

巻頭論文

数学教育と人的資本蓄積

——日本における実証分析

浦坂純子*, 西村和雄**, 平田純一***, 八木匡****

*同志社大学社会学部, **京都大学経済研究所, ***立命館大学経済学部, ****同志社大学経済学部

Mathematics Education and Human Capital Accumulation : Empirical Study in Japan

Jyunko Urasaka*, Kazuo Nishimura**, Jyunichi Hirata***, Takumi Yagi****

* Faculty of Social Studies, Doshisha University, **Institute of Economics Research, Kyoto University,

*** College of Economics, Ritsumeikan University, ****Faculty of Economics, Doshisha of University

This paper generalizes the empirical study of the effect of mathematics learning on earnings income by Nishimura, Urasaka, Hirata and Yagi (2006). Nishimura et al. shows that mathematics learning increases earnings income of Japanese three major private university graduates who majored social science. In this paper, we expand the sample coverage so that national universities and graduates who majored science medical, and technology are included. In addition, we compare the degree of strength of mathematics learning on earnings income among universities of different ranks.

Keywords : Mathematics education, income, private university, national university, humanity and social science departments, science departments, standard score

キーワード : 数学教育、所得、私立大学、国立大学、文系、理系、偏差値

1. はじめに

数学学習が所得に与える影響を明らかにした実証分析には、浦坂・西村・平田・八木（2002）および Nishimura, Urasaka, Hirata and Yagi（2006）があり、数学学習は私立大学文科系（社会科学系）学部出身者の所得に正の影響を与えることが示されている。これらの分析結果は、日本の有力な私立大学3校の、主として経済系学部出身者を対象とした調査データから導かれたものであった。

* 〒606-8501 京都市左京区吉田本町 京都大学経済研究所

Correspondence concerning this article should be sent to: Kazuo Nishimura, Institute of Economic Research, Kyoto University, Yoshida-honmachi, Sakyo-ku, Kyoto, 650-8501, JAPAN.

E-mail:nishimura@kier.kyoto-u.ac.jp

そこで本稿では、これらの分析の一般化を試みる。具体的には、様々な国公私立大学出身者、理科系学部出身者を対象に含めた新たな調査を実施し、数学学習が所得に与える影響をより幅広い視点から分析することを目的としている。

本稿の分析では、大学教育の収益率が、出身大学の偏差値ランクまたは理系・文系の区別によって、どのように異なるかも実証的に分析されている。大学教育の収益率に関しては、Willis (1986) 及び Card (1999) のサーベイで整理されているように、出身大学の入学時の入試難易度等を考慮に入れた研究はほとんど存在していない。Kane and Rouse (1993)、Heckman, Layne-Farrar and Todd (1996) などは、教育収益率を能力の差とシグナル効果に識別する試みを行っているが、数学受験別・偏差値別稼得所得の差を推計する本研究は、能力差が与える稼得能力への影響を測っているとも解釈できる。また、Brunello and Comi (2004)では、マクロデータによる教育収益率の国際比較を行っており、教育による能力形成による生涯に亘る稼得への影響を推計している。

本稿の構成は次の通りである。第2節では、調査の概要について説明を行い、第3節では、数学学習が与える所得への影響について、偏差値別、文系・理系別に推計し、そこで生じる差について議論する。

2. 調査の概要

新たな調査は、インターネットを通じて実施した。インターネット調査のメリット、デメリットについては数多くの議論がなされているが、ここでは広く大卒者を調査対象としてサンプル数を確保できるメリットを重視し、この手法を選択した。

その一方で、回答者の質の担保は常に問題視される点であるが、今回利用した調査システム¹では、モニター（回答者）の属性詐称や重複登録が排除できるよう工夫が凝らされている。例えば、モニター登録に当たっては、懸賞連動募集を一切せず、謝礼を郵送することによって、住所（地域）、苗字の実在性を確保している。また、回答所要時間、回答内容をチェックし、不良モニターは排除されることになっている。さらに、家族会員を認めていないため、1世帯1票の回答が担保されていることも挙げられよう。

調査の概要は、以下の通りである。最初に、登録されたモニターの中から大

¹ goo リサーチによる。

卒者を選別することを主たる目的とするプレ調査を、2008年6月6日～12日に実施した。プレ調査の配信数は89102サンプル、有効回答数は30603サンプルで、回収率は34.34%であった。プレ調査で得られた情報に基づき、2008年6月12日～16日に本調査を実施した。本調査の配信数は6870サンプル、有効回答数は2152サンプルで、回収率は31.32%であった。

分析に使用する変数については後に譲るとして、ここでは本調査から得られた2152サンプル全体の特徴についていくつか触れておきたい。

まず平均年齢は42.57歳であり、7割方が男性であった。配偶者がいるサンプルは67.1%であり、子供の数は平均1.08人である。平均年収は528.9万円であった。なお、2152サンプル中、所得がある就業者は、全体の3/4に相当する1611サンプルにとどまるが、正規労働が8割近くを占め、職種としては事務職、技術・研究開発職、職位としては一般従業員、係長・主任が多かった。

3. 数学学習が所得に与える影響

得られた調査データを利用して、数学学習が所得に与える影響を推定する。推定に使用する変数リストは表1に、記述統計量は表2、表4にまとめられている。なお、所得が被説明変数となるため、推定は所得がある就業者のみに適用する。

浦坂・西村・平田・八木(2002)およびNishimura, Urasaka, Hirata, Yagi(2006)と対照させるために、次のような手順で分析を行った。先行研究では、文科系(社会科学系)学部出身者に対象が限定されていたため、ここでもまず文科系学部出身者に特化して推定を行う。ただし文科系学部といっても、今回は文学部、外国語学部等の人文科学系が含まれているので、この点の影響には注意を要するだろう。

また、先行研究では、入試難易度がほぼ拮抗する有力な私立大学3校のみを扱うことによって、出身者の数学学習以外の要素(能力等)をコントロールしていたが、今回はそれらが一様ではない。したがって、それらのコントロールに入試偏差値を利用する。

偏差値は、入試難易度の目安として受験産業を中心に毎年算出され、合格可能性を探るために広く活用されているが、様々な意味での大学ランキングとして読み替えることも可能であろう。ここでは調査から得られた出身大学・学部名に対して、ベネッセコーポレーションによる2008年度の難易ランキングを

用いて偏差値を当てはめた²。

これらの偏差値は、説明変数として導入するだけでなく、サンプルを偏差値 50 未満（低ランク）、50-59（中ランク）、60 以上（高ランク）で 3 分割して、数学学習が所得に与える影響に違いが生じるかどうかを確認する。ゆえに先行研究における分析結果は、高ランクにおける推定と直接対照され得ることになるだろう。

もう一つ先行研究と異なる点として、国公立大学出身者が 2 割余り含まれていることが挙げられる。しかしながら以下の推定では、このことを考慮しても結果に変化が見られなかったため、明示的にコントロールするには至らなかった。

続いて理科系学部出身者を含む全学部出身者に対して推定を行う。推定モデルおよび偏差値ランクによるサンプルの分割等は文科系学部出身者の場合とほぼ同じであるが、理科系学部出身者であることと数学学習は密接に関係しているので、説明変数に理科系ダミー³を導入することによってその影響をコントロールする。ここで得られた推定結果に基づいて所得プロファイルを描き、文科系と理科系、偏差値ランク、数学受験の有無による比較を最終的に試みたい。

最後に、共通一次試験導入前後の世代にサンプルを分割して推定を行う。これらの世代間比較は、先行研究でも興味深い結果が得られており、対象を拡張してもなお整合的な結果が得られるかどうかを確認する。

3. 1. 文科系学部出身者

まず文科系学部出身者に特化した分析を見てみよう。表 2 の記述統計量によると、文科系学部出身者の平均年収は、偏差値ランクが高まるにつれて（平均年齢も 4-5 歳高まるものの）大きく上昇し、低ランクの平均年収（452.7 万円）に対して、中ランクは約 1.19 倍（539.1 万円）、高ランクは約 1.55 倍（703.9 万円）となっている。

大学入試で 1 度でも数学を受験した者の比率（数学受験ダミー）もまた偏差値ランク間で大きく異なっており、低ランクでは 43%、中ランクでは 59%、高ランクでは 68%であった。いうまでもなく数学受験ダミーは、数学を受験に向けて学習したかどうか、相応の数理的能力が身につけているかどうかを示

² 厳密には、それぞれのサンプルの大学入学時点での偏差値を用いるべきではある。

³ 医、理、工学部出身者等が該当する。今回のサンプルでは、情報系学部等でも文科系か理科系か判断に困るケースは少なかった。

す指標となる。

以上の文科系学部出身者における年収を説明する重回帰分析の結果は、表 3 の通りである。得られた知見は、以下の 3 点に集約されよう。

第一に、数学受験ダミーは、低ランクでは有意ではなく、中ランク、高ランクで有意な正の結果を得ている。また、標準化係数の値から、中ランクよりも高ランクにおいて、数学受験ダミーが年収に大きな正の影響を与えていることが分かった。このことは、高ランクの大学出身者ほど、数学を受験するか否かによって所得格差が広がることを意味し、先行研究が明らかにした知見とも合致している。

出身大学の偏差値ランクが高まるほど、数学受験ダミーの年収に与える影響が大きくなるということは、次のように解釈できよう。すなわち、出身大学の入試難易度が高まるほど、優良な企業等に就職する可能性を高め、数学学習で培われた数理的能力が、より多くの選択肢の中からより有利な仕事を手に入れる機会をもたらし、着実な昇進、ひいては所得に強く影響を与えるという解釈である。

第二に、親の学歴に関しては、偏差値ランクでサンプルを分割した推定では、父親高学歴ダミー、母親高学歴ダミーともに有意な結果が得られなかったものの、就業者全体の推定では、父親高学歴ダミーが有意水準 5% で年収に正の影響を与えていることが分かった。

先行研究では、高ランクに相当する有力な私立大学 3 校で有意な正の結果を得ていたため、ここでの高ランクにおける推定結果と齟齬をきたしていること理由は、今後詳細に検討されなければならない。ただし、先にも触れたように、今回は人文科学系の学部出身者がサンプルに含まれていることや、同じ偏差値ランクに所属していても、先行研究が扱った有力な私立大学 3 校ほどは揃っていない多様な大学出身者が含まれており、それらに固有の要因がコントロールし切れていないことにも原因があると考えられる。

第三に、年齢に関しては、有意水準および標準化係数の値から、高ランクにおいて年収に最も大きい正の影響を与えている。このことは、出身大学の偏差値ランクが高まるほど、年齢とともに所得が増大することを意味している。

3. 2. 全学部出身者

次に、理科系学部出身者を含む全学部出身者に対する分析を見てみよう。表 4 の記述統計量によると、全学部出身者の平均年収は、平均年齢が 40 歳前後でほとんど開きがないにもかかわらず、やはり偏差値ランクが高まるにつれて大きく上昇し、低ランクの平均年収 (530.8 万円) に対して、中ランクは約 1.12

倍（597.0万円）、高ランクは約1.39倍（738.8万円）となっている。とはいえ、理科系学部出身者のサンプルが加わったことにより、低ランクの平均年収が80万円ほど底上げされており、偏差値ランク間での所得格差は縮小している。

大学入試で1度でも数学を受験した者の比率（数学受験ダミー）は、全ての偏差値ランクで就業者全体の70%強と大きく異なる値を示しておらず、偏差値ランク間での違いは観察されていない。

以上の全学部出身者における年収を説明する重回帰分析の結果は、表5の通りである。得られた知見は、以下の3点に集約されよう。

第一に、数学受験ダミーは、偏差値ランクが高まるにつれて年収に対する正の影響を強めている。この点に関しては、理科系学部出身者であれば、ほぼ全員が数学を受験していると考えられるため、文科系学部出身者における効果のみが表出しているのではないか。

第二に、親の学歴に関しては、就業者全体および高ランクにおける推定で、父親高学歴ダミーが有意水準5%で年収に正の影響を与えていることが分かった。文科系学部出身者における推定では有意な結果が得られなかった高ランクでも、ここでは先行研究との整合性が保たれている。

第三に、新たに説明変数として導入した理科系ダミーに関しては、就業者全体と低ランク、中ランクで年収に有意な正の影響を与えている⁴。この結果は、理科系学部出身者よりも社会科学系学部出身者の方が高所得であるという議論を展開している大谷・松繁・梅崎（2003）とは齟齬をきたしているように見えるが、整合的に解釈することも可能である。

まず、大谷・松繁・梅崎（2003）が用いているデータでは、偏差値ランクの高い大学における社会科学系学部および文学部出身者を「文科系」、工学部出身者を「理科系」として対象にしている。本稿では、様々な偏差値ランクの大学における医学部を含む理科系学部出身者と人文科学系学部を含む文科系学部出身者を対象とし、低ランクでは理科系ダミーが有意な正の結果を得る一方で、高ランクでは理科系学部出身者が必ずしも相対的に高所得でないことが示されている。

本稿が、大谷・松繁・梅崎（2003）が採用している「社会科学系学部と文学部」と「工学部」という対比ではなく、「文科系学部」と「理科系学部（医学部含む）」という対比で推定している点も含めて考慮すると、先行研究とは

⁴ 理科系学部出身者には1%程度（21名）の医学部出身者も含まれているが、これらをコントロールしても結果に変化は見られなかった。したがって、橋木・松浦（2009）が「第3章 医学部を除く理系出身者の出世・経済生活は不利」で議論しているように、ここでは医学部出身者によって理科系学部出身者の所得が押し上げられているわけではないことに留意したい。

矛盾していない可能性が示唆されよう。

低ランクにおいて理科系ダミーが有意な正の結果を得ていることは、重要な意味合いを持つと考えられる。特に、日本における先行研究では、先に触れた大谷・松繁・梅崎（2003）以外では、岩村（1996）の他には理科系学部出身者と文科系学部出身者の平均所得を比較した研究は少なく、いずれも理科系学部出身者よりも社会科学系学部出身者のほうが高所得であるという結果のみが示されている。しかしながら、岩村（1996）でさえ学部別の就職先データと賃金構造基本調査というマクロ集計データを用いた分析であり、対象となる個人の所得を直接俎上に載せたものではない。

出身大学の入試難易度を明示的に取り扱い、理科系学部出身者と文科系学部出身者の平均所得を比較した研究はわれわれが知る限りなく、その帰結として高ランク以外では理科系学部出身者の方が高所得であるという事実が見出せたことは、特筆に値すると判断している⁵。この結果は、「理科系離れ」の問題を議論する上でも貴重な論拠となり得るだろう。

3. 3. 共通一次試験導入前後の世代による比較

次に、共通一次試験導入以前と以後の世代で、大学入試で1度でも数学を受験することの所得への影響がどのように異なるかを確認する。表6で挙げたように、共通一次試験の導入が1979年であるため、共通一次以前の平均年齢は53.7歳となっており、共通一次以後との格差は17歳となっている。そのため、平均年収も190万円ほど前者のほうが高い。また、親の学歴に関して、共通一次以前よりも共通一次以後において高学歴となっている点も、大学進学率の上昇を鑑みれば自然である。

共通一次前後で世代を2分割して重回帰分析を適用した結果、表7で示したように、共通一次以前では数学受験ダミーは有意な結果を得られなかったものの、共通一次以後では有意水準1%で年収に正の影響を与えていた。

共通一次以後しばらくすると、高等学校の教育において科目選択制が広がりを見せ、文科系学部進学コースを選択した高校生が、数学をほとんど勉強することなく大学に進学する例が増えたと言われている。共通一次以後、数学受験ダミーが有意な正の結果を得たことは、科目選択制によって数学学習を放棄した者の論理的思考能力の形成が阻害され、所得の低下が生じたことを示唆して

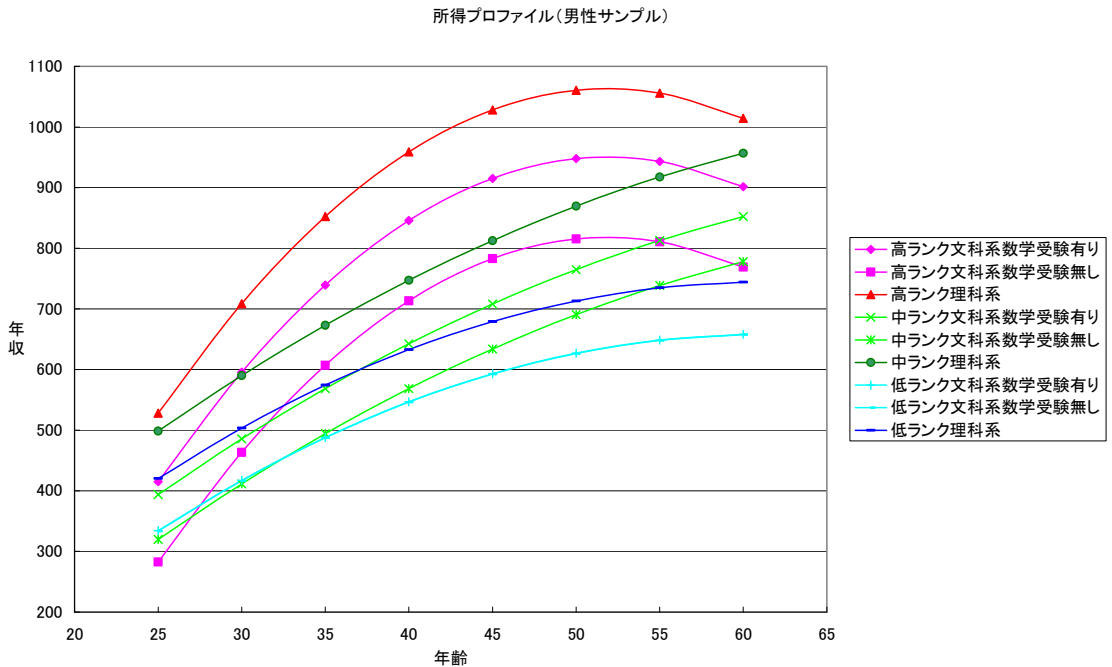
⁵ Berger(1988)では、出身学部別の所得差を分析しているが、出身大学のランクを考慮していない。Robst(2007)では、大学での専門分野と所得との関係を、労働市場におけるジョブマッチに焦点をおいた議論を展開している。

いるのではないか。

3. 4. 数学受験の有無による所得プロファイルの推計

ここでは、数学受験の有無が所得に与える影響をより詳細に確認するために、文科系と理科系および偏差値ランク別に所得プロファイルを推計する。3.2.で得られた所得関数をもとに、男性サンプルの5歳刻みの所得を描いたのが以下の図である⁶。

ここで示されているように、最も高所得なのは、高ランクの理科系学部出身者であった。高ランクの文科系学部出身者では、数学受験の有無による所得格差が大きくなっていることが分かる。逆に低ランクでは、文科系学部出身者の数学受験の有無による所得格差がほとんど見られない(グラフが重なり合っている)一方で、文科系学部出身者と理科系学部出身者との所得格差が大きいことが確認できる。



⁶ 数学受験の有無によって所得プロファイルがどのように異なるかを判断するには、数学受験と年齢との交差項を含めたモデルを推定することが考えられる。しかしながら、交差項は有意な結果得られなかった。

高ランクの文科系学部出身者で数学を受験していない者と、中ランクの理科系学部出身者を比較した際、後者の所得のほうが全ての年齢で高くなっている点は極めて興味深い。また、高ランクの文科系学部出身者で数学を受験している者であっても、中ランクの理科系学部出身者との比較では、30歳に満たない、あるいは55歳を超える年齢で所得の逆転が発生している。

偏差値ランク別に年齢効果の強さを確認すると、高ランクにおける50歳までの所得上昇が顕著であり、生涯所得が最高となっているが、偏差値ランクが低下するにしたがって所得プロファイルの傾きが次第に緩やかになっている。このように、偏差値ランクの高さと所得プロファイルの急勾配が相関するのは、高ランクの大学出身者が昇進によって責任ある仕事に就く例が多いこと、判断力、論理的思考能力等がより成果に結びつきやすく、年齢とともに経験が蓄積され、そのような能力が高まることによって成果を導いていること、等が理由として考えられよう。

4. 結語

本稿では、数学学習の所得に与える影響が、出身大学の偏差値ランクによってどのように異なっているのかを、日本の調査データを用いて実証的に分析した。得られた知見のうち、特に以下の2点は非常に示唆的であった。

第一に、高ランクの大学出身者ほど、高い人的資本が求められる仕事に就いており、数学学習が効果的に機能していることが示されたことである。これは、高ランクの大学出身者が、シグナリング効果によって大規模で優良な企業等に就職し、高所得に到達しているというよりは、むしろ人的資本を豊かに蓄積した結果、高所得に到達しているという解釈が妥当であることを意味している。この意味において、高学歴（高ランク）が高所得を導くのは、シグナリング効果ではなく、人的資本蓄積効果であると判断されよう。

第二に、理科系学部出身者のほうが文科系学部出身者よりも高所得であるという結果は、「理科系離れ」が進む現在において重要なメッセージを投げかけると考えられる。「理科系離れ」の一つの原因が、文科系学部出身の方が高所得であるという定説によるものであれば、本稿の結果は、この定説を全面的に否定するものであり、認識を改めるきっかけとして大きなインパクトを持って受け止められるのではないか。

参考文献

- Berger, M. C. (1988), "Predicted future earnings and choice of college major".
Industrial and Labor Relations Review, 41(3), 418-429.
- Brunello, Giorgia and Simona Comi (2004), "Education and earnings growth: evidence from 11 European countries," Economics of Education Review 23 (2004) 75-83.
- Card, D. (1999) "The Causal Effect of Education on Earnings," Handbook of Labor Economics, Vol.3A, edited by O. Ashenfelter and R. Layard, pp.1801-1863, Elsevier Science Publishers B.V.
- Heckman, J., A. Layne-Farrar and P. Todd (1996) "Human Capital Pricing Equations with an Application to Estimating the Effect of School Quality on Earnings," Review of Economics and Statistics, 78, pp.562-610.
- Kane, T. J. and C. E. Rouse (1993) "Labor Market Returns to Two- and Four-Year Colleges: Is a Credit a Credit and Do Degrees Matter?" NBER working paper, No.4268, Cambridge, MA.
- Nishimura, K., J. Urasaka, J. Hirata and T. Yagi (2006) , "How do Parents' Educational Background and Subjects "Good-At" in Schools affect Income of University Graduates -An Empirical Study in Japan- ", Japanese Economic Review Vol.57, No.4, December 2006,533-546.
- Robst, John (2007), "Education and job match: The relatedness of college major and work," Economics of Education Review 26, 397-407
- Wills, R.J. (1986) "Wage Determinants: A Survey and Reinterpretation of Human Capital Earnings Functions," Handbook of Labor Economics, Vol.1, edited by O. Ashenfelter and R. Layard, pp.525-602, Elsevier Science Publishers B.V.
- 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』第58集, pp.5-28.
- 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、No.46, 2002, 11, 22-43.
- 大谷剛、松繁寿和、梅崎修 (2003)、「卒業生の所得とキャリアに関する学部間比較」 OSIPP Discussion Paper: DP-2003 -J-007
- 橘木俊詔・松浦司 (2009)、『学歴格差の経済学』、勁草書房。

表1 変数リスト

年収	万円
年齢	調査時点における満年齢
性別ダミー	男性=1 女性=0
偏差値	調査時点(2008年度)における各大学・学部 of 入学時偏差値
数学受験ダミー	共通一次・センター試験を含む大学入試で1度でも数学を受験=1 それ以外=0
父親高学歴ダミー	父親が大卒以上=1 それ以外=0
母親高学歴ダミー	母親が大卒以上=1 それ以外=0
理科系ダミー	理科系学部出身者=1 それ以外=0

表2 記述統計量：文科系学部出身者

	全体		就業者全体		文科系 偏差値50未 満 (低ランク)		文科系 偏差値 50-59 (中ランク)		文科系 偏差値60以 上 (高ランク)	
	平均 値	N	平均 値	N	平均 値	N	平均 値	N	平均 値	N
年収(万円)	528.9	2152	624.7	1611	452.7	207	539.1	376	703.9	388
年齢	42.57	2152	41.12	1611	38.05	207	41.02	376	42.91	388
性別ダミー	.71	2152	.8132	1611	.6860	207	.7234	376	.7938	388
数学受験 ダミー	.69	2152	0.72	1611	0.43	207	.59	376	.68	388
父親高学歴 ダミー	.3453	2152	.3315	1611	.3382	207	.3112	376	.3892	388
母親高学歴 ダミー	.0976	2152	.0919	1611	.0870	207	.0718	376	.1186	388
理科系ダミー	.36	2152	.40	1611						
偏差値	55.43	2152	55.18	1611						

表3 年収に関する推定結果：文科系学部出身者

	就業者全体		文科系 偏差値 50 未満 (低ランク)		文科系 偏差値 50-59 (中ランク)		文科系 偏差値 60 以上 (高ランク)	
	非標準 化係数	標準 化 係数	非標準 化係数	標準化 係数	非標準 化係数	標準 化 係数	非標準 化係数	標準化 係数
調整済み R2 乗	0.263		0.101		0.311		0.189	
(定数)	-1341.602**		-559.029		-485.719		-1272.070**	
年齢	48.079**	1.197	39.428	1.116	26.222*	.795	66.542**	1.524
年齢 2 乗	-.430**	-.907	-.384	-.872	-.175	-.439	-.642**	-1.285
性別ダミー	255.762**	.256	143.616**	.219	284.570**	.410	313.929**	.281
数学受験ダミー	68.499**	.079	8.266	.013	67.088*	.106	140.606**	.145
父親高学歴ダミー	46.461*	.056	-20.306	-.032	50.397	.075	41.549	.045
母親高学歴ダミー	41.502	.031	9.798	.009	-24.085	-.020	87.761	.063
理科系ダミー	70.176**	.088						
偏差値	8.192**	.223						

注) *は有意水準 5%、**は 1%を表す。標準化係数の有意性は、非標準化係数と等しい。

表4 記述統計量：全学部出身者

	全体 (表2の再掲)		就業者全体 (表2の再掲)		全学部 偏差値50未 満 (低ランク)		全学部 偏差値 50-59 (中ランク)		全学部 偏差値60以 上 (高ランク)	
	平均 値	N	平均 値	N	平均値	N	平均 値	N	平均値	N
年収(万円)	528.9	2152	624.7	1611	530.8	478	597.0	595	738.8	538
年齢	42.57	2152	41.12	1611	39.28	478	41.28	595	42.6	538
性別ダミー	.71	2152	.8132	1611	.8305	478	.7866	595	.8271	538
数学受験ダミー	.69	2152	.72	1611	.70	478	.71	595	.76	538
父親高学歴ダ ミー	.3453	2152	.3315	1611	.3096	478	.3109	595	.3736	538
母親高学歴ダ ミー	.0976	2152	.0919	1611	.0795	478	.0739	595	.1227	538
理科系ダミー	.36	2152	.40	1611	.57	478	.37	595	.28	538
偏差値	55.43	2152	55.18	1611						

表5 年収に関する推定結果：全学部出身者

	就業者全体 (表3の再掲)		全学部 偏差値50未満 (低ランク)		全学部 偏差値50-59 (中ランク)		全学部 偏差値60以上 (高ランク)	
	非標準 化係数	標準 化 係数	非標準 化係数	標準 化 係数	非標準 化係数	標準 化 係数	非標準 化係数	標準 化 係数
調整済み R2乗	0.263		0.176		0.276		0.210	
(定数)	-1341.602**		-451.496		-540.617*		-1545.750**	
年齢	48.079**	1.197	30.163*	.897	27.886**	.757	76.883**	1.681
年齢2乗	-.430**	-.907	-.246	-.601	-.174	-.397	-.741**	-1.406
性別ダミー	255.762**	.256	176.971**	.215	260.960**	.305	323.173**	.265
数学受験 ダミー	68.499**	.079	0.627	.001	74.201**	.096	132.325**	.122
父親高学歴 ダミー	46.461*	.056	17.853	.027	36.722	.048	94.875*	.100
母親高学歴 ダミー	41.502	.031	28.330	.025	-5.704	-.004	88.439	.063
理科系 ダミー	70.176**	.088	73.473*	.118	78.954**	.109	53.204	.052
偏差値	8.192**	.223						

注) *は有意水準5%、**は1%を表す。標準化係数の有意性は、非標準化係数と等しい。

表6 記述統計量：共通一次前後の比較

	共通一次以前		共通一次以後	
	平均値	N	平均値	N
年収(万円)	762.2	421	576.1	1190
年齢	53.7	421	36.7	1190
性別ダミー	.83	421	.81	1190
数学受験ダミー	.70	421	.73	1190
父親高学歴ダミー	.26	421	.36	1190
母親高学歴ダミー	.04	421	.11	1190
理科系ダミー	.38	421	.40	1190
偏差値	57.0	421	54.5	1190

表7 年収に関する推定結果：共通一次前後の比較

調整済み R2 乗	共通一次以前		共通一次以後	
	非標準化係数	標準化係数	非標準化係数	標準化係数
(定数)	-4935.337		-1177.256**	
年齢	172.084	1.511	42.159**	.820
年齢 2 乗	-1.555	-1.530	-.351	-.503
性別ダミー	283.580**	.233	248.616**	.281
数学受験ダミー	88.703	.089	58.941**	.075
父親高学歴ダミー	85.625	.082	33.365	.046
母親高学歴ダミー	113.186	.049	38.750	.035
理科系ダミー	141.754**	.151	45.866*	.064
偏差値	10.315**	.230	7.635**	.233

注) *は有意水準 5%、**は 1%を表す。標準化係数の有意性は、非標準化係数と等しい。