慶應義塾大学学術情報リポジトリ
Keio Associated Repository of Academic resouces

Title	限界生産力と要素価格の乖離について : 企業規模別の推定
Sub Title	On the gap between marginal productivity and factor price : estimation by the size of the firm
Author	千田, 亮吉
Publisher	慶應義塾経済学会
Publication year	1984
Jtitle	三田学会雑誌 (Keio journal of economics). Vol.76, No.6 (1984. 2) ,p.890(158)- 896(164)
JaLC DOI	10.14991/001.19840201-0158
Abstract	
Notes	研究ノート
Genre	Journal Article
URL	https://koara.lib.keio.ac.jp/xoonips/modules/xoonips/detail.php?koara_id=AN00234610-19840201-0158

慶應義塾大学学術情報リポジトリ(KOARA)に掲載されているコンテンツの著作権は、それぞれの著作者、学会または出版社/発行者に帰属し、その権利は著作権法によって保護されています。引用にあたっては、著作権法を遵守してご利用ください。

The copyrights of content available on the KeiO Associated Repository of Academic resources (KOARA) belong to the respective authors, academic societies, or publishers/issuers, and these rights are protected by the Japanese Copyright Act. When quoting the content, please follow the Japanese copyright act.

研究ノート

限界生産力と要素価格の乖離について

——企業規模別の推定*——

千　田　亮　吉

I　はじめに

この小論では，コブ＝ダグラス型生産関数を直接推定し，企業の最適化条件式，つまり限界生産力と実質要素価格の均等式が成立しているかどうかを検証する。この方法は Douglas (1934) で行なわれた方法と基本的に同一である。Douglas は限界生産力と実質要素価格の関係ではなく，コブ＝ダグラス型生産関数のパラメターと要素分配率の関係に注目し，分配の限界生産力説が成立していることを示した。しかし，常に Douglas が得たような結果が得られるとは限らない。市場の不完全性やデータとして観察可能なもの以外の生産要素の影響が存在する場合には，限界生産力と要素価格の均等式は成立しないであろう。(1) このような要因は，上記の均等式の成立を前提とした間接推定では通常無視されてしまうが，直接推定を行なうことによって，これらの要因の影響の大きさを間接的に知ることができる。(2) これは，浜田文雅教授の一連の研究 (Hamada (1981-a), (1981-b)) にしたがうものであり，また浜田文雅教授と筆者の共同研究（浜田=千田 (1982-a), (1982-b)）の延長線上にあるものである。現在まで行なわれてきた研究の結果によると，完全競争下の企業の利潤極大化行動を想定する限り，観察可能な生産要素の限界生産力と実質要素価格の間に無視できないギャップが存在することが確認されている。この小論においては，分析対象と使用データが従来の分析とはかなり異なっている。特に，中小企業と大企業では，生産する生産物，所有する技術などが大きく異なると考え，これらを別の産業と見なす。

以下では，まず第II節において，生産関数の特定化について述べる。第III節はで，用いるデータと分析対象について説明を行なう。第IV節では，直接推定の結果並びに限界生産力と要素価格のギャップが示される。最後に，第V節で，分析結果から得られた結論と今後の課題について述べる。

注（＊）本稿は，筆者と慶應義塾大学経済学部浜田文雅教授との共同論文「生産関数の直接推定」（『三田学会雑誌』，第75巻6号，1982年12月）の拡張であり，基本的な構想は浜田文雅教授に負っている。また，細部にわたっても多くの貴重なコメントをいただいている。厚くお礼を申し上げたい。また，数々の有益なコメントをいただいた，本誌レフェリーにも厚くお礼を申し上げたい。

本稿で使用したデータの大部分は，筆者が中小企業調査協会の「中小企業設備投資研究会」委員であった時に提供していただいたものである。データを提供して下さった中小企業庁調査課の方々と，データの整理・加工を手伝っていただいた慶應義塾大学大学院修士課程前多康男氏に深く感謝したい。

言うまでもなく，本稿において残された誤謬はすべて筆者に帰するものである。

（1）Marschach=Andrews (1944) では，市場の不完全性や経営者能力の存在を考慮したモデルが展開されている。経営者能力の他にも，労働者の学習効果，ノウハウの蓄積などの通常観察不可能な要素が生産に貢献していると考えられる。これらについては，Hamada (1981-a) を参照。

（2）Arrow=Chenery=Minhas=Solow (1961) による CES 型の開発や Christensen=Jorgenson=Lau (1973) によるトランスログ型の開発は，いずれもこの間接推定を前提にして行なわれている。また，生産関数と双対な費用関数を用いて推定を行なう方法や，生産関数を特定化しない全要素生産性の推定も間接推定の一種と考えられる。

II 生産関数の特定化

実証分析に用いられる生産関数は大きく二つの種類に分けることができる。一つは，企業の利潤極大化行動と整合的なもので，生産要素を資本用役や労働用役といったフローの次元で捉え，要素間のスムーズな代替を仮定するものである。この種の生産関数の代表は，コブ=ダグラス型，CES 型，トランスログ型である。もう一つは，生産要素をストックの次元で捉え，要素間のスムーズな代替を仮定しないレオンチェフ型や準代替型の生産関数である。一般的な意味での企業の最適化行動は認めた上で，間接推定によって無視されてしまう要因の有無を確認するという本論文の目的を考えると，直接推定を行なう生産関数は前者が望ましいと考えられる。間接推定が行なわれるのは前者の生産関数なのである。

ここでは，前者の関数の中でコブ＝ダグラス型を用いる。コブ＝ダグラス型を用いる理由は，この関数が元来直接推定を想定して開発され，それゆえに直接推定が容易であり，信頼できる推定値が得やすいことにある。今回の分析では，満足できる直接推定の結果が得られることが第一に重要であり，そのためにはコブ＝ダグラス型が最も望ましい。もちろん，CES 型やトランスログ型の直接推定も可能であるが，良好な推定値を得ることはかなり難しい。(3)

生産関数をコブ＝ダグラス型に特定化することによって一つの大きな問題が生じる。それは，推定された限界生産力と要素価格のギャップがコブ＝ダグラス型のもつ厳しい制約によるものである可能性が否定できないという点である。CES 型は，このようなコブ＝ダグラス型の制約によるギャップを埋めるために開発された関数であると言える。通常は要素分配率が変動しているかどうかが，コブ＝ダグラス型を用いるための一つの基準と考えられているが，これは限界生産力と要素価格の均等を前提としたものであり，ここではこの基準を用いることはできない。結局，直接推定だけを念頭に置いた場合には，生産関数の特定化が適切かどうかは推定結果によって判断する以外にないのである。但し，ギャップの有無を確認するという分析目的から，要素分配率が大きく変動するような産業は分析対象から除くことにする。生産関数をコブ＝ダグラス型に特定化する限り，そのような産業で限界生産力と要素価格の間にギャップが生じるのは，直接推定の結果を待つまでもなく明らかである。

生産要素としては，資本と労働のみを考え，要素の代替はこの二つの要素間では行なわれるが，他の生産要素，例えばエネルギー等との代替は行なわれないと仮定する。また，資本と労働はストックの次元ではなく，フローの次元で生産に貢献すると考え，このことを明示的に示すために，それぞれ稼動率と労働時間数で修正される。さらに，生産関数は一次同次であると仮定する。これらの一連の仮定は，生産関数を企業の最適化行動と整合的なものとし，限界生産力と要素価格の間にギャップが生じる原因を，先に述べた観察不可能な要素や市場の不完全などに限定する役割を果たす。

以上が，生産関数の特定化に関する問題であるが，最後に直接推定がもたらす同時方程式バイアスについて触れておく。Marschack=Andrews (1944) において指摘されたこのバイアスは，企業の最適化条件式と生産関数の連立体系を想定する限り必然的に生じてくるものである。この分析においても，市場の不完全性や観察不可能な要因までも含めた Marschack=Andrews (1944) が展開したような連立体系は当然想定しているので，直接推定にバイアスが生じることを考慮しなければならない。そこで，このバイアスが生じないように，企業行動について一つの仮定を設ける。それは，企業は予想される産出量について最適化行動を採るという仮定であり，この仮定によって直接推定のバイアスが生じないことは Hock (1958) や Mundlak=Hock (1965) で証明されている。(4) したがって，最適化行動においては生産関数の攪乱項は無視され，予想される限界生産力と要素価格の均等関係が問題となる。実際の推定においては，予想される限界生産力は，観察された産出量ではなく，直接推定の結果得られる産出量の推定値を用いて推定される。

注（3） 浜田＝千田 (1982-b) では，CES 型の非線型直接推定を試みたが，かなり恣意的な仮定を設けない限り良好な結果は得られなかった。

（4） この仮定の下では，逆に間接推定の推定値がバイアスを持つ。また，Zellner=Kmenta=Drèze (1966) では，企業が利潤の期待値を極大化すると仮定した場合には，直接推定がバイアスを持たないことが示されている。

Ⅲ データ

観察期間は1970年から1981年であり，年次データを用いる。産業分類は「工業統計表」（通商産業省）の2桁分類を基準とする。一生産物二要素の生産関数を推定するのであるから，生産物がなるべく同質的になるような産業分類が望ましいが，事業所ベースの「工業統計表」の分類はこの要請を満たすものである。さらに，先に述べたように，各産業を大企業と中小企業に分割する。分割の方法は「中小企業白書」（通商産業省）に従い，従業者30人以上300人未満を中小企業，300人以上を大企業とした。

各データは，可能な限り「工業統計表」を利用した。まず，生産関数の被説明変数となる実質生産額は，「工業統計表」の名目生産額を「物価指数年報」（日本銀行）の製造業部門別物価指数でデフレートして求めた。(5) ストック変数である労働者数と，これをフローの労働用役に変換する労働時間は，それぞれ「工業統計表」の常用労働者数と「毎月勤労統計調査報告」（労働省）の年間平均労働時間を用いる。また，労働用役の限界生産力と比較される実質賃金率は「工業統計表」の現金給与総額を労働者数と労働時間で割った1人当たり時間当たりの名目賃金率を付加価値価格で割って求めた。付加価値価格は「工業統計表」の名目付加価値額を実質生産額で割ったものである。(6)

資本ストックと稼動率については，今回の産業分類や規模分割と整合するような公表データは存在しない。そこで，以下の手順でデータの作成を行なった。まず，資本ストックは，「昭和45年国富調査」の有形固定資産額をベンチマークとして，「工業統計表」から得られる投資額と除却額を用いて積み上げを行なって作成した。デフレーターは「物価指数年報」の投資財デフレーターを用いている。一方，稼動率の作成においては，上で得られた物的な資本ストックの平均生産性（実質生産額／物的資本ストック）の急激な低下は，適性稼動率以下に稼動率が低下したことによるものと仮定し，資本ストックの平均生産性の急激な低下の部分を補間法によって修正した値を用いて稼動率を求めた。(7) この稼動率を物的資本ストックに掛けることによって，フローの資本用役のデータを得ることができる。この資本用役に対する資本用役価格は，次のように表わされる。

$$C = q\left\{i+\delta-\left(\frac{\dot{q}}{q}\right)^{e}\right\}$$

ここで，q は資本財価格，i は全国銀行約定平均金利，δ は除却率，$\left(\frac{\dot{q}}{q}\right)^{e}$ は資本財価格の予想上昇率である。$\left(\frac{\dot{q}}{q}\right)^{e}$ は調整係数0.5の適応的期待仮説に基づいて計算した。

Ⅳ 推定結果

「工業統計表」の2桁産業分類でさらに中小企業と大企業に規模分割すると，対象産業は合計40になる。この中で，生産物価格のデータが得られない産業を除き，さらに先に述べたように労働分配率の変動が激しい産業を除くと，結局12産業が残る。この12産業について生産関数の直接推定を行なった結果が表1である。推定式は

$$\ln\left(\frac{X}{h\cdot L}\right)=\alpha_0+\alpha_1\ln\left(\frac{\rho K}{h\cdot L}\right) \qquad (1)$$

である。ここで，X は実質生産額，L は労働者数，K は資本ストック，h は労働時間，ρ は稼動率を表わす。

表1をみると，まず，α_0 と α_1 の推定値はすべての産業で有意水準1％で有意であり，$0<\alpha_1<1$ という制約も満たしている。また，自由度修正済決定係数 $\bar{R}^2$ は，食料品（大）とその他製造業（大）以外では0.9をかなり上回っている。ダービン-ワトソン比は，12産業中7産業では，系列相関が存在しないという帰無仮説が有意水準5％で棄却できないことを示している。残りの5産業（食料品(大)，一般機械（中小），輸送用機械（中小），精密機械（中小），精密機械(大)）では系列相関の

注（5）「工業統計表」から名目付加価値額のデータを得ることはできるが，これを実質化する適切なデフレーターは存在しない。したがって生産関数の被説明変数として付加価値額を用いることはできない。

（6）生産関数の被説明変数に付加価値ではなく生産額を用いるために，実質要素価格は付加価値価格によって計算される。

（7）資本ストックの平均生産力が急激に低下している年については，補間法によって実際の値よりも大きな平均生産力を計算することができる。この値と実際の値の比率をここでは稼動率と考えるのである。この方法では，他の年については稼動率が100％という値になるが，これは実際に稼動率が100％というのではなく，適性稼動率で資本が運転されていることを意味する。

表 1　生産関数の推定結果

産業名	α_0	α_1	$\bar{R}^2$	SE	DW
食料品（中小）	1.6433 (55.6043)	0.4002 (12.0658)	0.9779	0.0220	1.9580
食料品（大）	2.2153 (39.5093)	0.1735 (6.5614)	0.7927	0.0372	1.0869
繊維（中小）	0.7535 (23.4242)	0.5368 (23.8102)	0.9809	0.0335	1.7581
化学（中小）	0.9459 (10.1084)	0.6585 (18.9313)	0.9701	0.0374	1.4553
窯業・土石（中小）	0.8735 (19.1987)	0.3779 (16.4555)	0.9608	0.0309	1.6208
金属製品（大）	1.1360 (18.3537)	0.5027 (16.9561)	0.9630	0.0404	2.2350
一般機械（中小）	0.8488 (16.7958)	0.6730 (17.8606)	0.9666	0.0476	0.9300
輸送用機械（中小）	5.6106 (27.9871)	0.8472 (57.5468)	0.9967	0.0178	2.0397
精密機械（中小）	0.7763 (63.0153)	0.9115 (57.6666)	0.9967	0.0160	1.5990
精密機械（大）	0.7763 (39.7200)	0.9077 (62.9285)	0.9972	0.0215	1.4892
その他製造業（中小）	1.1753 (28.4595)	0.4857 (16.6947)	0.9619	0.0400	1.4746
その他製造業（大）	1.1831 (9.8526)	0.5761 (9.0043)	0.8792	0.0924	1.6813

注）（　）内はt-値

存在は否定できないが，しかし，表1の結果は全体として十分満足のできるものである。[8] 先に第II節において，コブ＝ダグラス型の特定化の是非は直接推定の結果によって判断する以外にないと述べたが，表1の結果をみる限りコブ＝ダグラス型の特定化が誤まっているとは言えない。

表2には，表1の直接推定の結果から得られた生産関数のパラメターと実質生産額の期待値を用いて推定された限界生産力と実質要素価格のギャップが示されている。GAPK，GAPLは，それぞれの要素の限界生産力を実質要素価格で割ったもので，この値が1であれば均等関係が成立している。GAPK はすべての産業で1を大幅に上回っている。特に，一般機械，輸送用機械，精密機械などの加工型重工業では，資本用役の限界生産力は資本用役価格の10倍以上になっている。[9] 一方 GAPL は，12産業中4産業で1以下，7産業で1以上であり，繊維（中小）ではほぼ1に等しい。GAPLが1以下の産業でGAPKの値が大きくなるのは，生産関数のパラメターに1次同次の制約が課せられているので当然の結果である。また，GAPL の値は時系列でみて極めて安定しているが，これは，労働用役の限界生産力と実質賃金率が同じような率で上昇

注（8）　タービン－ワトソンの表には，観察値の数が15以上の場合の棄却域しか掲載されていないので，観察値の数が15の場合で判断した。観察値の数が少なくなると棄却域は狭くなるので問題はないと思われる。

（9）　多くの産業で，1973年と1974年の GAPK の値が異常に大きくなったり負になったりしているが，これは資本用役価格を構成する資本財価格の上昇率が急激に大きくなり，資本用役価格の値が異常に小さくなったり負になったりするためである。

表 2　予想限界生産力と要素価格のギャップ

産業名 / 年次	食料品（中小）		食料品（大）		繊維（中小）	
	GAPK	GAPL	GAPK	GAPL	GAPK	GAPL
1972	6.6266	2.0443	2.5901	3.0717	7.0824	0.9813
3	34.4497	2.0479	150.4020	2.6030	−266.2060	1.2480
4	−37.9172	2.0427	−2.5383	2.6617	−6.4671	1.0062
5	3.2859	1.9908	2.3177	2.4511	10.5212	0.9375
6	4.6571	1.9800	1.5742	2.4883	6.8334	1.0019
7	4.8214	1.9187	1.9719	2.5374	4.9055	0.9345
8	5.3597	1.9696	2.2301	2.4974	6.5384	0.9893
9	7.2717	1.8664	3.0436	2.4981	9.7846	1.0164
1980	5.7621	2.0101	2.6099	2.6690	8.6464	1.0113
1	3.4455	1.9434	1.5399	2.5631	5.0715	0.9939

産業名 / 年次	化学（中小）		窯業・土石（中小）		金属製品（大）	
	GAPK	GAPL	GAPK	GAPL	GAPK	GAPL
1972	6.5628	1.5586	4.3010	1.5138	6.3012	1.4289
3	57.3906	1.5123	−49.0257	1.5643	−50.5316	1.3832
4	−29.6935	1.5814	−4.7847	1.6519	7.0228	1.6068
5	3.4891	1.4339	4.0068	1.4848	12.4441	1.3747
6	4.9256	1.3882	2.5375	1.4565	6.4215	1.3498
7	5.1733	1.4184	3.1128	1.4784	5.0824	1.4332
8	6.0038	1.4603	3.8555	1.5796	9.2533	1.6876
9	8.1944	1.5611	5.1821	1.5757	9.2436	1.4351
1980	6.7198	1.6645	4.9277	1.6357	7.8975	1.3990
1	4.0422	1.6694	2.7215	1.6126	4.5977	1.4501

産業名 / 年次	一般機械（中小）		輸送用機械（中小）		精密機械（中小）	
	GAPK	GAPL	GAPK	GAPL	GAPK	GAPL
1972	13.5673	0.6460	14.2962	0.3908	21.9261	0.2786
3	53.3877	0.7805	−215.6510	0.3838	−637.0620	0.2857
4	−81.1691	0.8991	−13.4838	0.3912	−22.9700	0.2788
5	7.3201	0.8021	14.4998	0.3785	45.3457	0.2700
6	8.5391	0.7687	8.7282	0.3764	24.3636	0.2876
7	9.5717	0.7602	10.0300	0.3622	20.0746	0.2889
8	11.5856	0.7880	10.4994	0.3646	25.9581	0.2887
9	13.0358	0.7627	13.6619	0.3570	32.7480	0.2773
1980	9.4316	0.7736	13.3589	0.3750	28.9418	0.2921
1	5.8596	0.7922	7.4769	0.3759	15.9418	0.3054

産業名 / 年次	精密機械（大）		その他製造業（中小）		その他製造業（大）	
	GAPK	GAPL	GAPK	GAPL	GAPK	GAPL
1972	18.3484	0.1990	7.8997	1.3324	7.6580	1.1802
3	46.7062	0.2025	39.7849	1.0538	200.6600	1.2949
4	222.9490	0.2293	−14.7056	1.5836	−11.1220	1.4439
5	10.6187	0.2038	8.6570	1.3016	15.7520	1.0267
6	11.2553	0.1885	5.1883	1.3300	8.5765	1.1326
7	12.6413	0.2052	6.3659	1.2771	7.3550	1.1108
8	11.7700	0.2081	7.0313	1.2616	9.3761	1.1778
9	14.8472	0.1974	9.8035	1.2776	12.3610	1.2190
1980	11.2223	0.2132	8.7780	1.3668	7.9221	1.0431
1	5.9506	0.1938	4.7516	1.3574	6.2301	1.3327

しているからである。これに対して，GAPK の値が不規則な動きを示すのは，資本用役の限界生産力が低下しているのに対して，資本用役価格が激しく変動しているためである。

このようにギャップが存在する理由として考えられるものについては，既に第Ⅰ節で述べたが，資本のギャップが非常に大きい原因は資本用役価格の評価方法にもあると考えられる。特に，割引率に市場利子率を用いていることや，税率の影響を考慮していないことで資本用役価格が過小評価されていると思われる。しかし，労働用役については現金給与総額を用いているので，そのような過小評価の恐れはない。

最後に，以上の推定結果を利用して，生産関数をＣＥＳ型に特定化した場合に，このようなギャップが消えるかどうかを考えてみたい。ＣＥＳ型を直接推定した場合には，代替の弾力性が１とは異なることが予想される。もし，代替の弾力性が１にほぼ等しいならばそれはコブ＝ダグラス型に他ならない。代替の弾力性が１と異なる場合，限界生産力と実質要素価格が等しい限り，要素分配率は実質要素価格の１次関数となる。先に述べたように，実質賃金率は各産業で毎年上昇しているのであるから，労働分配率も毎年上昇，あるいは低下しなければならない。しかし，これは，今回の対象産業の労働分配率がほぼ一定という観察事実と矛盾する。したがって，限界生産力と実質要素価格の均等は成立していないと考えざるを得ず，ＣＥＳ型の場合でもギャップは存在する。

Ⅴ 結　　び

今回の推定結果によって，労働分配率がほぼ一定の産業にコブ＝ダグラス型生産関数を適用した場合でも，直接推定によって得られた限界生産力と要素価格の間にはかなり大きなギャップが存在することが明らかになった。多くの産業で，このギャップは，限界生産力が要素価格を上回わるという形で生じている。通常，分配率が一定の場合，その値をコブ＝ダグラス型生産関数のパラメターとして用いることが行なわれているが，この種の間接推定は大きな危険を含んでいると言えよう。

今後に残された課題は，観察されたギャップをどのように説明していくかということである。説明の方向としては，先にも述べたように，市場の不完全性とデータとして観察不可能な要素の影響の二つが考えられる。企業が売手独占や買手独占の地位にあると考えると，限界生産力が要素価格を上回わっているという観察事実を説明することができる。また，学習効果やノウハウの蓄積などによる労働者の質の向上や，新設備に体化された資本ストックの質の向上を考慮して，労働用役や資本用役を評価仕直せば，当然限界生産力の値が変わってくるはずである。しかし，どちらの方向を採るにしても，データによる検証となると非常に困難である。市場の不完全性の場合は，企業の直面する生産物需要曲線や生産要素供給曲線の形状を知らなければならない。観察不可能な要素の場合は，その大きさを何で評価したらいいのかが問題になる。但し，要素の質の向上に寄与していると思われる要因がすべて観察不可能なことはないし，資本に体化された技術進歩率などを測定することも可能である。今後は，このような問題を中心に，観察されたギャップを説明する要因を探っていきたい。

〔参 考 文 献〕

〔1〕 Arrow, K. J., H. B. Chenery, B. S. Minhas, and R. M. Solow (1961), "Capital-Labour Substitution and Economic Efficiency," Review of Economics and Statistics, Vol. 43, No. 3, August, pp. 225～250.

〔2〕 Christensen, L. R., D. W. Jorgenson, and L. J. Law (1973), "Transcendental Logarithmic Production Frontirs," Review of Economics and Statistics, Vol. 55, No. 1, February, pp. 28～45.

〔3〕 Douglas, P. H. (1934), Theory of Wages, New York, Kelly & Millman, Inc.

〔4〕 Hamada, F. (1981-a), "Know-How, Experiences and Production Efficiency," Paper presented at International Roundtable Congress: The 50-th Anniversary of the Japan Statistical Society.

〔5〕 浜田文雅 (1981-b), ノウハウ，経験，および生産効率，Mimeo.

〔6〕 浜田文雅・干田亮吉 (1982-a), 産業別生産関数の直接推定：一つの実験経果，Mimeo.

〔7〕 ――――――（1982-b），「産業別生産関数の直接推定」『三田学会雑誌』 第75巻6号，慶應義塾経済学会，pp. 20～46.

〔8〕 Hock, I. (1958), "Simultaneous Equation Bias in the Content of the Cobb-Douglas Production Function," Econometrica, Vol. 26, No. 4, October, pp. 34～53.

〔9〕 Marschack, J., and W. H. Andrews (1944), "Random Simultaneous Equations and the Theory of Production," Econometrica, Vol. 12, No. 2, July-October, pp. 143～205.

〔10〕 Mundlak, Y., and I. Hock (1965), "Consequences of Alternative Specification in Estimation of Cobb-Douglas Production Function," Econometrica, Vol. 33, No. 4, October, pp. 814～828.

〔11〕 Toda, Y. (1976), "Estimation of a Cost Function When the Cost is not Minimum: The Case of Soviet Manufacturing Sndustries, 1858～1971," Review of Economics and Statistics, Vol. 57, No. 3 August, pp. 259～268.

〔12〕 Zellner, A., J. Kmenta, and J. Drèze (1966), "Specification and Estimation of Cobb-Douglas Production Function Models," Econometrica, Vol. 34, No. 4, October, pp. 784～795.

（慶應義塾大学大学院経済学研究科博士課程）