

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

令和2（2020）年3月

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

八田達夫<sup>1</sup> 田村一軌<sup>2</sup>

2020年3月31日

## 要約

1970年前後から、地方圏から大都市圏への人口純移動は急激に減少した。このことは、それに伴って起きた、日本の経済成長率の急激な低下の原因であると考えられる。この都市への人口移動の低下の原因としては、①地方人口の減少（いわゆる余剰人口の枯渇）と、②1970年代中盤以降の「国土の均衡ある発展」政策による地方への再分配によって生じた都市と地方との賃金差の縮小とが考えられる。本研究は、これら2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。<sup>3</sup>

まず基本データの推移に関しては、次が観察された。<sup>4</sup>

1. 地方圏から大都市圏への人口純移動は、1970年から75年にかけて急激に減少したが、その要因の一つは、逆方向への、すなわち大都市から地方への、人口（粗）移動が増えたことであり、地方から大都市への人口（粗）移動の減少は、純移動の減少の7割程度であった。
2. 地方圏の総人口は、2000年まではトレンドとして増加し続けた。
3. したがって1970年から75年の間は、地方圏の人口が増加したにもかかわらず、地方圏から大都市圏への人口移動は減少した。

---

<sup>1</sup> 公益財団法人アジア成長研究所理事長

<sup>2</sup> 公益財団法人アジア成長研究所主任研究員

<sup>3</sup> 本稿の作成に当たって、本間正義教授、戴二彪教授、田淵隆俊教授から貴重なコメントを頂戴した。また、保科寛樹氏にはデータ発掘と統計処理に辣腕を振るって頂いた。厚くお礼申し上げます。残る誤りはすべて筆者らのものである。

<sup>4</sup> 以下において、「大都市圏」とは、東京都・神奈川県・埼玉県・千葉県の大都市圏、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。また「地方圏」とは、大都市圏に含まれない県すべてをまとめたものである。

4. 一方、地方圏の中学校・高等学校の新卒者のうち、就職した者の数はこの期間に38%減少したが、大都市圏へ就職移動したものの数は、41.5%減少した。<sup>5</sup>
5. この間の地方圏から大都市圏への人口移動のうち、中・高新卒者の割合は、全体の3割未満に過ぎなかった。地方から大都市圏への人口移動の大きな割合は、中学・高校の新卒者以外であった。

これらの観察に基づき、地方から大都市への人口移動を、地方の人口、前年の失業率、前年の都市と地方の一人あたり所得比率、過去9年のこの比率の平均値で回帰し、0.9を上回る決定係数を得た。この式を用いて、所得比率が地方に有利に変化したことが、大都市への人口移動の減少の大部分を説明することを明らかにする。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。

## 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年前半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年代前半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。この解明のために、本稿では、日本の大都市への人口粗移動が低下した原因を探ることを目標とする。

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、大石泰彦・中村貢・岡野行秀(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

---

<sup>5</sup> 図18および図11を参照。

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<sup>6</sup>、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、および、③公害の比率が、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三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、大都市への人口純移動が経済成長率の急減と同時に起きたため、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、上記の三要因それぞれにフォーカスが当てられた。

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。<sup>7</sup>特に増田(2002)は、この政策による公共投資

---

<sup>6</sup>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。

<sup>7</sup>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。」

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<sup>8</sup>。

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<sup>9</sup>。

---

「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ね。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。」

<sup>8</sup> 「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)

<sup>9</sup> 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。

「・・・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。」

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失業率、④移動元の地方の人口、を変数とした回帰分析を行い、0.96 を上回る決定係数を得た。

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、短期的な失業率の変動であり、その次は、大都市圏・地方圏間の所得格差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<sup>10</sup>。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。石油の値段がまた下がったことについては、吉川（1997）および八田（2006, p7）が指摘している。

---

<sup>10</sup> 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。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<sup>11</sup>。

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。

---

<sup>11</sup> 「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）

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。

70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。

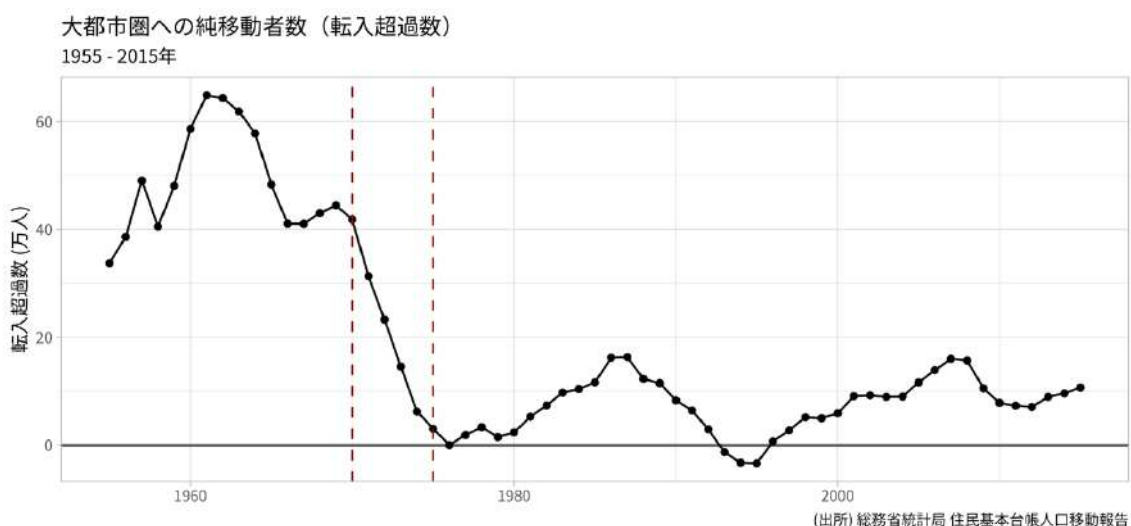


図1 大都市圏への人口純移動者数の推移

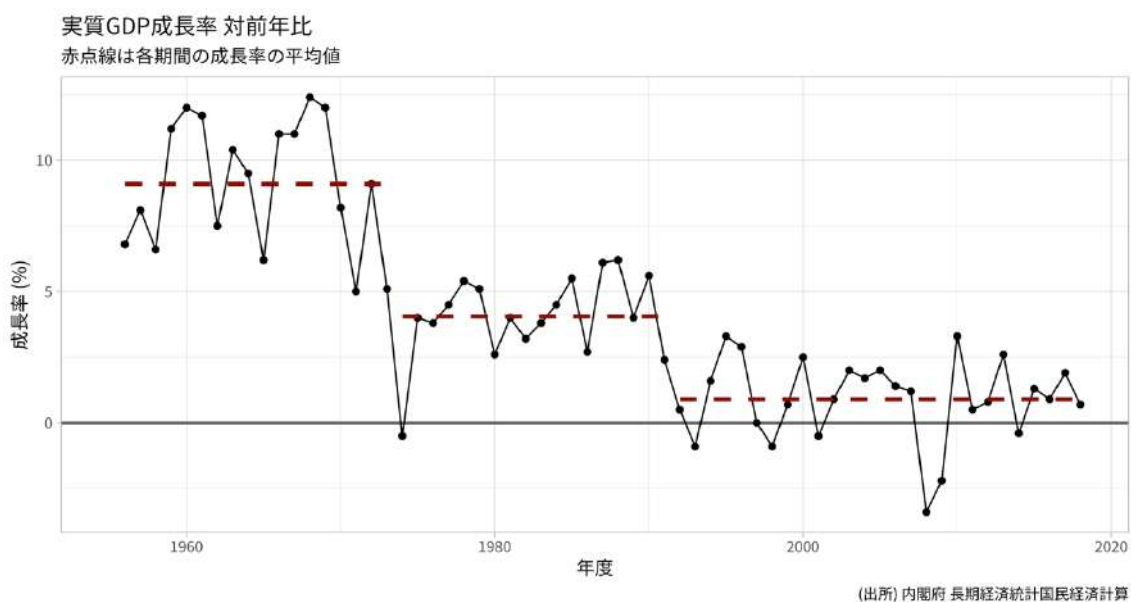


図2 日本の実質 GDP 成長率（対前年度比）の推移



## 2. 地方から大都市への人口純移動の分解す

### 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、60年代に平均50万人以上の高水準を保ったが、70年から急降下し、70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年にピークをうった。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、70年以降、下降速度が急になった。
3. 1976年にボトムをうった。このときの純移動者数はほぼ0であった。
4. 1976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大都市への人口移動をオレンジ線で、②地方への人口移動を青線で示している。したがって、この差が大都市への純移動である。これを黒線が示している。この黒線は、図1の黒線そのものである。

図3から、①の大都市への人口移動については次が観察される。

第一に、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、人口純移動のピーク時である1963年から数年遅れている。

第二に、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。1970～75年の期間において、大都市への人口移動は35.2万人減少した。（これは、約26%の減少である。）

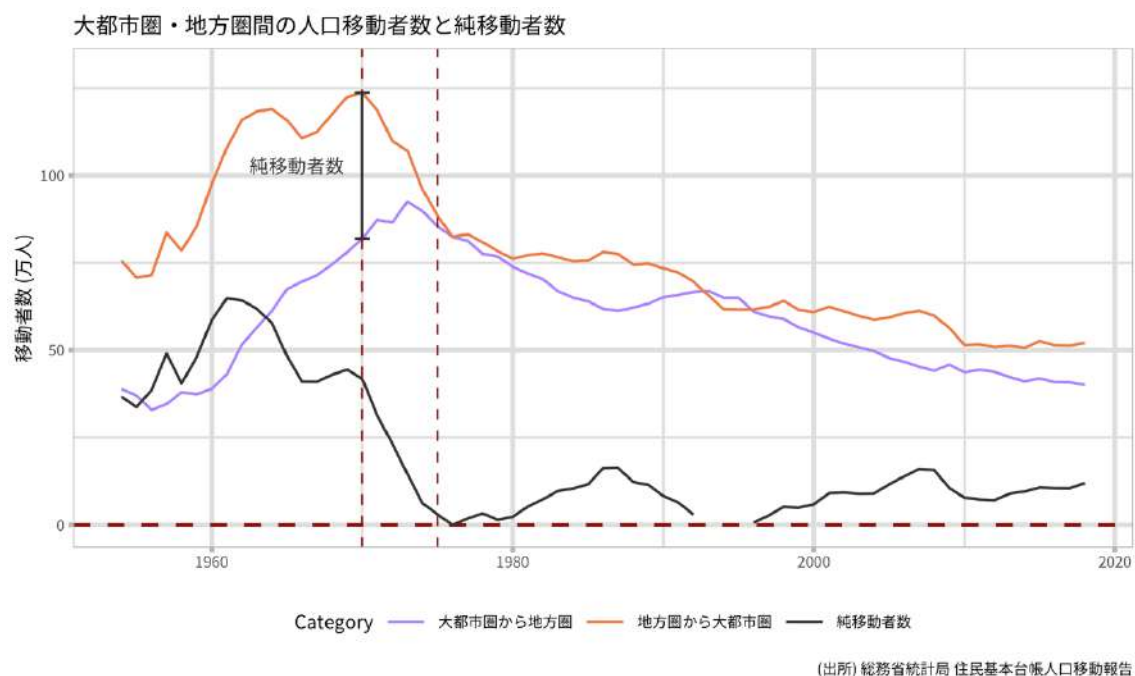


図3 大都市圏・地方圏の人口移動者数と大都市圏への純移動者数

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、その後増加し、1970年には66%にまで達していた。（表a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が、地方へ人口移動の増加に加えて、起きたためである。

(3) 1970年以降、大都市への人口移動が急減した結果、1976年には地方への人口移動と等しくなった。これによって、大都市への純移動は76年にはゼロになった。

(4) その後も純移動が低水準で推移したのは、大都市への人口移動にほぼ匹敵する規模の地方への人口移動が存在したことにある。<sup>12</sup>

表 a 1960, 1970, 1975 年時点での人口移動数と比率

年	大都市圏から地方圏へ (R)	地方圏から大都市圏へ (U)	R / U
1960 年	389,538	975,795	0.40
1970 年	819,135	1,237,383	0.66
1975 年	854,987	885,478	0.97

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。

<sup>12</sup> 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。

「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. 大都市圏への人口純移動モデル

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。

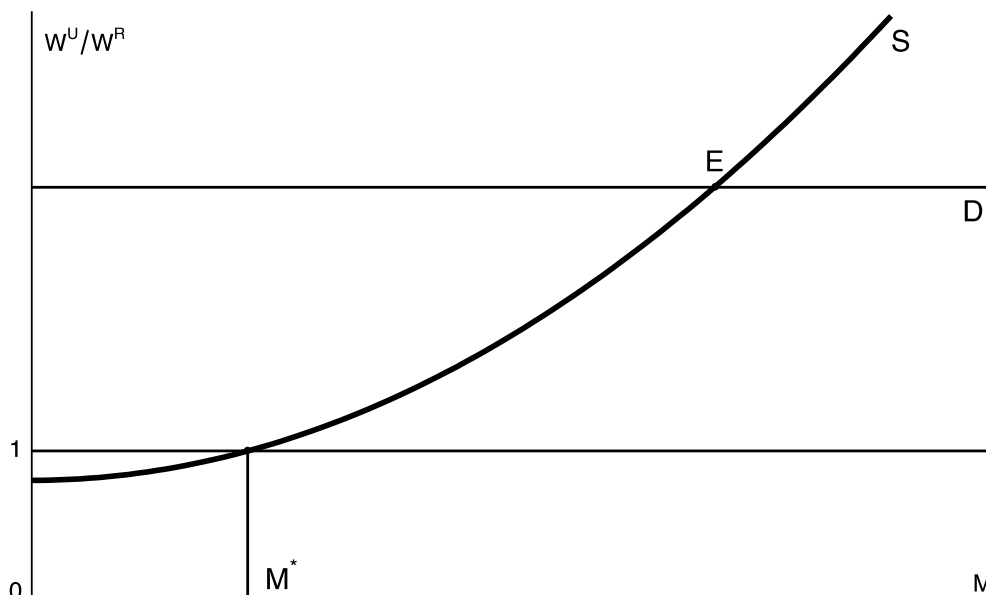


図4 地方圏から大都市圏への人口（粗）移動の需給均衡点

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<sup>13</sup>。

<sup>13</sup> 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るれば、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

「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、70 年代から 75 年にかけて人口移動が激減したことは、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。これの原因は何だったのだろうか。

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 E から、例えば 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。この場合は、アーサー・ルイスの転換点説と符合する。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。<sup>14</sup>

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。

---

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、3 大都市圏の雇用者総数（2450 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。

<sup>14</sup> なお、ルイスのモデルでは、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、ルイスのモデルと首尾一貫する。

さらに、供給曲線の左へのシフトは、大都市における失業率の増加という短期的な要因でも起きる。失業率が低いときには、求職のコストが下がるからである。特に、1960年代末の「超完全雇用」の状況では<sup>15</sup>、大都市での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。しかし失業率が上がると、求職活動にかかるコストが上昇した。

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、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、 $M_B$  の水準になっていたはずである。したがって、 $M_0$  から  $M_A$  が相対賃金変化の効果を示し、 $M_A$  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。

---

<sup>15</sup> 総務省統計局 (2020e)。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。

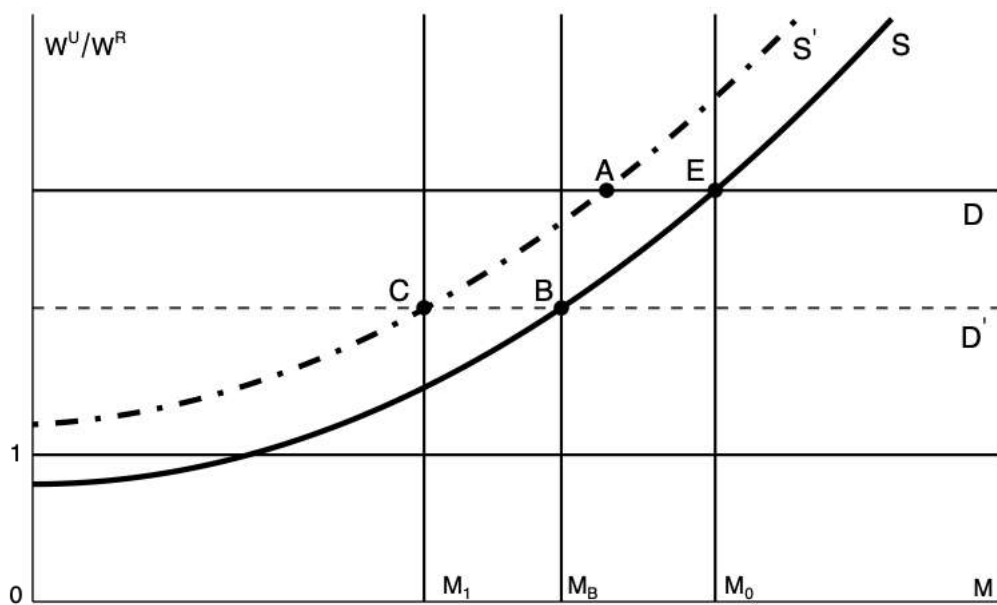


図5 大都市圏への人口移動の均衡量の変化

## 4. 大都市圏への人口純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 75 年の間に約 40 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。

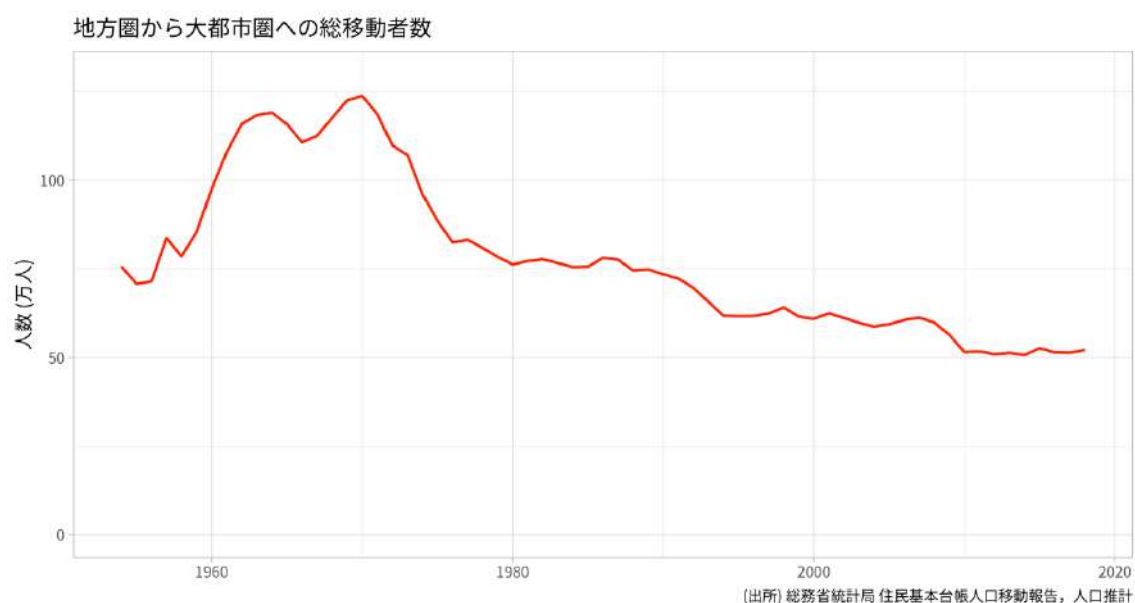


図 6 地方圏から大都市圏への総移動者数

### 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、2000 年まではゆるやかに増加し続けた。図 7 が示す通りである。従って 1970~75 年の間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。



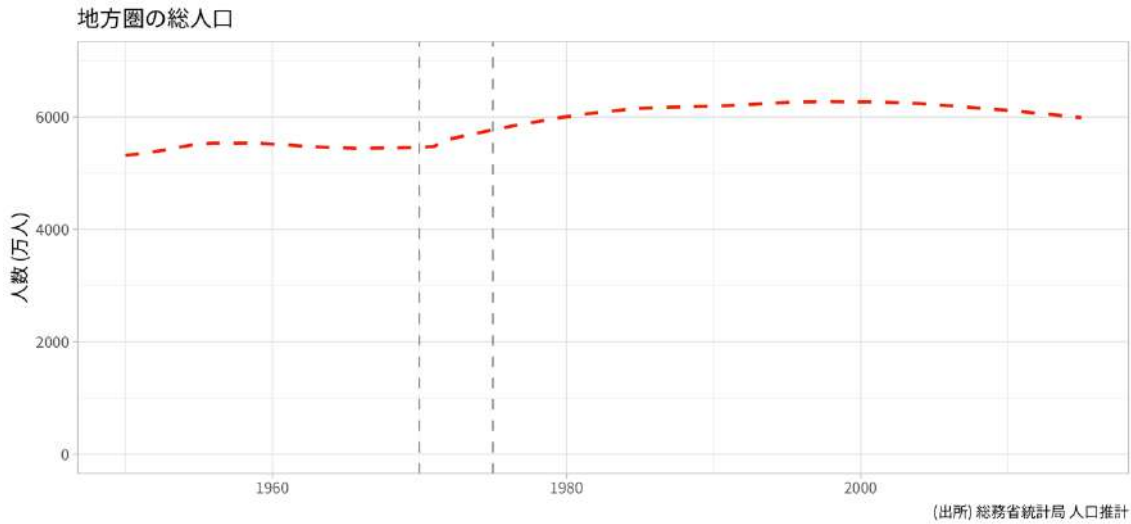
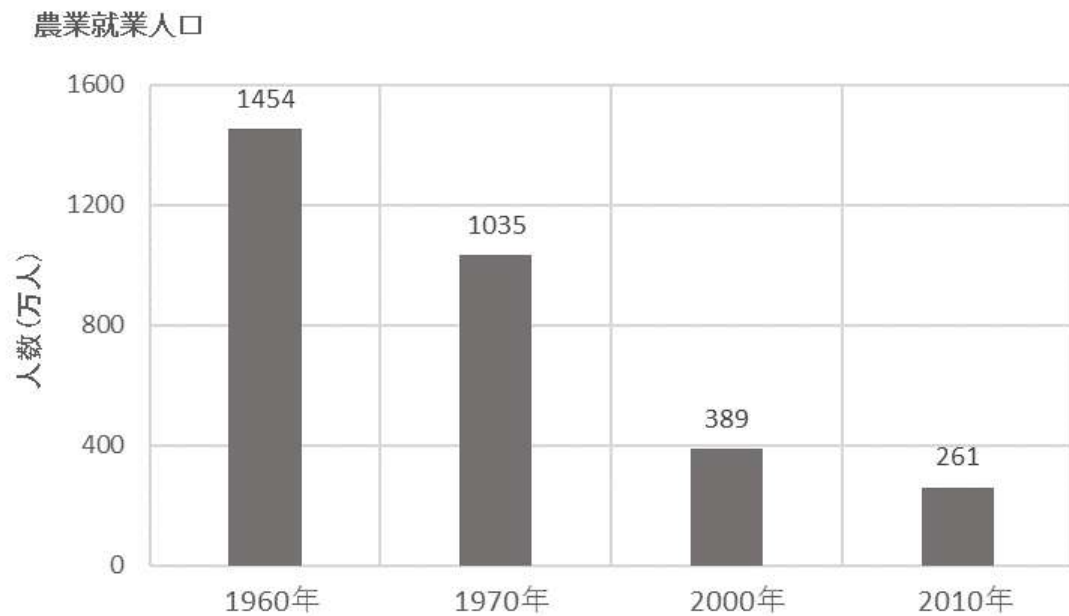


図7 地方圏の総人口の推移

### 農業人口の減少

一方、日本の農業就業者数は、確かに高度成長期に減少し、1960年に1,454万人いた農業就業者数は、1970年には、ほぼ2/3の1,035万人まで減少した。図8が示すとおりである。



(出所) 農林水産省(2018)より作成

図8 農業就業人口

ところが農業就業者数はその後も減り続け、2010年には260.6万人となった。すなわち、農業就業者数は、1970年のほぼ1/4にまで下がった。<sup>16</sup>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

もっとも、この時期の地方圏の人口減少としては、中卒者と高卒者の人数が減ったことが想定されているのかもしれない。確かに、図9が示すように、中卒も高卒も1970～75年の期間に減少しており、中卒と高卒者を合計した新卒者数は約22.4万人減少している。

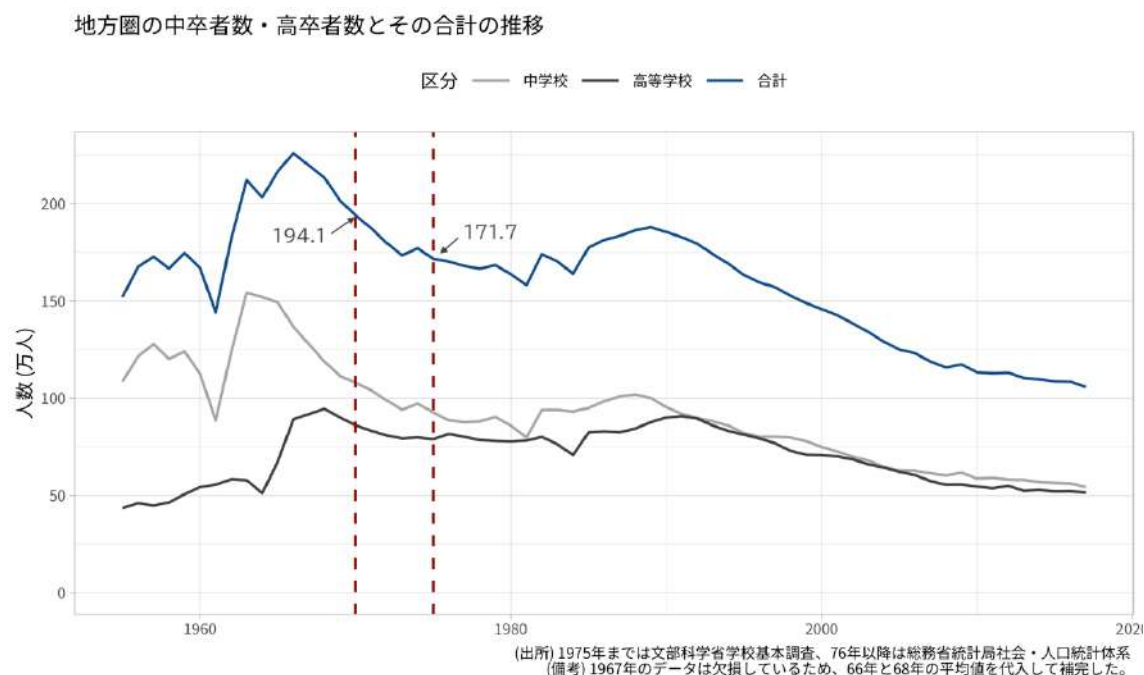
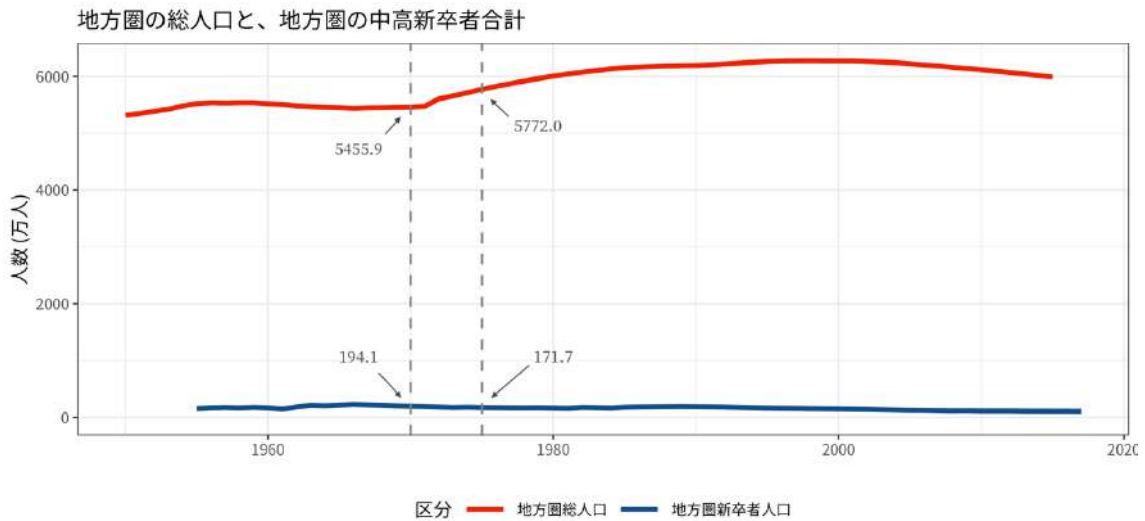


図9 地方圏の中学校・高等学校の卒業生数と、その合計値

図10は、図9の青線を図7と重ね合わせたものである。この図からわかるように、地方圏においては新卒者の減少(-22.4万人)を相殺してはるかに余りある総人口の増加(316万人)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3.5%、75年で3.0%でしかない。

<sup>16</sup> 山下 (2013)



(出所) 人口数は総務省統計局人口推計より。新卒者人口は、1975年までは文部科学省学校基本調査、76年以降は総務省統計局社会・人口統計体系  
(備考) 新卒者人口は、1967年のデータが欠損しているため、66年と68年の平均値を代入して補完した。

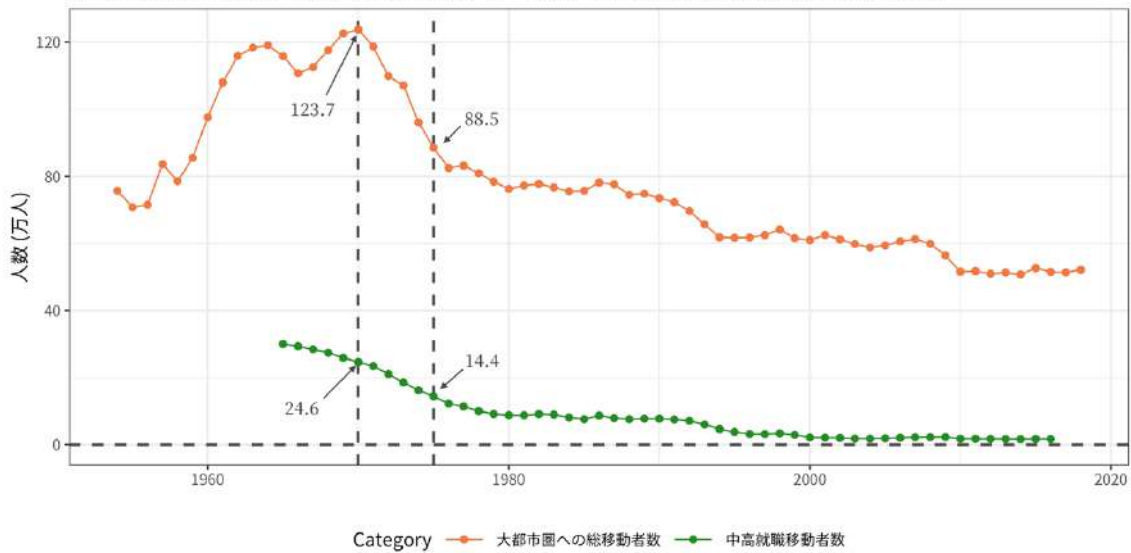
図 10 地方圏の総人口と、地方圏の中高新卒者人口

一方、大都市への新卒就職移動者の数は、1970～75年の期間に約 10.2 万人減少している。図 11 の緑線が示す通りである。しかしその間に、総移動者数は、オレンジ線が示すように約 35 万人減少している。（なお図 11 のオレンジ線は、図 6 の赤線と同一である。）つまりこの間における新卒就職移動者の減少は、総移動者数の減少の 29%に過ぎなかった。したがって、新卒就職移動者数の減少は、1970～75 年間の大都市圏への移動者数の激減の主因ではない。<sup>17</sup>

<sup>17</sup> 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。

中卒・高卒の就職移動者数と総移動者数（地方圏から大都市圏）

集計に用いた中卒者数は、1965～76年が実績値、77～78年がそれまでの実績値を元にした予測値である。



(出所) 文部科学省 学校基本調査、総務省 住民基本台帳人口移動報告  
 (備考) 学校基本調査は1967年がデータ欠損のため、66年と68年の平均値を用いて補完した。

図 11 地方圏からの総移動者数、中卒高卒就職移動者数

しかも、1970年～75年の間に減少しつつあった新卒者の中で、大都市圏に移動する者の比率が、70年の13%（25万 / 194万）から75年の87%（14万 / 171万）まで減少している。（図10の青線と図11の緑線を参照）。新卒者自体の中に、大都市への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。

一人あたり県民所得の比（大都市圏 / 地方圏）

1955-2015年

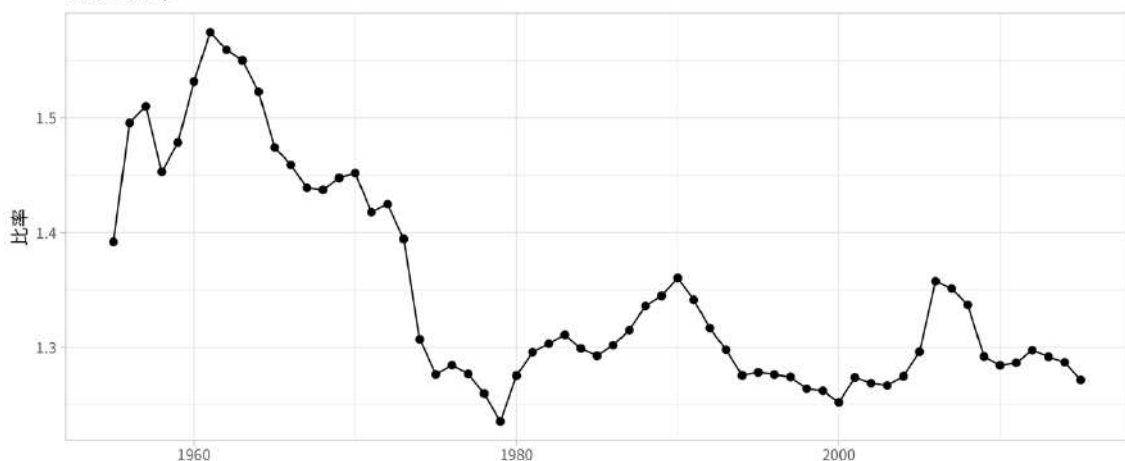


図 12 一人あたり県民所得額の比率（大都市圏 / 地方圏）

## B. 地域間所得格差の縮小

人口枯渇説によって、1970～75年間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。

次に、大都市圏と地方圏の賃金格差は、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と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12は、一人あたり県民所得の比率を示している。図1（あるいは図3）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12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のオレンジ線は、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12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。<sup>18</sup>

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。

---

<sup>18</sup> 田淵(1988)は、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。こちらは、図の比較から明らかになるわけではない。

## C. 所得以外の生活環境格差の縮小

所得以外の生活環境格差の変化をもたらした典型的な要因は、地方圏と大都市圏間での生活基盤社会資本ストックの蓄積スピードの差である。例えば、地方圏における国土政策に基づいた潤沢な蓄積や、大都市における人口集中への社会資本ストック対応不足の顕在化などである。事実、図 13 が示す一人あたり社会資本ストックの比率の推移は、高度経済成長期を通じてスムーズにこの比率が低下していることを明らかにしている。

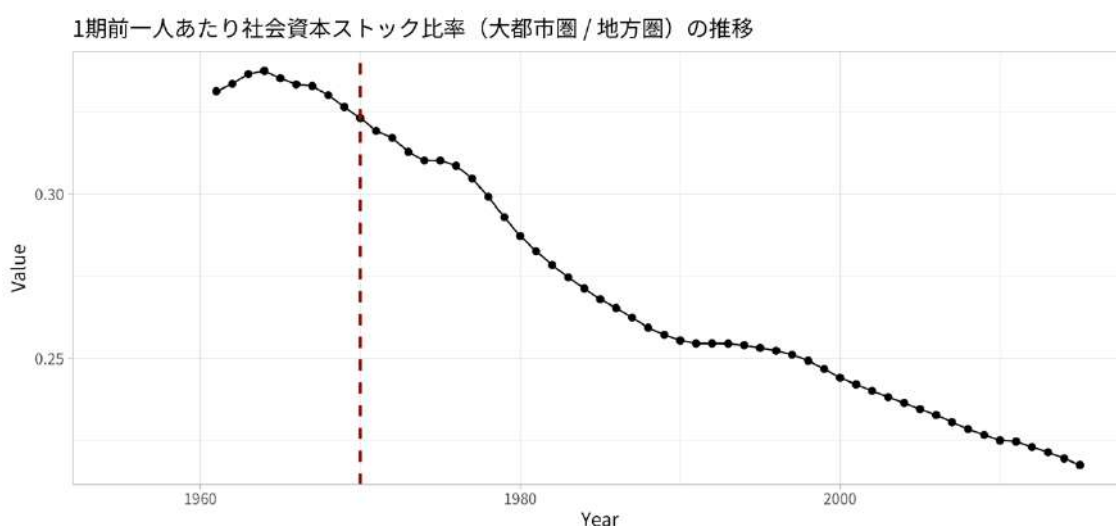


図 13 1期前一人あたり社会資本ストック比率の推移

## D. 完全失業率

大都市圏の失業率が下がると、求職活動にかかるコストが減少するから、移動が促進され、前述したように、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、大都市における失業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失業率の地方圏のそれに対する比率を変数として採用すべきである。しかし地方圏の失業率データを得ることは難しい。しかし一般に失業率の変化は、大都市圏のほうが地方圏に先行するから、本稿では、この比率の代理変数として、全国の完全失業率を用いる。

図 14 のパネル (a) の完全失業率のグラフは、1969 年と 70 年は、「超完全雇用」の状況であったことを示している。<sup>19</sup> この図の逆数のグラフを示すパネル (b) のグラフは、図 6 に示される人口移動数のグラフと似た動きをしている。この逆数値が高いほど、大都市への移動コストは下がる。

超完全雇用の状況では、失業率のわずかな低下が仕度金など、見えない給与を大きく引き上げるから、この逆数値のわずかな上昇が、大都市圏への人口移動を大きく促進する。その一方、失業率が高い水準で動いているときには、失業率のわずかな変化は移動のコストをあまり変化させない。このことを反映させるため、失業率の逆数の 2 乗、3 乗などの項を追加変数として試したが、4 乗の項を加えた場合が、最も有意性が高かった。図 14 のパネル (c) がこのグラフを示している。

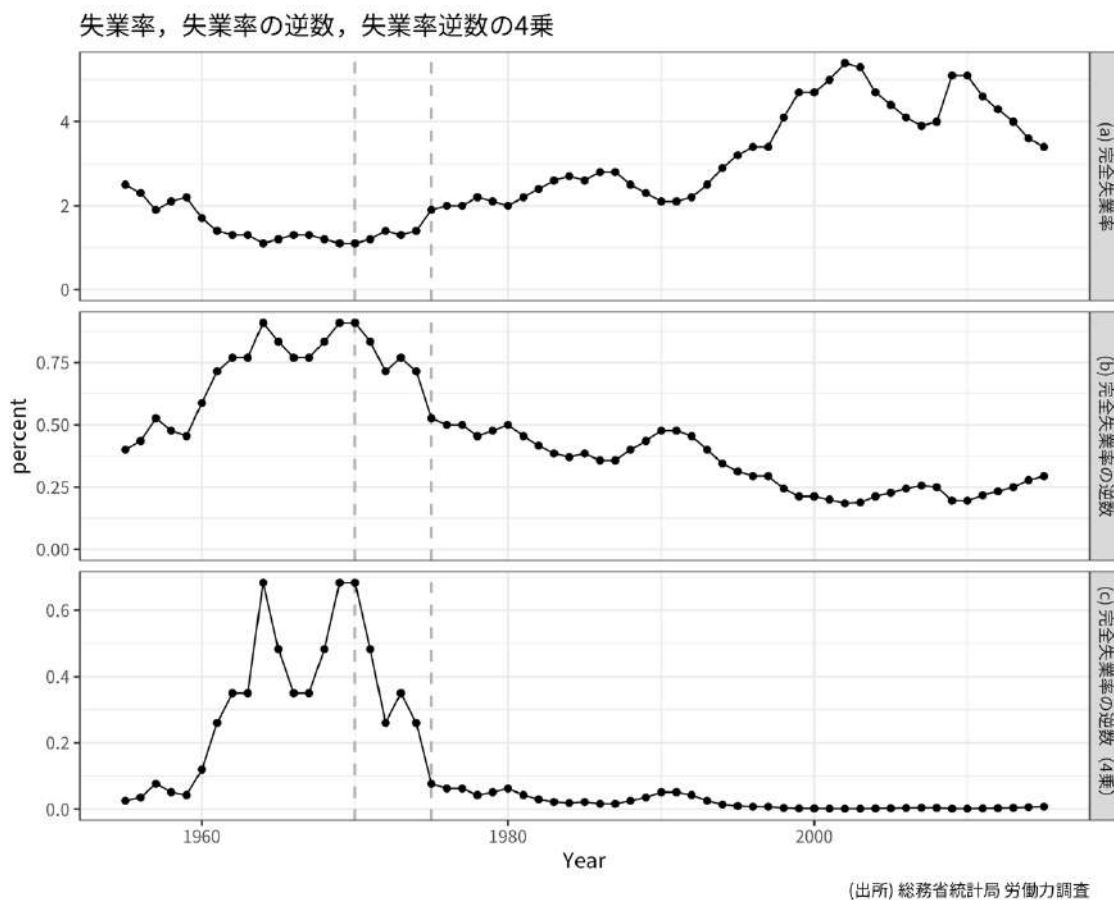


図 14 全国の完全失業率および完全失業率の逆数

<sup>19</sup> 総務省統計局 (2020e)





## 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1955年から2015年である。

### A. 予備モデル

まず、地方圏から大都市圏への人口移動を、基本的な変数である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のみで、定量的に要因分析しよう。

以下で使用する変数、表bのように定義する。

表b モデルに用いる記号

記号	意味
$R$	地方圏 (Rural)
$U$	大都市圏 (Urban)
$M_t^R$	$t$ 年時点における地方圏から大都市圏への移動人口数の合計
$N_t^R$	$t$ 年時点における地方圏の総人口数
$y_{t-1}^R$	地方圏全体の、 $t-1$ 年時点における人口一人あたり県民所得合計
$y_{t-1}^U$	都市圏全体の、 $t-1$ 年時点における人口一人あたり県民所得合計

さらに、 $t$ 年における前年の両経済圏における一人あたり県民所得の比率  $y_{t-1}$  は、次によって定義できる。

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

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。

$$M_t^R = (b_0 + b_1 y_{t-1}) N_t^R \quad (1a)$$

この式は、大都市への移動者数は、地方圏人口 $N_t^R$ のうち、(1a)式の括弧内で示される割合であり、その割合は、前期の両地域間の一人あたり所得比率 $y_{t-1}$ に依存するというものである。この式を直接推定すると、ヘテロスケダシティ (heteroscedasticity) の問題が発生するので、(1)式の両辺を $N_t^R$ で割った式、すなわち

$$m_t^R = \beta_0 + \beta_1 y_{t-1} \quad (1)$$

を推定する。ただし左辺の変数は

$$m_t^R = \frac{M_t^R}{N_t^R}$$

である。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、これを大都市圏対地方圏の一人あたり県民所得額の比率で説明する。この式を「予備モデル」と呼ぶ。推定した結果は以下のとおりである。

表 c 予備モデル式による回帰分析結果

	予備モデル
(Intercept)	-0.041*** (0.005)
$y_{t-1}$	0.040*** (0.004)
R <sup>2</sup>	0.681
Adj. R <sup>2</sup>	0.676
Num. obs.	60
RMSE	0.003

\*\*\* $p < 0.001$ , \*\* $p < 0.01$ , \* $p < 0.05$

図 14 には、予備モデル式による回帰分析で得られる理論値を青線で、実績値を赤線で示している。この理論値の動きには、2つの特徴がある。

第一に、青で示された理論値は、実績値と比べ短期的に大きく変動している。これは、図 12 で示されるように、所得比率が大きく変動することを反映している。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（節 4. B. 地域間所得格差の縮小の最後のパラグラフにおける観察を参照）。

第二に、経済成長率が最も高く「超完全雇用」が実現していた 1960 年代に、最大の過小推定が起きている。ここでは、所得比だけでは捉えることのできない短期的な要因が影響していたと考えられる。

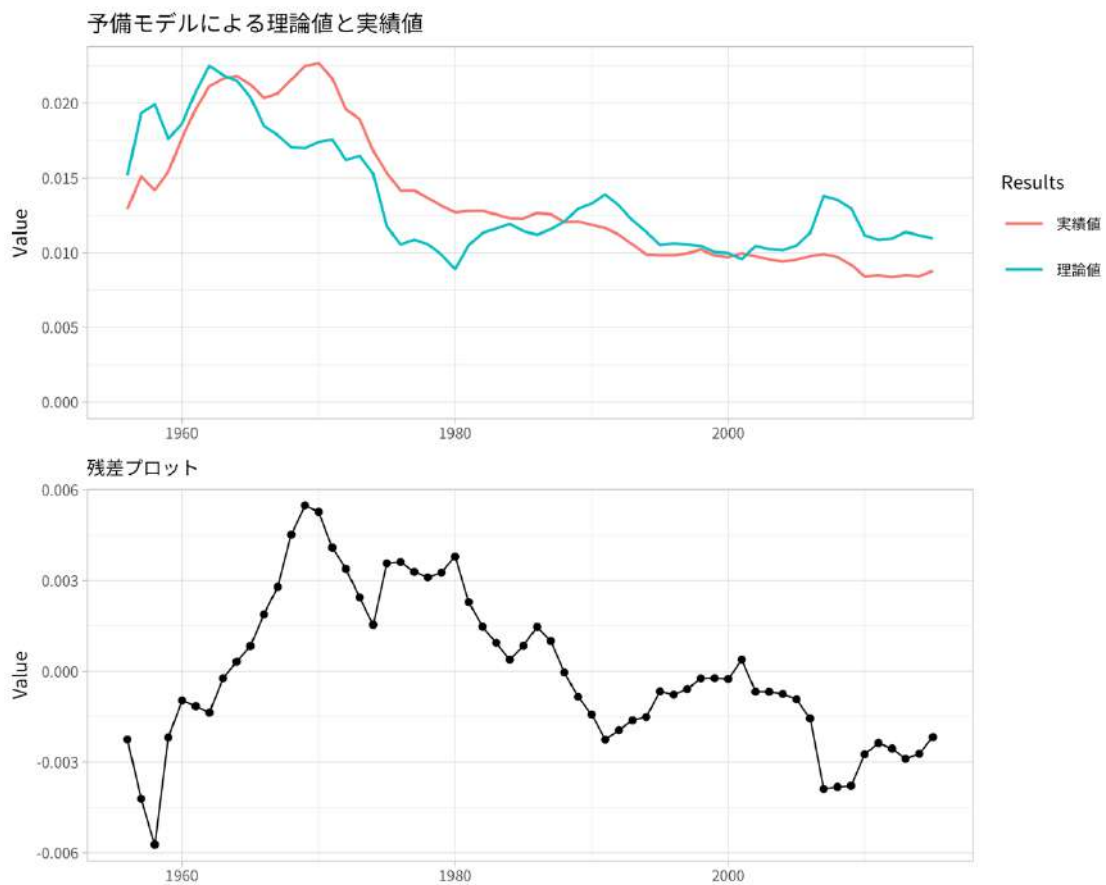


図 15 予備モデル式による理論値と実績値

## B. 基本モデル

以下では追加変数を用いて、予備モデルをより精微化する。

地方圏人口一人あたり人口移動数は、両地域間の直近の所得比率だけでなく、前小節で触れたように、長期的に蓄積される外部経済・不経済の地域間格差によっても影響を受ける。

その代表として、それまでに各地域に投下されてきた、下水道や道路などの一人あたり生活基盤資本のストックの比率によっても左右される。このため説明変数に、1期前の人口一人あたり社会資本ストック ( $c_{t-1}$ ) の地域間比率を加えた<sup>20</sup>。

さらに、節 4. B. 地域間所得格差の縮小 で述べた理由から、失業率の逆数の 4 乗項を変数として加えた。これは、失業率が低いときには、高いときと比べて、失業率の変化がはるかに大きく移動に影響することを反映する定式である。1期前と当期のそれぞれを別に加えている。

予備モデルの説明変数に、これらの変数を加えて重回帰分析したモデル式は、次のとおりである。

$$m_t^R = \beta_0 + \beta_1 y_{t-1} + \beta_2 c_{t-1} + \beta_3 \left(\frac{1}{\chi_{t-1}}\right)^4 + \beta_4 \left(\frac{1}{\chi_t}\right)^4 \quad (2)$$

以下では、この式(2)を「基本モデル」と呼ぶ<sup>22</sup>。表 d は、この式で用いられている変数の定義を示している。

---

<sup>20</sup> 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。なお、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。

<sup>21</sup> 記号  $c$  は、capital の頭文字から取った。

<sup>22</sup> 基本モデルの観察期間は、1961～2015 年である。これは、社会資本ストックのデータが手に入るのが 1960 年から 2014 年までであるためである (社会資本ストックのデータは 1 期前の数値を利用しているので、観察期間が 1 年ずれて 1961～2015 年となる)。

表 d 回帰式の変数の意味

記号	意味
$m_t^R$	(被説明変数:) 地方圏から大都市圏への移動者数 / 地方圏人口
$y_{t-1}$	$t$ 年における、 $t-1$ 年の $y$
$c_{t-1}$	$t$ 年における、 $t-1$ 年の、人口一人あたり生産的資本ストック比率 (大都市圏 / 地方圏)
$\left(\frac{1}{\chi_{t-1}}\right)^4$	$t$ 年における、 $t-1$ 年の、全国完全失業率 ( $\chi$ ) の逆数の4乗
$\left(\frac{1}{\chi_t}\right)^4$	$t$ 年における、全国完全失業率 ( $\chi$ ) の逆数の4乗

この基本モデルで用いる被説明変数・説明変数それぞれの推移を、図 16 が示している。

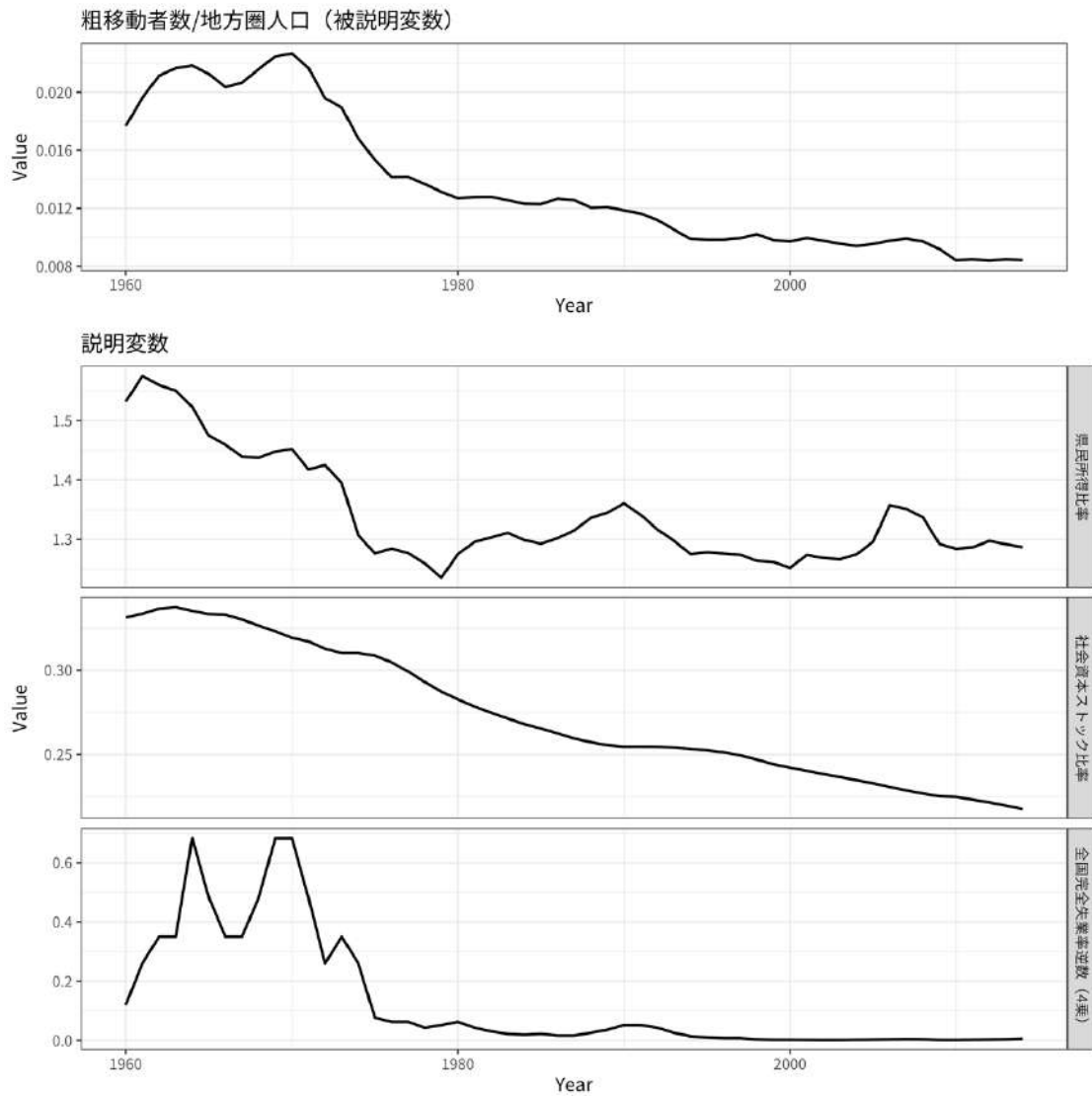


図 16 基本モデルの変数に用いたデータの 1955～2015 年までの推移

基本モデルの推定結果を表 e に示す。

表 e 基本モデルによる推定結果

	予備モデル	社会資本ストックモデル	基本モデル
(Intercept)	-0.041*** (0.005)	-0.033*** (0.002)	-0.017*** (0.002)
$y_{t-1}$	0.040*** (0.004)	0.018*** (0.002)	0.008*** (0.002)
$c_{t-1}$		0.084*** (0.005)	0.064*** (0.004)
$\left(\frac{1}{x_{t-1}}\right)^4$			0.003** (0.001)
$\left(\frac{1}{x_t}\right)^4$			0.006*** (0.001)
R <sup>2</sup>	0.681	0.958	0.987
Adj. R <sup>2</sup>	0.676	0.956	0.985
Num. obs.	60	55	55

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

基本モデルの各説明変数は、すべて 1%水準で有意であることを示しており、自由度調整済み決定係数は 0.9 を超えている。この表には予備モデルの結果と、予備モデルに社会資本ストック比率の変数を加えた回帰分析の結果（社会資本ストックモデル）も示した。各モデルの被説明変数は、すべて  $m_t^R$  である。

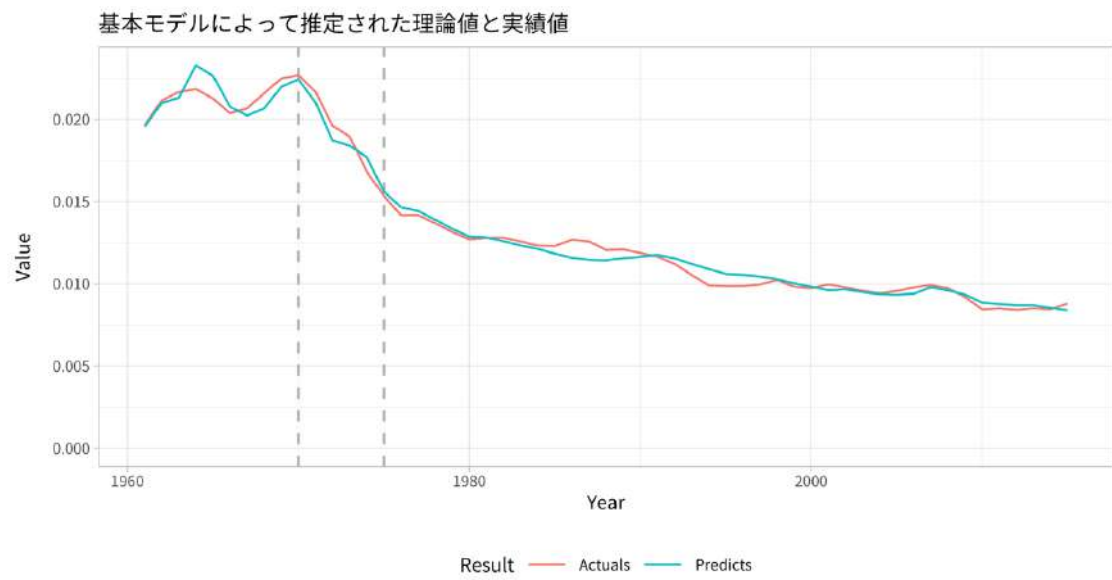


図 17 基本モデルによる推定値と残差



## 6. 基本モデルによるシミュレーション

基本モデル

$$m_t^R = \beta_0 + \beta_1 y_{t-1} + \beta_2 c_{t-1} + \beta_3 \left(\frac{1}{x_{t-1}}\right)^4 + \beta_4 \left(\frac{1}{x_t}\right)^4 \quad (2)$$

の各係数に、表 e の推定結果を当てはめた式の両辺に、地方圏人口 ( $N^R$ ) を乗じると、左辺は、地方圏から大都市圏への移動者数 ( $M^R$ ) となる。

1970 年から 75 年間の  $M^R$  の減少に、移動者数の理論値の変化に、各説明変数がどれだけ貢献しているかを、表 f が示している。

例えば、表 f の行④は、他の変数を変えず、地方の人口のみを実際のおりに変化させたとしたら、移動者数は 1970 年から 75 年間に約 7 万人増えたであろうことを示している（地方圏の人口はこの間に増えている）。

表 f 各変数の人口移動減への貢献度（1970 - 1975 年）

変動要因	当該変数をもたらした 移動減の人数（人）	人数合計に占める割合
①所得格差減少による効果 ( $y_{t-1}$ )	64,736	(20.5%)
②社会資本ストック格差減少による効果 ( $c_{t-1}$ )	45,137	(15.0%)
③失業率による効果 ( $\left(\frac{1}{x_{t-1}}\right)^4, \left(\frac{1}{x_t}\right)^4$ )	261,491	(87.0%)
④地方の人口変動による効果 ( $N^R$ )	-70,855	(-23.6%)
移動減の人数合計	300,059	(100%)

人口移動の何パーセントが各変数によってもたらされているかを、この表の最後の列が示している。地方の人口増加は、それだけを取り出せば、大都市への人口移動を 24% 増加させたはずである。それにもかかわらず、実際には、人口移動は 30 万人減少したのであるから、①～③の各要因は、強力な移動抑制効果を持った。表 f によると、この期間では、完全失業率による短期的な効果が 87.0% ともっとも大きい。それに次いで、所得格差減少の効果が 20.5% を説明し、社会資本ストック格差の減少が 15.0% を説明することがわかる。

## 7. 中・高新卒者のうち移動する者の 人数を推定するモデル

本節の目的は、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、定量的に要因分析することである。

まず、図 11 は、地方圏の新卒者のうち大都市に就職した者の数（これを変数  $a$  と呼ぶ）を示している。次に、図 18 が、地方圏の新卒者のうち、就職先の場所を問わず就職した者の総数（これを変数  $b$  と呼ぶ）を示している。これはが新卒者の大都市への移動を生む母体の数である。

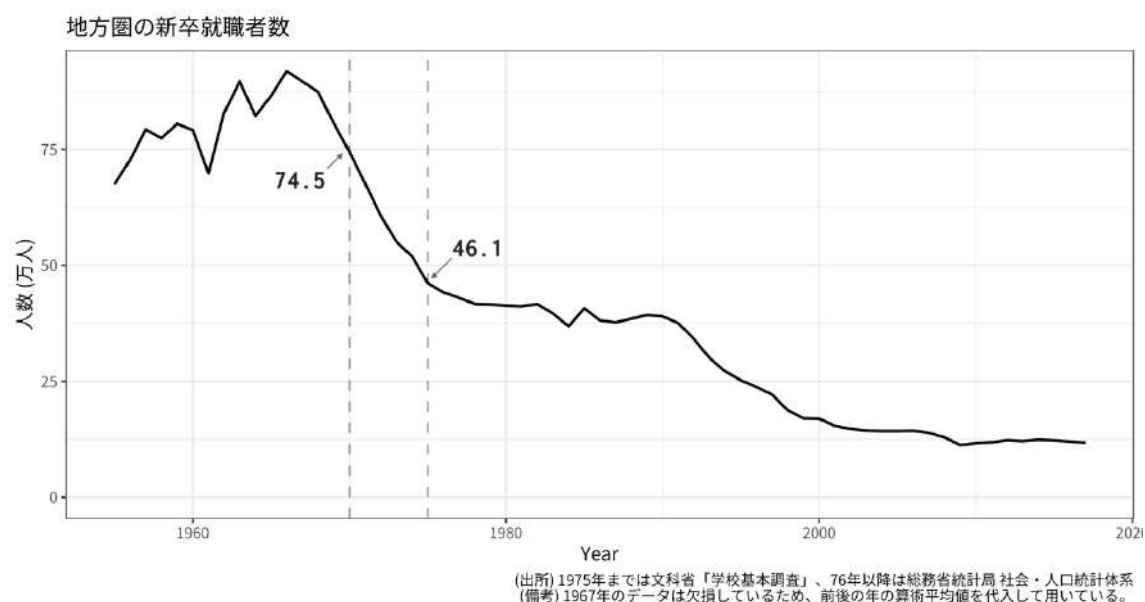


図 18 地方圏の新卒就職者数の推移

本節では、 $a/b$ （地方圏の新卒者で就職した者のうち、大都市圏に移動した者の割合）を被説明変数とする。図 19 のパネル (a) のグラフがこの変数の推移を示している。

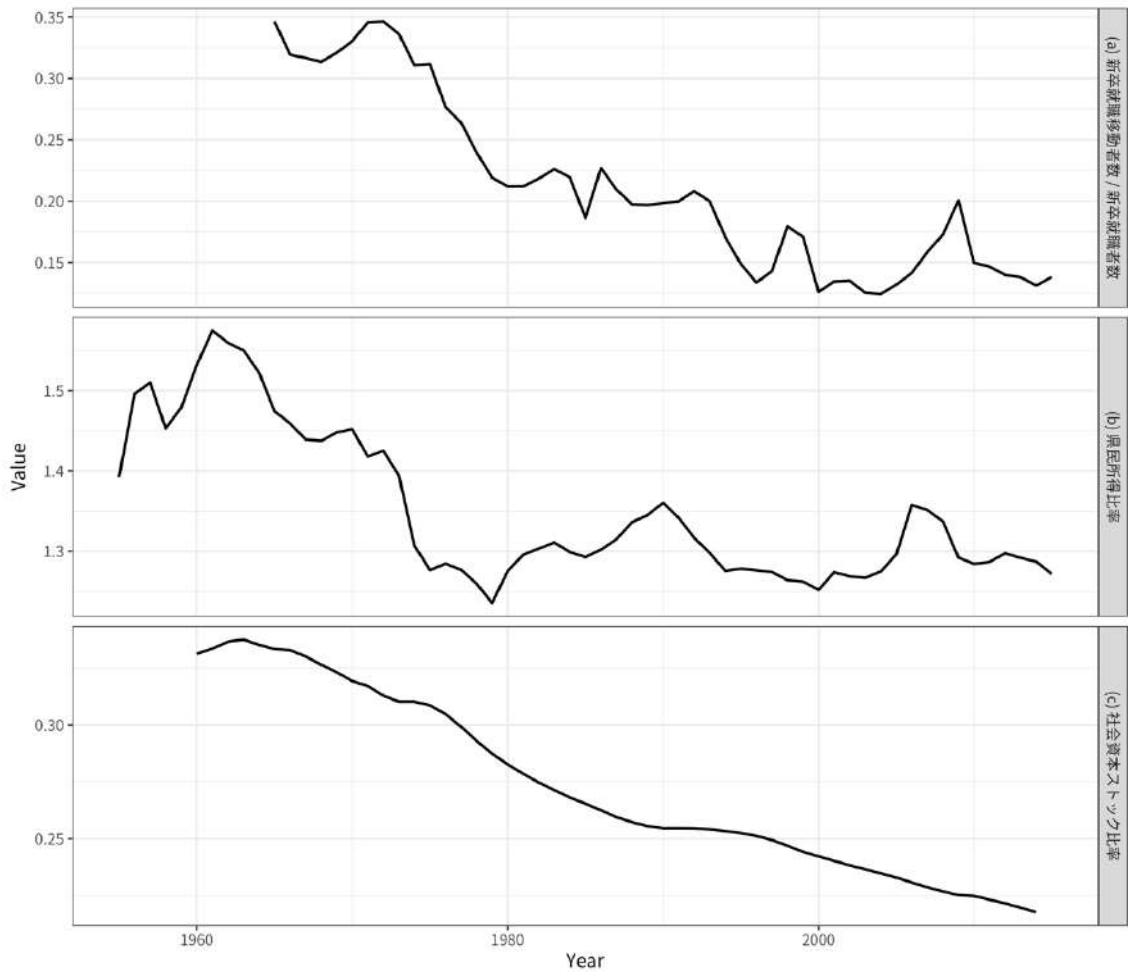


図 19 新卒モデルの推定に用いた変数

被説明変数  $a/b$  を、基本モデル (2) の説明変数と同じ変数で回帰すると、失業率関連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、 $y_{t-1}$  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。

推定結果は表 g の通りである。

表 g 新卒モデルの推定結果

新卒モデル	
(Intercept)	-0.588*** (0.060)
$y_{t-1}$	0.303*** (0.057)
$c_{t-1}$	1.479*** (0.107)
R <sup>2</sup>	0.924
Adj. R <sup>2</sup>	0.920
Num. obs.	51

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

新卒モデルによるシミュレーションの結果が、表 h に示されている。地方圏の新卒者の減少が、移動者数のおよそ 67%を説明するが、所得格差の減少が 23%を説明している。基本モデルで効いた失業率関連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 h 新卒モデルによるシミュレーションの結果 (1970 - 1975 年)

変動要因	当該変数をもたらした 移動減の人数 (人)	人数合計に占める割合
①所得格差減少による効果 ( $y_{t-1}$ )	31,787	(22.8%)
②社会資本ストック格差減少による効果 ( $c_{t-1}$ )	14,203	(10.2%)
③地方圏の新卒就職者の変動による効果	93,258	(67.0%)
合計	139,248	(100%)

## 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。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 20 一人あたり行政投資額の、大都市圏対地方圏での比率

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 i 県民所得比率を行政投資比率で回帰分析した推定結果

	$y_t$
(Intercept)	1.05*** (0.02)
Investment Ratio	0.36*** (0.02)
R <sup>2</sup>	0.82
Adj. R <sup>2</sup>	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上げ、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。

## 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 12 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<sup>23</sup>。例えば、図 20 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雄弁に示しているが、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。」<sup>24</sup>

---

<sup>23</sup> 増田（2004）、八田（2006）

<sup>24</sup> 京極（1986, pp. 90-91）

## 10. まとめ

日本では 1960 年代に高度成長を体験したが、それは地方から大都市への大規模な人口移動を伴っていた。ところが 1970 年前後に高度成長がピークを迎えた後、急速に人口移動が減少しすると共に成長率も激減した。人口移動の減少が、大都市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、これによって生産性の伸びも止まることになった。人口移動の低下が成長率の上限をもたらしたということには広く意見の一致がある。

しかしながら人口移動がこの時期に終わったことの要因としては、次の二つが挙げられてきた。

- ① 地方の余剰人口がなくなったこと
- ② 地方への再分配が高度成長期を通じて次第に強化され、地方の名目的な所得が生産性を反映せずが高まって人口移動の誘因が失われたこと。

このどちらの原因がより重要かということは、現在、高度成長を遂げているアジアの諸国にとって、重要な政策インプリケーションを持っている。もし究極的には地方の人口減少が経済成長率を下げたのならば、それは、政策的に防ぐ余地のない成長の終焉である。一方、地方への再分配政策が、結果的には経済全体の成長を止めたのならば、それは他国で繰り返えされるべきではない。

本稿ではこの二つの要因の大きさの定量的な比較分析を行った。得られた結論は次のとおりである。

まず、中学・高校卒業の新卒者については、1970 年から 75 年の間に、就職した者が 7 割減った。このことがこのグループの大都市への移動者数の減少分の約 67% を説明してくれる。ただしこれだけではなく、地方圏の所得が相対的に改善されたことが移動減の 23% を、地方の社会資本ストックが改善して生活環境が良くなったことが 15% 程度を説明する。地方における所得の向上と社会資本ストックの増大は、政策的な再分配によるところが夫冲い。

一方、新卒以外の大都市への人口移動も激減したが、この理由は地方圏の人口減ではない。実際、1970 年から 2000 年まで地方圏の人口は増加し続け、減少が始まったの



は 2000 年を迎えてからである。したがって人口要因では、むしろ大都市の人口移動は増加するはずであったにも拘わらず激減したのである。

なお 1970 年時点で、地方から大都市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。したがって、新卒者のうち就職する者の数はたしかに減少したが、それを遙かに相殺するほど、地方の人口は伸びたのであるから、人口移動激減の原因を知るには、新卒者以外の人口移動減少を解明する必要がある。

全体の人口移動減少の理由の最大のものは、失業率が上昇したことである。すなわち、高度成長期における低い失業率による大都市からの強い吸引力が、70 年から 75 年の間に急減したことだった。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。

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、地方圏の所得や資本ストックを上げ、それが人口移動の減少をもたらし、成長率の低下を招いた。さらには、この成長率の低下が、高度成長時代の低失業率を消滅させたと言えよう。その場合は、再分配政策が、失業率の増大を含めた 1970 年代前半の人口移動急減の根源的な理由であるとも考えることも可能である。

すなわち、高度成長期時代を通じて行われた地方への再分配がもたらした大都市の成長率の低下が大都市における失業率の上昇をもたらし、それがもともと起きていた人口移動減少を加速させた結論できるだろう。

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、いかに必要最小限以下にとど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<sup>25</sup>」

まず前提1から、

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

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

---

<sup>25</sup> 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、

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

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(12)を代入して、(13)を得る。

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.*
- 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モデル」,『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](https://doi.org/10.11398/economics1950.32.1_29)
- 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, pp. 1-23, 2006 年 6 月

- 京極純一 (1986)『日本人と政治』, 東京大学出版会, 1986年6月
- 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.
- 内閣府 (2017)「社会資本ストック推計」
- 内閣府 (2020)「県民経済計算」
- 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)」, 農業センサス累年統計.
- 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>
- 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>
- 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巻, pp. 215-226, <https://doi.org/10.2457/srs.17.215>
- 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.
- 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](https://www.metro.tokyo.lg.jp/tosei/hodohappyo/press/2019/12/18/documents/07_01.pdf)
- 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
- 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