

国立大学の生産性：
時系列分析による技術進歩率の計測

北坂真一
(同志社大学経済学部)

2011年3月

*本研究には科学研究費補助金(基盤研究(C)課題番号20530186)の助成を受けた。

1. はじめに

日本経済は人口の減少と急速な高齢化に直面し、各産業における生産性の向上が重要な課題となっている。中でも教育部門には、次に挙げる4つの理由からその生産性の向上が強く求められている。

第1に、長期的な生産性の向上には労働の質の改善が必須であり、そのために教育部門は大きな役割を負っている。第2に、教育部門の中でも大学は高等教育とともに研究や技術開発を行い、それらは様々な経済活動を通じて各分野の生産性に直接的な影響を与える。第3に、政府の財政赤字や規制改革のために教育への公的支援には今後多くを期待できず、教育部門の自立的な生産性の向上が求められている。第4に、教育は医療や介護とともに非市場部門に属し、日本は今後この分野の拡大が見込まれ、その生産性の向上は日本経済全体の生産性上昇につながる。

したがって、教育部門の生産性向上は日本経済にとって重要な政策課題であり、特にその最高学府である大学の生産性の問題は重要な鍵を握る。そして、大学の生産性を議論するためには、その生産性の計測が重要な課題になる。

これまでも教育部門に関する生産性の計測は、いくつかの研究で行われてきた。例えば、深尾・宮川(2008)は日本経済について詳細な産業別の成長会計分析を行い、生産性上昇率として全要素生産性(Total Factor Productivity: TFP)の上昇率を計測している。それによると、1970年 - 2002年平均の部門別TFP上昇率(年率)は「教育(民間・非営利)」1.72%、「研究機関(政府)」1.52%、「教育(政府)」1.29%、「研究機関(非営利)」-1.13%となっている。この中で、本稿が分析対象とする国立大学の教育は「教育(政府)」に含まれる。ちなみに、この期間について日本経済のマクロレベルのTFP上昇率は約1.1%であり、部門別トップは「半導体素子・集積回路」の9.75%、最下位は「廃棄物処理」の-4.44%となっている。

成長会計に基づく計測は有益な情報を与えるが、本稿ではそれとは異なり、時系列分析による計量経済学的なアプローチによって国立大学の全要素生産性の上昇率を計測する。成長会計は観察されたデータに基づいて生産性を計測するが、計量経済学では推測統計に基づいて様々な誤差を含むデータ(すなわち標本)の背後にある真の関係を推定し検定する。本稿の構成は、次の通りである。第2節では、時系列分析によるTFPの計測方法を説明する。第3節では、分析対象となる時系列データの説明とグラフによる考察を行う。第4節では、時系列分析に必要な予備的検定として単位根検定と共和分検定の結果を示し、

その後で共和分ベクトルの推定によって TFP 上昇率を推定し考察する。最後に第 5 節で、本稿のまとめを示す。

2. 時系列データによる TFP の計測方法

時系列分析を含めて計量経済学的に技術進歩を計測する場合、生産関数によるアプローチと費用関数によるアプローチがある。本稿ではデータの利用可能性や様々な政策の影響を考慮して、数量データに基づく生産関数アプローチを採用する。

生産関数としては、よく知られている次のようなコブ・ダグラス型の生産関数を想定する。

$$Y_t = A_t K_t^\alpha L_t^\beta, \quad t = 1, 2, \dots, N \quad (1)$$

ここで、 α と β はパラメータで、 Y_t は生産量、 A_t は技術水準、 K_t は資本、 L_t は労働である。これらの変数は、時点を示す添え字 t でデータ数 N 個の時系列データであることを示している。

この生産関数を使って、生産性の上昇率を計測する。生産性の指標としては、労働投入 1 単位あたりの生産量を示す労働生産性 (Y_t/L_t) や、資本投入 1 単位あたりの生産量を示す資本生産性 (Y_t/K_t) も考えられるが、現代ではすべての生産要素の投入量 ($K_t^\alpha L_t^\beta$) あたりの生産量を示す総要素生産性 (Total Factor Productivity : TFP) を指標として用いることが一般的である。

(1) 式のコブ・ダグラス型の生産関数において、この TFP は次のように示すことができる。

$$\frac{Y_t}{K_t^\alpha L_t^\beta} = A_t \quad (2)$$

すなわち、技術水準 A_t が TFP であり、TFP の上昇率が技術進歩率を意味する。

コブ・ダグラス型生産関数はパラメータに関して非線形であり、推定を容易にするために (1) 式の両辺について対数を取り、次のような対数線形モデルを考える。

$$\log Y_t = \log A_t + \alpha \log K_t + \beta \log L_t, \quad t = 1, 2, \dots, N \quad (3)$$

この式で Y_t 、 A_t 、 K_t 、 L_t が観察可能な変数（すなわち観測値）としてあれば、パラメータ α と β を推定できる。このパラメータ α と β は生産の資本弾力性と労働弾力性を示し、生産関数の 1 次同次性を仮定すれば $\alpha + \beta = 1$ となる。一般的に、生産量 Y_t や資本 K_t 、労働 L_t に対応するデータは存在するが、技術水準 TFP を示す A_t に対応する観察可能なデータは存在しない。

そこで、技術水準 A_t が時間の経過とともに一定の率で変化するような次のようなモデルを考える。

$$A_t = A_0 e^{\lambda t}, \quad t = 1, 2, \dots, N \quad (4)$$

ここで、 A_0 は初期時点の技術水準で定数、 e は自然対数の底で定数、 λ はパラメータ、 t は「 $1, 2, 3 \dots, N$ 」と時点ごとに単調に増加するタイム・トレンドである。

このモデルの意味は、(4) 式の両辺の対数をとって時間で微分すると、次のように明らかである。

$$\frac{d(\log A_t)}{dt} = \frac{dA_t/dt}{A_t} = \lambda \quad (5)$$

(5) 式から、パラメータ λ は TFP (A_t) の一定の変化率、すなわち技術進歩率を表していることが分かる。このような特定化の背景には、技術水準の変化率は長期的に安定的で時間の経過に従い一定のスピードで変化する、という考え方がある。

そこで、この技術進歩のモデル (4) 式を (1) 式に取り入れると、その対数線形モデル (3) 式は次のようになる。

$$\log Y_t = \log A_0 + \alpha \log K_t + \beta \log L_t + \lambda t, \quad t = 1, 2, \dots, N \quad (6)$$

このモデルにおいて、 Y_t 、 K_t 、 L_t 、 t は観察可能な変数であり、推定によって定数項として $\log A_0$ と係数パラメータとして α 、 β 、 λ を推定できる。すなわち、(6) 式のタイム・

トレンドの係数推定値が技術進歩率の推定値である。

3. データの選択と予備的考察

本稿の目的は国立大学の技術進歩率（あるいは生産性上昇率）を推定することであり、(6)式のような生産関数を推定するためには、適切な変数の選択が必要である。

生産関数の被説明変数としては付加価値ベースの変数が考えられるが、大学の活動を金額で評価することは難しい。また教育という活動を経済学的にみると、労働の質を高めることと解釈出来るが、その質を何で測るのかも難しい。ここではもっとも素朴なアプローチとして、学生数を大学の生産物の代理変数とする。すなわち、大学生の数は大学の生産活動を教育の面から測る指標になると考える。

ところで、日本の国立大学は学部生だけではなく、多くの大学院生を教育している。大学院生と学部学生とは、その生産関数の形状が異なることが予想できるので、それぞれ分けて推定する²。

次に、生産関数の説明変数である生産要素を考える。大学の生産要素としては、教員、職員といった人的要素や、土地、建物、図書といった物的要素が考えられる。これらのデータは、いずれも国立大学の貸借対照表などから収集できる。予備的考察として、これらの生産要素を用いた生産関数をいくつか検討したが、物的要素が生産関数として符号条件を満たすことは少なかった。そこで、本稿では大学の生産関数について、教員と職員という2つの人的要素を明示的に取り上げる。これを(6)式にあてはめると、2つの生産要素として資本 K_t と労働 L_t が想定されたが、本稿では大学教員 K_t と大学職員 L_t とみなす。

データの出所について、大学生と大学院生の在学者数、教員数、職員数は、いずれも『学校基本調査報告書（高等教育機関）』（各年度版）に掲載されており、そのデータ・ファイルを広島大学高等教育研究開発センターのホームページ（<http://rihe.hiroshima-u.ac.jp/>）からダウンロードした。

これらのデータの時系列の動きをみておこう。比較のために、国立大学とともに公立大学と私立大学のデータも同じ図に描かれている。まず図1には、学部学生数の推移が描かれている。これを見ると分かるように、学部学生の数に関しては私立大学のウエイトが高い。国立大学の学部生は、高度成長期の1960年代から80年代にかけて一貫して増加し、当初の20万人程度からピークの1993年には48万人程度に達している。その後、緩やかに減少に転じ2009年には45万人となっている。

図 1 : 学部生数

図 2 には、大学院生数の推移が描かれている。これをみると、大学院生は国立が私立のおよそ 1.5 から 2 倍で推移している。時系列でみると、1990 年代に入り大学院生は国立、私立ともに急増しており、国立大学では当初の 6 万人程度から 2005 年には 15 万人に達し、その後は横ばいで推移している。

図 2 : 大学院生数

図 3 には、大学教員の推移が描かれている、これをみると、1950 年代から 70 年代にかけて国立大学の教員が私立大学を上回っているが 70 年代に逆転し、その後も私立大学の教員が高い伸びを示す一方で、国立大学の教員は伸び悩み 2000 年以降はほぼ横ばいで推移している。それでも 2009 年の国立大学の教員はおよそ 6 万 1 千人であり、1960 年の 2 万 4 千人から 2.5 倍に増加している。

図 3 : 教員数

図 4 には、大学職員の推移が描かれている、これをみると、教員と同様に 1950 年代から 70 年代半ばまでは国立大学の職員が私立大学を上回っていた。しかし 70 年代に逆転し、その後も私立大学の職員が高い伸びを示す一方で、国立大学の職員は 1984 年の 6 万 4 千人をピークに緩やかに減少に転じ、2003 年には 5 万 5 千人程度となっている。その後は再び増加に転じ、2009 年には 6 万 3 千人程度となっている。

図 4 : 職員数

4. 単位根・共和分の検定と推定

Y_t 、 K_t 、 L_t に対応する観測値を収集しタイム・トレンド t を人工的に作成すれば最小二乗法 (OLS 推定) により (6) 式を推定し、パラメータ推定値を得ることは容易である。しかし 1970 年代から 80 年代にかけて、時系列データの定常性と「みせかけの回帰」の間

題が注目された。

時系列分析に関する 80 年代の研究によって、多くの経済時系列データがそれ自身は非定常で、その階差をとることによってようやく定常化されることが分かった。1 回の階差をとることで定常化されるデータを、1 次の単位根 (unit root) を持つと言い、 $I(1)$ 変数 (I は integration の頭文字) と表す。レベル変数が定常であれば $I(0)$ 変数、2 回の階差で定常化される変数は $I(2)$ 変数とよばれる。

もし 2 変数が非定常データで相互に独立であり、何ら関係がないとしよう。その時、両者を含む回帰モデルを推定すると、本来、回帰係数はゼロが正しいにも関わらず、最小二乗推定量はゼロに確率収束せず、その t 値は極限で発散することが示された。この問題を Granger and Newbold (1974) は「みせかけの回帰」としてモンテカルロ実験で示し、Phillips(1986) は理論的に解明した。

これに従えば、変数の定常性をチェックすることなく行われた回帰分析の多くは「みせかけの回帰」の可能性があり、 t 値によって「有意」と判定された変数間の関係も信用できない。したがって、(6) 式の推定に先立ち、まず Y_t や K_t 、 L_t といった変数の定常性を確認する必要がある。この際に用いられるのが、単位根の検定である。単位根の検定は様々な方法が提案されており、ADF (Augmented Dickey Fuller : Dickey and Fuller(1979)) 検定や PP (Phillips and Perron(1988)) 検定、GLS detrending による Dickey Fuller 検定 (Elliott, Rothenberg and Stock(1996)) などがよく知られている。

もしこれらの変数がレベルにおいて非定常であれば、さらに「みせかけの回帰」を生むような可能性のある回帰分析に関して、共和分 (cointegration) という重要な概念も問題になる。共和分は「みせかけの回帰」が生じるような非定常時系列の回帰モデルにおいて、その誤差項が定常、すなわち $I(0)$ であるような関係を言う。

非定常時系列データの間に関係があれば、回帰モデルの被説明変数や説明変数がそれぞれ非定常であっても、回帰モデルの関係としては定常化され、安定的な関係になる。これによって、「みせかけの回帰」の問題は消滅する。OLS 推定量は一致推定量となり、Davidson and MacKinnon(1993) などが示すようにその収束スピードは通常より速く、超一貫性 (super consistent) と呼ばれる。

共和分の存在は共和分の検定によって確認できるが、その方法には単一方程式アプローチとシステムアプローチの 2 つがある。前者の方法としては、単一方程式で表される共和分関係を OLS で推定し、その残差に単位根検定を応用する Engle and Granger(1987) の

二段階法がある。後者の方法としては、対象となる時系列変数の多変量誤差修正モデルを推定し、任意の1次結合が安定的かどうかを検定する Johansen の方法 (Johansen(1988, 1991)、Johansen and Juselius (1990)) がある。

蓑谷 (2007) が示すようにこれまでの研究で、共和分の検定にはシステムアプローチが優れているが、共和分ベクトルの推定にはシステムアプローチは適しておらず、むしろ単一方程式による推定が望ましいと考えられている。

すでに述べたように、非定常時系列データの間に関係があれば、OLS 推定量は一致性を持つ。しかし、それはモデルの単位期間内 (すなわち年次データであればその年内) に共和分が示すような安定的関係が成り立つときに限られる。単位期間において不均衡が観察され、共和分が単位期間を超えた長期関係でのみ成り立つときには OLS 推定は適切ではない。こうした場合に適切な推定量と検定統計量を与える推定方法として、Stock and Watson (1993) は dynamic OLS (DOLS) を提案している。さらに、共和分では説明変数と誤差項の相関が重大な問題を引き起こすが、これを解決する方法として、Phillips and Hansen(1990)は Fully Modified OLS (FMOLS) を提案している。

以上の議論をまとめると、時系列データによる (6) 式の推定に関して、次のような3つの手順が必要になる。最初に、被説明変数と説明変数に関する単位根検定を実施する。そして各変数が単位根を持つ場合には、次の段階として (6) 式に関する共和分検定を行う。そして、最後に共和分が認められれば、共和分ベクトルを推定する。本稿のデータは1950年から2009年について準備されており、初期の大きな変動やラグをとる関係から以下の検定や推定の期間は基本的に1960年から2009年である。

まず、単位根検定の結果が表1に示されている。表1の上段には各変数の対数値のレベル変数に対する単位根検定の結果が示されている。いずれの統計量をもみても、帰無仮説を棄却できず、データが単位根を持つことを示唆している。次に、1階の階差をとったデータに対する検定結果が、下段に示されている。これをみると、1箇所を除いて各データについて単位根があるという帰無仮説が棄却されている。すなわち、各変数は1階の階差をとることによって定常化されており、大学の生産関数における被説明変数と説明変数がいずれも $I(1)$ 変数であることが示唆されている。

表1：単位根検定

表1の単位根検定によって、レベル変数で(6)式を推定すると「みせかけの回帰」の問題が生じる可能性があることが明らかになった。そこで、次にそれらの変数の間に共和分が存在するかどうかを検定する。すでに述べたように、共和分検定には単一方程式アプローチとシステムアプローチの2つがあるが、後者が優れているので Johansen の共和分検定を用いた。その結果が、表2に示されている。

表2：共和分検定

Johansen の共和分検定では、関係する変数の間に共和分がいくつ存在するかを探索する。3変数であれば最大2つの共和分が存在するので、帰無仮説として「共和分がない ($r=0$)」、「共和分が1つある ($r=1$)」、「共和分が2つある ($r=2$)」の3つの帰無仮説が考えられる。また Johansen(1988,1991)、Johansen and Juselius (1990) は、共和分検定についてトレース検定と最大固有値検定の2つを提案している。表3をみると、学部生、教員、職員の3変数について、トレース検定では帰無仮説「共和分がない ($r=0$)」が棄却され、「共和分が1つある ($r=1$)」が棄却されない。これにより、「共和分が1つある」と判断する。最大固有値検定では、いずれの帰無仮説も棄却できない。

Johansen の2つの検定について、Cheung and Lai(1993)は最大固有値検定よりもトレース検定の方が頑健 (robust) であると指摘している。したがって本稿では、2つの検定結果が異なる場合はトレース検定の結果を採用する。すなわち、学部生、教員、職員の3変数の間に1つの共和分があると考えられる。

大学院生、教員、職員の3変数の間についても、学部生の結果と同様である。トレース検定によれば「共和分がない ($r=0$)」という帰無仮説が棄却され、「共和分が1つある ($r=1$)」が棄却されない。したがって、「共和分が1つある」と考える。

この結果、学部生を被説明変数とする場合も大学院生を被説明変数とする場合も、いずれも(6)式に共和分があることを前提に推定しなければならない。すでに説明したように単位期間内に均衡関係が成り立つなら OLS によって一致推定量が得られる。しかし、必ずしもその保証はない。そこで本稿では、OLS とともに DOLS と FMOLS の3つの推定を試みた。その結果が表3と表4に示されている。

表3：学部学生の生産関数

表3から学部学生の生産関数についてみると、OLSでは教員の弾力性の係数推定値が「1」を越え職員の弾力性の係数推定値がマイナスとなっており、生産関数として必ずしも適切な結果とは言えない。次にDOLSの結果をみると、教員の弾力性の係数推定値は「0.6」、職員の弾力性の係数推定値は「0.1」でともにプラスで符号条件を満たしている。またトレンドの係数推定値は「0.0044」で、技術進歩率はおよそ年率0.4%と推定されている。最後にFMOLSの結果をみると、教員の弾力性の係数推定値と職員の弾力性の係数推定値はともにプラスで「0.3」程度と推定されている。トレンドの係数推定値は「0.0077」で、技術進歩率はおよそ年率0.8%と推定されている。

OLS推定では生産関数として妥当な推定値は得られなかったが、DOLSやFMOLSでは妥当な推定値が得られた。ただし、DOLSとFMOLSのいずれの結果が適切であるかは判断が付かない。ここでは、学部学生の生産関数の技術進歩率は年率0.4%から0.8%程度と幅をもって推定されたとしておく。

次に表4で、大学院生の生産関数の推定結果をみる。OLS、DOLS、FMOLSのいずれの推定も傾向は似ており、教員の弾力性の係数推定値は「1.6」から「2.3」、職員の弾力性の係数推定値はいずれもマイナスで推定され、技術進歩率は年率2.5%から3%程度である。大学院生の推定結果は、職員の係数がマイナスで生産関数としての要件を満たしていない。しかし教員の弾力性は学部学生の推定結果よりも一様に高く、大学院生の増加は学部生以上に教員を必要とすることを示しており、この点は妥当な結果と思われる。

表4：大学院生の生産関数

5. まとめ

本稿では国立大学を対象に時系列分析によって生産関数を推定し、技術進歩率、すなわち総要素生産性(TFP)の上昇率を推定した。大学院生については必ずしも妥当な結果は得られなかったが、学部学生についてはDOLSやFMOLSによって生産関数として解釈可能な推定値が得られた。それによると、学部学生の生産関数の技術進歩率は年率0.4%から0.8%程度と推定された。

この値は、本論の冒頭で紹介した深尾・宮川(2008)の結果よりもかなり低い。そこでは、「教育(政府)」の生産性上昇率は年率1.29%と計測されている。もちろん、そこには政

府が提供する義務教育も含まれ、国立大学は一部を占めるに過ぎない。またその計測はSNA 統計に従い政府部門の生産を基本的にそれに要した公務員などの投入量で代用しており、ここでのアプローチとは大きく異なる。

さらに医療や教育、公務のようなサービス生産に関する生産性の計測には、産出と投入の両面において「質の調整」という厄介な問題が存在する。権(2011)も強調するように、サービス産業の生産性は測定自体が難問であり、「質の調整」のために米英では大学の産出量について、課題数や試験実施数、学生の出席率、就職率などを考慮して教育の質を調整しようとしている。日本の大学についても、「質の調整」は大きな課題である。

また「質の調整」以外にも、本研究は適切と思われる結果が得られなかった大学院の教育や大学における研究という生産活動の問題もある。さらに、こうした大学の多面的な活動を統合的に扱うにはマルチプロダクト（複数種類の生産）をモデル化する必要もある。

大学の技術進歩の計測については多くの課題が残されているが、「質の調整」を行わず単純に数量ベースの生産関数を推定すると国立大学の技術進歩率は非常に小さい、という本稿の結果はこれから先の研究の第一歩になると考えられる。

注

¹ 宮川(2008)によれば、EUKLEMS データベース(2000年から2005年)に基づくと日本の非市場部門の労働シェアは14.9%でその労働生産性上昇率は0.0%だが、米国は24.6%で0.4%上昇、英国は21.7%で1.0%低下、フランスは25.5%で1.1%上昇となっている。

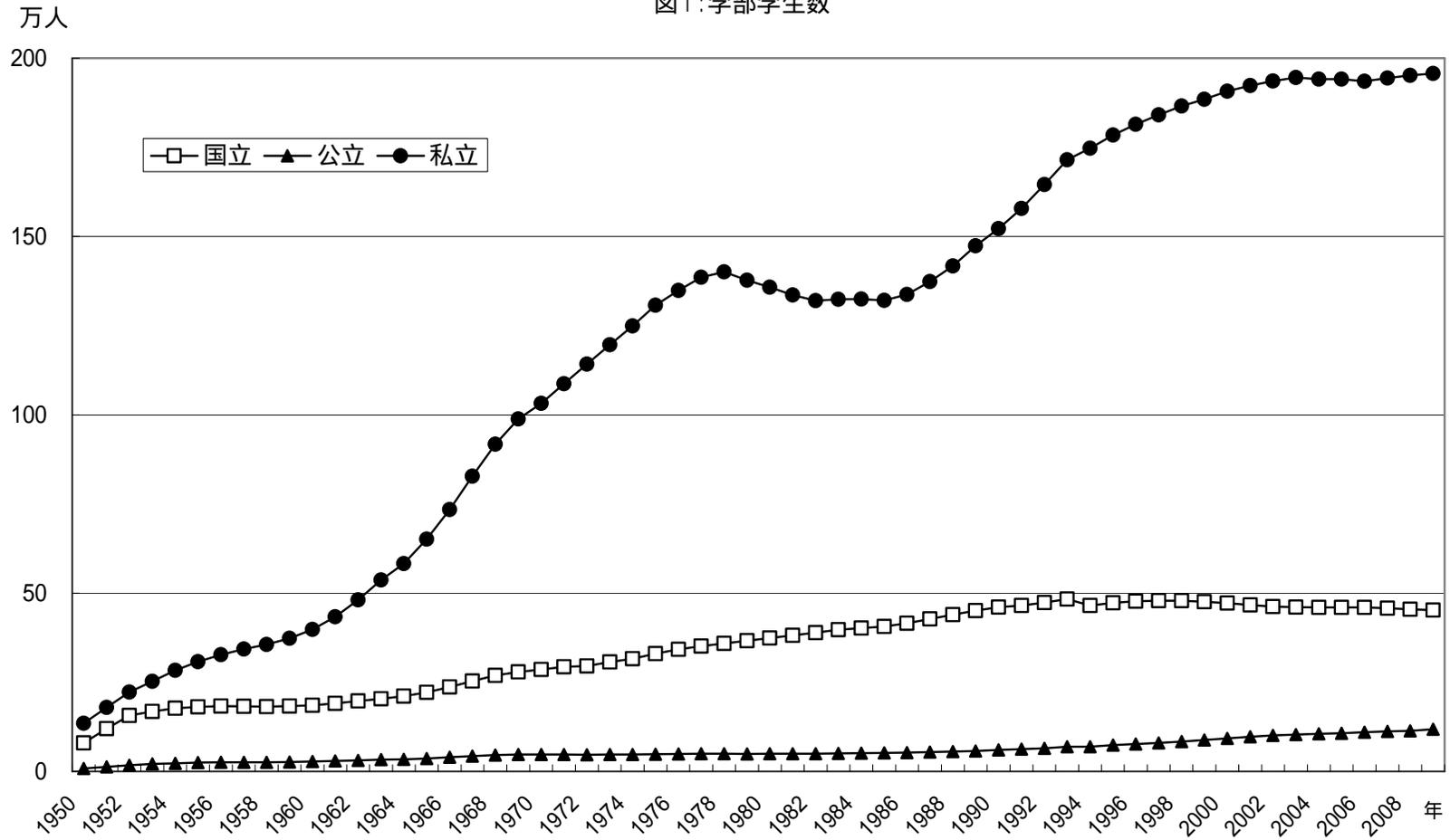
² 大学の活動には教育だけではなく研究も含まれるが、本稿では分析の対象を国立大学の教育に限定する。

参考文献

- Cheung, Y.W. and K.S. Lai(1993)“Finite-sample sizes of Johansen's likelihood ratio tests for cointegration,” *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*,Vol.55, pp.313-328.
- Davidson, R. and MacKinnon, J.G.(1993) *Estimation and Inference in Econometrics*, Oxford University Press.
- Dickey, D. A., and W. A. Fuller(1979)“Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root”,*Journal of the American Statistical Association*, Vol.74, pp.427 - 431.
- Dickey, D. A., and W. A. Fuller(1981)“Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root”,*Econometrica*, Vol.49, pp.1057-1072.
- Elliott, G., T.J. Rothenberg and J.H. Stock (1996)“Efficient Tests for an Autoregressive Unit Root,” *Econometrica*,Vol.64, 813-836.
- Engle, R. F., and C. W. J. Granger(1987)“Co-Integration and Error Correction : Representation,Estimation, and Testing,”*Econometrica*, Vol.55, pp.251-276.
- Granger, C. and Newbold, P. (1974)“Spurious regressions in econometrics,” *Journal of Econometrics*,Vol.2, 111-120.
- Hamilton, James D.(1994) *Time Series Analysis*, Princeton University Press.
- Johansen, S.(1988)“Statistical Analysis of Cointegration Vectors,” *Journal of Economic Dynamics and Control*,Vol.12,pp.231-254.
- Johansen,S.(1991)“Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models,”*Econometrica*,Vol.59,pp.1551-1580.
- Johansen, S. and Juselius, K.(1990) “Maximum Likelihood Estimation and Inferences on Cointegration-with application to the demand for money,” *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*,Vol.52,pp169-210.
- MacKinnon, J.G., A.A. Haug, and L. Michelis (1999)“Numerical Distribution Functions of Likelihood Ratio Tests for Cointegration,” *Journal of Applied Econometrics*, Vol.14, pp.563-577.
- Phillips, P.(1986)“Understanding spurious regressions in econometrics,” *Journal of Econometrics*,Vol.31,pp.311-340.

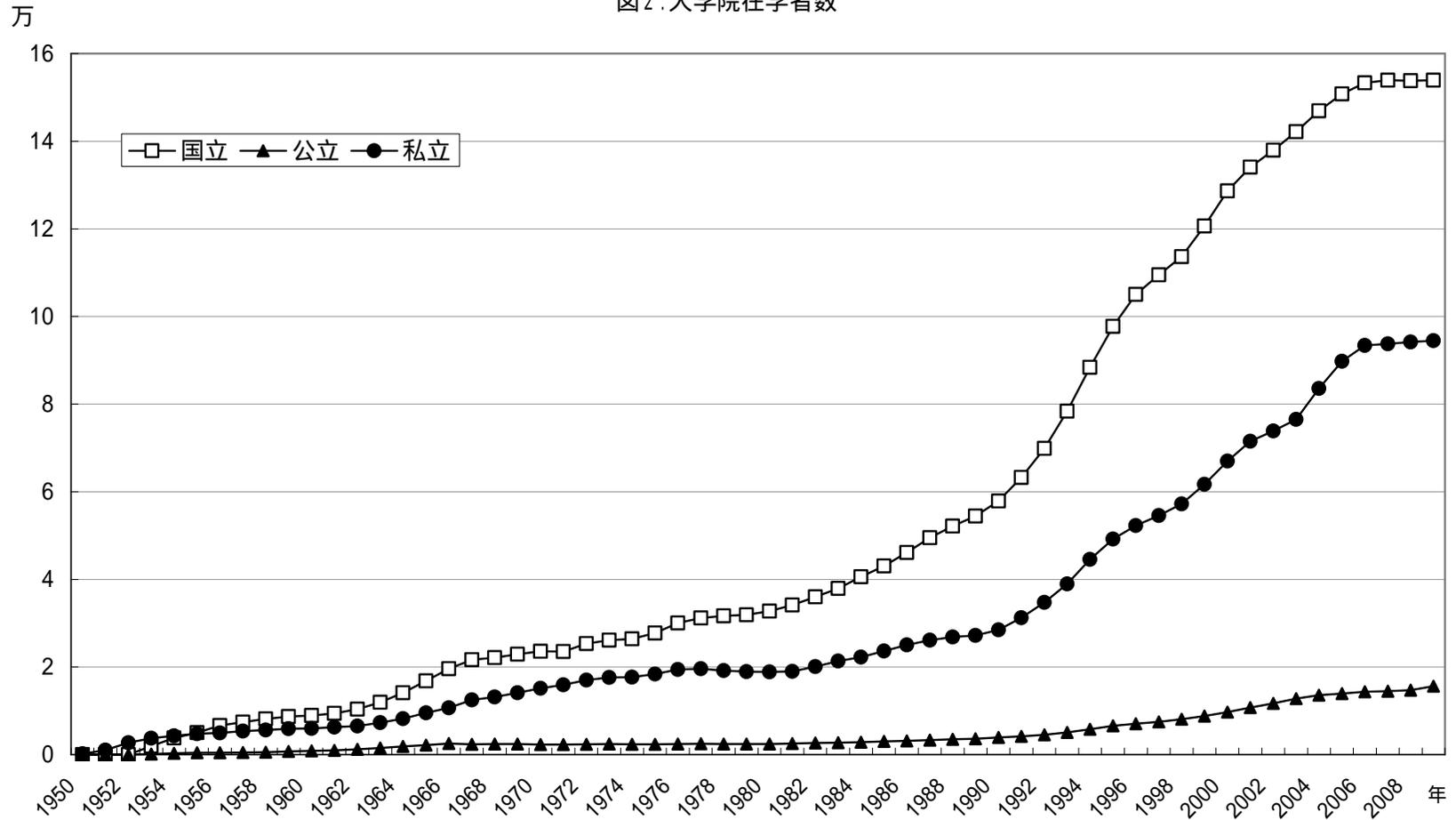
- Phillips, P. C. B. and B. E. Hansen (1990)“Statistical Inference in Instrumental Variables Regression with I(1) Processes,” *Review of Economics Studies*, Vol.57, pp.99-125.
- Phillips, P. C. B., and P. Perron(1988)“Testing for a Unit Root in Time Series Regression,” *Biometrika*, Vol.75, pp.335-346.
- Stock, J. H., and M. W. Watson(1993)“A Simple Estimator of Cointegrating Vectors in Higher Order Integrated Systems,” *Econometrica*, Vol.61,pp.783-820.
- 深尾京司・宮川努(2008)『生産性と日本の経済成長：JIP データベースによる産業・企業レベルの実証分析』東京大学出版会.
- 権赫旭(2011)「生産性をどう測るか」日本経済新聞『やさしい経済学』(全8回)2011年3月18日～3月29日朝刊.
- 蓑谷千凰彦(2007)『計量経済学大全』東洋経済新報社.
- 宮川努(2008)「経済統計をどのように再構築するか - JIP データベース作成の経験をもとに」, 『統計改革への提言』Nira 研究報告書(2008年10月).

图1:学部学生数



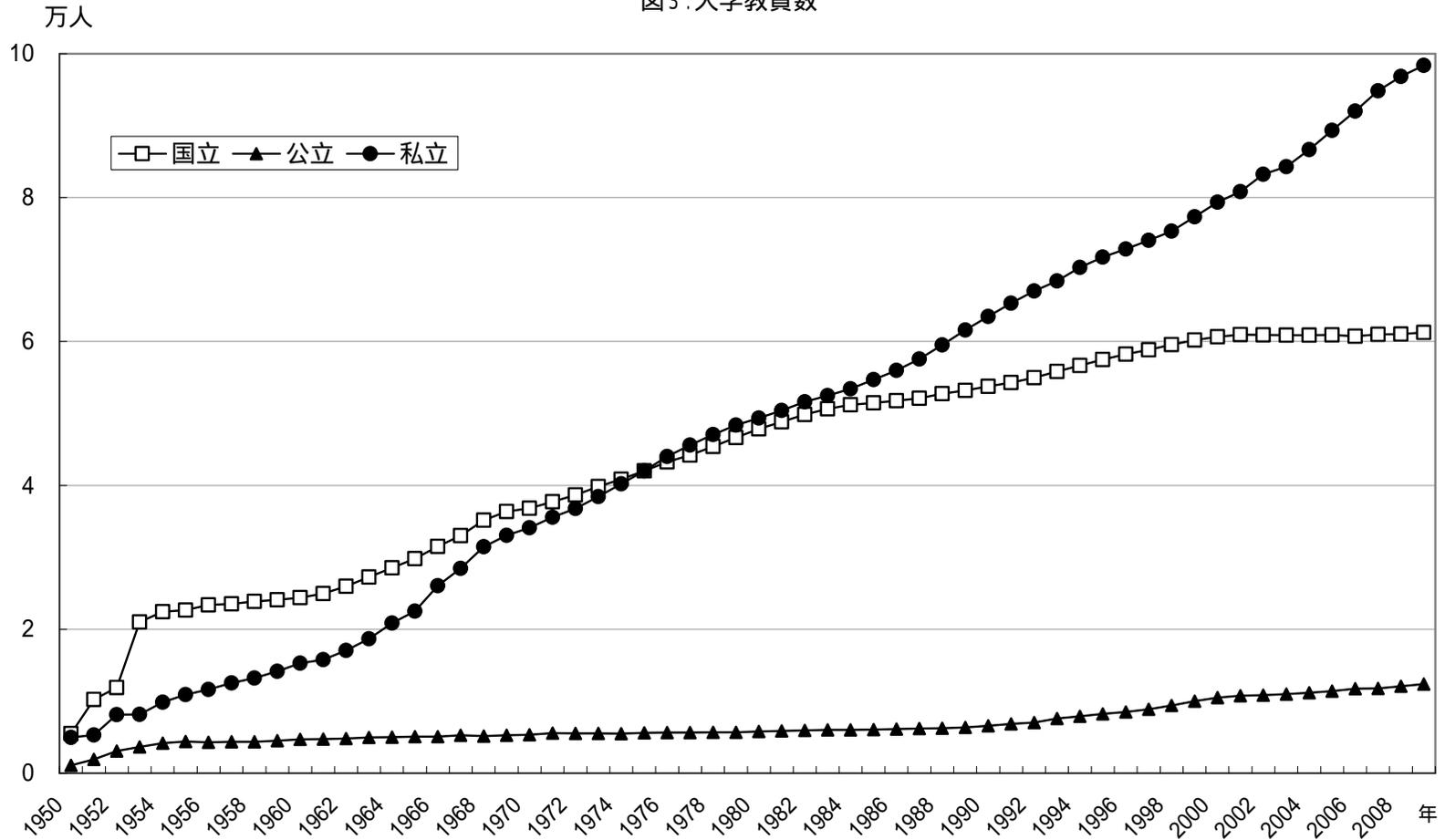
出所:文部(科学)省『学校基本調査報告書』各年版

图2：大学院在学者数



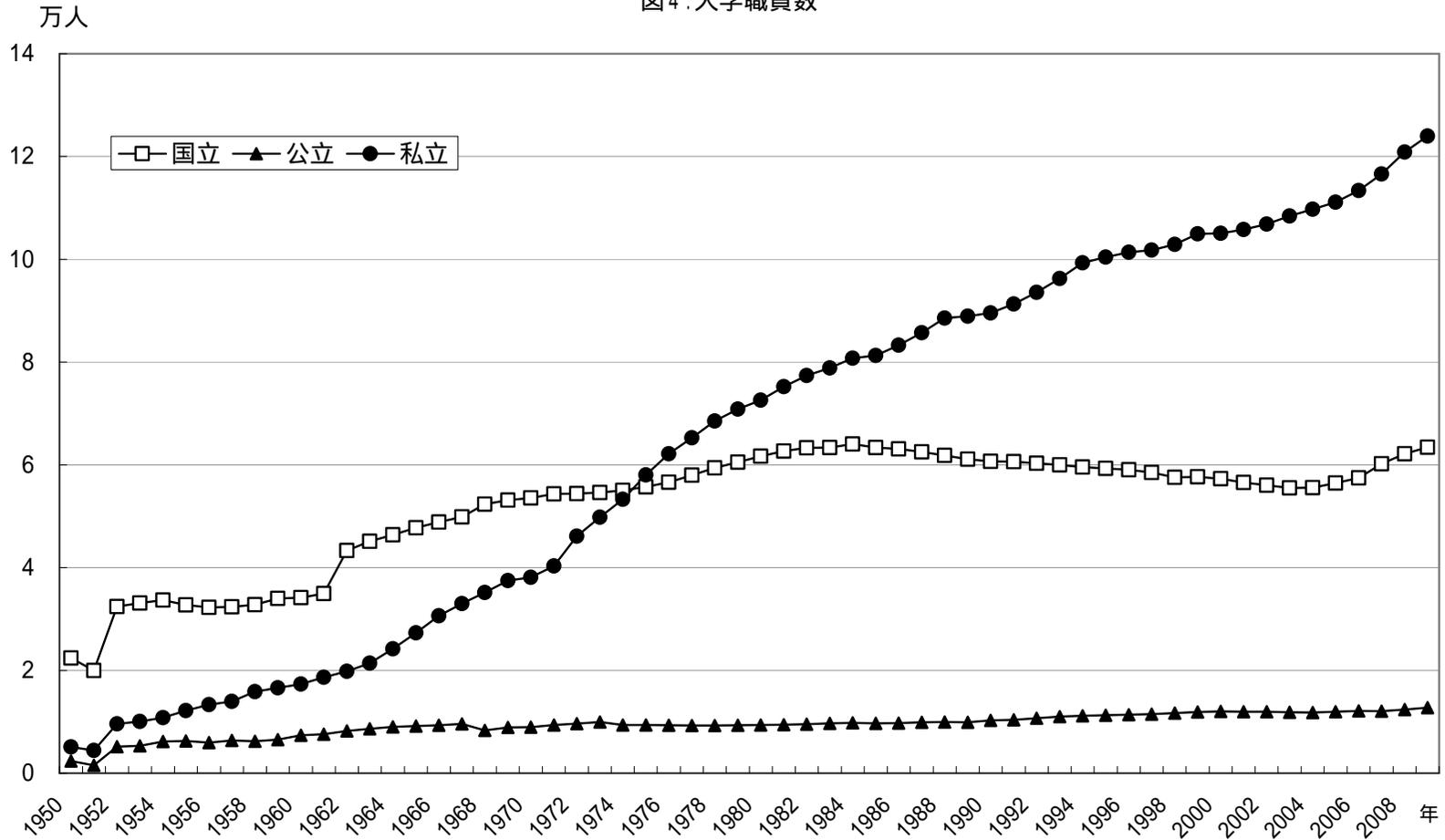
出所：文部(科学)省『学校基本調査報告書』各年版

图3: 大学教员数



出所: 文部(科学)省『学校基本調査報告書』各年版

图4：大学職員数



出所：文部(科学)省『学校基本調査報告書』各年版

表 1：単位根検定

レベル変数	ADF 検定	DF-GLS 検定	PP 検定
学部学生	-2.179(0)	-1.174(0)	-2.181(2)
大学院生	-2.277(1)	-2.095(1)	-1.939(4)
教員	-2.558(0)	-1.576(2)	-2.557(2)
職員	-2.857(0)	2.791(10)	-2.850(3)
階差変数	ADF 検定	DF-GLS 検定	PP 検定
学部学生	-6.249(0)**	-2.866(2)**	-6.427(4)**
大学院生	-3.580(0)**	-2.323(1)*	-3.575(2)**
教員	-6.637(0)**	-2.771(2)**	-6.709(3)**
職員	-5.638(0)**	-0.712(9)	-5.710(3)**

(注) 各変数は対数値。ADF 検定と DF-GLS 検定の()内はシュワルツの情報量基準により選択された AR 項のラグ次数、PP 検定の()内は Bartlett カーネルを使い Newy-West Bandwidth の automatic selection により選ばれた次数。**は 1%、*は 5%、+は 10%の有意水準 (MacKinnon, Haug and Michelis(1999)) でそれぞれ単位根があるという帰無仮説を棄却できることを示す。レベル変数の推定には定数項とタイムトレンド、階差変数には定数項だけが含まれる。

表 2 : Johansen の共和分検定

共和分の数 (r)	r = 0	r = 1	r = 2
<u>学部生・教員・職員</u>			
トレース検定	48.0922*	25.8718	9.7592
最大固有値検定	22.2204	16.1125	9.7592
<u>大学院生・教員・職員</u>			
トレース検定	43.4124*	20.5286	4.4095
最大固有値検定	22.8838	16.1190	4.4095

(注) 各変数是对数值。AR項のラグ次数は4期。**は1%、*は5%、+は10%の有意水準でそれぞれ帰無仮説の棄却を示す。共和分検定のモデルは、レベル変数と共和分式が線形トレンドを持つ場合である。

表 3：学部学生の生産関数

	OLS	DOLS	FMOLS
定数項	1.9142 (0.5806)	3.3905 (0.9529)	3.9769 (1.5696)
教員	1.2155 (0.1839)	0.63575 (0.3580)	0.3221 (0.5087)
職員	-0.1789 (0.1249)	0.1258 (0.2382)	0.3239 (0.3456)
トレンド	-0.0019 (0.0022)	0.0044 (0.0042)	0.0077 (0.0060)
自由度調整 み決定係数	0.9526	0.9676	0.9103

(注) OLSは通常の最小自乗法、DOLSはdynamic OLS、FMOLSはFully Modified OLS。
推定値下の()内は標準誤差。DOLSのラグとリードは1次でBartlettカーネルと
Newey-Westの固定バンド幅で計算され、FMOLSはBartlettカーネルとNewey-
Westの自動選択バンド幅で計算されている。

表 4：大学院生の生産関数

	OLS	DOLS	FMOLS
定数項	-1.3155 (1.9201)	-2.9277 (3.2962)	-2.0469 (3.0423)
教員	1.6615 (0.6081)	2.3758 (1.2384)	1.6715 (0.9860)
職員	-0.5639 (0.4132)	-1.0328 (0.8239)	-0.5249 (0.6699)
トレンド	0.0318 (0.0072)	0.0253 (0.0147)	0.0347 (0.0118)
自由度調整済 み決定係数	0.9671	0.9764	0.9619

(注) OLSは通常最小自乗法、DOLSはdynamic OLS、FMOLSはFully Modified OLS。
推定値下の()内は標準誤差。DOLSのラグとリードは1次でBartlettカーネルと
Newey-Westの固定バンド幅で計算され、FMOLSはBartlettカーネルとNewey-
Westの自動選択バンド幅で計算されている。