

大学進学率の都道府県間格差の要因構造とその変容

——多母集団パス解析による4時点比較——

上山 浩次郎

【要旨】

本稿では大学進学率における都道府県間格差の要因構造を時点間の変容を考慮しながら明らかにする。そのことを通して、近年の都道府県間格差がどのようなメカニズムによって生じているのか、その特質を浮かび上がらせる。

そこで1976から2006年の4時点マクロデータに基づき、共分散構造分析の下位モデルである多母集団パス解析を行った。

結果、(1)1976年には「所得」と「職業」によって格差が生じていたものの、(2)1986年には「地方分散化政策」(供給側要因の格差是正)の効果もあり「所得」と「職業」の影響力が弱まった。だが(3)1996年に入ると、男子で「所得」の影響力が、女子で「大学収容率」の影響力が増し始め、さらに(4)2006年には、男女ともに「所得」と「大学収容率」が影響力を持ち始めただけでなく、男子のみではあるが「学歴」も大きな影響力を持っている。加えて、「大学収容率」を介した「所得」の間接効果ももっとも大きい。

以上から、こんにちの大学進学率の都道府県間格差のメカニズムには、社会経済的条件が持つ影響力の大きさ、供給側要因の「実質化」と「機能変容」、両者の「相乗効果」の増大という特徴があることが浮き彫りとなった。

キーワード：大学進学率、教育機会の地域間格差、多母集団パス解析

1. 問題

本稿では、大学進学率における都道府県間格差の規定要因を複数時点間の比較を行いながら明らかにする。本稿の目的は、そのことを通して、近年における大学進学率に関する都道府県間格差のメカニズムを浮き彫りにすることにある。

近年、大学進学率が上昇し全国平均でみると50%をこえている。しかし、こうした動向は全ての地域でみられるわけではない。実際、『学校基本調査』によれば2010年において東京都の大学進学率は73.3%にも上る一方で、岩手県では33.4%に過ぎない。こうした傾向は経年的にみられ、その意味で大学進学率には都道府県間格差に示される地域間格差が存在している。

それゆえ、地域別に大学進学率を捉えようとする試みは友田（1970）を嚆矢としていくつか存在してきた。ただし、そうした試みの多くでは、いわゆる大学の「地方分散化政策」（秋永・島 1995）や「大学立地政策」（末冨 2008）と呼ばれる一連の政策が果たした効果を評価する政策科学的関心が強いこともあり、これまで十分に議論されていない点も存在している。

そのうち、もっとも重要な問題のひとつは、大学進学率の都道府県間格差が生じるメカニズムの解明である。たしかに、大学進学率には都道府県間格差がみられる。しかし、そうした格差はなぜどのようにして生じているのだろうか。この点については小林（2009）も指摘するように、十分な議論がなされてきたとは言い難い。1990年を境にして大学進学率の都道府県間格差は拡大している（佐々木 2006）。この点を踏まえると、とりわけ近年における都道府県間格差のメカニズムを明らかにすることは重要な課題であろう。それが、大学進学率の都道府県間格差の今日の特徴を浮き彫りにするだけでなく、政策的対応を考える際の素材にもなるからである。

そこで本稿では、以上の点を踏まえて、大学進学率の都道府県間格差のメカニズムについて考察を行おう。構成は以下の通り。まず2節で先行研究を検討した上で、本稿の分析モデルと仮説を明確にする。そのうえで、3節でデータと変数を紹介し、4節で大学進学率の都道府県間格差の要因について時点間比較を行おう。そして最後に5節で、近年における格差のメカニズムがどのような特徴をもつのか議論する。

2. 視点と方法

2.1. 先行研究

先にもふれたように、大学進学率の都道府県間格差に関するメカニズムに関心を寄せた試みはそれほど多くない。だが、実質的にそうしたメカニズムについて言及している試みがないわけではない。例えば、天野ほか（1984）は進路分化に対する高校教育システムが持つ規定力を明らかにしようとするなかで、都道府県別のデータを用いて高等教育進学（大学進学を含む）の規定要因を分析している。そこでは規定要因として社会経済的条件・大学収容力・高校教育システムの3者が用いられ、それらの相対的規定力がクロスセクショナルな重回帰分析で検討されている。その結果、社会経済的条件の規定力が大きいこと、大学収容力も一定の規定力をもつことなどが明らかにされた。だが分析範囲が1980年までに限られており、本稿の関心からすれば近年の状況を明らかにする必要がある⁽¹⁾。

むしろ、1980年代以降の動向に言及している研究がないわけではない。例えば、佐々木（2006）は、特に90年代以降の大学進学率（と大学収容力）の都道府県間格差の現状について性差を踏まえながら明らかにした後、そうした大学進学率（と大学収容力）の規定要因分析を時点別（1975～2000年の6時点）に行っている。ここでは、いずれの時点でも社会経済的条件・大学収容力と大学進学率の間には高い相関関係がみられること、さらに1990年を境にして男女ともに社会経済的条件・大学収容力と大学進学率の関連が強まっていることが明らかにされている。

だが、分析の際には相関係数のみが用いられており、他の変数の影響力を考慮できない指標の性格上どのような要因が決定的な影響力をもつのか確実なことはいえない。さらに、特に独立変数のひとつである大学収容力自体も他の独立変数である社会経済的条件によって規定されているとみなす方が妥当であるものの、この点を統計的検討の際に十分に考慮できていないため、大学収容力がもつ影響力を過大に評価している可能性もある。それゆえ、こうした分析手法上の特徴を反映し、格差のメカニズムが十分に特定されているとはいえないのである⁽²⁾。

2.2. 分析手法と仮説

以上を踏まえて、本稿では、特に1980年代以降における大学進学率の都道府県間格差の規定要因を、共分散構造分析の下位モデルのひとつとして位置づけられる多母集団パス解析を用いて明らかにしよう。

パス解析を行う理由は、複数の変数の影響力を統制した後に独自の影響力を捉えることができる点に加えて、大学収容力を独立変数かつ従属変数として同時に分析モデル上に位置づけられる点にある。こうすることで、大学収容力の影響力を過大に評価することを回避するだけでなく、さらに社会経済的条件が大学収容力を經由して大学進学率に与える影響力（間接効果）も捉えることができる。

また、多母集団の同時分析を行うのは、集団ごと（ここでは時点別）に行う共分散構造分析のパス係数を比較する際、その集団間のパス係数の大小関係を比較するには（実質的に異なる分析モデルのパス係数を比較することになるために）十分に慎重になる必要があるからである。その点、多母集団の同時分析では、ひとつの分析モデルのなかで複数時点のパス係数を同時に推定することになり、そうした点を回避することができる⁽³⁾。

では、どのような要因が大学進学率の都道府県間格差をもたらしているのだろうか。ここでは、先行研究をふまえて大きく4つの要因に注目しよう。まず、1つ目に考えられるのは大学教育の供給量（進学対象者一人当たりに対する相対的な供給量）である。大学進学を希望しても大学教育が供給されていなければ大学進学が可能とならない。ここから、大学教育の相対的な供給量に都道府県間の違いがあれば、大学進学率の都道府県間の違いが生じると考えることができる。

次に、2つ目に考えられるのは、経済的な要因である。大学進学に経済的な要因が影響を与えているのはつとに指摘されてきた。私立大学が多いという日本の特徴を踏まえるとなおさらである。また、大学進学率の時系列的分析においても、失業率などの経済的要因が影響を与えてきたことが明らかにされている（例えば、矢野・濱中 2006）。この点を踏まえれば、家計水準や地域経済の状況など都道府県の経済的条件の違いが大学進学率の違いを生じさせると考えることができよう。

さらに、3つ目には職業的な要因が挙げられる。友田（1970）は都道府県間の大学進学率格差は、例えば進学に有利な社会階層が特定の地域に多いために生じるといって、集積効果ともいえるメカニズムを提示している。この点を踏まえると、例えば親世代の職業構成において「ホワイトカラー率」が高い都道府県で大学進学率が高く、その割合が低い都道府県で大学進学率が低い結果として都道府県間格差が生じている可能性がある。ここから、親世代の職業的要因が大学進学率の都道府県間格差を生じさせるという仮説が成り立ちうる。

最後に4つ目は学歴という要因である。近年我が国の社会階層研究においては、職業よりも学歴の方が進学行動に影響を与えていることを指摘する研究が多い（例

大学進学率の都道府県間格差の要因構造とその変容

えば吉川 2006, 2009)。ここからは、学歴においても、職業と同様に、学歴が高い親世代が多い都道府県の大学進学率が高い一方、学歴が高い親世代が少ない都道府県の大学進学率が低いという集積効果の結果として大学進学率の都道府県間格差が生じていると考えることができよう。

本稿では、以上4つの変数⁽⁴⁾の相対的規定力の大きさを比較することで、どの変数が規定要因として実質的な意味合いをもっているのか明らかにしよう。また、こうした相対的規定力の大きさを時点別に比較することで、そうした要因が一貫してきたのか、それとも変容してきたのかという点にも言及する。そうすることで、近年の大学進学率の都道府県間格差のメカニズムを浮き彫りにできるからである。

2.3. モデルの構成

ただ、先にも触れたように、独立変数間にも関連があり、そのことを分析モデルに十分に反映させる必要がある。

まず、大学教育の供給量は都道府県の社会経済的条件によって左右される。それゆえ、経済的要因はもちろん職業的要因・学歴的要因によっても影響をうけているとみなすことが妥当であろう。日本の大学の多くは私立大学であることから経済的条件が豊かである都道府県ほど大学教育が供給されやすいだろう。また、当該地域に大学進学を望むと想定される職業や学歴が高い親世代の者が多ければ、大学を設置する側（日本の場合多くは学校法人）もその地域に大学を設置するだろう。

他方、経済的要因・職業的要因・学歴的要因という3者の関係はどのようなものとして想定できるだろうか。個人の進学行動を対象（の一部）とする社会階層研究では、同一主体においては、地位達成モデルを代表例とするように学歴→職業→経済（収入）という因果モデルを想定している。しかし、都道府県レベルでみると必ずしもこうした想定は現実的ではない。例えば、地域の学歴水準が高いので地域の「ホワイトカラー率」が高まるという関連は必ずしも現実的ではない。なぜなら、地域の「ホワイトカラー率」が高いので高学歴者が当該地域に流入してくることも考えられるからである。同様に経済的要因も、「ホワイトカラー率」が高いので経済的条件が高いという想定だけでなく、地域の経済活動が活発なので高学歴の者が流入するという関連も考えられる。こうしてみると3者の関係には因果関係を想定せずに、相関関係があるただけ想定した方が現実に近いだろう⁽⁵⁾。

以上を踏まえた本稿の分析モデルは図1のようになる。ここで大学進学率は男女別に捉える。男女の進学行動は「競合」関係にあり、その意味でそれぞれが他方の

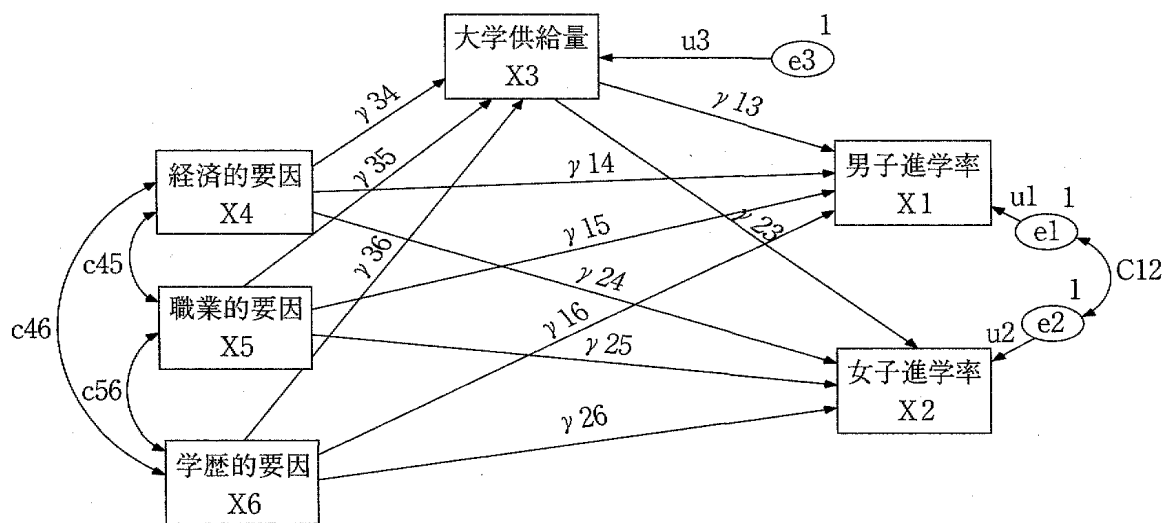


図1 分析モデル

進学率に影響を与えるからである。また、大学進学を経年的な動向は男女別に異なることが知られており、この点からも規定要因の在り方が異なると想定する方が妥当だろう。以下では便宜上、「男子進学率」を X1、「女子進学率」を X2、「大学教育の供給量」を X3、「経済的要因」を X4、「職業的要因」を X5、「学歴的要因」を X6 とする。また、例えば、「大学教育の供給量 X3」から「男子進学率 X1」へのパスを γ_{13} のように表記する。さらに、共分散は C（例えば X4 と X5 の共分散は C45）を、誤差項（e1 と e2）のパス係数を u（例えば X1 へのパスを u1）と表記する。

なお、小林（2009）が1996年の国公立大学進学と私立大学進学を例にして記述したような進学移動（流入・地元出身者比率）を射程に入れた要因分析については、このモデルでは検討できない点には留意しておく。こうした進学移動を含めたよりこまかな要因分析については、本稿での分析結果を踏まえて、進学移動を捉えるのに適したモデルを構築した後になされるのが妥当であろう。

3. データ、変数、基本統計量

3.1. データと変数

具体的なデータと変数を確認しよう。まず、男子進学率と女子進学率は、以下のような式から求めた。元データは『学校基本調査』である。

$$\text{男子（女子）進学率} = \frac{\text{ある都道府県の男子（女子）大学進学者}}{\text{ある都道府県の3年前の男子（女子）中学卒業者数}}$$

大学進学率の都道府県間格差の要因構造とその変容

次に、「大学教育の供給量」については、先行研究でよく使用される「大学収容率」を用いる。ただし、以下のような式から求めている。

$$\text{大学収容率} = \frac{\text{ある都道府県に設置されている大学への入学者 or 定員}}{\text{ある都道府県の3年前の中学卒業生数}}$$

分母である3年前の中卒者数は『学校基本調査』から得た値を用いる。対して分子は、『学校基本調査』から得たもの（入学者）と『全国大学一覧』から得たもの（定員）を適宜選択して作成した合成データを用いる。「大学収容率」は先行研究によって『学校基本調査』から作成したもの（例えば潮木（1984））と『全国大学一覧』（浦田 1989）から作成したものとのみとわかる。ただし、両者ともに固有のデメリットがある。前者は、入学者実員を表しているため定員割れを起こした場合に供給量を過少に見積もることになる。最近の定員割れの多さを踏まえると、特に近年の「大学収容率」を適切に把握することができない⁽⁶⁾。また、後者は定員を表しているため定員超過分を適切に反映できず、特に定員超過率が高い1990年代以前の実質的な供給量を捉え損なう⁽⁷⁾。それゆえこれら2つのデータを合成したデータを作成した。具体的には、『全国大学一覧』から得た値よりも『学校基本調査』から得た値が大きかった場合には『学校基本調査』から得た値を、そうでない場合には『全国大学一覧』から得た値を用いる。そうすることで、両者のデメリットを軽減できる。

また、経済的要因は、『県民経済計算』からえた「一人当たり県民所得」（以下「所得」）を用いる。「一人当たり県民所得」は、当該地域の企業所得と個人所得を合わせた地域の経済水準を示す指標である。ここで個人所得のみを示す「一人当たり雇用者所得」を用いないのは、先に示したように「大学収容率」への因果関係を想定しているためである。そうした因果はもちろん個人所得の多さに起因している側面もあるが、それだけでなく地域全体の経済状況を反映したものと考える方が妥当だからである。

さらに、職業的要因は、『国勢調査』からえた男性就業者40～64歳における「管理職」「専門職」の割合（以下「職業」）を用いる。これまでの先行研究ではホワイトカラー率として「管理職」「専門職」だけでなく「事務職」も含めて指標化されることが多かった（例えば佐々木 2006）。しかし、高学歴化や職業構造の変化を考慮すると、「事務職」はそれほど進学行動を差異化する要因となっているとは

考えづらい。それゆえ、ここではより大学進学を差異化する要因として考えられる「管理職」と「専門職」のみを用いて指標化することにする。なお40～64歳と限定したのは、それらが保護者世代としてみなすことができるからである。

また、学歴的要因としては、『就業構造基本調査』からえた男性40～64歳における「大学卒業者」の割合（以下「学歴」）を用いる。「学歴」については該当する年度のデータがないので線形補間した値を用いている。また、男性の場合、短大卒業者が少なく、かつ短大が大学と同等の意味をもつとは考えられないため、高等教育修了率とするのではなく大学卒業者のみを用いて大学教育修了率を求めている。なお、「学歴」は『国勢調査』からも得られるが、現在では2000年の値しか得られず後述する分析期間をカバーできないため用いない。

なお、「所得」「職業」「学歴」については大学進学率の1年前のデータを用いる。例えば、2010年の大学進学率を捉えたい場合には、その前年である2009年のデータを用いることになる。これら3者の変数については前年度（以前）の値が進学行動を左右すると仮定する方が妥当だからである。

こうしたデータと変数を、1976年・1986年・1996年・2006年の4時点⁽⁸⁾で分析する。これらの時点にしたのは『国勢調査』のデータが得られるという点があるだけでなく、それ以外にも知見を考察する上でメリットがあるからである。例えば、1976年はいわゆる「地方分散化政策」として実質的な意味を持ち始めた「昭和50年代前期高等教育計画」（島 1996）の開始年度であり、地域間格差縮小の直前という点から比較対象として興味深い。同様に、1986年はそれ以降「地方分散化政策」の実質的な意味が失われてきていると評価されており（島 1996）、地域間格差縮小の時代における格差メカニズムを捉える上で適していると考えられる。こうした格差縮小直前・格差縮小最中のメカニズムとの比較は今日的なメカニズム（特に2006年）の特徴を浮き彫りとする上で有効であろう。

3.2. 相関係数の確認

パス解析を行う前に、基本的な統計量を確認しておこう。図2には男子進学率・女子進学率と独立変数との相関係数が示されている。なお、経年的な変化をとらえやすくするため、1981年・1991年・2001年の場合も掲載してある。

それによれば、基本的には男女ともにいずれの独立変数も相関が高いことがわかる。また、佐々木（2006）が示したような1990年を境とした大学進学率との関連の強まりも確認できる。用いている指標が違うので細かな相違はみられるものの、総

大学進学率の都道府県間格差の要因構造とその変容

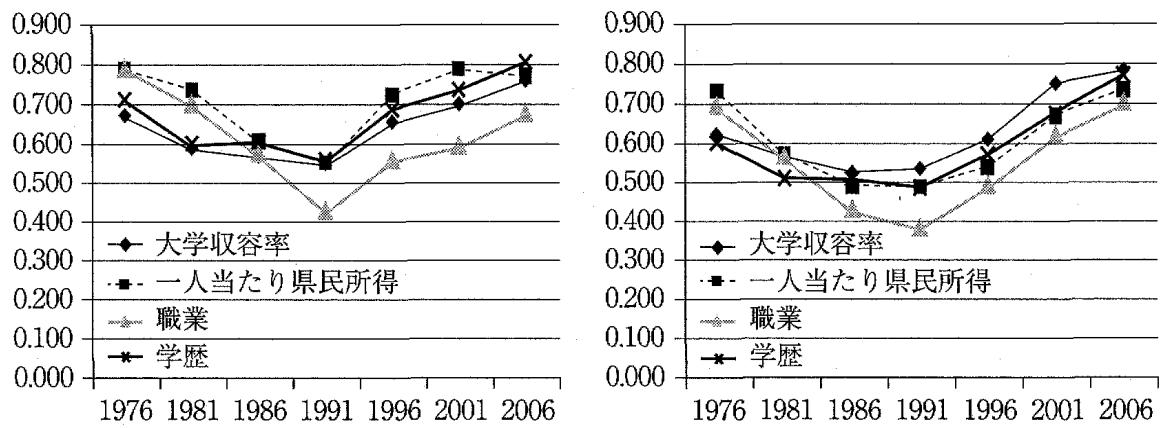


図2 大学進学率との相関係数 (左：男子，右：女子)

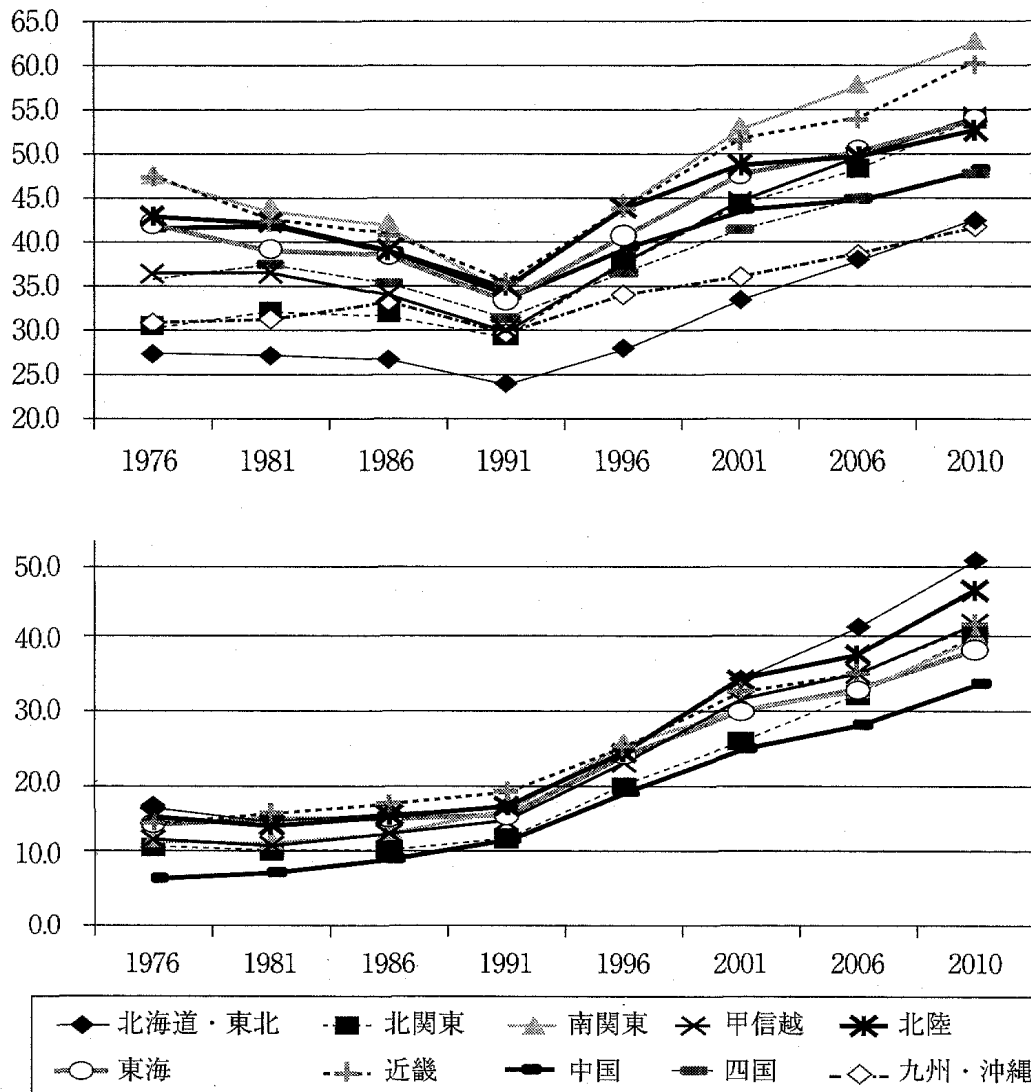


図3 地域別大学進学率 (上：男子，下：女子)

じて類似した傾向を示していると判断できよう。

また図3には地域別に大学進学率の推移を整理してある⁽⁹⁾。そこからは、佐々木(2006)が指摘するように1990年代以降男女ともに大学進学率の格差が広がっていることがわかる。そうした格差拡大にはどのようなメカニズムが働いているのか。この点に本稿の焦点はある。だが、先にみたように相関係数がかなり似通った値をとるために、どのような変数で相対的に規定力が大きいのかについては判然としない。そこで以下では多母集団パス解析を行おう。

4. 分析と考察

先に示したモデル(飽和モデル)で分析した結果が以下の図4～7である⁽¹⁰⁾。そこには想定される全てのパスを明示してあるが、みやすさを考慮し大学進学率へ向かうパスのなかで有意なものに関しては太線にし、さらに推定値を記載してある。また表1には直接効果と間接効果⁽¹¹⁾を整理した。

4.1. 1976年の要因構造

まず、図4から1976年の場合をみていこう。そこからは、「所得」から「男子進学率」「女子進学率」へのパス(γ_{14} と γ_{24})がともに有意に関連していることがわかる。標準化係数で確認すると、「男子進学率」=0.451, 「女子進学率」=0.496

表1 主要なパス係数

男子進学率						女子進学率					
直接効果	大学 収容率	所得	職業	学歴	誤差項	大学 収容率	所得	職業	学歴	誤差項	
1976	-0.070	0.451***	0.493**	0.016	0.540***	0.057	0.496***	0.390*	-0.139	0.643***	
1986	0.133	0.354**	0.238	0.082	0.722***	0.269	0.220	-0.007	0.172	0.817***	
1996	0.228	0.448***	0.004	0.214	0.612***	0.376**	0.242	0.072	0.061	0.754***	
2006	0.284***	0.339***	-0.144	0.500***	0.463***	0.375***	0.337***	0.142	0.141	0.499***	

間接効果	所得	職業	学歴	所得	職業	学歴
1976	-0.008	-0.041	-0.013	0.006	0.034	0.011
1986	0.028	0.030	0.055	0.057**	0.062	0.111
1996	0.033**	0.006	0.149	0.054**	0.010	0.246
2006	0.071**	0.059	0.111	0.094**	0.078	0.147

直接効果の検定 ***: 1%水準 ** : 5%水準 * : 10%水準

間接効果の検定 デルタ法による95%信頼区間推定 0を含まないものに **

大学進学率の都道府県間格差の要因構造とその変容

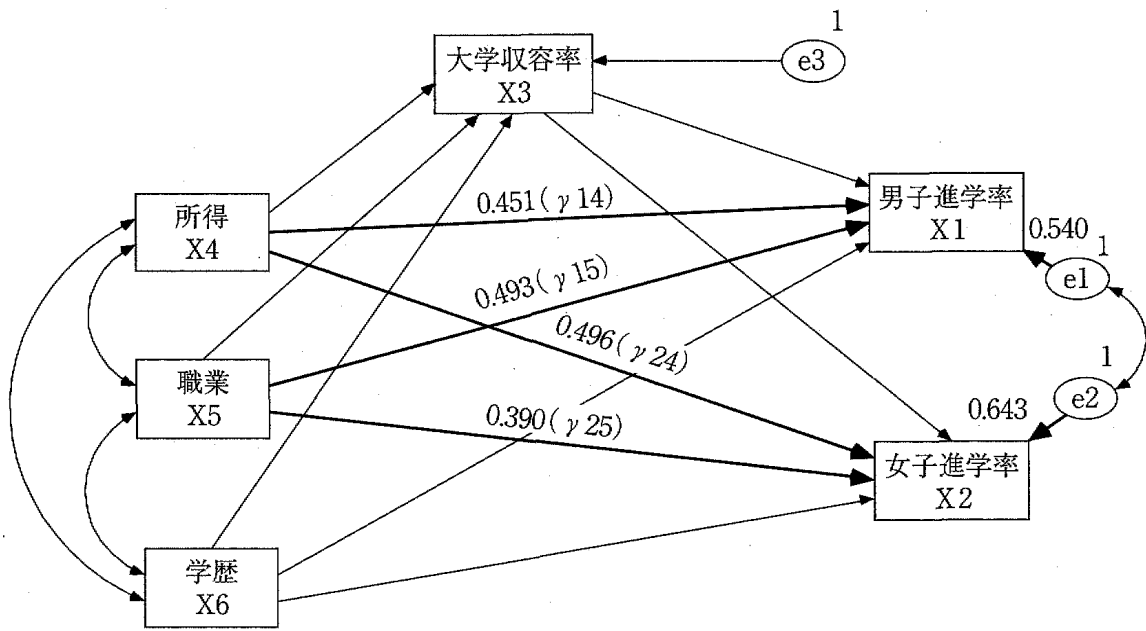


図4 1976年における要因構造

と非常に影響力が大きい。さらに他の変数をみると、「職業」から「男子進学率」へのパス ($\gamma 15$) も0.493と有意に関連している (5%水準) だけでなく、「女子進学率」へのパス ($\gamma 25$) も0.390で有意となっている (10%水準)。他方、「学歴」と「大学収容率」については有意水準がクリアされておらず、その意味で大学進学率に対して影響を与えていたとは言い難い。さらに、表1から1976年の間接効果を確認すると全ての変数で有意ではない。ここからは「所得」と「職業」が「大学収容率」を経由せず直接的に格差を生成していたことがわかる。

こうしてみると、1976年の時点においては、経済的要因 (「所得」) と職業的要因 (「職業」) という社会経済的要因によって大学進学率の都道府県間格差が生じていたと特徴づけることができる。

4.2. 1986年の要因構造

次に、図5から1986年の場合をみてみよう。まず注目すべきは、モデルで投入した以外の変数が持つ影響力を表している誤差項のパス係数 ($u1$ と $u2$) が1976年と比べて大きくなっていることである。

実際、その値を比べてみると、 $u1$ の場合1976年：1986年=0.540：0.722、 $u2$ の場合1976年：1986年=0.643：0.817となっており1986年の方が誤差項のパスの値が大きく、その意味で投入した4つの変数で説明できる度合いが小さくなったことがわかる。

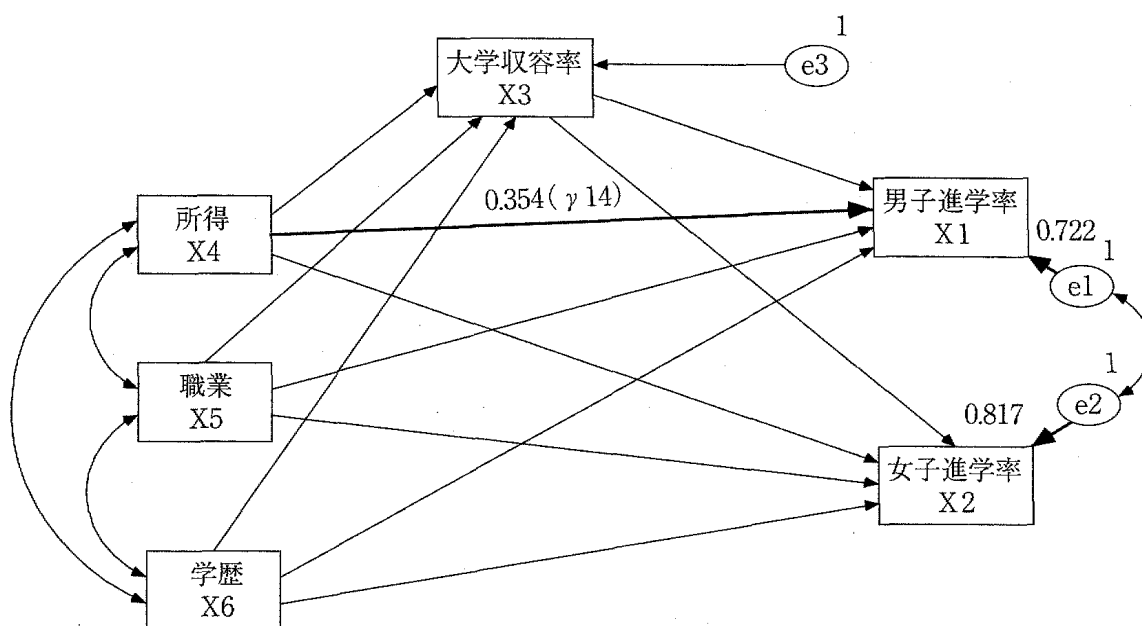


図5 1986年における要因構造

では具体的にどのような変数の影響力が弱まったのであろうか。まずは、「職業」から進学率へのパス (γ_{15} と γ_{25}) がともに有意ではなくなった。さらに、「所得」をみると、「女子進学率」へのパス (γ_{24}) は推定値が0.220であるものの有意確率が0.179と有意水準をクリアできない。他方、「男子進学率」へのパス (γ_{14}) は0.354で関連がみられる (5%水準) もの、その値は1976年と比べると小さくなっている。こうして、この時期は1976年にはみられた経済的要因と職業的要因の影響力が弱まり、男子に対する経済的要因のみが残っている状態にあったと整理することができよう。ここから島 (1996) などの知見も踏まえると、1976年から1986年にかけては「地方分散化政策」の影響 (「大学収容率」の地域間格差の是正) によって社会経済的要因の影響力が弱まった時代であったと整理できる⁽¹²⁾。

4.3. 1996年の要因構造

さらに、1996年の場合をみていこう。ここでは、1986年にみられた「所得」から「男子進学率」へのパス (γ_{14}) が1996年においても有意に影響を与えていることがわかる。さらに、推定値をみると0.447となっており、0.1ポイントほど上昇している点にも留意しよう。

続けて他の変数をみると、「大学収容率」から「女子進学率」へのパス (γ_{23}) が0.376 (5%水準) となっており、格差の要因として影響力を持ち始めてきたことがわかる。その結果、誤差項の値は、 $u_1 = 0.612$, $u_2 = 0.754$ となり、1986

大学進学率の都道府県間格差の要因構造とその変容

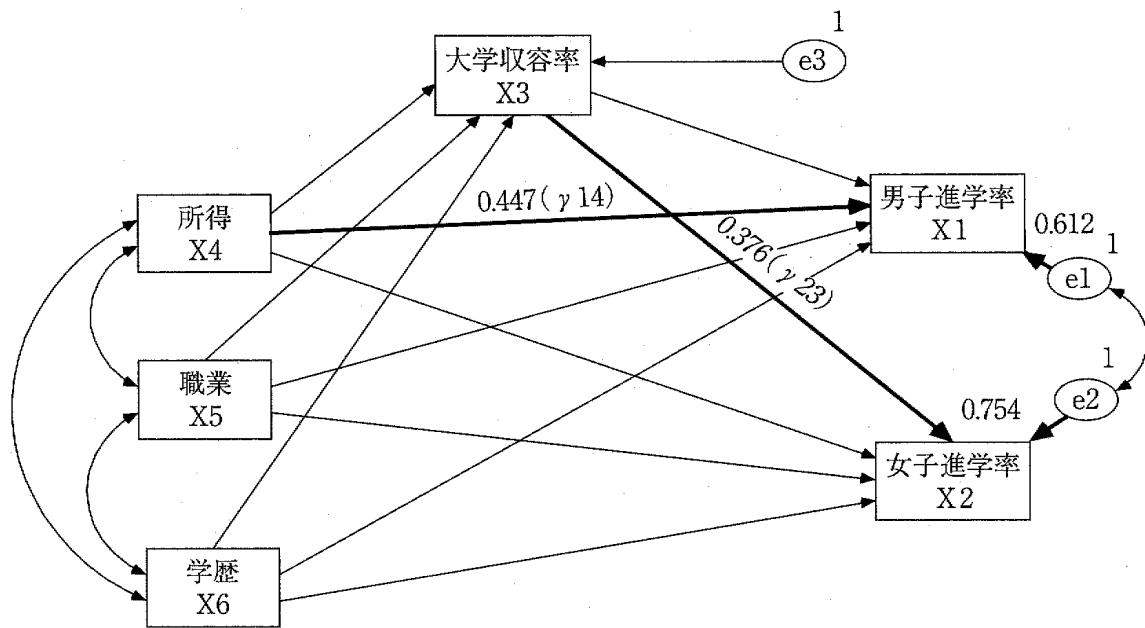


図6 1996年における要因構造

年と比べてその値が小さくなっている。それゆえ、1986年には弱まったモデルの影響力は1996年には再度強まってきたと解釈できよう。

こうした影響力の増大の背景には、「所得」「大学収容率」の都道府県間格差の拡大が存在していよう。標準偏差を確認すると、「所得」では1986年：1996年＝約304354：約397109、「大学収容率」では1986年：1996年＝約0.135：約0.171と1996年の方が大きい。こうした「所得」「大学収容率」のばらつきの拡大が、それら変数が持つ大学進学率への影響力の増大をもたらしたと考えられるのである。その際、男女別に特定の影響力がみられるのは、それぞれの選好の違いが関連していよう。男性は女性よりも県外進学を選好し、逆に女性は男性よりも県内進学を選好する。それゆえ県外進学に大きな影響を与える経済的要因（「所得」）の影響力は男子において特にみられ、県内進学に大きな影響を与える供給側要因（「大学収容率」）の影響力が女子において特にみられたと考えられよう⁽¹³⁾。

こうしてみると、1996年においては、男子には経済的要因が女子には大学教育の供給的要因が重要な意味を持っていたことがわかる。その意味で、男女固有のメカニズムが働いていた時代であったといえるかもしれない。

4.4. 2006年の要因構造

最後に2006年をみてみよう。まず注目すべきは誤差項の値がそれぞれ $u1=0.463$, $u2=0.499$ と分析時点でもっとも低いという点である。そこからは投入した変数が

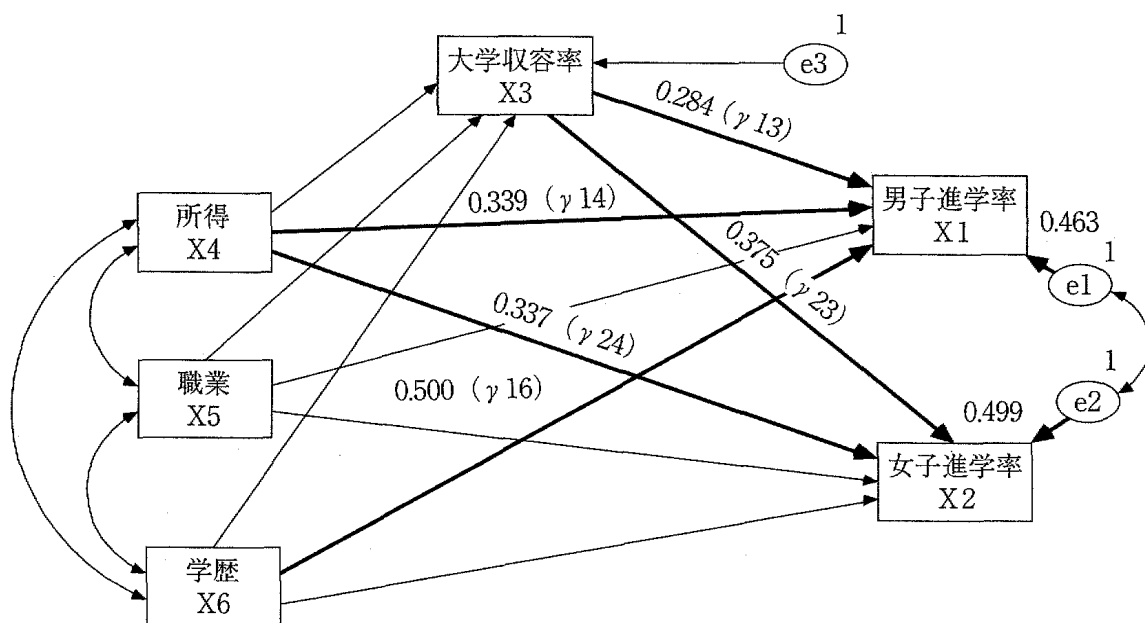


図7 2006年における要因構造

もっともよく大学進学率の格差を説明している時点であることがわかる。

では、具体的にどのような変数が影響力をもっているのでしょうか。まず「所得」についてしてみると、1996年に確認できた「男子進学率」へのパス (γ_{14}) だけでなく、「女子進学率」へのパス (γ_{24}) も有意に関連している。さらに、「大学収容率」をしてみると、1996年に確認できた「女子進学率」へのパス (γ_{23}) だけでなく、「男子進学率」へのパス (γ_{13}) も有意な関連がみられる。このように、1996年には男女別に影響を与えていた要因が男女とも影響を与えるようになってきている。これら「所得」「大学収容率」に関しては、1996年と比べてさらに、その都道府県間格差が拡大している。標準偏差をみると「所得」では1996年：2006年＝約397109：約455061、「大学収容率」では1976年：1986年＝約0.171：約0.243となっているからである。こうした都道府県間格差のさらなる拡大が、男女ともに「所得」「大学収容率」が大学進学率に影響を与え始めた背景に存在しよう。

加えて、「学歴」から「男子進学率」へのパス係数 (γ_{16}) も有意に関連していることがわかる。具体的には0.500とかなり大きな影響を与えている。さらに、表1から2006年における「所得」の間接効果をみると、男子進学率へ0.071、女子進学率へ0.094と検討した時点でもっとも推定値が大きい。ここから、社会経済的条件がもつ間接効果が相対的に大きくなっていることがわかる。

5. 議論

以上、本稿では、多母集団パス解析を用いて大学進学率の都道府県間格差の要因構造とその変容について検討してきた。こうして時点別に確認すると、都道府県間格差の要因構造は、一貫したものではなく変容してきたということがわかる。特に、こんにち（2006年）の都道府県間格差は、男女ともに「大学収容率」という供給側要因と「所得」という経済的要因、さらに男子においては「学歴」という要因によっても規定されている。以下ではさらに、他の時点と比較することを通して、今日（2006年）的なメカニズムの特徴を浮き彫りにしよう。

まず、第一に、社会経済的条件による格差のメカニズムが相対的に強く働いているという特徴がある。特に男子においては「学歴」の影響力が「登場」し、女子においては「所得」の影響力が「復活」し始めた。また男子の「所得」においても推定値の大きさは1996年と比べて減少したもののいまだ有意な影響力をもっている。ここからは、「地方分散化政策」実施以前の社会経済的条件によって格差が生じていた1976年の要因構造に近付いてきたと評価することもできよう。しかし、同じ社会経済的条件といっても、特に男子において影響力が大きい要因が「職業」から「学歴」へと変化している事実には注意する必要がある。この点は、大都市部などで「大卒再生産」を目指す大卒者の父母が増えてきたことを指標とみなす「学歴分断社会」（吉川 2009）の進展を示唆しているからである。その意味で、社会経済的条件による格差生成という特徴が強くみられるものの、その在り方には今日の特徴がある。

さらに、第二に「大学収容率」という供給側要因が男女ともに影響力を与えているという特徴もある。特に女子においては0.375ともっとも影響力が大きい。たしかに、先に図2でみたように「大学収容率」は大学進学率といずれの時点でも相関係数が高かった。しかしパス係数を確認すると、そうした関連が男女ともにみられるのは2006年のみであり、その意味でそれ以前特に1976年に相関係数として確認できた大学進学率との関連は社会経済的条件による「みせかけ」のものであったといえる。しかし反対に、こんにちにおいてはそうした「みせかけ」の関連でなく、「大学収容率」自体が大学進学率の都道府県間格差に対して独自に実質的な影響を及ぼしてきていると解釈できる。その意味で、「大学収容率」の影響力は「実質化」しているのである。

さらには、先にみたように1986年においては「大学収容率」はむしろ「所得」や

「職業」の影響力を軽減させたと評価でき、その意味で都道府県間格差の縮小要因であったといえた点を踏まえると、「大学収容率」はこんにちでは逆に格差発生の要因として機能していると解釈することも可能である。こうしてみると、「大学収容率」の影響力の大きさは、単純に規定要因として独自に「実質化」してきたという側面だけでなく、それが大学進学率の都道府県間格差の縮小要因から生成要因へと「機能変容」してきたという側面も存在しているといえよう。

加えて、第三に、社会経済的条件と大学供給量の両者による「相乗効果」も強まりをみせている。この点は表1に記載されてある「所得」の間接効果から確認できる。この間接効果は「所得」が「大学収容率」の格差を生じさせることによってもたらされる大学進学率の格差を示している。その間接効果は、先にみたように2006年でもっとも高く（男子：女子＝0.071：0.094）なっており、ここからは社会経済的条件と供給側要因の「相乗効果」がもっとも大きいという特徴も指摘することが可能であろう。

こうしてみると、こんにちの都道府県間格差のメカニズムには、①社会経済的条件がもつ影響力の大きさ（学歴の「登場」と経済の「復活」）、②大学の供給量が持つ影響力の「実質化」と「機能変容」、③社会経済的条件と供給側要因の「相乗効果」の増大という特徴がみられることが浮き彫りとなる。

それゆえ、先行研究や先に図3で示された近年における大学進学率の都道府県間格差拡大は、これら3つのメカニズムによってもたらされていると判断することができよう。ここでとりわけ注目すべきは、「大学収容率」が持つ影響力であろう。なぜなら、それがかつては社会経済的条件の影響力を緩和させたのに対してこんにちでは逆に独自の格差生成要因となっているからであり、さらには社会経済的条件との間で「相乗効果」を発生させながら格差を生成しているからである。ここからは、「地方分散化政策」が「終焉」した（小林 2009）こんにちにおいて、そうした格差是正策が再び必要となりつつあるといえるのではないだろうか。

その格差是正のためには、やはり「大学収容率」の都道府県間格差の縮小が重要な意味をもつことになるだろう。そのことが、1986年においてみられたように社会経済的要因の影響力を緩和させるだけではなく、「大学収容率」それ自身がもつ格差生成要因としての影響力も低下させると考えられるからである。

いずれにせよ、どのような内容をもった政策とすべきかさらなる議論が必要であるものの、大学進学率に関する都道府県間格差の是正を意図する政策が必要とされる時代へと、こんにちの状況は変化しつつあるように思われる。

大学進学率の都道府県間格差の要因構造とその変容

〈注〉

- (1) 類似した研究として山本（1979）があるが、従属変数は大学進学志願率であり、その意味で焦点が異なる。
- (2) 浦田（2009）は1975～2008年の7時点において大学進学率と大学収容率の関連を箱ひげ図を用いて分析しているが、この場合でも他の変数の影響力を考慮しておらず、どの程度規定力があるのか確実なことはいえない。
- (3) 詳しくは、豊田（1998）、狩野・三浦（2002）などを参照のこと。なお多母集団パス解析という呼称は豊田ほか（2007）によっている。
- (4) 天野ほか（1984）では高校教育システムが独立変数として投入されていたが、高校教育「全入」となった1980年代以降では格差の要因として重要ではなくなっていよう。また、佐々木（2006）では「人口集中地区人口比率」を指標として都市度を独立変数とみなしているが、林（1998）が指摘するように都市度は実質的に教育機会や就職機会として解釈されることが多く、その意味で理論的なメカニズムが判然としない。
- (5) なお、3者の関係に因果関係を想定した分析も行ったが、GFIなどのモデルの適合度を示す指標が総じて採択したモデルより望ましくなかった。こうしたデータのあてはまりという観点からも、3者に相関関係を想定した方が妥当であるといえる。なお適合度指標については注（10）を参照。
- (6) また、牟田（1986,1988）も触れているように、1980年代の時点においても定員割れを起こしている私立大学が存在しており、その点からみても実員のみを用いて「大学収容率」を求めることには慎重になる必要がある。
- (7) 小林（2004）によれば、全国平均でみて、例えば1976年の定員超過率は1.5倍をこえている。また1986年においても1.3倍程度となり定員超過率が低いとはいえない。
- (8) なお後述のようなパスモデルを1981年・1991年・2001年と合わせた7時点においても行ったが、時点間変容の傾向に大きな違いはみられなかった。そこで本稿では紙幅の都合を踏まえ4時点に限定して議論する。
- (9) 都道府県別に記載すると煩雑なので地方別に示した。1976年から2006年の7時点と直近の2010年という8時点の大学進学率を整理してある。なお地域は基本的な8地方区分をベースに、北海道と東北地方を合わせ、関東地方を北関東と南関東に、中部地方を甲信越・北陸・東海に分けた（計10地方）。
- (10) モデルの適合度は $GFI=1.000$, $CFI=1.000$ である。適合度指標については、

与謝野ほか（2006）を参照のこと。なお、GFIは回帰分析での決定係数に相当し0～1の値をとり0.95以上が望ましいと判断される。またCFIは独立モデルと比較してどれくらい適合度が改善したかを評価し、0～1の値をとり1に近いほど望ましいとみなされる。

- (11) 間接効果の有意性検定はデルタ法を用いた（豊田編著 2009）。なお、表1では「学歴」で間接効果の値が大きい標準誤差が大きいため有意ではない。
- (12) 島（1996）は、1976年から1986年にかけて、大学収容率の標準偏差が縮小したこと、その縮小がもともと収容率の高い大都市（東京都や京都府など）における収容率減少と収容率の低い県での収容率増加によってもたらされたことを明らかにしている。「所得」や「職業」が大都市で高いことから、こうした大学収容率の地域間格差の是正が「所得」や「職業」の影響力を弱めたと解釈することができる。
- (13) 県外進学に「所得」などの経済的要因が、県内進学には「大学収容率」などの供給側要因が大きな影響を与えることは、浦田（1989）など多くの研究で指摘されている。

〈引用文献〉

- 秋永雄一・島一則，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』第43集，pp.59-76.
- 天野郁夫・河上婦志子・吉本圭一・吉田文・橋本健二，1984，「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』第23巻，pp.1-43.
- 林拓也，1998，「地位達成における地域効果—機会の地域間格差に注目して」三隅一人編『1995年SSM調査シリーズ4 社会階層の地域的構造』pp.69-86.
- 狩野裕・三浦麻子，2002，『グラフィカル多変量解析（増補版）—目で見る共分散構造分析』現代数学社。
- 吉川徹，2006，『学歴と格差・不平等—成熟する日本型学歴社会』東京大学出版会。
- ，2009，『学歴分断社会』ちくま書房。
- 小林雅之，2004，「国私格差是正と私学政策」『大学財務経営研究』第1号，pp.187-208.
- ，2009，『大学進学の手機—均等化政策の検証』東京大学出版会。
- 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』第

大学進学率の都道府県間格差の要因構造とその変容

- 16集, pp.179-192.
- , 1988, 「進学移動と大学・短大進学に伴う地域間移動の時系列分析」『大学研究』第1号, pp.35-55.
- 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』第78集, pp.303-320.
- 島一則, 1996, 「昭和50年代前期高等教育計画以降の地方分散化政策とその見直しをめぐって」『教育社会学研究』第59集, pp.127-143.
- 末富芳, 2008, 「東京都所在大学の立地と学部学生数の変動分析—大学立地政策による規制効果の検証と規制緩和後の動向」『高等教育研究』第11号, pp.207-227.
- 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』第25集, pp.185-195.
- 豊田秀樹, 1998, 『共分散構造分析 [入門編]』朝倉書店。
- 編著, 2007, 『共分散構造分析 [Amos 編]』朝倉書店。
- 編著, 2009, 『共分散構造分析 [実践編]』朝倉書店。
- 潮木守一, 1984, 「高等教育の地方分散化と大学進学率の関連 (I)」『名古屋大学教育学部紀要 (教育学科)』第31巻, pp.1-14.
- 浦田広朗, 1989, 「大学教育の供給構造と高校生の進学動向」『大学研究』第5号, pp.159-170.
- , 2009, 「大学の変容—供給構造と資金配分の変動がもたらしたもの」『高等教育研究』第12号, pp.29-48.
- 山本真一, 1979, 「大学進学希望率規定要因の分析」『教育社会学研究』第34集, pp.93-103.
- 矢野真和・濱中淳子, 2006, 「なぜ大学に進学しないのか: 顕在的需要と潜在的需要の決定要因」『教育社会学研究』第79集, pp.85-104.
- 与謝野有紀・栗田宣善・高田洋・間淵領吾・安田雪編, 2006, 『社会の見方, 測り方—計量社会学への招待』勁草書房。

ABSTRACT

**Factor Structure of the Prefectural Gap in College Entrance Rate
and its Transformation: A Four Time Point Comparison Using
Multi-population Path Analysis**

UEYAMA, Kojiro

Graduate School of Education, University of Hokkaido
Kita-11, Nishi-7, Kita-ku, Sapporo, Hokkaido 060-0808, Japan

E-mail: u5260hbk@edu.hokudai.ac.jp

The purpose of this paper is to reveal the factor structure of prefectural disparities in the college entrance rate by considering its temporal transformation. What factors account for the gap between the prefectures in the college entrance rate? Have those factors been consistent, or have they changed across time? In replying to these questions, I would like to clarify the mechanism that causes disparities between the prefectures in the college entrance rate, particularly in recent times. In order to accomplish this task, we adopted as the statistical method the multi-population path analysis, which is regarded as a lower model of covariance structure analysis. For the analysis, we used macro data from four time points, 1976, 1986, 1996 and 2006.

The result of the analysis is as follows. Firstly, in 1976, the "Economic Factor" and the "Occupational Factor" served as the mechanisms of the gap between the prefectures in the college entrance rate for both men and women. In that sense, this period was an age in which socioeconomic conditions were most powerful. Secondly, in 1986, the influence of the "Economic Factor" and the "Occupational Factor" had weakened due to the effectiveness of the "Policy of decentralization" (reduction of regional disparities in the "College Capacity Factor"). As a result, the influence of the "Economic factor" remained for men only. This period was therefore an age in which the power of socioeconomic conditions was weakened because of the "policy of decentralization." Thirdly, in 1996, the influence of the "Economic Factor" strengthened again for men. For women the influence of the "College Capacity Factor" had begun to increase. In that sense, there were gender-specific mechanisms

during this period. Finally, in 2006, the “Economic Factor” and the “College Capacity Factor,” began to serve as the mechanisms for the gap between the prefectures in the college entrance rate for both sexes. The “Educational Factor,” which had had no impact thus far, also began to exert a strong influence for men. Moreover indirect effects of the “Economic Factor” through the “College Capacity Factor” became more powerful. This indicates that the current characteristic is that the factor structure of prefectural disparities consists of gaps generated by three factors, the “College Capacity Factor,” the “Economic Factor” and the “Educational Factor.” Thus, in this period the prefectural disparities in the college entrance rate can mostly be explained by the supply factor and socioeconomic factors.

From the above result, the special features of the factor structure of the current college entrance rate gap between prefectures are as follows. The power of socioeconomic conditions has once again begun to increase. The “College Capacity Factor” has begun to “actualize” and undergo a “functional transformation.” The “synergy effect” between socioeconomic conditions and the supply factor has begun to increase.

Keywords: College entrance, Regional gap in educational opportunity, Multi-population path analysis