

大学進学行動の教育経済学的分析 —マイクロデータによるマクロデータ分析結果の検討—

島一則（国立大学財務・経営センター）

1. 研究の背景と目的

平成 17 年時点において、大学進学率は 44.2%（短大を含むと 51.5%）に達し（文部科学省『学校基本調査, 平成 17 年度』）、大学進学に限ってみても、トロウの言うユニバーサル段階を目前にしている。このことは、1960 年代初頭においては、同世代人口の一部に限られていた行動が、その過半数に波及しつつあることを意味しており、大学進学行動について社会的関心はより高まっていると考えられる。また、これらの大学進学行動は、公財政により負担される部分が少なくない。そのため、大学進学率の上昇とともにこれらの公的負担の在り方にも社会的注目が集まってきている。このような状況のもと、大学進学行動がどのようなメカニズムのもとで行われているのかについて実証的に明らかにすることは、学術的・政策的観点から非常に重要である。実際、学術的には、以下に述べるように大学進学行動の規定要因分析といった形で、先行研究の蓄積が着実にすすめられてきている。そこで本稿では、大学進学行動のメカニズムを、主として人的資本理論に基づいて実証的に分析してきた教育経済学的アプローチに基づき、明らかにする。また、これに保護者の学歴変数という社会学的に主要な変数を加えた場合に、経済学モデルにどのような変化が生じるのかといった点についても合わせて検討を加える。

2. 先行研究の整理と本研究の課題

ⁱ大学進学行動の経済学的分析については、これまで着実に分析がなされてきている。具体的には、大学志願率・大学進学率などの変数と経済的変数（収益率（収益率の代替変数として学歴間賃金格差や授業料額を用いる場合もある）や家計所得など）の関係をマクロデータの時系列変動に注目して検討した分析がこれにあたる。これらの先行研究として挙げられるが、梅谷（1977）、矢野（1984a, b）、藤野（1986）、Nakata & Mosk（1987）、Kaneko（1987）、小椋・若井（1991）、中村（1992）、荒井（1995）、田中（1994）、矢野・濱中（2006）などの諸研究である。これらの研究のうち、収益率そのものを独立変数として取り上げている梅谷（1977）、Nakata & Mosk（1987）、Kaneko（1987）、荒井（1995）、田中（1994）については、拙稿（1999）において、各先行研究のレビューを行ったうえで、「以上の先行研究により、各分析が用いたモデルは異なるものの、収益率が進学（志願）率に有意な影響を及ぼす、すなわち進学の経済的効果が進学行動に影響を及ぼすと結論づけることができるであろう」。「ただ、同時に、一つの研究の中で、異なるモデル（Nakata & Mosk 1987）、異なる種類の収益率（Kaneko 1987）、異なるラグをとった収益率（田中 1994）に関しては、有意な結果が得られていないことについても、ここであらためて確認しておく」とまとめている。また、拙稿（1999）においても、大学志願率を従属変数とし、大学収益率・家計所得・大学収容率を独立変数とした重回帰モデルにおける分析を行った結果、以上の

三変数ともに正で有意な結果が得られた。

一方、直接的に収益率を取りあげていない矢野（1984 a, b）、藤野（1986）、小椋・若井（1991）、中村（1992）を含めた上で¹、矢野・濱中（2006）では、本稿との関係でいえば以下の2点が指摘されている。

「すべての研究に共通している結果」は、家計所得と授業料の2つに限られる。家計所得は進学需要にプラス、授業料はマイナスの効果がある。そして、所得の効果が授業料のそれよりも大きいことが指摘されている。けれども、それ以外に共通な結論はみいだせない。

「投資収益の影響が曖昧だということである。・・・投資収益を計測する指標の選択とモデルの特定化によって、異なった分析結果になる。一つの変数の結果から投資収益の効果を結論づける前に、経済モデルに適合的で、安定的な結果が得られるいくつかの変数を探索するアプローチが現実的な方法である。」

そこで本研究では、上記の諸研究で用いられたマクロ統計データではなく、ミクロレベルの個票データを用いることにより、改めて進学行動の経済学的分析を行うこととする。このことは、「異なるデータのレベルから、経済モデルに適合的で、安定的な結果が得られる変数を探索するアプローチ」であると考えている。

3. データと分析枠組み

本分析で利用するデータは研究代表者：金子元久による「高等教育グランドデザイン策定のための基礎的調査分析」によって実施された「高校生の進路についての調査」（以下「高校生調査」とする）と「高校生の進路についての調査（保護者の方へのご質問）」（以下「保護者調査」とする）によるものである。調査時期は2005年11月、調査対象者数は高校三年生とその保護者で、回答者数はそれぞれ4000人となっている。なお、当該プロジェクトにおいては、矢野（2006）、藤村（2006）、小林（2006）、濱中（2006）、朴澤（2006）、林（2006）などにより、高卒者の進路分化の実態や奨学金の機会格差是正効果、男女・地域別の進学機会格差の実態などについて、非常に興味深い分析・発表がなされていることを紹介しておく。

次に分析枠組みについてであるが、大学進学希望の規定要因を分析するあたり、人的資本理論を用いる。人的資本理論において想定される基本変数は、進学に伴うベネフィットとコストに関する変数となる。これに加えて、資本市場が完全でないことを考慮して、資金調達能力変数を第三の変数として取り上げる。この他の経済的変数として、本研究では独自に「中三時点既出教育投資額」変数を分析に含める。そして、最後に経済学モデル以外の変数として、「保護者最終学歴」変数を分析に含めることとする。

以下、各変数と高校生調査・保護者調査の具体的設問項目との対応（と各変数に加えた加工手順も含む）を明らかにする。

I. ベネフィット変数

ベネフィット変数についてであるが、高校生調査における「問11」の「大卒の場合と高卒の場合とでは、将来の収入にどのような違いがあると思いますか(○は1つ)」に対する回答(「同じくらい」「大卒

の方が1～2割高い(1.1～1.2 倍)」「大卒の方が3～4割高い(1.3～1.4 倍)」「大卒の方が5～9割高い(1.5～1.9 倍)」「大卒の方が2倍以上高い)」を、無回答をシステム欠損値としたうえで、1～5の数値をあてはめたものを利用する。以下当該変数を「主観的ベネフィット」と呼ぶ。

II. コスト変数

コスト変数についてであるが、残念ながら、高校生調査・保護者調査ともに、調査対象者全体に大学進学に関わるコストを直接尋ねた質問項目がない²。このため、今回の分析ではコスト変数は取り上げないこととする。

III. 資金調達能力変数

資金調達能力変数についてであるが、こちらは三つの変数を利用する。1つめは、「客観的資金調達能力」変数とし、保護者調査における「問 25」の「お父様、お母様の年間の税込み収入（年額）はどれくらいですか。（○は1つ）」に対する回答（「収入はない」「100万円未満」「100～300万円未満」「300～500万円未満」「500～700万円未満」「700～900万円未満」「900～1,100万円未満」「1,100～1,500万円未満」「1,500万円以上」）を、無回答をシステム欠損値としたうえで、1～9の数値をあてはめたものを利用する。なお、本分析では父親の税込み収入を使用する。

2つめは、「主観的資金調達能力（保護者）」変数とし、保護者調査における「問 10」の「仮にお子さんが次のような学校に進学する場合、学費や生活費を負担することが可能だと思いますか。a～hのそれぞれについて、当てはまる番号1つに○をつけてください。自宅から通学できる範囲以内に学校がない場合も、あると仮定してお答えください。（○はそれぞれ1つずつ）」に対する回答（「a. 4年制大学・私立・自宅外通学」「b. 4年制大学・私立・自宅から通学」「c. 4年制大学・国公立・自宅外通学」「d. 4年制大学・国公立・自宅から通学」についてそれぞれ「負担できる」「難しい」「非常に困難」を尋ねている）を、無回答をシステム欠損値としたうえで、3～1の数値をあてはめた。これらの数値に、日本学生支援機構の「平成16年度学生生活調査」における「私立大学(昼間部)自宅」、「私立大学(昼間部)下宿・間借、その他」、「国立大学(昼間部)自宅」「国立大学(昼間部)下宿・間借、その他」、「公立大学(昼間部)自宅」「公立大学(昼間部)下宿・間借、その他」の学生生活費を掛け合わせたうえで、その合計値を算出した。なお、国立・公立については、『学校基本調査』(平成17年度)による学生数をウェイトとして「国公立」の値を算出した³。

3つめは、「主観的資金調達能力（高校生）」変数とし、高校生調査における「問 7」の「就職する方も、進学する方も、もし次のような学校に進学する場合、学費や生活費を負担することが可能だと思いますか。a～hのそれぞれについて、あてはまる番号1つに○をつけてください。なお、自宅から通学できる範囲以内に学校がない場合はあるものとして、また、これらの学校への進学を考えていない場合でも想定でお答えください。（○はそれぞれ1つずつ）」に対する回答（「a. 4年制大学・私立・自宅外通学」「b. 4年制大学・私立・自宅から通学」「c. 4年制大学・国公立・自宅外通学」「d. 4年制大学・国公立・自宅から通学」についてそれぞれ「負担できる」「難しい」「非常に困難」を尋ねている）を、無回答をシステム欠損値としたうえで、3～1の数値をあては

めた。これらの数値に、日本学生支援機構の「平成16年度学生生活調査」における「私立大学(昼間部)自宅」、「私立大学(昼間部)下宿・間借、その他」、「国立大学(昼間部)自宅」「国立大学(昼間部)下宿・間借、その他」、「公立大学(昼間部)自宅」「公立大学(昼間部)下宿・間借、その他」の学生生活費を掛け合わせたうえで、その合計値を算出した。なお、国立・公立については、『学校基本調査』(平成17年度)による学生数をウェイトとして「国公立」の値を算出した⁴。

IV. 既出教育投資額変数

次に、本分析に特徴的な変数として「中3時点既出教育投資額」を取り上げる。当該変数は、保護者調査における「問4」の「進学塾や家庭教師などで、月にどれくらいの費用をかけられましたか。a(中学3年生のとき)、b(高校3年生のとき)それぞれについて、当てはまる番号1つに○をつけてください。」に対する回答(「かけていない」「1万円未満」「1万円～2万円未満」「2万円～3万円未満」「3万円～4万円未満」「4万円～5万円未満」「5万円～7万円未満」「7万円以上」)を、無回答をシステム欠損値としたうえで、1～8の数値をあてはめた。本分析では、a(中学3年生のとき)に注目する。

V. 保護者最終学歴変数

保護者最終学歴変数については、保護者調査における「問24」の「お父様、お母様の最後に卒業された学校は何ですか。(○は1つ)」に対する回答(「中学校」「高校」「短大・高専・専門学校」「大学」「大学院」)を、無回答をシステム欠損値としたうえで、1～5の数値をあてはめた。本分析では父親学歴に注目する。

VI. 性別変数

性別変数については、高校生調査の「問32」における「あなたの性別はどちらですか。(○は1つ)」に対する回答(「男性」「女性」)を、男性を1、女性を0とした。

VII. 大学進学希望変数

最後に、大学進学希望変数に関しては、問2「いまのところ卒業したらどのような進路を考えていますか」「次にその中から、「b.第一志望」(もっとも希望しているもの)を1つえらんで○をつけてください」に対する回答(「就職」「家の手伝い・家業を継ぐ」「アルバイトだけの生活」「短大・専門学校への進学」「大学への進学」「就職しながらの進学」「その他」「まだ考えていない(決まっていない)」)を、無回答をシステム欠損値としたうえで、「大学への進学」を1とし、それ以外を0とした。

4. 大学進学希望の規定要因分析

4-1 独立変数間の相関関係

まず、大学進学希望の規定要因分析を行う前に、以上で取りまとめた独立変数間の相関関係についてみていく(なお、各変数の記述統計については注を参照のこと⁵) (表1)。この作業は、これまで必ずしも明らかにされてきていない、各経済変数間にミクロレベルにおいてどのような関

係があるのかを確認するためである⁶。

表1からは、以下の4点が明らかになる。(1)すべての独立変数間に有意な正の相関がある。(2)保護者学歴(父親)に注目すると、客観的資金調達能力との相関係数が0.345と最も大きくなっている。このことが意味するのは、高学歴の親ほど、資金調達能力が高いということである。(3)主観的ベネフィット・中三時点既出教育投資額に注目した場合も、客観的資金調達能力との相関が最も高く(0.104・0.179)、このことと(1)(2)の結果を合わせて考えると、学歴の高い親ほど、客観的資金調達能力(年収)が高く、親の客観的資金調達能力(年収)が高いほど、学生の主観的ベネフィットは高くなっている。と同時に、中三時点での教育投資額もより大きくなっていることがわかる。(4)主観的資金調達能力(高校生)に注目すると、主観的資金調達能力(保護者)との相関係数(0.421)がもっとも高くなっている。このことは、親が有する進学に伴う経済的負担能力についての認識が、子供のそれにも強く影響していることを意味していると考えられる。

表1 独立変数間の相関関係

		相関係数					
		保護者最終 学歴(父親)	主観的ベ ネフィット	客観的資金 調達能力	主観的資金 調達能力(保 護者)	主観的資金 調達能力(高 校生)	中3時点既出 教育投資額
保護者最終学歴(父親)	Pearson の相関係数	1	.103**	.345**	.281**	.162**	.102**
	有意確率(両側)		.000	.000	.000	.000	.000
	N	3779	3776	3624	3763	3752	3778
主観的ベネフィット	Pearson の相関係数	.103**	1	.104**	.063**	.052**	.067**
	有意確率(両側)	.000		.000	.000	.001	.000
	N	3776	3997	3623	3979	3970	3996
客観的資金調達能力	Pearson の相関係数	.345**	.104**	1	.389**	.237**	.179**
	有意確率(両側)	.000	.000		.000	.000	.000
	N	3624	3623	3625	3609	3601	3624
主観的資金調達能力(保護者)	Pearson の相関係数	.281**	.063**	.389**	1	.421**	.178**
	有意確率(両側)	.000	.000	.000		.000	.000
	N	3763	3979	3609	3982	3955	3981
主観的資金調達能力(高校生)	Pearson の相関係数	.162**	.052**	.237**	.421**	1	.144**
	有意確率(両側)	.000	.001	.000	.000		.000
	N	3752	3970	3601	3955	3972	3971
中3時点既出教育投資額	Pearson の相関係数	.102**	.067**	.179**	.178**	.144**	1
	有意確率(両側)	.000	.000	.000	.000	.000	
	N	3778	3996	3624	3981	3971	3999

**、相関係数は1%水準で有意(両側)です。

4-2 大学進学希望の規定要因分析

次に以上の変数と大学進学希望の有無の関係をロジスティック回帰分析に基づいて検討した。分析に当たり、全ての独立変数を標準得点化した。このことは、各変数間の影響力の大きさを比較可能にするためである⁷。

表2にみられるように、すべての独立変数が正で有意な結果をもたらしている。また、モデルの説明力に関しては、Nagelkerke R²乗が0.283となると同時に、正分類パーセントが70.9%に達しており、十分な説明力を有していることが確認できる。

この結果は、ベネフィット変数も含めたすべての経済変数が、大学進学希望に関して予想される形で影響を及ぼしていることを意味している。また同時に、親学歴を含めると大学進学行動の予測を7割強の確

率で行えることを表している。また、標準化したロジスティック偏回帰係数に注目すると、進学行動を強く規定しているのは、保護者最終学歴（父親）、主観的資金調達能力（保護者）、性別、主観的資金調達能力（高校生）、主観的ベネフィット、中三時点既出教育投資額、客観的資金調達能力の順となっている⁸。

表 2 大学進学希望の規定要因分析（ロジスティック回帰分析）

モデル係数のオムニバス検定

		カイ 2 乗	自由度	有意確率
ステップ 1	ステップ	845.418	7	.000
	ブロック	845.418	7	.000
	モデル	845.418	7	.000

モデルの要約

ステップ	-2 対数尤度	Cox & Snell R 2 乗	Nagelkerke R 2 乗
1	4019.028 ^a	.210	.283

a. パラメータ推定値の変化が .001 未満なので、反復回数 4 で推定が打ち切られました。

分類表^a

観測値			予測値		
			大学進学希望		正分類パーセント
			それ以外	大学進学希望	
ステップ 1	大学進学希望	それ以外	860	629	57.8
		大学進学希望	412	1682	80.3
全体のパーセント					70.9

a. 分割値は .500 です

方程式中の変数

	B	標準誤差	Wald	自由度	有意確率	Exp (B)
ステップ 1 ^a						
保護者最終学歴(父親)・標準化	.499	.041	147.790	1	.000	1.646
主観的ベネフィット・標準化	.214	.040	29.089	1	.000	1.238
客観的資金調達能力(父親)・標準化	.152	.044	11.865	1	.001	1.165
主観的資金調達能力(保護者)・標準化	.486	.046	113.772	1	.000	1.626
主観的資金調達能力(高校生)・標準化	.232	.042	30.056	1	.000	1.261
中3時点既出教育投資額・標準化	.175	.040	18.905	1	.000	1.191
性別・標準化	.377	.039	94.773	1	.000	1.457
定数	.400	.039	106.516	1	.000	1.491

a. ステップ 1: 投入された変数 保護者最終学歴(父親)・標準化, 主観的ベネフィット・標準化, 客観的資金調達能力(父親)・標準化, 主観的資金調達能力(保護者)・標準化, 主観的資金調達能力(高校生)・標準化, 中3時点既出教育投資額・標準化, 性別・標準化

7. 知見の整理・政策的含意・今後の課題

以上に基づき、主要な知見をまとめる。①ミクロレベルデータを用いた場合でも、経済変数は

(ベネフィット変数も含めて) 人的資本理論に基づき予想される形で、有意な影響力を及ぼしている。この結果は、従来の教育経済学的アプローチによる先行研究の結果をサポートするものである。また、矢野・濱中(2006)によって、「投資収益の影響が曖昧だ」とされたベネフィット変数については、今回用いたミクロレベルデータに基づく主観的ベネフィット(大卒・高卒賃金格差認識)変数について言えば、進学行動に有意な影響を及ぼしていることが確認された。②加えて、資金調達能力が進学行動に与える影響については、先行研究と同様に正で有意な結果(すなわち資金調達能力が高いほど大学進学希望確率が増えるという結果)が得られたわけだが、客観的資金調達能力よりもむしろ主観的資金調達能力の影響力が大きいことが新たに明らかになった。また、同時に主観的資金調達能力(高校生)は主観的資金調達能力(保護者)と特に高い相関関係にあることが確認された。③経済変数をすべてコントロールした後でも、保護者最終学歴(父親)や性別は大きな規定力を有している。また、この他に独立変数間の関係を分析した結果からは、④学歴の高い親ほど、客観的資金調達能力(年収)が高く、親の客観的資金調達能力(年収)が高いほど、学生の主観的ベネフィット(主観的な大卒・高卒賃金格差についての認識)は高くなっている。と同時に、中三時点での教育投資額もより大きくなるといった関係も同時に明らかになった。

以上から得られる政策的含意としては、次の二点があげられる。客観的な資金調達能力をコントロールしたうえでも、主観的な資金調達能力に関する変数が、大学進学行動を強く規定しているという事実から、①大学進学にともなうコスト等に関する情報提供が、非常に重要であると考えられる。②このことに関連して、資金調達能力に大きく関係すると考えられる奨学金制度についての情報紹介のあり方も、非常に重要な政策的課題となる。

最後に今後の課題についてごく簡単に2点ほど述べたい。以上において大学進学行動を説明する経済モデルについて検討を行った。ただし、これらに加えて、今回まだ分析取り込めていない社会的に注目される他の変数が存在する。そこでこれらの変数を分析に加えていくことが第一の課題となる。第二の課題は、経済学的変数・社会的変数を相互排他的に理解するのではなく、融合的に理解していくためのモデルの構築と検証である。これらの点については、稿を改めて検討することとする。

注

¹ 正確には梅谷(1977)、Kaneko(1987)が取り上げられていないとの制限がつく。

² 正確には、高校生調査の問17において進学希望者のみに尋ねられている。しかしながら、本分析においては、非進学希望者に対してもコストについての質問が必要であるため、問17は残念ながらコスト変数とはならない。

³ 具体的には以下の算式により算出を行った。

主観的資金調達能力(保護者)

=私立自宅外に関する資金調達可能性(保護者)*2492800

+私立自宅に関する資金調達可能性(保護者)*1741800

+国公立自宅外に関する資金調達可能性(保護者)*(1815500*445690+1741500*102019)/(445690+102019)

+国公立自宅に関する資金調達可能性(保護者)

* (1048100*445690+1037900*102019)/(445690+102019)

⁴ 具体的には以下の算式により算出を行った。

主観的資金調達能力(保護者)

=私立自宅外に関する資金調達可能性(保護者)*2492800

+私立自宅に関する資金調達可能性(保護者)*1741800

+国公立自宅外に関する資金調達可能性（保護者）* $(1815500*445690+1741500*102019)/(445690+102019)$
+国公立自宅に関する資金調達可能性（保護者）
* $(1048100*445690+1037900*102019)/(445690+102019)$

⁵ 以下は本分析で用いられている全変数についての記述統計値である。

記述統計量

	度数	最小値	最大値	平均値	標準偏差
保護者最終学歴(父親)	3779	1.00	5.00	2.9600	1.05374
主観的ベネフィット	3997	1.00	5.00	2.8907	.98375
客観的資金調達能力	3625	1.00	9.00	5.3261	1.47800
主観的資金調達能力(保護者)	3982	7082516.49	21247549	16009936	4170209.6
主観的資金調達能力(高校生)	3972	7082516.49	21247549	15277688	4130706.7
中3時点既出教育投資額	3999	1.00	8.00	3.2078	1.45710
大学進学希望	4000	.00	1.00	.5728	.49474
有効なケースの数(リストごと)	3583				

⁶ 以上と同時に、以下の規定要因分析において、多重共線性の問題が生じる可能性がないかどうかを確認するという統計手法的観点も併せ持っている。

⁷ 一方ここで、参考として標準化しない独立変数に基づくロジスティック回帰分析結果を紹介しておく。

方程式中の変数

	B	標準誤差	Wald	自由度	有意確率	Exp (B)
ステップ 1 保護者最終学歴(父親)	.473	.039	147.790	1	.000	1.605
主観的ベネフィット	.217	.040	29.089	1	.000	1.243
客観的資金調達能力	.103	.030	11.865	1	.001	1.109
主観的資金調達能力(保護者)	.000	.000	113.772	1	.000	1.000
主観的資金調達能力(高校生)	.000	.000	30.056	1	.000	1.000
中3時点既出教育投資額	.120	.028	18.905	1	.000	1.127
性別	.753	.077	94.773	1	.000	2.123
定数	-5.664	.260	473.199	1	.000	.003

a. ステップ 1: 投入された変数 保護者最終学歴(父親), 主観的ベネフィット, 客観的資金調達能力, 主観的資金調達能力(保護者), 主観的資金調達能力(高校生), 中3時点既出教育投資額, 性別

⁸ なお、前項でのべた多重共線性については、一部相関係数が 0.3-0.4 と相対的に高い変数が存在していた。そこで、以下のように実験的に保護者最終学歴(父親)変数を分析から除外してみたが、次のように、客観的資金調達能力と主観的資金調達能力(保護者)において、ロジスティック偏回帰係数が若干大きくなっているが、極端に大きな値の変化や不等号、さらには有意性についての変化なども全く生じていない。

モデル係数のオムニバス検定

	カイ 2 乗	自由度	有意確率
ステップ 1 ステップ	692.691	6	.000
ブロック	692.691	6	.000
モデル	692.691	6	.000

モデルの要約

ステップ	-2 対数尤度	Cox & Snell R 2 乗	Nagelkerke R 2 乗
1	4173.511 ^a	.176	.237

a. パラメータ推定値の変化が .001 未満なので、反復回数 4 で推定が打ち切られました。

分類表^a

観測値	予測値			
	大学進学希望		正分類パーセント	
	それ以外	大学進学希望		
ステップ 1	大学進学希望	796	694	53.4
	それ以外	426	1668	79.7
	全体のパーセント			68.8

a. 分割値は .500 です

方程式中の変数

	B	標準誤差	Wald	自由度	有意確率	Exp (B)
ステップ 1						
主観的ベネフィット・標準化	.237	.038	37.858	1	.000	1.267
客観的資金調達能力(父親)・標準化	.276	.042	42.647	1	.000	1.318
主観的資金調達能力(保護者)・標準化	.238	.041	33.204	1	.000	1.268
主観的資金調達能力(高校生)・標準化	.543	.044	149.266	1	.000	1.721
中3時点既出教育投資額・標準化	.179	.039	20.995	1	.000	1.196
性別・標準化	.355	.038	88.796	1	.000	1.426
定数	.377	.038	100.200	1	.000	1.458

a. ステップ 1: 投入された変数 主観的ベネフィット・標準化, 客観的資金調達能力(父親)・標準化, 主観的資金調達能力(保護者)・標準化, 主観的資金調達能力(高校生)・標準化, 中3時点既出教育投資額・標準化, 性別・標準化

参考文献

荒井一博 1990, 「大学進学率の決定要因」『経済研究』41 巻, 241-249 頁.

1995, 『教育の経済学』有斐閣.

Becker, G. S. 1975, *Human Capital - A Theoretical and Empirical Analysis, with Special Reference to Education Second edition* (佐野陽子訳, 1967, 『人的資本』東洋経済新報社).

藤村正司 2006, 「大学進学に及ぼす学力・所得・奨学金の効果——貸与奨学金は、所得格差を是正するか？」大学経営・政策研究センター 公開シンポジウム「現代日本の大学進学政策」発表資料.

藤野正三郎 1986, 『大学教育と市場機構』一橋大学研究叢書 36.

Geraint, J. 1993, “Rates of Return”, *The Economics of Education*, Macmillan Press.

濱中義隆 2006, 「「大学全入時代」における進路形成——進路選択の可能領域と決定の3段階モデル」大学経営・政策研究センター 公開シンポジウム「現代日本の大学進学政策」発表資料.

林未央 2006, 「四大・短大・専修学校の選択における男女差・地域差」大学経営・政策研究センター 公開シンポジウム「現代日本の大学進学政策」発表資料.

朴澤泰男 2006, 「地域における大学進学行動と機会」大学経営・政策研究センター 公開シンポジウム「現代日本の大学進学政策」発表資料.

Kaneko, Motoshisa. 1987a, *Enrollment Expansion in Postwar Japan*, Research Institute for Higher Education, Hiroshima University.

小林雅之 2006, 「高校生の進路選択と教育負担問題——奨学金政策の課題」大学経営・政策研究センター 公開シンポジウム「現代日本の大学進学政策」発表資料.

- 小椋正立・若井克俊 1991, 「高等教育市場の量的規制に関する計量経済学的モデル—なぜ受験競争はなくなるのか—」『日本経済研究』No. 21, 14-33 頁.
- 中村二郎 1992, 「大学進学決定要因」『経済セミナー』No. 453, 37-42 頁.
- Nakata, Y. & Mosk, C. 1987, “The Demand for College Education in Postwar Japan” *JHR*, vol. X X II, no. 3, pp. 377-404.
- 島一則 1999, 「大学進学行動の経済分析—収益率研究の成果・現状・課題—」『教育社会学研究』第 64 集, 101-121 頁.
- 田中寧 1994, 「戦後日本の大学教育需要の時系列分析—内部収益率理論の再考察—」『経済経論』28 巻 4 号, 73-95 頁.
- 梅谷俊一郎 1977, 「高等教育需要はなぜ増加するか」『ESP』, 26-30 頁.
- 矢野眞和 1984a, 「大学進学需要関数の計測と教育政策」『教育社会学研究』第 39 集, 216-228 頁.
- 1984b, 『教育の収益率にもとづいた教育計画の経済学的分析』学位請求論文.
- 1996, 『高等教育の経済分析と政策』玉川大学出版部.
- 2006, 「なぜ大学に進学しないのか——高校生のための高等教育政策」大学経営・政策研究センター 公開シンポジウム「現代日本の大学進学政策」発表資料.
- 矢野眞和・濱中淳子 2006, 「なぜ大学に進学しないのか」『教育社会学研究』第 79 集, 85-104 頁.
-