の政治常識がここから確立します。・・・今日の国際社会のなかで日本がいかなる役割を果たすべきか。この問題について、職業政治家には見識も意見もないという批判があります。内政中心の分配の政治の裏側ということでもあります。」³⁹

³⁸ 増田（2004）、八田（2006）

³⁹ 京極（1986, pp. 90-91）より。中略は筆者による。

10. まとめ

日本は 1960 年代に高度成長を体験したが、それは、地方圏から大都市圏への大規模な人口移動を伴っていた。ところが 1970 年前後に、急速に人口移動が減少すると共に、成長率も激減した。人口移動の減少が、大都市圏における家電製品や住宅などへの需要を大きく減らしただけでなく、生産性の低い地域から高い地域での資源の移動も減少し、これによって国全体の生産性の伸びも止まることになった。

本稿では、日本の大都市圏への人口（粗）移動が 1970 年代に低下した原因を究明した。

まず、地方圏の人口減少がこの低下をもたらしたのではないことを明らかにした。1970 年時点で、大都市圏への人口移動のうち、新卒者の割合は 3 分の 1 未満であったので（図 11）、人口移動関数の推定を年齢別に行ったところ、15 歳から 39 歳までの年齢層で、最も高い決定係数が得られた。この年齢層の地方人口は、70 年代を通じてほぼ一定であるので、地方人口の減少が人口移動減少の原因ではない。

本稿の回帰分析によると、1970 年代において、この年齢層に人口移動減少をもたらした最大の要因は、有効求人倍率の地域間格差が縮小したことである。次に大きな要因は、地方の所得の相対的な向上である。さらに、地方の社会資本ストックの相対的な増加も貢献している。一方、中学・高校の新卒者に限定してこの回帰分析を行うと、短期的要因である有効求人倍率の格差縮小は、有意ではなかった。新卒者にとっては、地方圏の一人当たり所得と社会資本ストックの相対的改善が、移動の主要な決定要因となっている。

いわゆる「国土の均衡ある発展」政策に基づく、高度経済成長期を通じての地方への再分配政策が、1960 年代から地方圏の所得を相対的に引き上げ（図 14）、15 歳から 39 歳までの年齢層の人口移動を抑制した（図 1）。特に地方圏の所得向上がもたらした、地方圏新卒者の進学率の向上も、新卒者が大都市圏へ移動することを抑制した。これらの人口移動の低下は、大都市における住宅および家電などの消費財需要の増加を抑制することを通じて、大都市の有効求人倍率を引き下げる原因となった。これは 20 代・30 代に対しては、さらなる人口移動抑制効果を持った。すなわち、地方圏への所得再分配政策が、直接的にも、間接的にも（すなわち、大都市圏における有効求人倍率の低下をもたらすことを通じて）、1970 年代前半の人口移動急減をもたらしたと考え得る。

現在、高度成長を経験しているアジア諸国では、その結果として生じるであろう地方への再分配の政治的圧力を、いかに留めるかが重要であることを、この結論は示唆している。

付論 大都市への人口移動と全国経済成長

第1節では、大都市圏への人口移動 M が大きいほど、国全体の経済成長率は高まると述べたが、本付論では、これが成り立つための2つの前提を明らかにする。そのため、第5節Aで導入した記号を用いるが、簡略化のため、下付きの t を除くとしよう。さらに、

$$\begin{aligned} Y^J &= t \text{ 期の日本全体の GDP} \\ Y_{-1}^J &= t-1 \text{ 期の日本全体の GDP} \\ \Delta Y^J &= Y^J - Y_{-1}^J \end{aligned}$$

とする。

これらの記号を用いると、

$$\Delta Y^J = (y^U - y^R)M \quad (3)$$

が、以下の2つの前提の下で成り立つことを示そう。

前提1. 「各地域の人口増加は社会増のみである」

前提2. 「各地域の生産性である y^R と y^U は、人口移動からの影響を受けない⁴⁰」

まず前提1から、

$$N^U = N_{-1}^U + M \quad (4)$$

$$N^R = N_{-1}^R - M \quad (5)$$

が成り立つ。なお本付論では、一期前の変数を、下付きの -1 を付して表すことにする。ここで、 $\Delta N^R = N^R - N_{-1}^R$ と $\Delta N^U = N^U - N_{-1}^U$ という記号を導入すると、式(4)と(5)から、

$$\Delta N^U = M = -\Delta N^R \quad (6)$$

を得る。

前提2から、外生変数は全て一定であるとする、

$$\begin{aligned} y^R &= y_{-1}^R \\ y^U &= y_{-1}^U \end{aligned} \quad (7)$$

⁴⁰ 本節では、技術的要因等を固定して人口移動の成長への影響を見るから、この前提は、田淵(1988, p. 220)の次の観察に基づく。

「人口移動による大都市集中は、一人あたり所得の格差を拡大させも縮小させもしない」

が得られる。

一方、定義から

$$Y^J = y^R \times N^R + y^U \times N^U \quad (8)$$

が成り立つ。

この式(6)は、1期前にも成り立つから、

$$Y_{-1}^J = y_{-1}^R \times N_{-1}^R + y_{-1}^U \times N_{-1}^U \quad (9)$$

これに(5)式を適用すると、

$$Y_{-1}^J = y^R \times N_{-1}^R + y^U \times N_{-1}^U \quad (10)$$

と書ける。(8)式と(4)式から次を得る。

$$\Delta Y^J = y^R \times \Delta N^R + y^U \Delta N^U \quad (11)$$

(11)式に(6)を代入して、次式(12)を得る。

$$\Delta Y^J = (y^U - y^R)M \quad (12)$$

したがって、大都市圏への人口移動 M が大きいほど、国全体の経済成長率は高まる。

参考文献

- Alonso, William (1980). "Five Bell Shapes in Development." *The Regional Science Association*, Vol.45, pp. 5-16
- Hatta, Tatsuo (1995). "Housing and the Journey to Work in the Tokyo Metropolitan Area." Reprint Series, No. 240
- Lewis, W. A. (1954). "Economic development with unlimited supplies of labour." *The Manchester School*, 22(2), pp. 139-191.
- Mera, Koichi (1977). "The Changing Pattern of Population Distribution in Japan and Its Implication for Developing Countries." *Habitat International* Vol.2, pp. 455-479
- Sakashita, Noboru (1984). "Towards a theory of regional economic policy in postwar Japan." *copy from the Institute of Socio-Economic Planning*, Tokyo, Japan (mimeo).
- Tabuchi, Takatoshi (1983). "International Migration and Development in Japan and in the United States." *Ph. D. dissertation, Graduate School of Arts and Science, Harvard University*, Cambridge Mass.
- 上田浩平・唐渡広志・八田達夫 (2006) 「大都市の集積の利益——東京は特殊か」, 八田達夫編『都心回帰の経済学』, 日本経済新聞社, pp. 1-23, 2006年6月
- 大石泰彦・折下功・中村貢・岡野行秀・竹内靖雄・生田浩二・田中一行 (1964) 「立地センター研究モデルに関する研究」, 『日本工業立地センター研究年報2』, pp.1-33
- 大平俊男・縣良英 (1974) 「東京都における光化学スモッグ発生の状況」, 『環境技術』, 3巻7号, pp. 463-473. <https://doi.org/10.5956/jriet.3.463>
- 京極純一 (1986) 『日本人と政治』, 東京大学出版会, 1986年6月.
- 厚生労働省 (2021) 「一般職業紹介状況 (職業安定業務統計) / 都道府県別・地域別労働市場関係指標 (実数及び季節調整値)」, https://www.e-stat.go.jp/stat-search/files?stat_infid=000031942502.
- 総務省統計局 (2020a) 「住民基本台帳人口移動報告」
- 総務省統計局 (2020b) 「人口推計 長期時系列データ」
- 総務省統計局 (2020c) 「総務省 小売物価統計調査, 主要品目の東京都区部小売価格: 昭和25年(1950年)~平成22年(2010年)」, <http://www.stat.go.jp/data/kouri/doukou/3.html>
- 総務省統計局 (2020d) 「消費者物価指数, 東京都区部 (品目別価格指数)」
- 総務省統計局 (2020e) 「労働力調査 長期時系列データ」, <https://www.stat.go.jp/data/roudou/longtime/03roudou.html>
- 谷謙二 (2000) 「就職・進学人口移動と、国内人口移動の変化に関する分析」, 『地理学研究報告』, 埼玉大学教育学部, 20号.

- 田淵隆俊 (1986) 「地域間所得格差と地域間人口移動」, 地域学研究, 17 卷, pp. 215-226,
<https://doi.org/10.2457/srs.17.215>
- 東京都 (2019) 「光化学スモッグ注意報発令日数と健康被害者数の推移」,
https://www.metro.tokyo.lg.jp/tosei/hodohappyo/press/2019/12/18/documents/07_01.pdf
- 内閣府 (2018) 「社会資本ストック推計データ」, <https://www5.cao.go.jp/keizai2/ioj/index.html>
- 内閣府 (2020) 「県民経済計算」,
https://www.esri.cao.go.jp/jp/sna/data/data_list/kenmin/files/files_kenmin.html
- 農林水産省 (2018) 「5-10 年齢別農業就業人口 (自営農業に主として従事した世帯員数)」, 農林業センサス累年統計.
- 八田達夫 (1991) 「東京一極集中問題への処方箋-座談会-」, 『月刊 ESP No236 経済社会政策』, 1991 年 12 月
- 八田達夫 (1992-1993) 「巨大都市の経済学 連載」, 『経済セミナー』
- 八田達夫 (1992) 「一極集中、何がそんなに悪いのか」, 日本経済新聞社編『異説・日本経済—通説の誤謬を撃つ』, 日本経済新聞社, 1992 年 10 月
- 八田達夫 (1992a) 「東京一極集中: 価格機構による対策」, 宇沢弘文・堀内行蔵編『最適都市を考える』, 東京大学出版会, 1992 年 4 月
- 八田達夫 (1992b) 「東京一極集中は悪か」, 『日本経済新聞/やさしい経済学』, 1992 年 4 月 15 日~21 日
- 八田達夫 (1995) 「東京の過密通勤対策」, 『東京問題の経済学』, 東京大学出版会, 1995 年 2 月
- 八田達夫 (1996) 「首都移転、効果“空論”でムダ」, 『日本経済新聞』, 1996 年 4 月 25 日
- 八田達夫 (2000) 「首都移転反対論」, 『東京都議会調査資料 No.93』
- 八田達夫 (2006) 「都市回帰の経済学」, 八田達夫編『都心回帰の経済学』, 日本経済新聞社, 2006 年 6 月, pp. 1-23.
- 福地崇生・安井正巳・村松ひろみ・竹中治 (1966a) 「地域経済計量モデルの展望」, 『経済分析』, 第 17 号, pp. 1-58.
- 福地崇生・安井正巳・村松ひろみ・竹中治・山川博康 (1966b) 「全国地域計量モデルの研究——昭和 35 年横断資料によるパイロットモデル」, 『経済分析』, 第 19 号, pp. 1-61.
- 福地崇生・信国真載 (1968) 「日本地域経済の計量経済学的模型」, 『季刊 理論経済学』, Vol. XIX, No.2
- 福地崇生編 (1974) 『地域経済学』, 有斐閣, 1974 年 8 月

- 福地崇生・康哲 (1981) 「投票行動の計量経済学的分析——高度成長期における自民党支持率低下の分析」, 『季刊 理論経済学』, 32 卷 1 号, pp. 29-44,
https://doi.org/10.11398/economics1950.32.1_29
- 増田悦佐 (2002) 「都市再生こそ日本経済活性化の王道」, 『エコノミクス』, 2002 年春号
- 増田悦佐 (2004) 『高度経済成長は復活できる』, 文春新書, 2004 年.
- 南亮進 (1970) 『日本経済の転換点』, 創文社, 1970 年.
- 山下一仁 (2013) 「農業・農村の伝説、迷信、謎の正体」, DIAMOND online, 2013 年 11 月 20 日. <https://www.rieti.go.jp/jp/papers/contribution/yamashita/107.html>
- 吉川洋 (1997) 『高度成長——日本を変えた六〇〇〇日』, 読売新聞社, 1997 年.
- 吉野直行・中野英夫 (1994) 「首都圏への公共投資配分」, 八田達夫編『東京一極集中の経済分析』, 第 6 章, 日本経済新聞出版, 1994 年 2 月.