

高等教育の階層的開放性

潮木 守 →*

1. はじめに
2. 高等教育の階層的開放度の測定方法
3. 高等教育の階層的閉鎖性パラメーター
4. 高等教育の階層的閉鎖性に関する比較研究

1. はじめに

1960年代を通じて、各国の高等教育は飛躍的な量的拡張を体験した。つまり、どこの社会でも高等教育を受けうる者の量的規模は確実に拡大した。一体この量的拡張の過程のなかで、高等教育を受けるチャンスは、それぞれの社会を構成する諸々の階層に向けて、どのような形で配分されたのか。この量的拡大の恩恵はすべての階層に向けて、均等に配分されたのか、それともあくまでも特定の階層に独占されてしまったのか。この1960年代における量的拡大は、それ以前に形成されていた教育機会の階層格差を縮少する形で行なわれたのか、それともそれをさらに拡大する形で行なわれたのか。これらの問題は残念ながらいままでのところじゅうぶんに検討されているとはいいがたい。⁽¹⁾一般的には、この60年代における高等教育の量的拡張があまりにも顕著であったため、あらためて問うまでもなく、教育機会の階層格差は減少傾向をたどったと考えられがちである。ところが量的拡張が自動的に階層格差の減少に結びつくという保障はなんら与えられていない。この小論ではそのところをあらためて検討するための手がかりについて、若干の提案を行ないたい。

2. 高等教育の階層的開放度の測定方法

我々は高等教育の階層的開放度（ないしは閉鎖度）を論じるためには、それが一定の手続によって明確に定義できなければならない。ある社会の高等教育が他の社会の高等教育よりも、

階層的に見て開放的だ（あるいは閉鎖的だ）と云いうるためには、それが何らかの方法で測定できなければならない。またある社会の高等教育が10年前よりも、階層的開放度においてより高くなったとか、あるいはより閉鎖的になったと主張できるためには、その開放度が測定できていなければならない。これまで我々はしばしば、ごく部分的な直観的印象をもとに、ある社会の高等教育を開放的ないし閉鎖的だといい、これに対してどれほどの専門家が同意するか否定するかで、その社会の高等教育について大まかにイメージを作りあげてきた。これは一種の専門家判断 (Expert Judgement) ではあるが、これがつねに正しいという保障はない。専門家はたしかに多くの情報をもち、それにもとづいて何らかの評価を下すのがふつうであり、その評価は大いに尊重しなければならない。しかし専門家をより多く集め、彼らの共通意見を取り出したところで、それが常に正しいとする論理上の根拠は全くない。とくにある社会の高等教育がどれほどの階層的開放度をもっているかといった問題は、客観的判断材料が十分に与えられていない場合には、専門家判断にたることもあるであろうが、それはあくまでも次善の方法であり、できるだけ早いうちにそれを克服しなければならない。

それでは一体いかなる方法によって、ある社会の高等教育の階層的開放度は測定できるのか。この問題は簡単なようでいて、必ずしもそうではない。まず第一にしばしば用いられる方法として、ある社会の大学生の出身階層別構成比というデータにもとづき、それのみから何らかの結論を導き出そうとするケースがある。たとえばO E C Dの発表した資料によると、いくつかの国の高等教育在籍者の出身階層別構成は1960年頃から1970年頃にかけて、⁽²⁾第1表のような変化をたどったと報告されている。これによ

*大学教育研究センター客員研究員（名古屋大学教育学部）

到達しうるチャンスは全く同じで、差はないということになる。要するに、大学生の出身階層別構成比が与えられても、それだけでは何らの結論も導き出すことはできない。たとえ大学生が何らかの階層基準で区分されているとしても、それと全く同じ基準にしたがって社会全体が区分され、その構成比が明らかにされていない限り、そのデータだけでは何らの結論も導き出せない。

このように見てくると、我々がある社会の高等教育の階層的開放度を測定するためには、最少限次のデータが必要だということになる。まず第一に一定の階層基準によって分類された学生の出身階層別構成、第二にはそれと全く同じ階層基準によって分類された同一年令層の出身階層別構成、の二つである。この二つは必要条件であるとともに十分条件でもある。この二つのデータが与えられた場合、我々ははじめて高等教育の階層的開放性なり閉鎖性を取り出すことができる。ところがこのデータをどのように処理するかで、そこにいくつかの可能性が出てくる。まず一般的に用いられる方法は「輩出率」を算出する方法である。この方法を一般的な形で定義するならば、次のようにになる。まず我々に与えられているデータは、大学生の出身階層別構成と、その社会全体の階層構成である。いまこのデータで階層が 1 から n まで区分されているとすれば、次のような表が与えられていることとなる。

階層	1	2	3	…	n	合計
大学生の構成	S_1	S_2	S_3	…	S_n	S
社会全体の構成	M_1	M_2	M_3	…	M_n	M

「輩出率」は各階層ごとに算出され、いま階層 i の輩出率は $(S_i/S) / (M_i/M)$ で示される。つまり M_i/M は階層 i の全体のなかでしめる構成比を示しており、 S_i/S は大学生全体のなかでしめる階層 i 出身者の比率を示している。いまこの輩出率が 1 となった場合、この階層はその階層の相対的規模に対応するだけの大学生を輩出していることになり、もし 1 よりも

大きくなれば、平均的確率以上の大学生を輩出していることとなる。もし高等教育がすべての階層に対して完全平等にその門戸を開放している場合には、どの階層の輩出率も 1 となるはずであり、階層的不平等が強くなればなるほど、どこかの階層の輩出率が 1 より大きくなり、その逆にどこかの階層の輩出率が 1 以下となるはずである。この輩出率に依頼して、高等教育の開放性、閉鎖性を論ずる場合には、つねに各階層の輩出率がこの照準点 1 よりどれだけへだたっているかが、判断の基準となる。

こうした手法にもとづいた分析例としてとりあげられるのが、OECD の「教育参加、教育達成度の集団間格差」(Group Disparities in Educational Participation and Achievement. OECD. Conference on Policies for Educational Growth. Paris, 3—5 June 1970. 1971) である。この報告書に発表された各国の大学生の出身階層別構成と同じ階層区分にもとづく社会全体の階層別構成（ここでは男子労働力の構成比を使っている）を示すならば、第 2 表のようになる。またこのデータから算出した各階層の輩出率を示すならば、第 3 表のようになる。いまこの輩出率のうち、階層 A（専門 管理など）の輩出率だけに着目するならば、ポルトガル、スペインではこの指数が 10 をこえる。つまり、ポルトガル、スペインでは社会全体のうちで 3% 程度の構成比しかしめていない階層 A が完全平等状態から予測されるよりも 10 倍も高い輩出率で子弟を高等教育におくり出しているということになる。またこの階層 A の輩出率が 5 から 10 の間に分布する社会をとり出してみると、フランス、イタリア、オランダ、ノルウェー、スエーデン、スイスといった社会が並ぶ。それ以外の社会では、階層 A の輩出率はせいぜい 3 前後にしかならない。

この輩出率と同じ指標を「機会均等指数」と名づけ、これを用いた分析として天野郁夫氏の（3）ある。天野氏は文部省の行なった大学生活実態調査のうち、所得階層別大学生の構成比をデータにとり、日本の高等教育の所得階層別輩出率をとりだしている。文部省のこの調査では、各学生にその家庭の年間所得を答えさせ、それ

るとたとえばイギリスでは「上層」出身者の構成比は1961年の61%から1970年には46%に減少し、これに対して「中層」出身者の構成比は1961年の13%から、1970年の27%へと上昇している。どこの社会をとっても、共通に観察されることは「上層」出身者の比率が低下しているという事実である。しかしながら、これだけのデータ

で、各国の高等教育が「上層」出身者に対してセレクティブになった、あるいは、すべての階層に対してより平等に門戸を開放するようになった、と結論づけることはできない。こういう結論を導き出すためには、一つの前提が必要である。つまり、この間にその社会全体の階層構成比に変動がなかった、という前提である。た

第1表 高等教育在学生の社会経済的出身階層分布

	年 度	A 上 層	B 中 層	C 自 営 農 民	D 自 営 商 ど	E 下 層	F そ の 他
イ ギ リ ス (イ ン グ ラ ン ド) ・ ウ ェ ー ル ド	1961	61.0	13.0	—	—	26.0	—
	1970	46.0	27.0	—	—	27.0	—
フィ ン ラ ン ド	1965	32.1	29.3	17.3		29.9	1.4
	1970	27.3	20.3	23.0		21.3	8.1
フ ラ ン ス	1960	55.2	34.4	5.8	—	4.6	—
	1968	47.0	30.7	6.3	—	11.9	—
ド イ ツ (西)	1961	34.2	29.0	3.6	14.7	5.4	—
	1970	26.2	35.7	4.2	14.3	12.6	—
オ ラ ン ダ	1961	42.0	—	47.0	—	8.5	—
	1970	37.0	—	49.0	—	14.0	—
ノ ル ウ ェ ー	1964	33.6	11.1	12.5	—	23.9	—
	1969	37.6	11.0	7.5	—	19.5	—
ス ウ ェ ー デ ン	1950	55.0	39.0	—	—	6.0	—
	1960	48.0	39.0	—	—	13.0	—
	1968	40.0	37.4	—	—	22.6	—
ユ ー ゴ ス ラ ビ ア	1960	40.1		26.5	—	17.5	3.0
	1969	21.5	28.8	30.2	—	20.5	9.4

OECD, "Quantitative Trends in Post-secondary Education, 1960-1970," p'17.

とえばイギリスの高等教育在学者のうち「中層」出身者の占める比率は13%から27%に上昇しているが、もしかしたらこれは「中層」出身者のチャンスが拡大したためではなく、もっぱら「中層」そのものの規模が拡大したという単純な理由によるのかもしれない。もし「中層」の規模がそれだけ拡大しているのならば、13%から27%へと構成比が高まったからといって、「中層」出身者の進学チャンスが拡大したと結論づけることは正しくない。これは何も一つの社会について時列別比較をする場合に云えるだけでなく、社会間の比較をする場合にも、同じことが云える。たとえば1970年時点をとった場

合、「上層」出身者の構成比はイギリスで46%，西ドイツで26%である。ところがこれからただちに、イギリスの高等教育の方が西ドイツのそれより、「上層」出身者に対してオープンである、あるいは逆に西ドイツの方がセレクティヴである、と結論づけることは全くできない。そもそもこの同じタームで表現されている「上層」という階層が、イギリス、西ドイツ全体でどれだけの規模をもっているのか、ここでは一切わかっていないからである。両方の社会の階層構成全体を調べた場合、「上層」の占める比率がイギリスで46%，西ドイツで26%だったとすれば、どちらの社会の「上層」も高等教育に

第2表 各国の大学生の出身階層別構成と社会全体の構成

COUNTRY	YEAR S = STUDENTS M = MANPOWER	大学生の構成 I							男子有業人口の構成 II						
		A	B	C	D	E	ARMED FORCES	OTHERS	A	B	C	D	E	ARMED FORCES	OTHERS
Austria	S. 1965-66; M. 1961	32.4	31.8	2.4	14.9	5.5	-	13.0	7.4	11.8	9.8	6.7	63.7	-	0.6
Belgium	S. 1962-63; M. 1961	30.0	15.0	5.5	17.7	22.8	-	9.0	10.0	10.6	7.9	13.8	55.1	-	2.6
	S. 1966-67; M. 1961	32.3	18.3	5.3	15.7	22.8	-	5.6	10.0	10.6	7.9	13.8	55.1	-	2.6
Denmark	S. 1964-65; M. 1960 Univers. and equiv.	32.9	27.0	11.1	18.2	10.1	-	0.7	9.0	16.0	15.0	17.0	43.0	-	-
	All higher educat.	24.3	24.9	14.7	19.9	15.5	-	0.7	9.0	16.0	15.0	17.0	43.0	-	-
France	S. 1959-60; M. 1959	29.8	29.9	5.0	18.1	4.0	-	13.2	4.5	16.4	16.2	10.7	48.9	-	3.3
	S. 1964-65; M. 1964	30.2	27.1	5.5	15.2	9.0	-	13.0	5.4	17.3	13.7	9.8	50.1	-	3.7
Germany	S. 1952-53; M. 1952	38.3	22.9	34.1		4.4	-	0.3	6.1	14.9	18.1		56.6	-	4.2
	S. 1958-59; M. 1958	35.1	27.0	31.0		5.2	-	1.7	7.7	17.1	16.2		55.5	-	3.4
	S. 1961-62; M. 1961	34.2	28.0	30.5		5.4	-	0.9	8.5	17.8	15.5		55.1	-	3.0
	S. 1964-65; M. 1964	32.8	30.3	30.2		5.3	-	1.4	9.2	18.5	14.8		54.7	-	2.8
Greece	S. 1959-60; M. 1961	17.0	20.5	22.6	-	12.1	3.3	24.4	4.4	12.2	48.0	-	26.5	6.5	2.4
	S. 1963-64; M. 1961	15.8	21.9	23.3	-	12.0	3.0	24.0	4.4	12.2	48.0	-	26.5	6.5	2.4
Ireland	1961	33.9	16.5	10.3	-	8.3	-	31.0	10.0	9.7	25.4	-	50.3	-	4.6
Italy	S. 1953-54; M. 1951	19.0	44.3	23.9		11.4	-	1.4	2.4	9.3	24.4		63.9	-	-
	S. 1960-61; M. 1961	12.3	44.3	25.5		13.3	-	4.6	1.7	11.2	22.2		64.9	-	-
	S. 1964-65; M. 1964	11.6	39.9	24.9		15.4	-	8.2	1.7	13.0	25.7		59.6	-	-
Japan	S. 1952; M. 1955	43.7	26.3	14.1	-	8.7	-	7.2	8.9	19.2	33.1	-	38.2	-	0.8
	S. 1961; M. 1960	52.8	24.5	10.9	-	8.7	-	3.1	8.7	20.6	25.6	-	44.2	-	0.9
Luxembourg	S. 1964-65; M. 1960	27.3	37.9	5.1	18.2	3.2	-	8.3	7.6	11.6	13.8	6.3	59.5	-	1.2
Netherlands	S. 1954-55; M. 1954	47.0	23.0	5.0	18.0	7.0	-	-	5.5	11.1	7.6	10.8	64.7	-	0.2
	S. 1958-59; M. 1958	48.1	23.0	5.0	14.6	7.5	-	1.8	6.0	11.7	7.0	8.7	65.3	-	0.3
	S. 1961-62; M. 1960	45.5	24.0	5.6	14.7	8.5	-	1.7	6.2	12.1	6.7	9.2	65.5	-	0.3
	S. 1964-65; M. 1964	42.4	26.5	5.6	14.4	9.4	-	1.7	6.7	12.7	6.1	8.0	66.2	-	0.3
Norway	S. 1964-65; M. 1960	33.6	11.1	12.0	-	23.9	0.7	18.7	10.4	9.1	24.0	-	55.4	1.1	-
Portugal	S. 1963-64; M. 1960														
	S. Secretariat class.	36.1	35.1	8.9	-	7.4	5.9	6.6	3.1	10.8	2.6	-	79.2	1.5	2.8
	Other classification	29.2	17.6	12.1	20.8	7.8	5.9	6.7	2.2	2.7	2.6	10.9	78.8	1.7	1.1
Spain	S. 1956-57; M. 1956	35.8	39.0	6.9	-	3.5	5.0	9.8	3.1	12.1	14.7	-	70.3	1.6	1.3
	S. 1958-59; M. 1958	35.9	38.0	4.6	-	6.6	5.0	9.9	3.2	12.6	14.1	-	70.3	1.6	1.4
	S. 1962-63; M. 1960	32.8	28.5	4.4	22.0	7.5	-	4.8	4.5	9.5	13.5	4.1	66.8	-	1.6
Sweden	S. 1960-61; M. 1960	31.1	29.5	9.2	11.9	14.3	-	4.0	4.5	20.0	15.1	7.4	53.0	-	-
Switzerland	S. 1959-60; M. 1960														
	Universities	52.5	24.3	4.8	-	13.8	-	4.6	9.7	16.1	15.0	-	59.1	-	0.1
	All higher educat.	51.1	24.1	5.0	-	15.2	-	4.6	9.7	16.1	15.0	-	59.1	-	0.1
United Kingdom (England and Wales)	S. 1960; M. 1961	62.9	9.9	-	-	27.2	-	-	21.5	7.0	-	-	71.5	-	-
United States	S. 1958 ³ ; M. 1958	52.4	9.6	10.6	-	26.6	-	0.8	22.9	12.8	6.9	-	57.4	-	-
Yugoslavia	S. 1960-61; M. 1961	36.9	2.3	20.0	-	17.7	-	23.1	9.3	3.2	50.6	-	35.9	-	1.0
	Faculties														
	Total higher educa. S. 1965-66; M. 1967	36.0	2.3	20.4	-	18.2	-	23.1	9.3	3.2	50.6	-	35.9	-	1.0
	Faculties	22.0	17.9	14.6	-	17.8	2.6	25.1	8.8	7.1	54.9	-	28.0	1.1	-
	Total higher education	17.9	16.5	18.3	-	19.0	2.2	26.1	8.8	7.1	54.9	-	28.0	1.1	-

A = 上層（専門、管理）、B = 中層（事務、販売）、C = 農業自営、

D = 中小企業自営、E = 下層（労働者）

第3表 各階層の大学生輩出率

COUNTRY	YEAR S = STUDENTS M = MANPOWER	輩出率					
		A	B	C	D	E	ARMED FORCES
Austria	S. 1965-66; M. 1961	4.4	2.7	0.24	2.2	0.086	-
Belgium ¹	S. 1962-63; M. 1961	3.0	1.4	0.70	1.3	0.41	-
	S. 1966-67; M. 1961	3.2	1.7	0.67	1.1	0.41	-
Denmark ²	S. 1964-65; M. 1960	3.7	1.7	0.7	1.1	0.23	-
	Univers. and equiv.	2.7	1.6	1.0	1.2	0.36	-
	All higher educat.						
France	S. 1959-60; M. 1959	6.6	1.8	0.31	1.7	0.08	-
	S. 1964-65; M. 1964	5.6	1.6	0.40	1.6	0.18	-
Germany	S. 1952-53; M. 1952	6.3	1.5	1.9		0.078	-
	S. 1958-59; M. 1958	4.6	1.6	1.9		0.094	-
	S. 1961-62; M. 1961	4.0	1.6	2.0		0.098	-
	S. 1964-65; M. 1964	3.6	1.6	2.0		0.097	-
Greece ³	S. 1959-60; M. 1961	3.9	1.7	0.47	-	0.46	0.51
	S. 1963-64; M. 1961	3.6	1.8	0.49	-	0.45	0.46
Ireland ⁴	1961	3.4	1.7	0.41	-	0.16	-
Italy ⁵	S. 1953-54; M. 1951	7.9	4.8	0.98		0.18	-
	S. 1960-61; M. 1961	7.2	4.0	1.1		0.20	-
	S. 1964-65; M. 1964	6.8	3.1	0.97		0.26	-
Japan	S. 1952; M. 1955	4.9	1.4	0.43	-	0.23	-
	S. 1961; M. 1960	6.1	1.2	0.43	-	0.20	-
Luxembourg ⁵	S. 1964-65; M. 1960	3.6	3.3	0.37	2.9	0.05	-
Netherlands	S. 1954-55; M. 1954	8.5	2.1	0.65	1.7	0.11	-
	S. 1958-59; M. 1958	8.0	2.0	0.72	1.5	0.11	-
	S. 1961-62; M. 1960	7.3	2.0	0.83	1.6	0.13	-
	S. 1964-65; M. 1964	6.3	2.1	0.92	1.8	0.14	-
Norway ¹	S. 1964-65; M. 1960	3.2	1.2	0.50	-	0.43	0.64
Portugal	S. 1963-64; M. 1960						
	S. Secretariat class.	11.6	3.3	3.4	-	0.093	3.9
	Other classification	13.3	6.5	4.7	1.9	0.10	3.5
Spain ⁶	S. 1956-57; M. 1956	11.5	3.2	0.47	-	0.050	3.8
	S. 1958-59; M. 1958	11.2	3.0	0.33	-	0.094	3.1
	S. 1962-63; M. 1960	7.3	3.0	0.33	5.4	0.11	-
Sweden ⁷	S. 1960-61; M. 1960	6.9	1.5	0.61	1.6	0.27	-
Switzerland	S. 1959-60; M. 1960						
	Universities	5.4	1.5	0.32	-	0.23	-
	All higher educat.	5.3	1.5	0.33	-	0.26	-
United Kingdom ⁸ (England and Wales)	S. 1960; M. 1961	2.9	1.4	-	-	0.38	-
United States	S. 1958 ⁹ ; M. 1958	2.3	0.75	1.5	-	0.46	-
Yugoslavia ¹⁰	S. 1960-61; M. 1961	4.0	0.72	0.40	-	0.49	-
	Faculties						
	Total higher educa.	3.9	0.72	0.40	-	0.51	-
	S. 1965-66; M. 11/1967						
	Faculties	2.5	2.5	0.27	-	0.64	2.4
	Total higher education	2.0	2.3	0.33	-	0.66	2.0

A = 上層（専門、管理）， B = 中層（事務、販売）， C = 農業自営

D = 中小企業自営， E = 下層（労働者）

をその年度に行なわれた総理府の家計調査の結果にもとづく5分位階層に分類する方法をとっている。つまり総理府の家計調査の結果から、全国全世帯の年間収入額の低いものから高いものへと順に並べ、これを五等分することによって、五つの所得階層が得られるが、それを最も低い20%層を第Ⅰ分位階層、最も高い20%層を第Ⅴ分位階層を名づけている。いまこの各所得分位階層はそれぞれ全世帯の20%を含んでいるのだから、もし日本の高等教育がすべての所得階層に対して完全平等に門戸を開いているとすれば、大学生の所得階層別構成はどの層とも20%となるはずである。ところが第4表に示されているとおり国立大学の場合、第Ⅴ分位階層

(所得が最も高い20%の層)の輩出率は1961年には1.35であったものが、1972年には1.88に高まっており、高所得層の輩出率はそれだけ上昇している。これに対して所得の最も低い20%である第Ⅰ分位層の場合には、1961年の0.99から1972年には0.51へと低下しており、この層の高等教育への到着チャンスはそれだけ減少している。つまり1961年から72年にかけて、日本の国立大学は階層的閉鎖性をそれだけ高めているということになる。それと同様のことは私立大学の場合についても観測されることで、第Ⅰ分位と第Ⅴ分位の輩出率が1961年には0.32対2.68であったものが、1972年には0.25対2.85というよう格差拡大の方向を示している。

第4表 機会均等指數⁽¹⁾

(所得階層別) (天野郁夫氏による)

所得分位 ⁽²⁾	1961		1968			1972		
	国 立	私 立	国 立	私 立	全 体	国 立	私 立	全 体
I	0.99	0.32	0.83	0.18	0.35	0.51	0.25	0.31
II	1.02	0.46	0.65	0.27	0.37	0.85	0.40	0.50
III	0.77	0.62	0.80	0.49	0.57	0.89	0.67	0.72
IV	0.88	0.93	1.27	1.24	1.25	0.89	0.85	0.86
V	1.35	2.68	1.47	2.83	2.48	1.88	2.85	2.62

(1) 各所得階層の大学進学者にしめる%として算出
全世帯にしめる%(20%)

(2) 全国の世帯を所得水準により5等分したもの。
各分位20% I(低) → V(高)

資料：文部省「学生々活調査」各年度による。

このように輩出率にもとづく分析は、各階層がどれだけ有利であるか、あるいは不利であるかという形で、階層ごとの個別の比較分析を行なう点ではきわめて有効である。ところが全体的に見てその社会の高等教育がどれだけの階層的開放性なり閉鎖性をもっているのか、それを一つの総合化された指標として表現するには便利ではない。つまりある社会の高等教育全体としての階層的開放度なり閉鎖度をとり出すためには、この各階層ごとに算出される輩出率を何らかの形で総合し、一つの指標にまとめることが求められる。そこでこの総合的指標の一つとしてブードン(R. Boudon)は、次のような「格差指数」(Disparity Index)を提案して

(4) いる。ブードンのこの格差指数は最上層と最下層の輩出率の比率として定義される。つまり、最上層の輩出率を5.0、最下層のそれを0.5とすると、格差指数は10となる。このアイディアは、どの階層の輩出率も完全に平等状態では同じとなるから、その結果、格差指数は1となる。この1からへだたればへだたるほど階層間格差は大きいという形で表現されることとなる。彼が算出した各国の格差指数を示せば、第5表のようになる。まずこの格差指数が最も低いのはアメリカで3.41にしかならない。これに対して最も格差指数が高いのはポルトガルで、ここでは128.75となる。大ざっぱに見ればこの格差指数が30前後の社会が最も多い。ブードン

第5表 ブードンによる格差指数

Countries	Year	上層 (1)	中層 (2)	農業自営 (3)	中小企業自営 (4)	下層 (5)	全体 (6)	格差指数 (7)
West Germany	1964-65	50.2	23.0	28.7		1.4	14.1	35.86
Austria	1965-66	85.9	53.2	4.8	43.7	1.7	19.6	50.53
Belgium ^a	1962-63	10.9	4.6	2.0	4.1	1.2	3.2	9.08
Spain	1962-63	34.4	16.2	1.8	—	0.6	6.6	57.33
Spain ^b	1962-63	151.0	109.0	11.0	—	3.9	40.0	38.72
France	1964-65	152.2	40.8	9.5	38.2	4.6	25.4	33.08
France ^b	1964-65	629.0	191.2	50.7	155.0	27.1	134.8	23.21
Italy	1960-61	23.1	12.4	3.6		0.6	3.1	38.50
Italy ^b	1960-61	103.7	57.3	13.0		3.9	16.0	26.59
Netherlands	1961-62	91.2	24.6	10.3	19.9	1.6	12.4	57.00
Netherlands ^b	1961-62	359.0	111.0	40.0	68.0	10.6	66.0	33.87
Norway ^a	1964-65	14.3	5.4	2.2	—	1.9	4.4	7.53
Norway ^{a,b}	1964-65	63.9	27.2	10.3	—	9.6	25.4	6.66
Portugal	1963-64	103.0	28.5	29.8	—	0.8	9.0	128.75
Portugal ^b	1963-64	440.0	168.0	119.0	—	5.3	56.0	83.02
Sweden	1962-63	77.0	52.6	10.1	34.4	5.5	21.4	14.00
United States ^c	1957-58	76.0	39.0	52.1	—	22.3	41.4	3.41

第(1)欄から第(6)欄までは各階層の男子有業人口1000人当りの大学生数を示す。

第(7)欄がブートンの定義による格差指数

指標：Boudon, R. "Education, Opportunity and Social Inequality" (1973) p.45.

は階層分類の基準として職業を用いているが、これを所得階層におきかえ、先に引用した天野データから、日本の格差指数を算出することも可能である。いま1961年の格差指数をとり出すと、国立大学の場合1.36、私立大学の場合8.38となる。つまり最下層（第Ⅰ分位）の輩出率は国立大学の場合0.39、最上層（第Ⅴ分位）のそれは1.35であるから、 $1.35/0.99=1.36$ となる。これに対して1972年の格差指数を算出するならば、国立大学の場合3.69、私立大学の場合には11.4となる。つまり国立大学の場合には格差指数は1.36から1.69へと上昇し、私立大学の場合には8.38から11.4へと上昇し、国立、私立とも階層格差が拡大していることをこの指標は示している。

このようにこの「格差指標」は教育機会の階層格差を表現する方法としては、その算出方法もきわめて単純であり、便利である。ところがこの指標がもつ限界は次の点にある。まず問題なのは各階層の分括方法によってこの指標は影響を受けるという点である。つまり具体的に云えば、この格差指標は最上層と最下層の輩出率の比率として示されるが、問題は最上層、最下層の規模である。もし最上層としてたとえばその社会の3%にあたるような特權層をとり出し、また最下層としてその社会の3%にあたるような小数集団を選んだ場合、両方とも例外的

少数層の輩出率を比較することになるのだから、この格差は当然高くなる。つまり最上層、最下層をいかに定義するかによって、同じ社会の格差指標に大幅な差が生じてくる。ブードンの計算結果によると、アメリカの格差指標は3.41と最も低いが、これはブードン自身がことわっている通り、アメリカの場合、最上層というカラゴリーにくくられた者が社会全体の23%と他の社会のそれに比較して例外的に多いという点に帰因する面を含んでいる。他の社会で最上層というカラゴリーにくくられた者の比率はノルウェーで10.4%，スエーデンで9.7%，ドイツで9.2%，フランスで5.4%であるとの比較すれば、アメリカの23%は例外的に多い。このようにアメリカ以外の社会の場合には、10%以下の構成比しかしない階層を最上層と定義しているのだから、その輩出率は全体の23%を最上層と定義した場合よりも高くなるのは当然である。このようにブードンの定義する格差指標がこうした制約点をもっていることは明白である。

3. 高等教育の階層的閉鎖性パラメーター

それではある社会の高等教育の階層的開放性なり閉鎖性の程度を单一の指標で表現する方法は、他には存在しないものであろうか。そこでここでは一つの新たな方法を提案してみたい。

この方法の基本的アイデアはすでに C. アーノルド・アンダーソンが提案しており、ブードン⁽⁵⁾が最近それに新たな展開を加えたものである。ただ両者とも自分の基本的アイディアを理論的により徹底化させる点に若干の弱みがあるようと考えられるので、その点をここではのりこえてみたいと考える。

アンダーソンは「教育と階層移動に関する懷疑論的メート」という、きわめてユニークであると同時にきわめて難解な論文のなかで、独得な計量的分析方法を展開している。彼のアイディアをここでのテーマ、つまり高等教育の階層的閉鎖性という領域にひきつけて見るならば、次のようになる。いまある社会が存在し、大学入学年令層の人口が10,000人だとする。そしてそのなかから2,000人だけ入学させるだけの大学の収容力があるとする。つまり大学進学率が20%のような社会である。いま10,000人の大学入学年令人口をその出身階層によって区分すると、上層出身者が1,000人、中層出身者が2,000人、下層出身者が7,000人だとする。いまこのように定義された社会的状態において、その高等教育がどのような形で大学生を選抜するかについて、アンダーソンは二つの極限状態を想定する。まず第一の極限状態はその社会の高等教育がすべての階層に対して完全平等にそのチャンスを与えるという状態である。つまり別の言い方をすれば、どの階層の大学生輩出率もすべて全く同じような完全平等状態をアンダーソンは「階層ランダム」と名づけている。つまり大学へのセレクション過程が、出身階層の高低に

第6表 高等教育が完全な階層的平等開放性をもった場合の理論的クロス表

	大学進学者	大学不進学者	合 計
上 層	200	800	1,000
中 層	400	1,600	2,000
下 層	1,400	5,600	7,000
合 計	2,000	8,000	10,000

一切関連することなく、全くランダムに行なわれる状態を想定して、「階層ランダム」を名づ

けている。それではこの状態をより具体的に計量的に表現すればどうなるか。この「階層ランダム」の場合には、どの階層出身者にも全く同じ進学率20%というチャンスが与えられるのだから、第6表のようなクロス表が得られるはずである。これがアンダーソンが設定する第一の極限状態である。

次にアンダーソンはもう一方の極限状態を設定する。この極限状態とは、高等教育へのセレクション過程が個人の出身階層の高低によって、最も強く規定されるような不平等状態である。つまりこの場合であれば、2,000人の高等教育のポストがつねにより上層出身者に向けて優先的に保障されるというケースである。この状態を具体的に定義すれば次のようなになる。まずこの社会では2,000人分の高等教育のポストがあるが、このポストはまずこの社会の最上層出身者である1,000人にむけて優先的に確保される。つまり1,000人の上層出身者は全員が高等教育へ進学できる。そうすると高等教育のポストは $2,000 - 1,000 = 1,000$ 人分だけまだ余ることになる。そうするとこの1,000人分のポストは次に高い階層、つまり中層出身者に優先的にふりむけられる。ところがこの中層出身者は2,000人いる訳で、そのうち1,000人だけが進学でき、残りの1,000人はあふれる。2,000人の高等教育のポストは、もうこれだけで満杯なのだから下層出身が進学できるチャンスは全くない。高等教育のポスト(2,000人)は上層出身者全員(1,000人)と中層中層出身者の半分(1,000人)で独占され、7,000人の下層出身者には入り込む余地は全くない。もし出身階層の高低が最も強力に高等教育のセレクション過程を規定したとしたら、その極限状態として、以上のような状態が出現するはずである。アンダーソンはこうした状態を「階層ドミナント」な状態と定義した。いまこの状態をクロス表として表現すれば、第7表のようになる。

このようにアンダーソンはセレクション過程で出身階層という要因が全く意味をもたない状態と、最も強い規定力を発揮する状態という、2つの理論的極限状態をとり出し、これを基準に分析を展開させる方向を提案した。

第7表 高等教育が最も強力な階層的閉鎖性をもった場合の理論的クロス表

	大学進学者	大学不進学者	合計
上層	1,000	0	1,000
中層	1,000	1,000	2,000
下層	0	7,000	7,000
合計	2,000	8,000	10,000

その後ブードンはこのアンダーソンの分析方法に依拠しつつ、それをさらに発展させる方向を示した。ただブードンの方法には筆者として若干の疑問点があるので、アンダーソンのアイデアとブードンのそれをいかす方向で、ここでは筆者なりの方法で検討を進めることとする。

以上我々は出身階層が最大限に高等教育へのセレクション過程を規定している状態と、それが全く効果をもたない状態という二つの極限状態を定義することができた。つまり出身階層という要因によってセレクション過程がどれほどのバイアスを受けているのか、そのバイアスの程度が最も高い状態と、最も低い状態を定義したこととなる。そこで第7表のように、出身階層によるバイアスが理論上これ以上に高い状態になりえないような状態を「高等教育の階層的閉鎖性パラメーター」（以下閉鎖性パラメーターと略称する）100%の状態と呼ぶことにする。またその逆の完全平等状態（第6表の状態）を閉鎖性パラメーター0%の状態と呼ぶこととする。ところでこのような極限状態はあくまでも理論的に想定できるだけであって、実在することはほとんどない。つまりいくら強力な身分制社会でも、高等教育への進学が学生の出身階層だけで一義的に決定されることは現実にはほとんどありえない。またその逆にいくら平等主義的社会であっても、高等教育へのチャンスがすべての階層に対して、全く平等に開かれているような状態もまた、現実的にはほとんどおこり得ない。現実の社会はこの二つの極限状態のどこか中間に位置づいている。問題は個々の社会が二つの極限状態の間のどこに位置しているのか、その相対的距離を測定することである。

それではその中間状態はどのように定義できるか。先に我々は「閉鎖性パラメーター」を定義し、それが0%の状態と100%の状態を定義できた。それでは、たとえば閉鎖性パラメーター80%といった時には、出身階層と大学進学、不進学のクロス表はどのようになるか。この状態を定義するためには、ごく一般的な補間法を用いればよい。つまり閉鎖性パラメーター100%のときの各セルの値をM₁₀₀、0%のときの各セルの値をM₀とすれば、80%のときの状態とは、対応するセルに次の式で求められる値を入れればよい。 $M_{80}=0.8 \times M_{100} + (1 - 0.8) \times M_0$ たとえば上層出身者で大学進学者の数は、閉鎖性パラメーター100%のときは1,000人、0%のときは200人だから、パラメーター80%のときの値は、 $0.8 \times 1000 + (1 - 0.8) \times 200 = 840$ となる。以下同様に100%のときの数値と0%のときの数値をもとに、一般式 $M_p = P \times M_{100} + (1 - P) \times M_0$ の式にしたがって、各セルの値を求めて行けば、すべてのパラメーターに関して、その時のクロス表を導き出すことが可能である。試みにパラメーターが80%のときのクロス表をあげれば、第8表のようになる。このようにして、我々はたんに閉鎖性パラメーター100%あるいは0%といった極限状態ばかりでなく、パラメーターが任意の値をとった時の状態をも定義できることとなる。

第8表 階層的閉鎖性パラメーター80%のときの理論的クロス表

	大学進学者	大学不進学者	合計
上層	840	160	1,000
中層	840	1,120	2,000
下層	280	6,720	7,000
合計	2,000	8,000	10,000

以上は全く一定の手続きしたがったモデル的状態の定義であったが、それでは個々の具体的社会について、その高等教育がどれほどの階層的閉鎖性をもっているのか、それを測定するにはどうしたらよいか。まず具体例をあげることとしよう。1964年の統計によるとフランスの大

学生の出身階層別構成は第9表第一行のようになる。⁽⁶⁾ またその時点でのフランス社会全体の階層構成は第二行のようになる。またこの時点で

第9表 フランスの大学生の出身階層

	上層	中層	下層	合計
大学生の構成	30.2	27.1	42.7	100.0
社会全体の構成	5.4	17.3	77.3	100.0

の大学就学率は16.8%であることがわかつていい。いまこれだけのデータから考えて行くと、出身階層と大学進学・不進学のクロス表は第10表のようになるはずである。つまり大学就学年令人口をいま仮りに10,000人として考えれば、そのうち1,680人(つまり16.8%)は大学進学者で、残りの8,320人は不進学者となる。またこの10,000人の大学就学年令人口の出身階層別構成は、第10表の第二行の構成比から算出可能であり、また1,680人の大学生の出身階層別構成も、第10表の第一行の数値から計算可能である。

第10表 フランスにおける出身階層と大学進学とのクロス表

	大学進学者	大学不進学者	合 計
上 層	507	33	540
中 層	455	1,275	1,730
下 層	717	7,013	7,730
合 計	1,680	8,320	10,000

第11表 高等教育が最も強い階層的閉鎖性をもった時の理論的クロス表(フランスのケース)

	大学進学者	大学不進学者	合 計
上 層	540	0	540
中 層	1,140	590	1,730
下 層	0	7,730	7,730
合 計	1,680	8,320	10,000

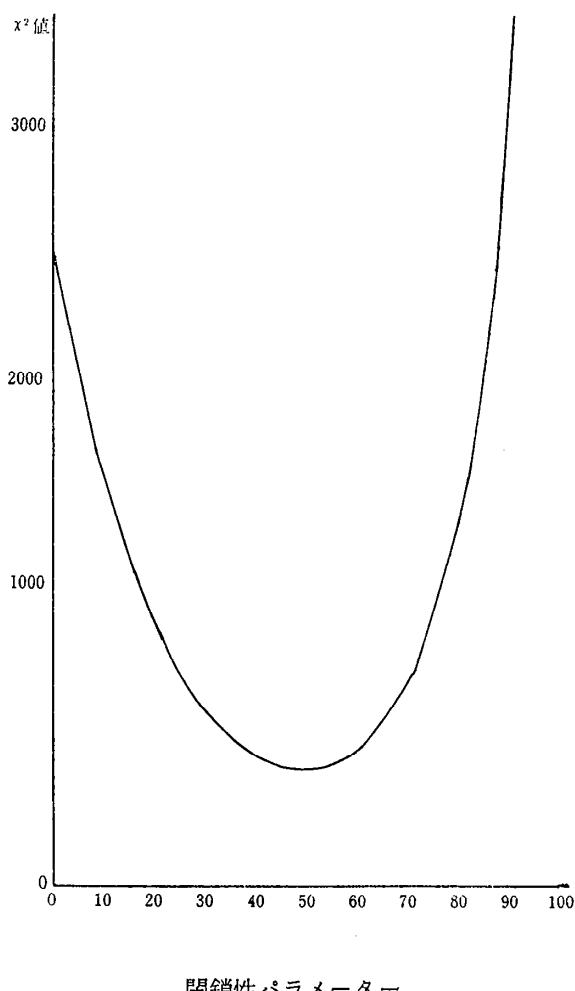
第12表 高等教育が階層的閉鎖性を全くもたない時の理論的クロス表(フランスのケース)

	大学進学者	大学不進学者	合 計
上 層	91	449	540
中 層	291	1,439	1,730
下 層	1,299	6,431	7,730
合 計	1,680	8,320	10,000

ところでいま我々はこのクロス表のなかにひそんでいる閉鎖性パラメーターを取り出さねばならないのだが、それにはどうしたらよいのであろうか。これには次の方法を使えばよい。まず我々は第10表の周辺数に着目して、先に定義した方法にしたがって、閉鎖性パラメーター100%のときと、0%のときの理論的クロス表を作り出すことができる。これをあげれば第11表、第12表のようになる。つまりフランスの高等教育がもしかりに徹底した形で、その学生を出身階層の高低を基準として、より上層出身者から優先的に入学を認めるという方針をとった場合には、第11表のような状態となるはずであり、またそれとは逆に、フランス高等教育がすべての階層に対して全く平等にその門戸を開放したとしたならば、第12表のような状態が出現するはずである。この二つは先にもことわった通り、あくまでも理論的に想定できる極限状態であって、第10表の現実の状態とはかなりへだたっている。そこでこの極限状態をもとに、先に定義した通りの方法によって、例えば閉鎖性パラメーターが1%のときの理論的クロス表が得られる。 $(Mp = P \cdot M_{100} + (1 - P)M_0)$ の式を用いる)。そこで次には、この理論的クロス表と現実の状態を示すクロス表(第10表のこと)とのずれの程度を計算する。このずれの程度を測定する方法としては χ^2 値を用いればよい。そうすれば閉鎖性パラメーターが1%のときの理論的クロス表と現実のクロス表とのずれの程度がとり出される。その次にはパラメーターを2%とセットし、その時の理論的クロス表と現実のクロス表とのずれをふたたび測定する。こういう形で閉鎖性パラメーターを逐次変動させて行

き、その時々の理論的クロス表を作成し、それと現実のずれを逐次計算して行く。こういう操作を行ない、最も理想的なのは現実のクロスとのずれが全くなくなる状態が探し出せれば、一番よい。つまりその時のパラメーターの値が、フランスの高等教育の閉鎖性パラメーターとなるからである。こころみにこうした計算過程の結果を一つの図にまとめて示せば、第1図のようになる。まずパラメーターを1%とセットした時の理論的クロス表と現実のクロスとのずれはかなり高い。そこで今このパラメーターを100%の方向に向けて少しずつずらして行くと、現実とのずれは次第に小さくなって行く。そし

第1図 フランス高等教育の階層的閉鎖性パラメーターの算出過程（理論値と現実値とのずれの程度）



て、パラメーターを49%とセットした時、ずれの程度を示す χ^2 値は最小となり、これをこえるとふたたびずれの程度は高くなって行く。このことはいいかえれば、現実の状態に最も接近しているのは、閉鎖性パラメーターを49%とセットした時だということになる。つまりフランスの高等教育の階層的閉鎖性の程度を一つの指標として表現すれば、それは閉鎖性パラメーターが49%だということができよう。ただ第1図からも明らかのように、49%の前後7ないし8%のところでは、ずれの程度を示す χ^2 値はそれほど有意な差は認められない。一番理想的なのは、どこかのパラメーターでずれの程度が0となることであるが、現実にはそのようなことはなかなかおきない。つまり現実の社会では大学進学、不進学という現象が出身階層だけで決定されることはほとんどなく、この他の要因がこの過程に影響を及ぼしている。この出身階層以外の要因の影響力が大きければ大きいほど、この収斂のしかたは悪くなる。ここでの分析ではこの出身階層以外の要因に関しては一切目をつぶっている訳であるが、この未知の要因を一応除外視すれば、フランスの高等教育の閉鎖性パラメーターは49%程度だというのが、いまのところでは一番正しい。ただしこの上下にある程度の誤差範囲を認めておかねばならない。この意味で49%という数字そのものを絶対視することは正しくない。それではどの程度の誤差範囲を設けるべきかについては、一応ここでは今後の課題として残しておきたい。

ともかくも以上のような手続きにしたがって、我々は大学生の出身階層別構成比、社会全体の階層別構成比、就学率という三つのデータから個々の社会について、その高等教育の階層的閉鎖性パラメーターをとり出すことが可能である。そこで測定方法の説明をここで終り、実証分析の結果の検討に移ることにしよう。

4. 高等教育の階層的閉鎖性に関する比較研究

まず最初に先に定義した方法で算出した各国の高等教育の階層的閉鎖性パラメーターをあげておく。まず得られたデータすべてについての

計算結果をそのままあげると第13表のようになる。一つの国について複数時点でのデータが与えられている場合がかなりある。これまでの検討からも明らかなように、 χ^2 値があまりにも大きな場合には、そのパラメーター数値はそれだけ誤差範囲が大きいと見なければならぬ。そこで複数のパラメーターが算出された社会については、 χ^2 値が最も小さい時のパラメーターを採用することとして、第13表を若干整理し、パラメーターの高い順に配列しなおすと第14表のようになる。

まず階層的閉鎖性の高い社会を見ると、スペイン、ポルトガル、オランダといった社会が位置し、この三国では閉鎖性パラメーターは60%台に達している。これと反対に階層的閉鎖性の低い社会としては、ルクセンブルク (χ^2 値が678ときわめて高いので、かなり広い誤差範囲

第13表 高等教育の階層的閉鎖性パラメーター

国 名	閉鎖性 パラメーター	χ^2
オーストリー (65)	43%	272
ペルギー (62)	21	63
ペルギー (66)	38	2
デンマーク (64)	45	7
デンマーク (64)	30	12
フランス (59)	52	16
フランス (64)	49	448
ギリシャ (50)	12	43
ギリシャ (63)	29	8
アイルランド (61)	25	115
イタリーア (53)	55	31
イタリーア (60)	50	1
イタリーア (64)	44	67
日本 (52)	34	116
日本 (61)	44	203
ルクセンブルグ (64)	13	678
オランダ (54)	62	7
オランダ (58)	69	104
オランダ (61)	67	48
オランダ (64)	65	162
ノルウェー (64)	29	11
ポルトガル (68)	64	8
ポルトガル (63)	48	62
スペイン (56)	46	271
スペイン (58)	65	22
スペイン (62)	45	153
エーデン (60)	51	11
スイス (59)	41	236
スイス (59)	40	216
ギリス (60)	48	120
アメリカ (59)	45	429
ユーロ (65)	28	16
ユーロ (65)	21	24

第14表 各国の高等教育の階層的閉鎖性
パラメーター

国 名	パラメーター	χ^2
スペイン (58)	65	22
ポルトガル (63)	64	8
オランダ (54)	62	7
フランス (59)	52	16
エーデン (60)	51	11
イタリーア (60)	50	1
ギリス (60)	48	120
デンマーク (64)	45	7
アメリカ (59)	45	429
オーストリー (65)	43	272
スイス (59)	40	216
ベルギー (66)	38	2
日本 (52)	34	116
ギリシャ (63)	29	8
ノルウェー (64)	29	11
ユーロ (65)	28	16
アイルランド (61)	25	115
ルクセンブルグ (64)	13	678

を考慮しておかねばならないが）、アイルランド、ユーロ、ノルウェー、ギリシャといった社会が並び、これらの社会では閉鎖性パラメーターは30%以下となる。このような分布状態を見ると、現実に実在する高等教育というものは、その階層的閉鎖性の程度においては、まづ25%から65%程度の間に分布し、この範囲をこえて極端に閉鎖的であったり、極端に開放的な性格をもつケースはきわめて少ない、という経験則を我々は獲得することができよう。ちなみに日本の高等教育を見ると、その閉鎖性パラメーターは1952年データから見ると34%となり、ほぼ中間程度の水準ということとなる。つまりここで分析の対象とした社会のなかで見る限り、日本の高等教育の階層的閉鎖性の程度は、高い方でもなれば低い方でもない。ごく平均的な水準だということになる。ただこれはあくまでも1952年時点のことでのこと、その後日本の高等教育がどのような変動をたどったかについては、後であらためて分析することとする。

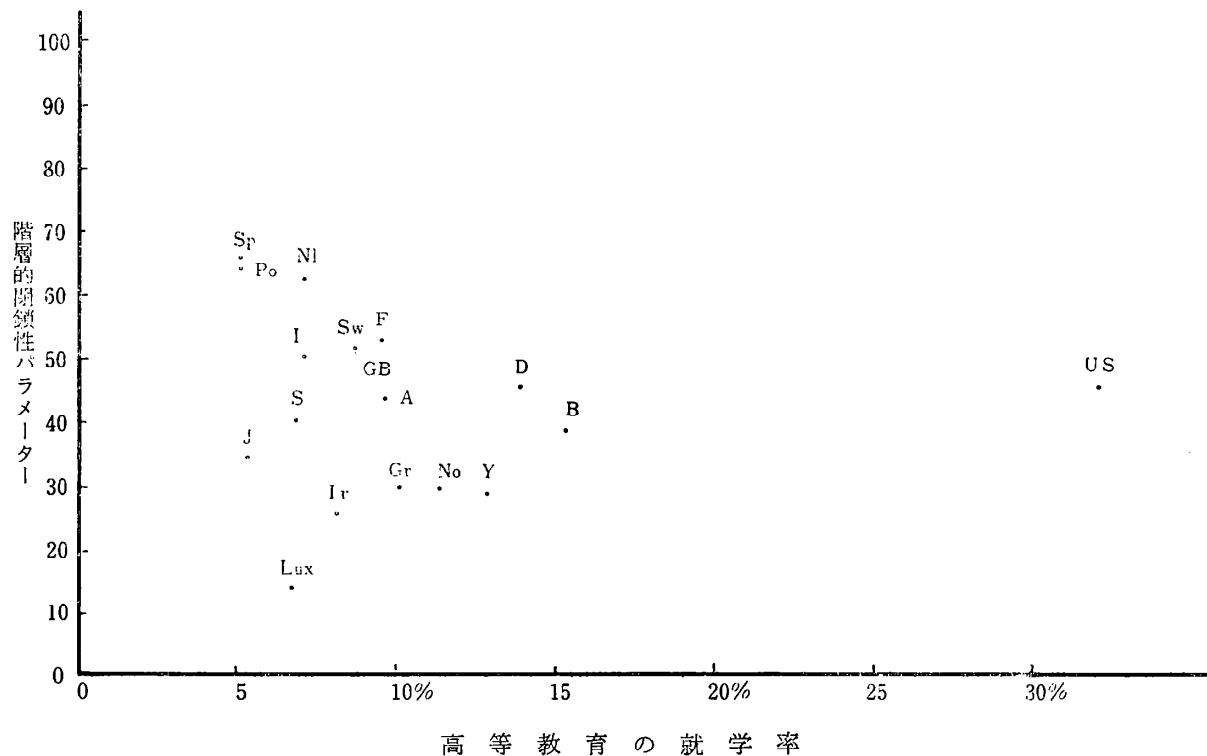
そこで次にこのような高等教育の階層的閉鎖性の程度がそれぞれの社会の特性といかなる関連をもっているのか、若干の検討を加えることとしよう。まず第一に検討の対象とするのは、次のような仮説である。「高等教育の量的規模が拡大すればするほど、高等教育の階層的閉鎖性は減少する」。この仮説をまず実証的検討の対

象として選んでみよう。この仮説は一般的な日常の議論においても、またさらに高等教育政策の立案プロセスといった高度の意志決定過程においても、しばしば暗黙のうちに前提とされることが多い。つまり高等教育の量的規模が小さいために、高等教育への進学に階層格差が形成される。それを拡大すれば階層差は減少するにちがいない。こうした判断がしばしば行なわれる。はたしてこの命題は実証できる命題なのであろうか。それがここでの問題である。

まずははじめに先にとり出した18ヶ国の閉鎖性パラメーターが、その国の高等教育の就学率とどのように相関するのか、それを見てみることとしよう。第2図がこの相関を見たものであるが、両者の間にはほとんど関連が認められない

い。つまり就学率が高いからといって、閉鎖性パラメーターの値が低くなるといった傾向性はほとんど認められない。就学率と閉鎖性パラメーターとの相関係数は、わずか -0.1 ほどにしかならない。例えば就学率が 5% から 10% の段階の社会を見ても、ポルトガル、スペイン、オランダのように閉鎖性パラメーターが 60% に達する社会もあれば、ルクセンブルク、アイルランド、ギリシャのように 30% 以下といった社会も見られる。また 30% から 60% の間にも数多くの社会が分布している。つまり就学率が低い社会では閉鎖性パラメーターが高く、また逆に就学率が高い社会では閉鎖性パラメーターが低い、といった関係は全く存在しない。

第2図：高等教育段階の就学率と高等教育の階層的閉鎖性との相関



ただ第2図を注意深く検討すると、次のような関係は若干見受けられる。つまり、就学率の水準によって、閉鎖性パラメーターに何らかの上限が見られる、という傾向性である。この仮説を積極的に支持するだけの実証的データはやや弱いが、今後の検討を進めるうえでは注目しなければならない点なので、とくにここでは多少の無理は承知のうえで、次の点を指摘してお

きたい。つまり、たとえば就学率 5% 程度の社会では、閉鎖性パラメーターの最大値は約 60% ときわめて高い。ところが就学率 10% 程度の社会になると、閉鎖性パラメーターの最大値は 50% 程度で、これ以上の社会を発見することはできない。また更に就学率が 15% 程度の社会になると、このパラメーターの最大値は更に低下して 40% 程度となる。つまり、就学率が上昇する

にしたがって、閉鎖性パラメーターの上限が次第に低下する傾向性が見られる。そこでこうした経験的事実に立脚しながら、それを更に拡大する形で、やや大胆ではあるが、次のような仮説を演繹することができよう。(1) 高等教育の就学率によって、その高等教育の階層的閉鎖性の程度の上限が決定される。つまり、就学率が低くければ低いほど、階層的閉鎖性の上限は上昇する。また就学率の上昇とともに、階層的閉鎖性の上限は低下する。つまりある一定以上の就学率の場合には、いくらその高等教育の階層的閉鎖性が高まったとしても、その閉鎖性の程度がそれ以上には高まり得ないという上限が存在する。就学率の水準によって決定されてくるのは、この階層的閉鎖度の上限である。(2) この就学率の水準によって決定されてくる上限より下の領域に関しては、かなり広範な社会的選択の余地が残されている。つまり就学率の低い社会であっても、就学率が低いというそれだけの原因で、高等教育の階層的閉鎖性が自動的に高くなるということはない。就学率が低くてもそれ以外の諸々の要因によって、高等教育の階層的開放度が高くなることはいくらでもあります。この二つの命題を更にイラボレイトすれば、次のようにもなる。「高等教育の就学率によって、その高等教育の階層的閉鎖度の上限は決定されるが、下限の方は、就学率水準によって一義的に決定される訳ではない。階層的閉鎖性の程度は、いくらでもその社会の努力によって低下することは、じゅうぶんに可能である。」

以上がさまざまな就学率水準の社会における高等教育の階層的閉鎖度の比較分析から導き出せる一応の結果である。ただここに多くの検討課題がまだ残されている。たとえば、ある階層的閉鎖度の高い高等教育があった場合、それが量的に拡大し、就学率が高まっていたとしても、ある一定以上に高等教育の門戸が拡大しない限り、その閉鎖性の程度を実質的に変動させるだけの効果となって現われてこないといったことが十分に予想される。つまり高等教育の量的規模がその階層的開性に与える影響には、一種の閾値 (Threshold Value) が存在し、高等教育の量的拡大がその閾値以下にとどまる限

り、いくら量的に拡大したところで、大学生の出身階層別構成を実質的に変動させるだけの効果はもち得ない、それが実質的に変動し、高等教育の階層的開放度の上昇となって効果を発現するのは、あくまでもこの閾値をこえるほどの規模拡大、高等教育の門戸拡大が生じた場合だけである。こうした仮説は十分に検討に値する。周知の通り、1960年代を通じて、どの社会でも高等教育は歴史上前例を見ないほどの量的拡大を経験したが、これだけの量的拡大が、高等教育の階層的開放性を有意に高めたという証拠はどうもいまのところ見つかっていない。あとで述べる日本のケースはそのもっとも典型的な場合である。なぜ量的拡大が教育機会の階層格差縮少に結びつくことがなかったか、この問題は多角的分析を必要としているが、その一つの問題として、以上述べた閾値仮説は十分に検討に値する。この閾値仮説の検証には、面倒な実証分析、モデル分析が必要であるが、今回はそこまで立ち入ることはできない。先に提起した仮説「高等教育の量的規模は、高等教育の階層的閉鎖性の上限を決定する」という仮説も、この閾値仮説の妥当性いかんによって、やがて修正されるかもしれない。この辺の問題も含めて、今後に残された課題は多い。

以上高等教育の階層的閉鎖性をもっぱら比較研究という形で検討してきたが、ここで日本のケースに限定して、日本の高等教育がその量的拡大のなかで、その階層的閉鎖性なり開放性をどのように変動させてきたかを検討することにする。このことはいいかえれば次のようになる。すでに高等教育の大衆化という問題がさまざまな角度から問題とされているが、その大衆化という概念をどのように定義するか、この点になると意見の一一致がある訳ではない。元来この高等教育の大衆化という問題は、いくらでもさまざまな方向から検討できるもので、またさまざまな角度からの検討が加えられて当然である。そこで高等教育の大衆化という問題を、高等教育の階層的開放性という角度からとらえ、量的拡大という意味での大衆化が、階層的開放性という意味での大衆化に、どのような効果をもったのか、それを検討することも一つの方法

として可能である。つまりここでの問題は日本の高等教育の量的拡大はどれだけの階層的開放性をもたらしたか、それを検討することである。

まず分析に使用するデータから説明するならば、日本の大学生がいかなる階層から出身しているか、この時系列データとしては、所得階層別データしか存在しない。家庭ないしは世帯主の職業を基準とした職業階層別データとしては、断片的なものが存在するのみで、時間的比較を行なう基礎資料としては不十分である。そこでここでは文部省が38年以來二、三年おきに実施している「学生生活調査報告」を基礎データとして、若干の分析を試みることとする。また家庭の年間所得を基準に五分位階層別に見た大学昼間部学生の構成比は第15表の通りである。まずこの表から見ると、38年から47年までの9年間、各階層別構成比はほとんど実質的变化を見せていない。38年当時第V分位層(年収

のトップ20%層)からの出身者は大学全体の49%を占めており、約半数がこのトップ20%層の出身者であったが、47年にいたっても、この層の出身者は42%とそれほど変化していない。また逆に年収額が最も低い20%層の出身者は、38年当時9%であったが、47年になっても11%と、これまた実質的变化を見せてはいない。ところがこの38年から47年にかけての大学就学率を見ると、38年の16%から47年には30%へとほぼ2倍に上昇している。つまり高等教育の量的規模は2倍もの拡大を示しているのに、その大学生の出身階層別構成はほとんど実質的变化を見せていない。それでは高等教育の階層的閉鎖度の方はどう変化しているのか。そこで以上のデータを使って、先に定義した高等教育の階層的閉鎖性パラメーターを算出してみる。ここではまずトップ20%の第V分位層を上層、第IV、III分位層を合わせた40%を中層、第II、第I分位層を下層とおくなれば、先に定義したパラメ

第15表 家庭所得の5分位階層別学生数(大学昼間部)

昭和年度	第I分位	第II分位	第III分位	第IV分位	第V分位	就学率
38	8.8%	10.9%	13.0%	18.6%	48.7%	15.7%
40	8.3	10.4	13.4	21.7	46.2	17.0
41	7.0	9.9	11.5	23.0	48.6	16.1
43	6.9	7.3	11.3	25.0	49.5	19.2
45	8.6	8.0	14.5	22.0	46.9	23.6
47	10.5	13.7	13.4	20.2	42.2	29.8

(出典:文部省「学生生活調査報告」各年度版)

第16表 日本の高等教育の閉鎖性パラメーター
(文部省「学生生活調査報告」にもとづく)

年 度	パラメーター	χ^2
1963	35%	48.2
65	32%	95.5
66	34%	107.2
68	35%	208.3
70	45%	96.1
72	45%	19.8

ーターの算出方法がそのまま利用できる。その結果をあげると第16表のようになる。まず38年当時の閉鎖性パラメーターは35%であったが、それが47年は45%へと10%ポイント上昇している。つまり日本の高等教育はそれだけ階層閉鎖性が強くなっている。もっとも先に詳論した通り、このパラメーターにはある範囲の誤差を認めなければならないのであり、その誤差範囲をいかに定義するかは残念ながら、いまのところ解決されていない。したがってこの10%ポイントほどの差は、誤差範囲に入ってしまい、有意差とは認められない、という結果になるかもし

れないが、この点は今のところ未確定といわねばならない。しかしながら、38年データも47年データも、モデルから演繹される理論値分布と現実値分布のずれの程度を示す χ^2 値は48と20というように、かなり低い、つまり、38年の閉鎖性パラメーター35%，47年度のそれ45%という数値は、それだけ誤差範囲がかなり狭いものと考えられる。このように見てくると、10%ポイントの差は単なる偶然ではなさそうである。事実両者を比率の差の検定にかけてみると、明らかに有意差が見られる。このことから考えると、38年から47年にかけて日本の高等教育の階層格差は、その量的規模にもかかわらず、格差拡大の方向をたどったと結論してもさしつかえあるまい。

(1) 最近、教育社会学ないし社会学においては「教育機会均等化傾向幻想論」ともいべき研究がつぎつぎと出されている。例えは以下のものがその代表例であろう。

Christopher Jencks : Inequality (1972). Pierre Bourdieu et Jean-claude Passeron : Les Heritiers. Les Etudiants et la Culture (1964). Raymond Boudon : Education, Opportunity and Social Inequality (1973)

なお Bourdieu 達の諸研究は独訳され、次の本とし

て出版されている。Pierre Bourdieu et Jean-claude Passeron : Die Illusion der Chancengleichheit. Untersuchungen zur Sogiology des Bildungswesens am Beispiel Frankreichs.

(1971)

- (2) OECD : Quantitative Trends im Post-Secondary Education 1960-70". ここでは小林哲也「大衆化の構造と類型」 清水義弘編「高等教育の大衆化」(第一法規、1975)より引用した。
- (3) 天野郁夫「大衆化の過程と構造」 清水義弘編「前掲書」
- (4) Raymond Boudon : Education, Opportunity and Social Inequality.
- (5) C. Arnold Anderson "A Skeptical Note on Education and Mobility" in A. H. Halsey et al "Education, Economy and Society" (1961).
- A.H. ハルゼー他編・清水義弘監訳「経済発展と教育」(東大出版会、1963)
- (6) OECD : Group Disparities in Educational Participation and Achievement (1971) よりとった。原表のAを上層、Bを中層、それ以外のすべてを下層とみなした。
以下の分析はすべて、この分類基準にしたがっている。
- (7) この計算はすべて名古屋大学大型計算センターのコンピューターを使用した。

ABSTRACTS

A Study on the Inquality in Opportunities
for Higher Education by Social Origin

Morikazu USHIOGI

In this paper an index measuring the social disparity of higher education attendance is proposed. Generally, the cross-tabulation of students and non-students by social origin (3 categories) is given as follows.

Origin	students	non-students	Total
Upper	M ₁₁	M ₁₂	M _{1.}
Middle	M ₂₁	M ₂₂	M _{2.}
Lower	M ₃₁	M ₃₂	M _{3.}
Total	M _{.1}	M _{.2}	M _{.3}

By using Anderson's method (in A Sceptical Note on Education and Mobility, 196.) , it is possible to identify Two Theoretical extreme cases in such a given tabulation.

The one is the case where the chance for higher education is maximumly determined by social background ("status dominant" by Anderson) . And the other is the background, that is, the chance is distributed equally for each social strata ("status random" by Anderson). The former is named here the theoretical cross-tabulation of a 100% background parameter, the latter that of 0%. By interpolation, that is, by using the equation $M_p = p \cdot M_{100} + (1-p) \cdot M_0$. (M_{100} . means the value of each cell in the cross-tabulation when the parameter is 100%, M_0 . means that when it is 0%). We can define the cross tabulation for a given background parameter.

To find the background parameter from a given cross tabulation which represents the actual relation between higher education atten-

dance and social background, the discrepancy index (chi-square value between the actual and theoretical cross-tabulation) which is made by setting the background parameter to a certain number, is calculated. By changing the parameter from 0% to 100%, the chi-square value is calculated in each case. when the discrepancy becomes lowest, the corresponding parameter is defined which represents the given actual cross tabulation. By this method the background parameter of higher education in various countries is calculated, using date reported in OECD documents.

Next, an international comparison between enrollment ratios and the background parameters is analysed to test the hypothesis that the background parameter decreases according to rising enrollment ratio. This hypothesis is, however, not verified. But the following tendency is observed, that the upper ceiling of the background parameter becomes lower as the enrollment ratio increases. It means that the level of the enrollment ratio determines the upper limit of the background parameter, but below the upper limit there is a fairly wide range of social selection for the social composition of students.

Third, a time-serious analysis of the background parameter is carried out for the case of Japanese higher education. The observed time span is from 1962 to 1973. Despite a doubling of the size of higher education over this time span, the background parameter in Japan has increased.