

大学経営政策研究

第14号 (2024年3月発行) : 145-161

同一大卒者男子における学業成績と 期待生涯賃金の関係性

—学習効率と雇用効率に着目して—

真鍋 亮・島 一則

同一大卒者男子における学業成績と 期待生涯賃金の関係性

—学習効率と雇用効率に着目して—

真 鍋 亮* 島 一 則**

1. 背景と目的

1.1 背景

大学教育の多様な価値の一つに、就職及びそこから得られる賃金などがある。これらは教育の成果として産出された経済的な価値であると考えられる。こうした観点に基づき近年の大学教育改革をみると、大学教育の経済的な価値に対する関心の高まりが確認できる。例えば、「2040年に向けた高等教育のグランドデザイン（答申）」では、「各高等教育機関が生み出す経済効果や便益と・・・コストを明確にすることが重要である（中教審答申 2018: 46）」としており、教育・研究コストの可視化や高等教育全体における経済的・社会的効果の提示などが求められている。なお、この文脈における大学教育の便益とは、例えば大卒者と高卒者の賃金差などを指す。こうした大学教育の便益や、便益から費用を差し引いた収益を検討するうえで、矢野（2015）における「学習効率」「雇用効率」の概念は、重要な着眼点となりうると考える。

矢野は、大学教育の効率に関する要素として「学習効率」「雇用効率」といった2つの概念を取り上げている（2015: 20）。このうち、学習効率は「アウトプットの学力とインプット（投入資源）の関係（2015: 191）」とし、雇用効率は「恵まれた職に就くことができるかどうかという学生の切実な問題（2015: 20）」「失業率が高かったり、所得が増えなかったりすれば、雇用効率（教育のプレミアム）が小さいと考える（2015: 137）」としている。つまり、学習効率はインプットとしての教育とアウトプットとしての学力の関係を、雇用効率はインプットとしての教育とアウトプットとしての就職（及びそれに基づく賃金）の関係をそれぞれみている。矢野は、この学習効率と雇用効率の関連を検証し、教育に熱心に取り組んだ大学時代の経験と就職後の学習継続の蓄積が、現在の所得を左右するという「学び習慣仮説」を提示している（2015: 202）。このように、学び習慣仮説は、教育が生産性を高め、生産性の高まりにより賃金が高まることで便益に差が生じるという人的資本論を前提に、雇用効率に生じる差を学習効率との関連によって説明している。

学び習慣仮説は、雇用効率に生じる差の要因に主たる関心が置かれている。こうした雇用効率に生じる差は、大学教育投資収益率研究にみられる格差としても確認されている。例えば、個別大学・学部における個人単位の就職データを用いた岩村（1996）は、首都圏の大学・学部における大学教育投資収益率を計測し、偏差値が高いほど収益率が高くなることを明らかにしている。また島（2017）は、国立大学と私立大学を対象として収益率の比較を行い、国立大学の収益率が私立大学

*愛媛大学 **東北大学

より高く、同じ私立大学でも高偏差値大学ほど収益率が高いことを示している。このように、大学教育投資収益率研究において、大卒者における収益率の分散（散らばり）つまり格差について、種々のアプローチによって知見が蓄積されてきている。

1.2 目的：大学生における学習効率と雇用効率の関係性検証

これらの先行研究からは、次の2点が確認できる。第1に、矢野（2015）の学び習慣仮説によって、学習効率と雇用効率の関連が示唆されている。第2に、雇用効率に関わる大学教育投資収益率（その前提となる大学教育の便益や大卒者の生涯賃金）は一様でない。つまり、先行研究からは、大学生間で雇用効率に差が生じており、その差は学習効率と雇用効率の関連によって説明できるとされている¹。

これらをふまえて本稿では、大学生における雇用効率の差について、学習効率と雇用効率の関係性検証を通じて明らかにすることとする。

2. 先行研究の整理と本研究の課題

2.1 大学生の学習効率に関する研究

大学生の学習効率に関わる研究としては、大学生の学修成果に着目した「カレッジ・インパクト研究」が代表的である（Hurtado 2007）。これら一連の研究において、Astin（1993）はIEO（Input：既得情報、Environment：環境、Output：成果）モデルを理論的背景としている。このIEOモデルについて山田（2009: 185-186）は、「日本においても、学生研究が決して看過されてきたわけではなく、カレッジ・インパクトに関する研究も蓄積されてきた。しかし、その研究は主にアスティンの理論に関する文献研究に収斂されていることが、大きな特徴であるといえる。」としており、IEOモデルは日本での認知度が高く、広く参照されていることがうかがえる。

前述の通り、IEOモデルには、「I（Input：既得情報）」「E（Environment：環境）」「O（Output：成果）」といった3つの要素が含まれる。それぞれについて山田（2012: 51）は、Inputは「学生の既得情報とも言い換えられ、学生の高校時代の成績や在籍していた高校の種別、難易度、家庭の所得や親の学歴等に相当する」、Environmentは「学生が教育課程のなかで経験すること」、Outputは「学生の成績や学習成果、学位取得に相当する」としている（図1）。

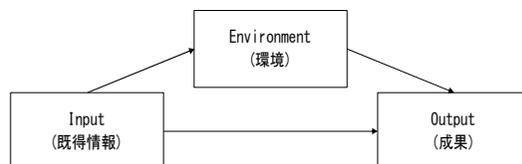


図1 IEOモデル（Astin（1993）に基づき筆者作成、日本語は筆者訳）

このように、カレッジ・インパクト研究は、大学教育による学生の知識・技能及び態度の変容、つまりInput（既得情報）とOutput（成果）の關係にEnvironment（環境）がどう関与するのか、

またはInputとOutputがどう関係しているのか、といった大学教育内部または高校と大学の関係に主たる関心がある。この点について矢野（2015: 194）は、「カレッジ・インパクト研究は、大学の内部世界に閉じられ、外の社会との関係が希薄である」としており、雇用効率を含む、社会との関係が十分検討されてきたとは言い難い。

2.2 大学生の雇用効率に関する研究

大学生の雇用効率に関わる研究としては、前述の大学教育の経済的効果に着目した「大学教育投資収益率研究」がある。中でも、本稿に直接関連する研究として、個別大学における個人単位の就職先データを用いた推計事例は、前述した岩村（1996）、岩村と同様の方法で対象を広げた青・村田（2007）、偏差値45未満の大学1学部1時点で投資失敗の可能性を示した島（2018）など様々な先行研究が挙げられる（その点に関するレビューは真鍋・島・遠藤（2020）に詳しい）。これらをふまえ、真鍋・島・遠藤（2020）は、偏差値50近傍の大学における4学部を対象とした連続3カ年を対象として同一大学・学部内に大学教育投資の「成功者」と「失敗者」の存在を明らかにし、また島（2021）は、高偏差値ランク大学では低偏差値ランク大学より投資の失敗確率が低いことを示している。その他、薬剤師の収益率を計測した速水（2019）は、男子及び難易度の低い大学において収益率の低下がみられることを明らかにしている。さらに、これらの研究は、退学や留年を考慮しない形で推計されている。この点を考慮して計測を行った清水・野村（2022）は、入試難易度の低い私立大学の収益率が、前述した先行研究で示された値よりも低くなることを示している。これらは主に、投資失敗の可能性も含めた大学教育投資収益率（雇用効率）の分散（散らばり）について明らかにしているものの、雇用効率を高める要因の特定には至っていない。この点に関して、矢野（2009、2015）、濱中（2009）は、前述した「学び習慣仮説」により、雇用効率を高める要因として「学び習慣」を提示している（図2）。

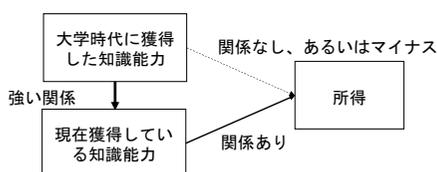


図2 学び習慣仮説（矢野（2009）に基づき筆者作成）

学び習慣仮説は、学習効率と雇用効率の関連について、大学時代に獲得した知識能力は、直接所得に影響しないが、現在獲得している知識能力を介して所得を高めるという説明がなされている。しかしながら、学び習慣仮説は、大学入学前の情報（Input）との関連、つまり、高校教育と大学教育における学習効率の関連については、検討が十分なされているとは言い難い。この点に対して部分的に対応している島（2014）は、高校卒業時学力が大学教育経験の質を高め、それが教育有効性認識を高め、さらにそれが自己学習投資を高め、自己学習投資が賃金を高めるといった賃金上昇のプロセスを明らかにし、そこから「学習力（マナピリティ：学び+アピリティ）」という独自の

概念に発展させている。

また、学び習慣仮説では、学び習慣という学習プロセスの主観的評価を指標としており、かつ雇用効率との直接的な関係は見出せていない。こうした点に対応する研究としては、高校教育と大学教育の関連をふまえつつ、かつ大学卒業後における所得と特定の学力（成績）との関係に着目した研究がある。例えば、浦坂・平田・西村・八木（2002）は、3つの私立大学経済系学部出身者を対象とした調査結果に基づき、大学入学時点で基礎的な数学力を身につけた者が大学教育において高い学業成果をあげ、それらの相乗効果により高い所得や職位が得られることが示されている。その他、物理学学習が所得向上に寄与することを明らかにした浦坂・平田・西村・八木（2012）や、Web調査により得た13,059人のデータを用いて物理、数学という理系科目の学習による能力形成が、就業パフォーマンス（職位・所得）を高めていることを明らかにした西村他（2013）等がある。ただし、これらは、大学での学びと所得の直接的な関係を見出しているものの複数大学を横断的に分析しており、対象者の学力統制という点に課題を有している。

学力を統制した研究としては、1つの国立大学を対象とし、大学在学中の英語成績が、卒業後の高所得・高職位の要因となっていることを示した松繁（2002）がある。さらに、原・松繁・梅崎（2004）では、同様に1つの国立大学を対象とし、大学成績は所得にプラスの効果をもたせると共に、一般教育科目の成績が専門教育科目の成績より強い影響を持つことを明らかにしている。これらは大学教育と所得の直接的な関係を見出しているものの、学び習慣仮説と同様に、大学入学前の情報Inputとの関連、つまり、高校教育と大学教育における学習効率の関連における検討が十分なされてきたとは言い難い。

2.3 大学生の学習効率と雇用効率に関する研究の課題

これらの先行研究は、以下に述べるいずれかの課題を有している。（課題1：分析枠組み）学習効率と雇用効率の関係性検証において「高校」「大学」「社会」の3者を同時に俯瞰する視座が確立されているとは言い難い。（課題2：分析対象）複数大学を横断的に分析した場合は、大学教育の便益を検討するうえで重要となる学力等の影響は考慮されておらず、分析上の課題を有していると言える。（課題3：分析における学習効率に関わる指標）「学び習慣仮説」は「学び習慣」という学習プロセスの主観評価によるものである。さらに、雇用効率との直接的な関係は見出せていない。（課題4：分析における雇用効率指標）前述した先行研究で用いられている大学教育投資収益率は、期待生涯賃金²に基づき算出されているが、高卒者より期待生涯賃金が極めて低く大学投資の収益が大幅に見込めないケースは一律に「計測不能」として取り扱われており、この「計測不能」内における便益（期待生涯賃金）の差が考慮できていない。したがって、分散（散らばり）を確認するうえでは、期待生涯賃金を用いることでさらに精緻な結論の導出が期待できる。

これらをふまえて本稿では、①「高校」「大学」「社会」を俯瞰する観点から、②教育費用及び学力等の条件を統制すべく1大学を分析対象とし、③学習効率に関わる指標として、「高校ランク」「高校成績」「大学成績」を用いてそれと賃金の直接的な関係に着目したうえで、④雇用効率指標として「期待生涯賃金」を用いて、学習効率と雇用効率の関係性検証を行うこととする。

3. 方法とデータ

3.1 分析枠組み

分析は、前述した大学生の学習効率及び雇用効率に関わる2つのモデル（IEOモデル、学び習慣仮説）を組み合わせ、大学教育を俯瞰する視座から学習効率と雇用効率の関係性を確認する。この2つのモデルを組み合わせるにあたり、互いの共通項となりうるOutput（IEOモデル：Output（成果）、学び習慣仮説：大学時代に獲得した知識能力）を手がかりに結合した³。これを「IOOモデル（図3）」とし、分析枠組みとして用いることとする。

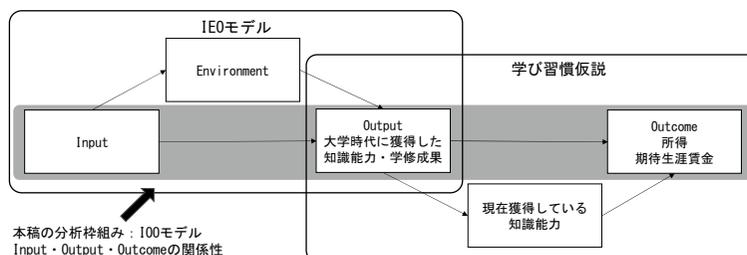


図3 本稿の分析枠組みIOOモデル（筆者作成）

3.2 期待生涯賃金の推計

期待生涯賃金の推計方法については、以下の通り、真鍋・島・遠藤（2020）より部分的に引用する形で紹介する⁴。

まず進路・就職先情報について、調査対象大学が作成している文部科学省『学校基本調査』「卒業後の状況調査」提出用資料をそのまま用いる。このデータに基づき、進路を①民間等就職、②公務員、③未定に分類する。このうち、本稿における期待生涯賃金の推計対象は、①民間等就職者のみとする。

次に、前述①民間等就職に関して、記載されている就職先の産業情報を用いて産業分類（農業、鉱業、建設業、製造業、電機・ガス・熱供給・水道業、運輸業、卸売・小売業、金融・保険業、不動産業、飲食店・宿泊業、医療・福祉、教育・学習支援業、複合サービス事業、サービス業（他に分類されないもの））を行う。また、企業規模については、調査対象大学が独自に保有する調査会社からの提供データを用いて分類（大企業1,000人以上、中企業100～999人、小企業100人未満）を行った。

産業・企業規模別賃金関数は、厚生労働省『賃金構造基本統計調査（調査対象者の卒業年度に対応する2010～2019年度）』「年齢階級別きまって支給する現金給与額、所定内給与額及び年間賞与その他特別給与額」に基づき、男女別、学歴別・産業×企業規模別の「平均年齢」と「きまって支給する給与」×12か月+「賞与」を用いて、3次関数 $y = a + bx + cx^2 + dx^3 + e$ （ y ：年間賃金、 x ：年齢、 x^2 ：年齢2乗項、 x^3 ：年齢3乗項、 a ：定数項、 $b \sim d$ ：偏回帰係数、 e ：誤差項）として、年齢と年間賃金の関係に基づき最小2乗法によって推計した。さらに、直接税

引き後の賃金は、総務省『家計調査年報（調査対象者の卒業年度に対応する2010～2019年度）』[世帯主の定期収入階級別1世帯当たり1か月間の収入と支出]に基づき、直接税の税額関数を2次関数 $y = a + bx + cx^2 + d$ (y : 直接税額、 x : 世帯主収入、 x^2 : 世帯主収入の二乗項、 a : 定数項、 $b \sim c$: 偏回帰係数、 d : 誤差項) として、直接税額と世帯主収入の関係に基づいて最小2乗法によって推計し、その直接税額関数と上述の賃金関数の両者を用いて推計した。こうして求めた直接税引後賃金に基づき、23歳から60歳までの各年齢の税引き後賃金に基づいて再度直接税引後の賃金関数を推計し、それに基づき各年齢における直接税引後の年間賃金を算出し、それらを合計することで直接税引後の男性、産業×企業規模別の大卒者の生涯賃金を推計した。

3.3 データ

調査対象者は、新型コロナウイルス感染症拡大による授業のオンライン化等の様々な影響を考慮し、さらに幅広い年代を対象とするために、調査対象者は2010～2019年度に大学を卒業した者とする。そのうえで、2019（令和元）年度学校基本調査によると、首都圏外の大学生は全体の55.7%（1,624,465名/2,918,668名）、私立大学生は73.8%（2,154,043名/2,918,668名）、私立大学かつ人文科学・社会科学系学部属する学生数は、全体の40.2%となっている点をふまえ、調査対象校は、地方都市（首都圏外の中核市）に所在し、人文科学・社会科学系学部を有する私立総合大学（以下S大学）とする。

また、S大学における各学部の偏差値（民間企業が提供する偏差値の4学部平均値）は、入試制度による差異も含め50前後に分布し、所在地・設置形態・学部・偏差値の面において、標準的なサンプルであると言える。当該大学のうち人文科学・社会科学系4学部（A・B学部：商学・経済学関係、C学部：文学・社会学関係、D学部：法学・政治学関係）における、最短修業年限で卒業した男子学生5,536名とする⁵（表1）。

表1 本稿の分析対象者（筆者作成）

卒業年度	偏差値	A学部	B学部	C学部	D学部	計
2010	47.94	199	160	73	95	527
2011	46.48	209	190	68	109	576
2012	48.48	236	175	53	102	566
2013	52.23	220	145	70	85	520
2014	52.84	216	152	61	107	536
2015	53.21	214	171	55	105	545
2016	53.16	208	178	64	104	554
2017	53.17	245	166	76	95	582
2018	53.06	220	154	71	120	565
2019	53.67	205	172	84	104	565
計	51.36	2,172	1,663	675	1,026	5,536

続いて、分析対象者の進路状況について整理する。図4は男子卒業生の進路を「民間」「公務員」「未定」の3種類に分類し、それらの割合における10年間の推移を示したものである。こうした割合は、卒業年度によってばらつきはあるものの、10年間計では民間約75.3%、公務員約12.0%、未定（次年度公務員再受験者を含む）約12.6%となっている。

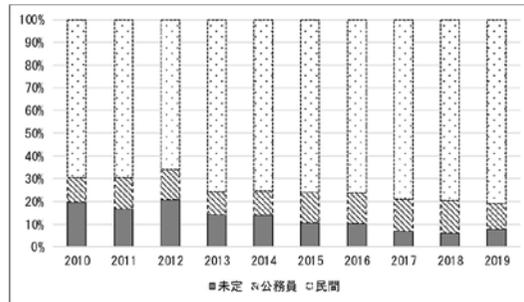


図4 分析対象者における進路状況割合の推移 (筆者作成)

3.4 変数

分析には、調査対象校が保有するデータに基づき、Input変数に「高校ランク」「高校成績」、Output変数に「大学成績」、Outcome変数に「期待生涯賃金」を取り上げる(表2)。

表2 本稿の分析に用いるデータ (筆者作成)

Input	Output	Outcome
高校ランク	大学成績	期待生涯賃金
高校成績		

「高校ランク」とは、民間企業により独自に調査・作成された、全国の高校別大学合格実績(主に難易度別国公立大学への合格者数等)に基づく大学進学に関する20段階の指標である。当該指標は、進学実績における最高ランクが1、最低ランクが20となっているため、分析においては、21からランクの数値を引いた値、つまり最高ランクが20、最低ランクが1となるよう処理した値を用いている。なお、分析対象者の平均ランクは9.53となっており、前述した偏差値と整合的であると共に、分析対象校が標準的サンプルであることが重ねて確認できる。「高校成績」は、当該大学への入学試験出願時に大学へ提出された高校評定平均値である。「大学成績」は当該学生の4年におけるGPAであるが、調査対象校の成績評価が2012年度より3段階(A・B・C)から4段階(S・A・B・C)となったため、対象者の成績のうちSとAを統合し、3段階評価に補正した。「期待生涯賃金」は、前述した方法により推計した値である。各変数の記述統計量は表3の通り。

表3 各変数の記述統計量 (筆者作成、n=4,110、期待生涯賃金の単位は千円)

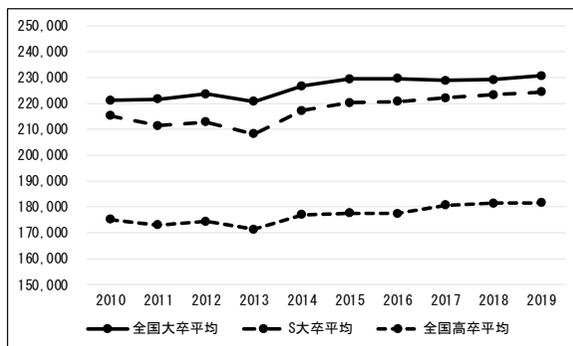
	最小値	最大値	平均値	標準偏差
高校ランク	1	19	9.53	3.88
高校成績	2.5	5.0	4.02	0.48
大学成績	1.3	3.0	2.30	0.28
期待生涯賃金	129,232	299,669	217,902	35,644

なお、表1における民間就職者のうち、就職先企業規模情報の基となる従業員数が不明なケースを除いた4,110件を対象としている。

4. 分析

4.1 大学教育投資における期待生涯賃金の推移と格差

分析にあたり、対象者の卒業年度における期待生涯賃金の推移を確認する。まずは、S大卒者・全国大卒者計・全国高卒者計の推移を図5に示した⁶。



(千円)

図5 期待生涯賃金の推移 (筆者作成)

図5では、標準的な地方私立大学であるS大卒平均の期待生涯賃金は、全国大卒平均における10年間の推移と軌道が近似しつつ、全国大卒平均を若干下回っている。この点については、国立大卒者の収益率が私立大卒者を上回ることを示した島(2017)をふまえ、期待生涯賃金推計に用いた『賃金構造基本統計調査』のデータに、国立大卒者が含まれていることによるものと考えられる。また、全国大卒平均・S大学共に全国高卒平均を大幅に上回っている。この結果から、期待生涯賃金は、島(2017)及び真鍋・島・遠藤(2020)等と同様に、全国平均と軌を一にしつつ安定的に大卒プレミアムを獲得し、その高低は受験偏差値から期待される結果となっている。

次に、ヒストグラム(図6)で同一大学内における期待生涯賃金の分散を確認する⁷。

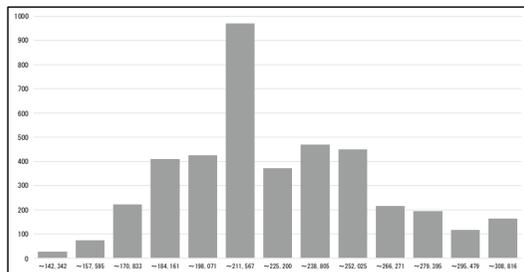


図6 S大学における期待生涯賃金に関するヒストグラム (筆者作成)

図6をみると、最頻値は～2億1,156万7千円で971名(23.6%)となっている。この値は、平均値(2億1,790万2千円)及び中央値(2億1,143万4千円)と近似しており、正規分布に近い形となっていることが確認できる。

次に、S大学のうち全国高卒者の期待生涯賃金平均値を上回るもの(高卒以上)、その中でも全国大卒者の期待生涯賃金平均値を上回るもの(全国平均以上)、全国高卒者の期待生涯賃金平均値を下回るもの(高卒以下)、それぞれの割合を確認する(図7)。

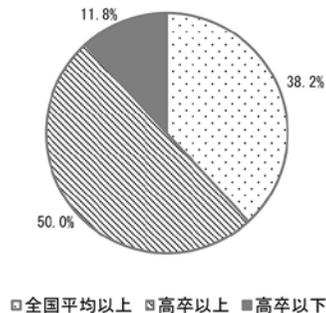


図7 S大学における期待生涯賃金の分散割合(筆者作成)

図7をみると、同一学内における期待生涯賃金の格差が確認できる。それぞれの割合は、全国平均以上が約38.2%、高卒以上が約50.0%、高卒以下が約11.8%となっており、S大学卒業者のうち、約4割が全国平均以上、約1割が高卒以下となっていることが確認できる⁸。

つまり、標準的な地方私大であるS大学の卒業者は、同一大学内(大学教育の費用及び学校歴が同一)であるにも関わらず、期待生涯賃金においては約4割が全国平均を上回る一方で、約1割は高卒者を下回っている。こうした状況は、年度によって多少のばらつきはあるものの、10年間はほぼ同程度の割合で推移している(図8)。

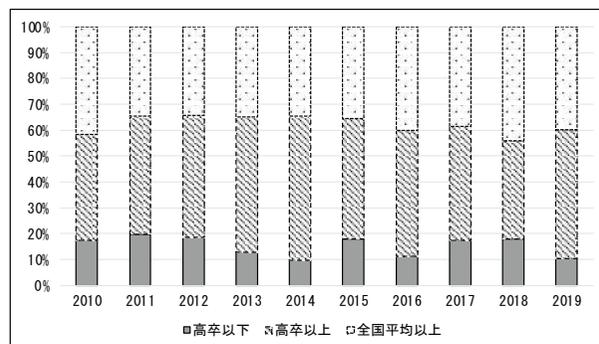


図8 S大学における期待生涯賃金の分散割合の推移(筆者作成)

4.2 IOOモデルによる学習効率と雇用効率の関係性検証

ここまでの検証により、大学教育の便益及びその分散（期待生涯賃金は、全国平均を上回る者から高卒者を下回る者まで幅広く分布している点）を改めて確認しつつ、同一大学内（大学教育の費用及び学校歴が同一の場合）においても大学教育の便益に格差が生じていることが明らかになった。これらをふまえ、以下では学習効率と雇用効率（Input、Output、Outcome）の関係性について、分析枠組みIOOモデルに基づき、相関分析（表4）、重回帰分析（表5・6）、パス解析（図9）により検討する。まず、相関分析の結果を表4にて示した。

表4 高校ランク・高校成績・大学成績・期待生涯賃金の相関係数（筆者作成）

	高校ランク	高校成績	大学成績	期待生涯賃金
高校ランク	1.	-.349**	.040**	.003
高校成績		1.	.284**	-.004
大学成績			1.	.062**
期待生涯賃金				1.

** 相関係数は1%水準で有意(両側)

表4から、高校ランクと高校成績が負の相関関係にあること、高校ランク・高校成績が大学成績と正の相関関係にあること、大学成績と期待生涯賃金が正の相関関係にあることが確認できる（いずれも1%水準で有意）。なお、高校ランクと高校成績が負の相関関係にある点について、当該大学は国立大学との併願者（一般入試・センター（共通テスト）利用入試等の学力考査による入学生）と当該大学専願者（推薦入試等の非学力考査による入学生）が混在しており、前者は高校ランクが、後者は高校成績が相対的に高くなっている。そのうえで、「高校ランク（属した集団の学力水準）」「高校成績（集団内での取り組み）」といった異なる学習要因が、それぞれ大学成績を高めている点は、学力考査・非学力考査の入試における選抜（受け入れ）のバランスを考慮するうえで、重要な情報となりうると考える。

次に、高校ランク・高校成績を独立変数、大学成績を従属変数、高校ランク・高校成績・大学成績を独立変数、期待生涯賃金を従属変数とし、不均一分散に対して頑健な標準誤差を用いた重回帰分析⁹により、これらの関係性について確認する（表5）。

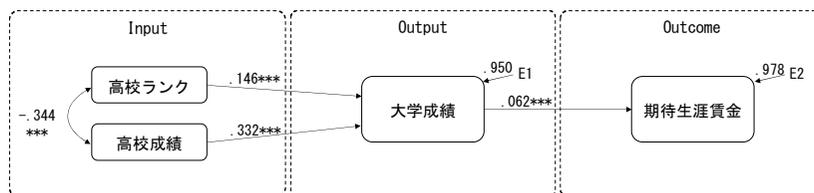
表5 大学成績の規定要因（筆者作成、値は偏回帰係数）

	大学成績		期待生涯賃金	
	係数	標準誤差	係数	標準誤差
高校ランク	.011 ***	.001	210.391 *	153.998
高校成績	.196 ***	.009	-1105.18	1312.59
大学成績			8249.01 ***	2045.48
(定数)	1.412 ***	.043	201348. ***	6372.54
R ²	.098 ***		.004 ***	
N	4,110		4,110	

注：*** <.001 ** <.01 * <.05

表5左（従属変数：大学成績）から、高校ランク・高校成績共に、大学成績の規定要因となっていることが確認できる。加えて、標準化偏回帰係数を比較すると高校成績の効果がより高い。表5右（従属変数：期待生涯賃金）から、高校成績は期待生涯賃金の直接的な規定要因とはなり得ていないが、表5の結果をふまえると、大学成績を介した間接的な規定要因となっている可能性が見込まれる。また、表5の係数をみると、大学成績が1単位上昇すれば期待生涯賃金は約825万円上昇するという結果となっており、その経済的効果は決して小さくないと言える。なお、これらはVIFが1.109から1.256の範囲に収まっており、多重共線性の問題が強く結果に影響を与える可能性は低いものと考ええる。

以上の分析をふまえ、IOOモデルに基づき直接・間接効果をふまえたパス解析により、学習効率と雇用効率の関係性を確認する（図9）。



値はパス解析の標準化係数 (***) $p < .001$
 $\chi^2 = 3.995$, $p = .136$, $GFI = 1.000$, $AGFI = .998$, $CFI = .998$

図9 IOOモデル（筆者作成、学習効率と雇用効率の関係性）

図9をみると、GFIが1.000、AGFIが.998となっており、極めてあてはまりの良いモデルであると言える¹⁰。この結果により「高校ランク」「高校成績」はOutcomeである「期待生涯賃金」に対し、「大学成績」を介した正の間接効果を有していることが確認できる。なお、それぞれの間接効果の値（標準化係数）は、「高校ランク」が.009、「高校成績」が.021であった（表6）。

表6 IOOモデル（筆者作成、直接効果・間接効果）

	効果	高校ランク	高校成績	大学成績
大学成績	直接	.146	.332	
	間接			
期待生涯賃金	直接			.062
	間接	.009	.021	

以上の検証から、学習効率と雇用効率（Input、Output、Outcome）の関連が明らかになった。すなわち、学習効率と雇用効率の関連、具体的には「高校ランク」「高校成績」「大学成績」が、直接または間接的に、大卒者における期待生涯賃金の格差を生じさせる要因となっていることが明らかになった。

5. 知見の整理と含意

本稿の検証から明らかになった知見を以下3点にまとめる。①期待生涯賃金は安定的に推移している（4節1項1）。②ただし、教育投資の費用や学力等が統制された同一大学内でも、期待生涯賃金に格差が生じている（4節1項2）。③「高校ランク」「高校成績」「大学成績」が、直接または間接的に期待生涯賃金格差を高めている（4節2項）。

以上の知見から得られる含意として、特に着目すべき点は以下3点である。

第1に、IOOモデルに基づき、学習効率と雇用効率の関係性、つまり「高校ランク」「高校成績」が間接的に、「大学成績」が直接的に、期待生涯賃金を規定している事が明らかになった。この点をふまえ、今後の大学教育において、「大学成績」と大学教育のOutcomeとの関連を高めることが重要となると考える。

第2に、IOOモデルに基づき、高校成績が大学成績を高め、大学成績が直接的に期待生涯賃金を高めていることから、大学成績のみならず高校成績も期待生涯賃金に影響していることが明らかになった。この点をふまえて、「学び習慣」概念を高校段階まで拡張して考えることの重要性が示唆された。

加えて、個別大学を対象として学力を統制しつつ、IOOモデルを踏まえた検討を行ったことは、その試み自体が今後の教学IRへの応用といった観点において重要な意義をもつと言えよう。

6. 本稿の限界と今後の課題

本稿は、標準的な地方私立大学のうち文系4学部の10ヵ年にわたるデータを用いた学習効率と雇用効率における関係性の検証を通じて、大卒者における期待生涯賃金格差の実態について明らかにした。しかしながら、期待生涯賃金に関わる重要な要因となりうる生得的な要因等の影響は考慮されていない（ただし、こうした点については、同一大学の学生を対象とする事で、学力統制については一定程度できているものとする）。また、大学成績の期待生涯賃金に対する効果（標準偏回帰係数）が大きいとは言えないのは、本稿の検証で用いた期待生涯賃金は、あくまで推計値である（所得のような実測値ではない）ため、潜在的に内包する誤差は考慮されていないことによるものと考えられる（ただし、前述した多くの先行研究で用いられている方法である）。

これらを踏まえて、大規模なパネル調査による追試等が、今後の課題となる。

注

- 1 このように、学習効率と雇用効率を同時に扱い、その関連性を検証することは、大学教育と社会のつながりを見出す、より有効な手立てとなりうると思われる。
- 2 本稿で扱う生涯賃金は、卒業時点で期待されるものであるとの観点から、他の先行研究と同様に「期待生涯賃金」とする。
- 3 IEOモデルのOutputには卒業後の収入が含まれるが、本稿では学び習慣仮説が「内部システム（教育システム）の最終結果（出力）がアウトプットであり、そのアウトプットが外部シス

- テム（教育の外にある社会経済システム）に与える影響の総体をアウトカムという（矢野 2023: 15-16）」ことを前提にして、OutputとOutcomeの概念について区分して整理することとする。
- 4 こうした計測の前提として、①卒業時点の賃金構造が将来にわたって一定、②学生は浪人も留年もしない、③在学中のアルバイト等により学生本人が得た収入と入学金・授業料以外の学費は等しく相殺される、④卒業直後に入職し60歳まで働く。
 - 5 期待生涯賃金の推計における仮定を考慮し、最短修業年限卒業者のみを対象とした（卒業者全体の約87%）。また、遠藤・島（2019）が指摘するように女子の多様なキャリア（結婚、退職、復職・再就職等の状況に応じた計測が必要となる点）をふまえ、本稿における期待生涯賃金の推計は男子の結果を取り上げ、女子については別稿で検討する。加えて、2013年から偏差値が上昇しているのは、2013年度卒業生が入学する前年（2009年度）よりS大学が入試制度を変更し、競争倍率が高まるなど入試が難化したことの影響が考えられる。さらに、偏差値上昇ダミーを表5の重回帰分析に投入しても有意とならず、分析結果の基本構造が変わらないことを確認している。
 - 6 なお、本稿は真鍋他（2020）と同様の推計方法を用いているが、賃金構造基本統計調査の最新版（一部の調査事項や推計方法などを変更した令和2（2020）年調査と同じ方法）を用いたことにより、若干の差異が生じている。
 - 7 階級幅は、スタージェスの公式（ $1 + \log_2 n$ ）により算出された階級数13に基づき設定した。
 - 8 なお、図7で期待生涯賃金が高卒以下となるものの就職先は、小企業約75%、中企業約25%、大企業0%となっている。一方、全国平均以上となるものの就職者は、小企業約4%、中企業約40%、大企業約56%となっている。したがって、就職した企業規模の違いが大きく影響している。
 - 9 重回帰分析はgretl及びSPSS 29、パス解析はSPSS Amos 29を使用した。なお、学力考査型入試ダミーを投入した分析結果に大きな差がみられないことを確認している。
 - 10 なお、高校ランク・高校成績から期待生涯賃金へ直接のパスを引いたモデルは有意確率p値が.000であり、採択される水準とはならなかった。

参考文献

- Astin, A. W. 1993 What Matters in College?: Four Critical Years Revisited. San Francisco: Jossey-Bass.
- 青幹大・村田治 2007 「大学教育と所得格差」『生活経済学研究』25：47-63.
- 遠藤さとみ・島一則 2019 「女子の高等教育投資収益率の変化と現状：時系列変動をライフコース・イベントに着眼した収益率推計」『生活経済学研究』49：41-55.
- 濱中淳子 2009 「専修学校卒業者の就業実態-職業教育に期待できる効果の範囲を探る」『日本労働研究雑誌』558：34-43.
- 原琴乃・松繁寿和・梅崎修 2004 「文系学部女子の就業-大学での蓄積と英語力の役割」松繁寿和編『大学教育効果の実証分析 ある国立大学卒業生たちのその後』日本評論社.
- 速水幹也 2019 「薬剤師になることの私的収益率に関する研究-薬学部の量的拡大がもたらした薬

- 剤師就職の費用便益－』『高等教育研究』24：175-183.
- Hurtado, Sylvia 2007 “The Study of College Impact”, Patrisia. J. Gumpport, ed., *Sociology of Higher Education: The Johns Hopkins University Press.*
- 岩村美智恵 1996 「高等教育の私的収益率－教育経済学の展開－」『教育社会学研究』58：5-28.
- 松繁寿和 2002 「社会科学系大卒者の英語力と経済的地位」『教育社会学研究』71：111-129.
- 真鍋亮・島一則・遠藤さとみ 2020 「地方私立大学で民間企業に就職した男子学生の大学教育投資収益率－平均と分散・変動と安定に着目して－」生活経済学研究52：19-31.
- 文部科学省 2018 「2040年に向けた高等教育のグランドデザイン」(https://www.mext.go.jp/b_menu/shingi/chukyo/chukyo0/toushin/1411360.htm, 2022.12.22.)
- 西村和雄・平田純一・八木匡・浦坂純子 2013 「理数系科目の学習に対する労働市場の評価」『大学論集』44：147-162.
- 島一則 2014 「大学教育投資の経済効果」『個人金融』9-1：2-14.
- 島一則 2017 「国立・私立大学別の教育投資収益率の計測」『大学経営政策研究』7：1-15.
- 島一則 2018 「大学教育の効用：平均と分散・低偏差値ランク大学に着目して（特集 高等教育の費用負担）」『個人金融』13（3）：22-32.
- 島一則 2021 「大学ランク・学部別の大学教育投資収益率についての実証的研究－大学教育投資の失敗の可能性に着目して－」『名古屋高等教育研究』21：167-183.
- 清水一・野村友和 2022 「退学や留年を考慮した大学教育の収益率－社会科学系学部のケース－」『大学経営政策研究』12：51-65.
- 浦坂純子・西村和雄・平田純一・八木匡 2002 「数学学習と大学教育・所得・昇進－『経済学部出身者の大学教育とキャリア形成に関する実態調査』に基づく実証分析」『日本経済研究』46：22-43.
- 浦坂純子・西村和雄・平田純一・八木匡 2012 「高等学校における理科学習が就業に及ぼす影響」『評論・社会科学』99：1-14.
- 矢野真和 2009 「教育と労働と社会－教育効果の視点から」『日本労働研究雑誌』588：5-15.
- 矢野真和 2015 『大学の条件：大衆化と市場化の経済分析』東京大学出版会
- 山田礼子 2009 「学生の情緒的側面の充実と教育成果：CSSとJCSS結果分析から」『大学論集』40：181-198.
- 山田礼子 2012 『学士課程教育の質保証へむけて－学生調査と初年次教育からみえてきたもの』東信堂.

Relationship Between Academic Performance and Expected Lifetime Wages for Men Graduating From the Same College: Focus on Learning Efficiency and Employment Efficiency

Ryo MANABE Kazunori SHIMA

Abstract

This paper aims to elucidate the relationship between “learning efficiency,” which considers the correlation between education and academic performance, and “employment efficiency,” which gauges the relationship between education and employment and concomitant wages, focusing on these two efficiencies pertinent to college education.

Drawing upon previous studies, we used ten years of data from four liberal arts colleges within a single university, while controlling for educational investment costs and academic performance. We then integrate existing models of learning and employment efficiency (the IEO model and the study habits hypothesis) and conduct an analysis based on high school, college, and societal frameworks. The analysis employed college grades as a metric for learning efficiency and expected lifetime wages as a measure of employment efficiency.

The results indicate that, (1) with respect to employment efficiency, variations in expected lifetime wages as an output emerge within the same university, controlling for education as an input, and (2) university performance in terms of learning efficiency increases expected lifetime wages in terms of employment efficiency, thus affirming the relationship between learning and employment efficiency.

