OUKA
Osaka University Knowledge Archive

Title	高等教育機会の変動と測定
Author(s)	菊池, 城司
Citation	大阪大学人間科学部紀要. 1985, 11, p. 195-216
Version Type	VoR
URL	https://doi.org/10.18910/10545
rights	
Note	

Osaka University Knowledge Archive : OUKA

https://ir.library.osaka-u.ac.jp/

Osaka University

高等教育機会の変動と測定

菊　池　城　司

高等教育機会の変動と測定

はじめに

わが国における高等教育進学率の停滞は，既に数年に及び，とりたてて話題にされることも少なくなってきた。しかし，①高等教育進学率がなぜ停滞しているのか，②その過程において，社会階層によって高等教育機会がどのように変動してきたのかについて，必ずしも十分に明らかにされているわけではない。ここでは，教育機会の変動を測定する尺度についての検討を兼ねて，②の問題について，考察することを目的とする。

文部省はその「学生生活調査」の結果の整理にあたり，1976年報告書から，次のような試みを行っている。「学生の家庭の平均年収額の分布を学生の家庭の世帯主をほぼ45～54歳と想定し，これに総理府家計調査から45～54歳の世帯主の5分位階層区分（各区分とも20%）を推計したものにあてはめてみる」というものである。その結果，1976年以来，「国公立〔大学〕では各階層ともほぼ均等に分布しているが，私立〔大学〕については高収入階層に偏っている。しかし，その偏りは前回調査同様是正される傾向にある」[1] ことが強調されている。要するに，高等教育進学率の停滞過程において，大学教育機会の社会階層格差は縮少しているということになる。もしこれが事実とすれば，わが国の高等教育機会は，世界でもきわめて珍らしい事例に属するといわなければならない[2]。

総理府統計局「家計調査」による年間収入5分位階級は，調査対象となった世帯主のすべての年令層を網羅して作成される。したがって，それは世帯主年令20歳台の世帯も，60歳以上の世帯も一括した上で，5等分したものである。しかし，大学生年令の子どもをもつ家庭として，これらを含めるのは，適切とはいえない。年間収入別に高等教育在学者の比率を算出する場合，大学生年令の子どもをもつ世帯の所得分布を低い方に偏ったものにするため，低所得層の在学者の比率が不当に低くなるからである。したがって，年間収入別在学率を推計するような場合に，高等教育段階の学生の大部分が属するような世帯主年令層を基準とするのは，きわめて正当なことであり，不可欠のことでもある。「全国消費実態調査」によれば，実際に大学生を出している世帯主年令層は45～49歳が最高で，次いで50～54歳，さらに55～59歳，40～44歳の順になっている。世帯主年令40～59歳をとると，大学生全体の約90%，45～54歳にしぼると約70%がカバーされる。一般に45～54歳が利用されるのは，そのためである。

文部省「学生生活調査」によれば，とりわけ国立大学において低所得層がかなり多いことになっていることは既に指摘した[3]。これは，調査対象に奨学生が過大に代表されていることと関連があると思われる。大学学部レベルの奨学生が家庭の収入にかなり大きなウエイトをおいて選考されていることを考慮すると，この事実は「学生生活調査」の対象が低所得層の子弟に偏っていることを示唆する。誤解を避けるためにつけ加えると，どのような調査においても，多かれ少なかれ問題点は存在するのであり，完全無欠の調査はありえない。重要なのは，それぞれの調査結果の偏りや歪みを的確に把握した上で，活用できるかどうかにある。私見によれば，文部省「学生生活調査」はこの点への配慮を欠いている[4]。奨学生が過大に代表されていることを考慮しても，国公立大学においてなお「各階層はほぼ均等に分布している」といえるのかどうかについては，改めて検討を要することであろう。

ここでは，①総理府統計局「家計調査年報」所収の年間収入5分位階級別世帯分布（全世帯）を利用して，高等教育在学率を推計する。この資料は1974年版から掲載されているが，1970年版から年間収入階級別データ（5分位に区分されてはいない）があるので，そこまでは推計によってさかのぼることができる。ただし，大学と短大・高専とが分けられて表示されるのは72年からであり，70～71年については高等教育在学率しか算出できない。②これらの結果に基いて，高等教育機会の変動をアトキンソン（Atkinson）尺度を用いて測定する。筆者の知る限り，これまで教育機会をこの尺度によって測定した例はない。①と②の課題に関連して，筆者はいくつかの論稿を公表しているが[5]，ここでは，最新のデータまで含めるだけではなく，残されていたいくつかの問題点を解決することも目ざしている。

1．高等教育在学率の推計

高等教育在学率を推計するために，文部省「学生生活調査」の結果ではなく，総理府統計局「家計調査年報」所収の年間収入5分位階級別世帯分布（全世帯）における高等教育在学者数を用いる。調査方法から判断して，「家計調査」の方が信頼性が高いと判断できるからであるが，「家計調査」がまったく問題がないというわけではない。依拠する資料は，「家計調査」の対象となった世帯を年間収入によって5等分して，それぞれの階級ごとに在学者数（高等教育に関しては，国公立短大・高専，私立短大・高専，国公立大学，私立大学）を算出したものである。これは本来「家計調査年報」の結果を正確に読むための参考資料の一つである。第一に注意を要するのは，「家計調査」の対象からは，農林漁業世帯および単身者世帯が除かれていることである。したがって，「家計調査」の結果によって，全体の在学率を推計することは，農林漁業世帯が「家計調査」の対象世帯に近似するとみなすことにな

る。これまでの研究によれば，この想定によって非常に大きな差異は生じないと考えられる。

第二の問題点は，「家計調査」が全国約8,000世帯を対象としていることである。このサンプル規模は，「家計調査」それ自体の目的には適合しているかも知れないが，年間収入5分位階級別在学率を推定するという目的に転用するためには，やや小さすぎる。例えば，国公立大学在学者をもつ世帯の比率は約1％であり，国公立短大・高専についてはさらに少ない。したがって，比率が比較的安定していれば，大体の傾向を把握するのに役立つ。しかし，時系列が長期にわたるほど，また在学率を細分化して推計しようとすればするほど，サンプリング誤差の影響があらわれてきて，実際に近いと思われる在学率の推計が困難になる。

第三に，世帯主年令補正の方法についてである。文部省「学生生活調査」は，総理府統計局「家計調査年報」の世帯主年令45～54歳の世帯の収入分布にさかのぼり，恐らく等間隔分布を仮定して，年間収入5分位境界値を計算し直したものを用いている。調査原票をその境界値に合せて再集計することが不可能なので，ここでは，その方法をとることができない。ここで採用する方法は，全体の年間収入5分位階級境界値（付表参照）を動かさないで，各5分位階級に世帯主年令45～54歳の世帯がどの程度分布しているかに注目する。この比率は同じ年間収入5分位階級別世帯分布（全世帯）から算出できるが，第Ⅰ5分位では低く，第Ⅴ5分位では高くなる（表1）。それぞれの5分位階級について，〔在学者比率〕／〔世帯主年令45～54歳の世帯比率〕を算出すると，世帯主年令の補正をしたことになる。この数値は世帯主年令補正ずみの selectivity index あるいは quota fulfilment index に相当するもの

表1　世帯主年令45～54才の年間収入5分位階級別世帯分布
Table 1　Percentage distribution of households with household heads in the 45-54 age group by family income quintile groups.

	Ⅰ Lowest 20%	Ⅱ Second 20%	Ⅲ Third 20%	Ⅳ Fourth 20%	Ⅴ Highest 20%
1970	14.2	13.7	16.5	23.5	32.0
71	14.9	12.7	16.7	23.6	32.1
72	12.4	12.6	17.5	24.4	33.1
73	12.4	12.7	16.4	25.2	33.3
74	14.6	13.4	17.9	23.0	31.2
75	14.5	13.4	16.4	23.5	32.3
76	13.0	13.2	15.5	24.7	33.7
77	13.0	13.0	16.4	24.0	33.5
78	12.4	13.4	16.0	24.1	34.3
79	12.2	13.8	15.9	23.7	34.3
80	11.9	12.8	16.2	25.6	33.6
81	12.1	12.3	17.0	26.2	32.4
82	11.9	13.2	17.5	26.2	31.3
83	12.9	13.4	18.0	25.5	30.3

である。これに全体の在学率を乗ずることによって，年間収入別在学率の推計が可能となる。

「家計調査年報」には，(a) 国公立短大・高専，(b) 私立短大・高専，(c) 国公立大学，(d) 私立大学の4種の年間収入5分位階級別在学者数が与えられている。したがって，(a)～(d) のそれぞれについて在学率の推計ができるが，aはサンプル数が少なすぎるので，除外する。なお，a＋bを短大・高専，c＋dを大学（4年制），a＋b＋c＋dを高等教育と一括することにする。この場合，18～21歳人口を分母にとっているため，短大・高専在学率は，実際の約½になることを注意しておきたい。進学率との大きな差異は主としてそのためである。高等教育全体としては1970～83年，1972～83年については，大学，短大・高専（国公立，私立別）に分けて在学率を推計した。これらの結果を表示すると，表2～表7のとおりである。

問題は，推計された年間収入5分位階級別在学率がかなり変動して，必ずしも安定していない点にある。この不安定さが現実の動きを正確に反映しているのであれば，問題はない。しかし，18～21歳人口（分母）も在学者数（分子）も毎年部分的に交代するにすぎない在学率の性格を考慮すれば，現実の在学率がある年に急激に変化し，翌年には以前の比率に復帰するというのは，ほとんどありえないことである。これは，かなりの程度までサンプリング誤差に起因すると考えられる。年間収入別在学率の推計という，「家計調査」本来の目的とはまったく別の目的に転用することに必然的に伴う問題である。

表2 年間収入5分位階級別高等教育在学率推計
Table 2 Estimated enrolment rates by family income quintile groups: all higher education (Adjusted to the 45-54 age group of household heads)

	全体 Average	Ⅰ Lowest 20%	Ⅱ Second 20%	Ⅲ Third 20%	Ⅳ Fourth 20%	Ⅴ Highest 20%
1970	18.7	7.7	11.0	13.8	17.6	30.3
71	20.4	7.8	11.2	15.7	20.6	32.2
72	23.0	12.4	14.5	20.5	22.5	32.0
73	25.6	16.8	20.6	25.6	24.2	37.7
74	27.9	15.3	15.9	22.9	26.5	43.0
75	30.3	16.4	21.2	28.5	28.5	42.4
76	32.2	21.0	23.3	24.2	32.9	43.7
77	33.4	22.4	24.0	28.7	33.4	43.7
78	34.2	23.6	30.4	33.5	26.3	45.5
79	33.9	17.6	31.2	24.4	30.5	47.1
80	33.5	18.4	25.8	34.8	28.8	44.9
81	33.4	19.6	28.0	31.3	30.3	43.6
82	32.7	22.7	24.7	29.6	27.3	46.7
83	32.1	20.4	21.1	27.9	33.0	44.7

現在のところ，在学率推計のためには，これ以上の資料は他にないので，このような難点があるからといって，これを放棄するのは賢明ではない。むしろ，難点をできるだけ抑制する工夫をして，この資料を積極的に活用する必要がある。この場合，分母も分子も一定期間在学を継続する在学率の算定方式からみて，データをスムーズにすることはきわめて望ましいと考えられる。それは，単にはずれ値を取り除くだけではなく，時系列の前後の数値を考

表3　年間収入5分位階級別大学在学率推計
Table 3　Estimated enrolment rates by family income quintile groups: universities (Adjusted to the 45-54 age group of housegold heads)

	全体 Average	Ⅰ Lowest 20%	Ⅱ Second 20%	Ⅲ Third 20%	Ⅳ Fourth 20%	Ⅴ Highest 20%
1972	19.1	10.3	12.8	15.9	18.3	27.1
73	21.2	12.5	15.1	18.4	18.4	30.3
74	23.0	12.4	13.1	17.9	21.4	36.6
75	25.0	13.0	18.0	22.8	24.0	34.5
76	26.6	17.6	18.1	20.0	26.6	36.2
77	27.5	19.0	19.8	16.8	27.5	36.3
78	28.2	18.9	24.3	26.2	20.3	39.5
79	28.0	13.4	25.8	18.5	24.1	41.2
80	27.6	13.9	17.4	28.2	22.6	40.0
81	27.3	12.0	21.0	25.1	23.8	39.3
82	26.9	19.1	15.6	23.9	19.9	42.2
83	26.4	14.8	13.7	25.3	27.5	36.7

表4　年間収入5分位階級別短大・高専在学率推計
Table 4　Estimated enrolment rates by family income quintile groups: junior colleges (Adjusted to the 45-54 age group of household heads)

	全体 Average	Ⅰ Lowest 20%	Ⅱ Second 20%	Ⅲ Third 20%	Ⅳ Fourth 20%	Ⅴ Highest 20%
1972	3.8	2.1	1.8	4.3	4.1	4.8
73	4.4	3.0	4.0	5.1	4.0	5.0
74	4.9	2.8	2.7	4.9	5.2	6.6
75	5.3	3.1	3.3	5.4	4.4	7.7
76	5.7	3.6	5.0	4.2	6.5	6.8
77	5.9	3.4	4.2	5.8	6.1	7.5
78	6.1	4.5	6.0	6.8	5.7	6.7
79	6.0	4.2	5.7	6.1	6.5	6.4
80	6.0	4.2	7.0	6.5	5.9	6.0
81	6.1	6.4	6.3	6.1	6.3	5.7
82	5.8	3.8	6.8	5.5	6.1	6.0
83	5.7	4.6	5.5	3.6	5.5	7.6

慮することによって，在学率推計値を現実に近づけるという積極的な意味がある。

データをスムーズにする最も一般的な方法は，最小二乗回帰である。この方法には，平均と分散の組合せに基づくことから，しばしば抵抗性を欠くという問題がある。残差平方和を最小にするという最小二乗基準のために，回帰線から離れたところに位置する，典型的では

表5 年間収入5分位階級別国公立大学在学率
Table 5 Estimated enrolment rates by family income quintile groups: national and local universities (Adjusted to the 45-54 age group of household heads)

	全体 Average	Ⅰ Lowest 20%	Ⅱ Second 20%	Ⅲ Third 20%	Ⅳ Fourth 20%	Ⅴ Highest 20%
1972	4.6	3.7	2.4	2.7	5.1	5.9
73	5.1	3.6	5.6	4.8	4.5	6.5
74	5.4	3.3	3.7	4.3	5.9	7.3
75	5.9	3.5	5.0	5.6	5.7	7.7
76	6.3	3.6	5.9	3.0	7.6	8.1
77	6.5	6.0	3.6	4.7	8.1	7.6
78	6.7	6.2	6.8	5.7	4.1	9.1
79	6.8	4.4	5.9	3.7	5.5	10.3
80	6.9	5.7	4.1	9.3	4.6	9.0
81	6.4	2.1	4.6	5.8	5.5	9.7
82	6.5	3.6	5.1	4.8	5.9	9.6
83	6.5	3.3	3.3	4.0	8.8	8.9

表6 年間収入5分位階級別私立大学在学率
Table 6 Estimated enrolment rates by family income quintile groups: private universities (Adjusted to the 45-54 age group of household heads)

	全体 Average	Ⅰ Lowest 20%	Ⅱ Second 20%	Ⅲ Third 20%	Ⅳ Fourth 20%	Ⅴ Highest 20%
1972	14.5	6.4	10.3	13.6	12.9	20.7
73	16.1	8.9	9.8	13.5	14.0	24.2
74	17.6	9.0	9.5	13.6	15.3	29.0
75	19.1	9.7	13.4	17.4	18.5	26.7
76	20.3	13.8	12.8	16.4	19.3	28.0
77	21.0	13.4	16.0	17.9	19.5	28.6
78	21.5	12.9	17.4	20.4	16.1	30.3
79	21.2	9.5	19.7	14.6	18.4	31.0
80	20.7	8.3	13.2	19.3	17.8	30.8
81	20.8	9.6	16.2	19.1	18.3	29.5
82	20.4	15.1	11.0	19.0	14.1	32.4
83	20.0	11.4	10.6	20.6	19.4	27.8

ない少数のケースが回帰線に過度の影響を及ぼすのである。とくにサンプリング誤差の大きい非実験的データの場合には，回帰線の形自体も別のものになることも稀ではない。したがって，ここではこの方法を採らない。

ここでは，いわゆる≪53R'H≫を利用する[6]。これは，以下のような理由で，ここで対象とする時系列データ中に含まれる傾向性を見出すのに適している。Xが漸次増加する範囲内で，しかも部分的に重なり合った範囲内でのY値の中央値，つまり走査中央値を利用する方法であり，中央値を用いるため，計算は容易であり，しかもはずれ値の影響をうけることが少なく，抵抗力がある。具体的には，≪53R'H≫は次のように求められる。

①原系列からグループ5の走査中央値を求める。②さらに①の結果から，グループ3の走査中央値を求める。そして，③この系列が可能な限りスムーズであることを確認するために，何らかの変化も生じなくなるまで，グループ3の走査中央値を求める過程を繰返す。なおプライム（'）は前の系列から移した値を両端で用いていることを略記したものである。④さらに隣合った数値の平均値をすべて計算し，それぞれの隣接した平均値のすべての対の平均値を求める（いわゆるハニング）。これは，グループ2の走査中央値の2度の繰返し過程と同じことである。

≪53R'H≫において注意を要するのは，スムーズ化された系列の両端の数値である。走査中央値を求めるにあたり，両端の数値について問題が生じるのは避けられない。グループ5を用いると，系列の両端で2つのデータ点が失なわれる。これを処理するためにとられる最も簡単な方法は，グループ5の場合，初めの3数値と終りの3数値を用いて，各端の2番目

表7　年間収入5分位階級別私立短大・高専在学率
Table 7　Estimated enrolment rates by family income quintile groups: private junior colleges (Adjusted to the 45-54 age group of household heads)

	全　体 Average	Ⅰ Lowest 20%	Ⅱ Second 20%	Ⅲ Third 20%	Ⅳ Fourth 20%	Ⅴ Highest 20%
1972	3.3	1.7	1.6	4.1	3.2	4.2
73	3.7	2.6	3.1	4.2	3.4	4.3
74	4.2	2.3	2.2	3.8	4.5	6.0
75	4.6	2.6	2.4	4.4	3.3	7.3
76	4.9	2.7	3.5	3.8	5.7	6.2
77	5.1	2.7	3.9	4.6	5.0	6.8
78	5.3	2.7	4.3	6.3	5.4	6.1
79	5.2	3.7	4.0	5.0	6.1	5.6
80	5.1	2.8	5.0	5.7	5.2	5.6
81	5.3	5.7	5.6	5.2	5.4	5.0
82	5.2	3.3	5.5	5.0	5.3	5.8
83	5.2	3.7	4.7	3.5	5.1	7.1

のものを定め，原系列の各端の数値はそのまま記録するというものである。したがって，最初の数値と最後の数値は，原系列とスムーズ化された系列の両方で，ともに同一になる。以下で分析するのは，資料上の制約のため，12〜14時点という短い時系列であるので，この点についてはとくに注意が必要である。

表2〜表7から≪53R'H≫によってスムーズを抽出した結果をみると，連続的に変化するはずの在学率としては考えられないような，やや極端な数値が突然現われては消えることはなくなっている。したがって，スムーズ化したデータの方が，恐らく現実に近いと考えることができる。逆に，大学＋短大・高専＝高等教育とはならないような，部分的不整合の部分もかなり生じている。≪53R'H≫の操作を施すことは，データからスムーズを抽出してラフ（残差）を分離することであるから，この不整合はある程度不可避であろう。問題は，ラフが何らかの規則性をもつかどうかである。煩雑になるので，詳細はここでは省略するが，規則性はとくに検出できなかったことを指摘しておきたい。

主要な結果を概観するために，表8から表13を作成した。〔第Ⅰ5分位＋第Ⅱ5分位〕を低所得層，〔第Ⅲ5分位＋第Ⅳ5分位〕を中所得層，第Ⅴ5分位をそのまま高所得層とよび，三区分している。なお，低所得層と中所得層については，在学率を改めて推計し直して，≪53R'H≫によってスムーズ化している。これらの結果から，次の7点を指摘できる。

表8 年間収入別にみた高等教育在学率（スムーズ）

Table 8 Smoothed enrolment rates by family income quintile groups: all higher education

	(1)低所得層（Ⅰ＋Ⅱ）	(2)中所得層（Ⅲ＋Ⅳ）	(3)高所得層（Ⅴ）
1970	9.4	16.1	30.3
71	10.4	18.7	31.6
72	13.0	21.2	33.5
73	15.5	23.1	37.5
74	17.3	25.3	41.4
75	19.3	27.7	42.9
76	21.5	29.0	43.3
77	22.8	29.2	43.9
78	23.2	29.5	44.6
79	23.5	29.8	44.9
80	23.6	30.3	44.9
81	23.5	30.5	44.8
82	22.7	30.5	44.7
83	20.5	30.5	44.7

(1) lower income groups (Lowest 20%＋Second 20%)
(2) middle income groups (Third 20%＋Fourth 20%)
(3) higher income group (Highest 20%)

表9 年間収入別にみた大学在学率（スムーズ）

Table 9 Smoothed enrolment rates by family income quintile groups: universities

	(1)低所得層（Ⅰ＋Ⅱ）	(2)中所得層（Ⅲ＋Ⅳ）	(3)高所得層（Ⅴ）
1972	11.5	17.2	27.1
73	12.7	18.4	30.5
74	13.8	20.4	33.9
75	15.6	22.6	35.8
76	17.6	23.5	36.3
77	18.9	23.6	37.1
78	19.3	23.8	38.7
79	18.8	24.0	39.6
80	17.6	24.2	39.9
81	16.8	24.3	39.8
82	16.0	24.8	38.8
83	14.0	26.4	36.7

(1) lower income groups (Lowest 20%＋Second 20%)
(2) middle income groups (Third 20%＋Fourth 20%)
(3) higher income group (Highest 20%)

表10　年間収入別にみた短大・高専在学率（スムーズ）

Table 10 Smoothed enrolment rates by family income quintile groups: junior colleges

	(1)低所得層（Ⅰ＋Ⅱ）	(2)中所得層（Ⅲ＋Ⅳ）	(3)高所得層（Ⅴ）
1972	2.0	4.2	4.8
73	2.7	4.4	5.3
74	3.2	4.8	6.2
75	3.5	5.1	6.7
76	3.9	5.5	6.8
77	4.3	5.9	6.8
78	4.9	6.1	6.6
79	5.2	6.2	6.4
80	5.3	6.2	6.1
81	5.4	6.1	6.0
82	5.3	5.7	6.4
83	5.0	4.7	7.6

(1) lower income groups (Lowest 20%＋Second 20%)
(2) middle income groups (Third 20%＋Fourth 20%)
(3) higher income group (Highest 20%)

表11　年間収入別にみた国公立大学在学率（スムーズ）

Table 11 Smoothed enrolment rates by family income quintile groups: national and local universities

	(1)低所得層（Ⅰ＋Ⅱ）	(2)中所得層（Ⅲ＋Ⅳ）	(3)高所得層（Ⅴ）
1972	3.0	4.0	5.9
73	3.5	4.6	6.5
74	4.1	5.1	7.2
75	4.5	5.5	7.5
76	4.7	5.6	7.8
77	4.7	5.6	8.2
78	4.8	5.6	8.8
79	4.8	5.6	9.2
80	4.7	5.6	9.5
81	4.2	5.6	9.6
82	3.6	5.9	9.4
83	3.3	6.8	8.9

(1) lower income groups (Lowest 20%＋Second 20%)
(2) middle income groups (Third 20%＋Fourth 20%)
(3) higher income group (Highest 20%)

表12　年間収入別にみた私立大学在学率（スムーズ）

Table 12 Smoothed enrolment rates by family income quintile groups: private universities

	(1)低所得層（Ⅰ＋Ⅱ）	(2)中所得層（Ⅲ＋Ⅳ）	(3)高所得層（Ⅴ）
1972	8.4	13.2	20.7
73	9.0	13.8	23.9
74	9.8	15.2	26.4
75	11.4	17.1	27.8
76	13.2	18.0	28.4
77	14.4	18.1	29.0
78	14.7	18.2	29.9
79	14.2	18.3	30.4
80	13.3	18.4	30.7
81	12.9	18.5	30.5
82	12.4	18.9	29.4
83	11.0	20.0	27.8

(1) lower income groups (Lowest 20%＋Second 20%)
(2) middle income groups (Third 20%＋Fourth 20%)
(3) higher income group (Highest 20%)

表13　年間収入別にみた私立短大・高専在学率（スムーズ）

Table 13 Smoothed enrolment rates by family income quintile groups: private junior colleges

	(1)低所得層（Ⅰ＋Ⅱ）	(2)中所得層（Ⅲ＋Ⅳ）	(3)高所得層（Ⅴ）
1972	1.7	3.6	4.3
73	2.2	3.7	4.7
74	2.5	3.8	5.6
75	2.8	4.2	6.1
76	3.1	4.7	6.2
77	3.3	5.0	6.2
78	3.5	5.3	6.0
79	3.7	5.5	5.7
80	3.9	5.5	5.6
81	4.1	5.3	5.6
82	4.2	5.0	6.1
83	4.2	4.5	7.1

(1) lower income groups (Lowest 20%＋Second 20%)
(2) middle income gropus (Third 20%＋Fourth 20%)
(3) higher income group (Highest 20%)

1. 高等教育全体としては，76年前後までいずれの所得層の在学率も上昇したが，それ以後はほとんど安定している。これは，大学と短大・高専の在学率が異なる変動パターンを示しており，それらが複合した結果である（表8）。

2. 大学在学率は，低所得層で明らかに低下しており，それに対して，中所得層および高所得層において上昇している（表9）。これによって，大学進学率あるいは在学率の停滞は，主として低所得層の低下に起因していることが確認できる。

3. 短大・高専については，ごく最近に至るまで，低所得層および中所得層の在学率が一貫して上昇してきた。逆に，77年前後から，それまでも停滞気味だった高所得層の在学率が低下を始めている（表10）。これは大学在学率の場合とはきわめて対照的なパターンであり，これまでほとんど注目されなかったものである。

4. 低所得層の在学率が，大学において低下し，短大・高専において上昇したということは，低所得層の一部分が大学→短大・高専へと移動した可能性がある。大学レベルよりも短大・高専レベルにおいて，全体としての在学率が変化しなかったのはそのためであろう。

5. 80年以後には，それまでとは異なった変動のパターンがみられる。大学では，高所得層の在学率も低下するようになり，逆に，短大・高専では，高所得層の在学率が上昇（低所得層および中所得層の在学率は低下）している。高所得層の一部分も，大学→短大・高専へと進路変更するようになったのかもしれない。この変化が現実に生じつつあるのか，両端に原系列の数値がそのまま残る走査中央値算出のためなのかを確定するためには，今後の動きを見守らなければならない。

6. 大学を国公立と私立とに分けて，在学率を算出しても（表11および表12），大学全体の在学率とほぼ類似した変動パターンがみられる。高所得層では上昇し，中所得層ではやや上昇あるいは安定，低所得層では低下している。ただし，低所得層の在学率が低下し始める時期は，私立では78年前後から，国公立では80年前後からであり，ややずれている。このずれは，低下の原因が私立と国公立とでは必ずしも同一ではないことを示唆する。大学在学者の構成が半分入れ替るには2年を要することを考えると，76年に始まる専修学校制度の発足や大学進学率抑制政策，79年に始まる国公立大学共通一次試験などの影響が，大学在学のための家計負担が増大してきたため，主として低所得層にあらわれてきたという可能性も考えられる。80年以後になると，高所得層の在学率にも，やや低下の兆しが認められる。この低下が今後も続くかどうかに注目する必要があるが，大都市所在の私立大学入学者抑制による競争激化のために，高所得層の学力「限界」層に何らかの変化が生じている可能性がある。もちろん，これらはかなり確率の高い説明ではあるが，一つの推測にすぎず，改めて調査データによる詳細な検討を要する。

7. 短大・高専全体にしめる国公立短大・高専のウエイトが小さいので，私立短大・高専

在学率の変動パターン（表13）は，短大・高専全体とほぼ同じになる。

わが国における高等教育在学率の変動パターンの特徴は何か。それを明らかにするために，イギリスの社会階層別大学進学率（age participation rate）の動きと比較してみよう。多くのヨーロッパ諸国と同じく，イギリスでは，1970年代前半から，高等教育進学率の停滞が続いている。イギリスのデータは，UCCA (Universities Central Council on Admissions) の年報に収録されている資料から算出したものである。原データについていくつかの問題点も指摘されているが[7]，全国的資料としては唯一のものである。日本のデータとの比較のために，≪53R'H≫によりスムーズ化した進学率を表示している（表14）。

表14　イギリスの社会階層別大学進学率（スムーズ）*
Table 14 Smoothed age participation rates at universities by social class in Great Britain

	Ⅰ	Ⅱ	Ⅲ	Ⅳ
1967	25.9	16.0	9.1	3.1
68	26.4	16.5	9.9	3.4
69	27.6	16.7	10.4	3.5
70	28.7	16.8	10.7	3.7
71	29.4	17.1	10.8	3.7
72	29.9	17.3	10.8	3.7
73	30.4	17.3	10.7	3.7
74	31.1	17.3	10.7	3.7
75	31.6	17.4	10.7	3.7
76	32.1	17.5	10.7	3.7
77	33.0	17.6	10.9	3.7

（注）Ⅰ：Professional, artistic, technical
Ⅱ：Managerial, senior administrative
Ⅲ：Clerical, junior administrative
Ⅳ：Manual

* Edwards, E. G. and Roberts, I. J., British Higher Education : Long-term Trends in Student Enrolment, *Higher Education Review*, Spring 1980 により算出。

イギリスの場合，第Ⅰ階層（専門的職業）だけが上昇しているだけで，それ以外の階層においては，ほとんど変化がみられない。ただし，第Ⅰ階層のシェアは小さいので，全体の変動を左右することはできない。それに対して，わが国の場合，高所得層および中所得層の大学在学率が上昇する一方において，低所得層の大学在学率が低下してきた。既にかなり高い在学率を達成していた低所得層は，70年代前半まで，他の所得層と共に在学率を伸ばしていった。その結果，わが国の低所得層の在学率は，イギリスの管理的職業と事務的職業との中間程度のレベルにある。その意味において，低所得層の在学率低下を強調するよりは，その高等教育需要の高さとその変動しやすさに注目すべきかもしれない。

2. 高等教育機会の不平等度

次に，年間収入5分位階級別在学率に基いて，教育機会の不平等度を測定する。そのために，どのような不平等の尺度を用いたらよいか。多くの不平等尺度の中で，最も一般的に用いられてきたのは，ローレンツ曲線とそれに明確に関連づけられたジニ係数の算出である。ローレンツ曲線は，次のような性質をもつ。①すべての者の在学率が一律にa倍（$a>0$）になっても，ローレンツ曲線は変化しない。パイの切り方だけを問題にして，パイの大きさそのものは問わないということである。②ローレンツ曲線による判定は，特定の個人を区別しない（匿名性）。パイの切り方が同じである限り，誰がどの部分を手にしようとかまわない。③ローレンツ曲線が交差する場合には，それだけでは不平等を判定できない。各所得層にどのようなウエイトをつけるかによって，全体としての不平等の順序が左右される。国際比較においても，異時点比較においても，教育機会の不平等度の測定にあたり，平均在学率の異なる分布を比較するのが普通である。このような場合に，ローレンツ曲線による判定が在学率の相対的較差だけを問題にするということは，不平等という意識が相対的窮乏感に基底をおいている限り，有効であるということである。したがって，教育機会の絶対的不足とか特定のグループがつねに最も小さいパイを受けとるという事態は，考慮されていないことに注意しなければならない。

ジニ係数に代表される不平等の尺度は，ローレンツ曲線が交差しているか否かを問わず，いかなる分布についても，その不平等度を計測し比較できるように作成されている。したがって，不平等尺度は暗黙のうちに低所得層における不平等と高所得層における不平等をなんらかの形で評価していることになる。しかし，どのような理由で，ジニ係数が不平等の尺度として適切であるのか，また，それがいかなる価値判断に基づいた尺度であるかについて，ほとんど問われることはなかった。不平等の尺度に内在する価値判断を判定する手がかりがないために，ジニ係数は，いわば価値判断から中立的な尺度であると想定され，利用されてきた。

アトキンソン（Atkinson, Anthony B.）は，不平等の尺度のなかに暗黙のうちに前提されている価値判断をふせたままで安易に用いるべきではないと考えた。そして，社会厚生関数を明示し，それとの関連で所得不平等の尺度を定義すべきであると主張して，新しいアトキンソン尺度（Equally Distributed Equivalent Measure）を提案した[8]。この尺度の重要性は，分析し評価をくだす当人が不平等をどう考えるかに関する価値判断を明らかにせずしては，不平等を正しく数量化することはできないという点にある。このアトキンソン尺度を教育機会の不平等度の測定に利用するのが，以下の課題である。

アトキンソン尺度は，一般に次のように定義される。

$$A = 1 - \left[\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}\left(\frac{y_i}{\mu}\right)^{1-\varepsilon}\right]^{1/(1-\varepsilon)} \quad ; \varepsilon \neq 1,\ \varepsilon > 0,$$

$$A = 1 - \exp\left[\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}\log\frac{y_i}{\mu}\right]; \varepsilon = 1.$$

ここで，μ は平均在学率，y_iは年間収入5分位階級別在学率（$n=5$）とすると，教育機会の不平等度を測定する尺度になる。教育機会が完全に平等な社会では$A=0$，ある階級（グループ）が独占する社会では$A=1$となる。この尺度は，危機回避の理論にヒントを得て，不平等回避の理論に読みかえる形で提案されたことからも明らかなとおり，最大の特色はεにある。εは分析者の不平等問題についての関心の度合，低所得層に対する配慮の度合を示す。εの値が大きいほど，尺度における低所得層の相対的ウエイトが大きい。$\varepsilon \to \infty$の場合には，ロールズ（Rawls, John）のマキシミン原理に相当することが証明できる。逆にεが小さくなるにつれて，中所得層，高所得層の順に，その相対的ウエイトが大きくなる。

パラメーターεをどの程度に設定すべきかという問題は，この尺度自体からは出てくるわけではない。εを変えると結論が異なることがあれば，評価は一義的に確定しない。しかし，不平等を分析評価する上で重要なのは，分析者の依拠する価値判断を明示することであり，それなしに一般性をもつ評価をくだすことはできないのである。それを可能にするのはアトキンソン尺度のみである。ただし，いかなる基準に基いて，$\varepsilon=2$とするか，$\varepsilon=10$とするかという問題は一般的には解決できない。この性質を逆用すると，ローレンツ曲線を描くことなく，その交差の有無を調べることができる。εの値を大小2つ（例えば0.5と5）選んで，Aを計算した時，不平等の順序づけが異なっていれば，ローレンツ曲線は交差していることになる。これはローレンツ曲線を描くのが複雑な作業を伴う場合に，有効性を発揮することがある。

ジニ係数がどのような価値判断を内在させているかについては，アトキンソン尺度のパラメーターεの値を動かすことによって，明らかにすることができる。ジニ係数は，低所得層に最も大きいウエイトをつけているものの，中所得層，高所得層にも比較的大きなウエイトをつけており，アトキンソン尺度の$0<\varepsilon\leqq 1$に相当する。そのため，場合によっては，中所得層が全体の評価を支配してしまうことがあるといわれる。さらに，ジニ係数に前提されている価値判断は，取扱う問題によって，$0<\varepsilon\leqq 1$の間をきわめて恣意的に動くことも指摘されている[9]。いずれにしても，ジニ係数は価値判断から中立な尺度ではない。

年間収入5分位階級別在学率（スムーズ）に基いて，アトキンソン係数を算出した結果を，図1から図6に示す。ここでは，$\varepsilon=0.5$と$\varepsilon=5$の大小2つの場合を表示している。当然のことながら$0.5<\varepsilon<5$については，アトキンソン係数はグラフの$\varepsilon=0.5$と$\varepsilon=5$の間に入る。

図1 アトキンソン係数の変化：高等教育全体

Figure 1 Atkinson's measure of inequality of access to all higher education for different values of ε

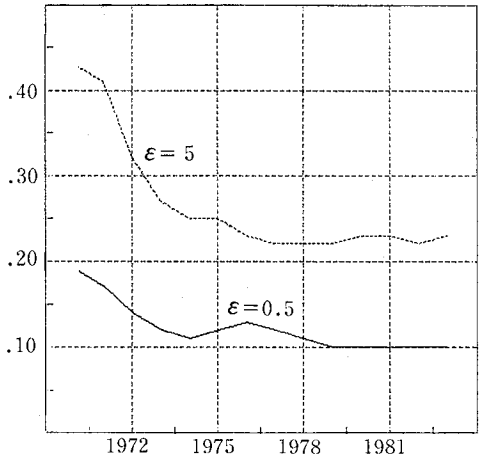


図2 アトキンソン係数の変化：大学

Figure 2 Atkinson's measure of inequality of access to universities for different values of ε

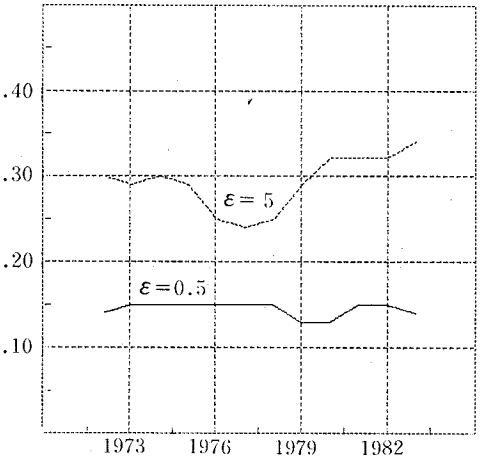


図3 アトキンソン係数の変化：短大・高専

Figure 3 Atkinson's measure of inequality of access to junior colleges for different values of ε

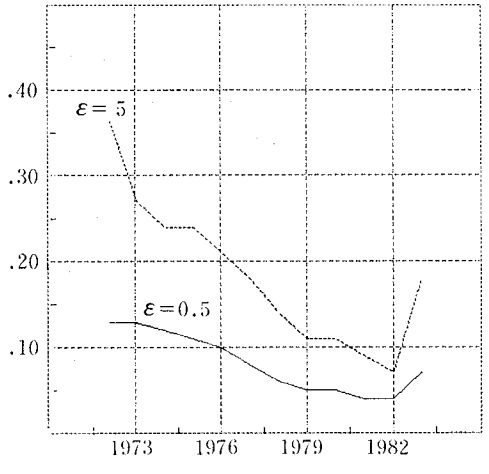


図4 アトキンソン係数の変化：国公立大学

Figure 4 Atkinson's measure of inequality of access to national and local universities for different values of ε

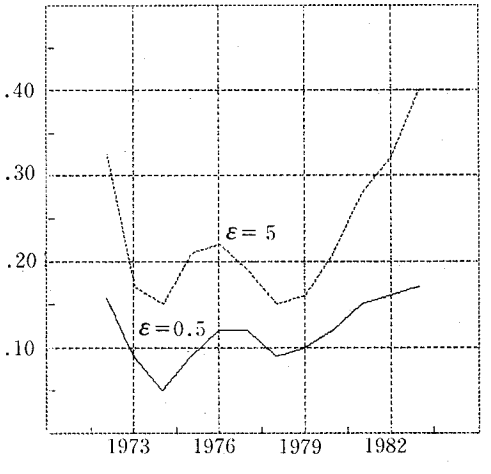


図5　アトキンソン係数の変化：私立大学
Figure 5　Atkinson's measure of inequality of access to private universities for different values of ε

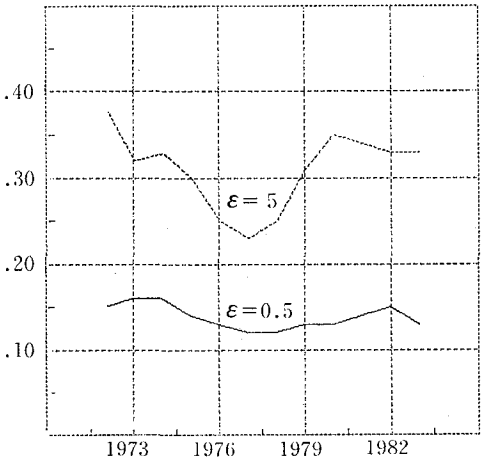
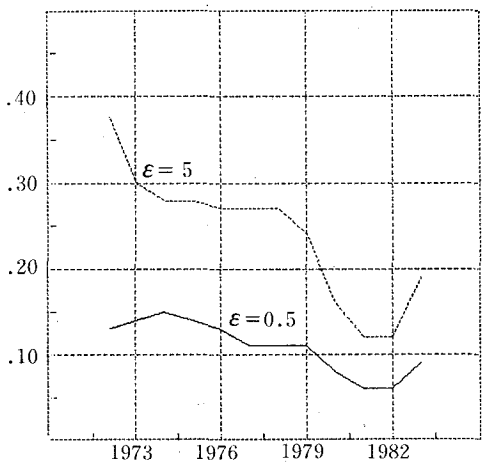


図6　アトキンソン係数の変化：私立短大・高専
Figure 6　Atkinson's measure of inequality of access to private junior colleges for different values of ε



注目すべき点を整理すると，次のとおりである。

1．高等教育全体の場合，$\varepsilon = 0.5$でも$\varepsilon = 5$でも，アトキンソン係数の変化はほとんど同じ型であり，73年以後やや低下しながら安定している。いずれの立場からみても，高等教育機会の不平等度の評価は大きく異なることはない（図1）。

2．大学については（図2），$\varepsilon = 0.5$でのアトキンソン係数をみると，79～80年のあたりでやや低下した他，ほとんど一定である。$\varepsilon = 5$の場合，77年までは係数が低下し，それ以後は上昇に転じている。この変化には，低所得層の大学在学率の変化が対応している。

3．短大・高専のアトキンソン係数は，$\varepsilon = 0.5$でも$\varepsilon = 5$でも明らかに低下している。この低下が，とりわけ$\varepsilon = 5$において著しいのは，低所得層の在学率が相対的に上昇したことを反映している（図3）。

4．国公立大学についてみると（図4），$\varepsilon = 0.5$，$\varepsilon = 5$のいずれの場合にも，70年代後半からアトキンソン係数が上昇している。これは，低所得層が不利になるという形で不平等化が進行していることを示唆する。

5．私立大学では，70年代後半から，$\varepsilon = 0.5$のアトキンソン係数はゆるやかな上昇を示すのに対して，$\varepsilon = 5$のアトキンソン係数は77年を底とするV型になっており，80年以後はほぼ一定で推移している。係数の上昇が止ったのは，低所得層の低下傾向に加えて，高所得層の在学率も低下傾向を示すようになったからである（図5）。アトキンソン係数の測定に

よれば，国公立大学においても，私立大学においても，70年代後半に不平等化が進行していたことは明らかである。しかし，とくに私立大学については，$\varepsilon = 0.5$ と $\varepsilon = 5$ とでは，アトキンソン係数の動きが多少異なるので，分析者の不平等問題の関心の度合によって，ある程度評価が異ってくることが予想される。

6. 私立短大・高専のアトキンソン係数の動き（図6）を，短大・高専全体のそれ（図3）と対比してみると，$\varepsilon = 0.5$ についても，$\varepsilon = 5$ についても，私立の方が一貫して高いアトキンソン係数を示していることがわかる。国公立短大・高専のシェアは大きくないが，教育機会の平等化にある程度貢献していると考えることができる。

3. 残された課題

アトキンソン係数Aの意味は，もし教育機会を平等に分配すれば，同じ水準の教育福祉が現在の在学率の（1—A）だけで達成されるということである。換言すれば，再分配によって平等をもたらす福祉の増大は，在学率をAだけ上昇させることに相当するということである。所得再分配と異なり，教育機会の再分配というのは実際には不可能に近い。しかし，そのような理想状態を想定して，それとの距離によって教育機会の不平等を測定することは可能である。上の適用例によっても，実際のデータの動きとかなり明確な対応関係が確認できるので，アトキンソン係数は，理論的にも実際的にも，教育機会の不平等度の測定尺度として，ジニ係数その他よりすぐれていると考えられる。

しかし，アトキンソン尺度にも，まったく問題がないわけではない。この尺度によって，①一国における不平等が，時間的推移と共に，どのように変化したか。②ある一時点において，どの国（地方）が最も不平等であり，どの国が最も平等であるかということを明らかにすることはできる。しかし，それではなぜ時と共に平等化したり，ある国が最も不平等なのかという問題に対する解答はこれだけではでてこない。この問題を解く一つの手がかりは，不平等の尺度を分解することによって得られる。アトキンソン係数はそのままでは分解できないため，級間分散および級内分散への分解をアトキンソン尺度に適用することができない。そのために，アトキンソン尺度と一対一の対応を示す分解可能な豊田尺度が提案されている[10]。さらに，アトキンソン尺度は，いくつかのバリアントを生みだす刺激剤となった。例えば，アトキンソン尺度Aと絶対的不平等回避度不変の尺度Bをそれぞれ特殊ケースとして含む一般性をもつコルム（Kolm）尺度[11]，垂直的不平等と水平的不平等を同時に考慮したキング尺度[12]などは，その代表的な例といえよう。教育機会に関する資料は，これらを直ちに適用できるほどには整備されていないため，詳しい検討は次の機会にゆずらなければなら

ない。

〔注〕

1) 文部省大学局学生課編『厚生補導』第187号，昭和56年12月臨時増刊、16頁。
2) Geiger, Roger L., The Limits of Mass Higher Education, Yale Higher Education Research Group Working Paper YHERG-41, 1980.
3) 拙稿「教育機会と資源配分」　国立教育研究所現代教育経済研究会『教育における最適資源配分に関する基礎的研究』，1978年。
4) 拙稿「学生生活は変化したか」『IDE——現代の高等教育』第253号，1984年7～8月。
5) 拙稿「わが国の高等教育進学率はなぜ停滞しているか」『IDE——現代の高等教育』，第226号，1981年12月。同「私立大学授業料と所得層別在学率」，『IDE——現代の高等教育』第240号，1983年4～5月。
6) F.ハートウィグ・B.E.デアリング　柳井晴夫・高木広文訳『探索的データ解析の方法』（朝倉書店，1981年)。Tukey, John W., *Exploratory Data Analysis*, Addison-Wesley, 1977.
7) Rudd, Ernest, Whose Children Go to University ? *Higher Education Review*, Vol. 18, No. 3, Summer 1984.
8) Atkinson, Anthony B., On the Measurement of Inequality, *Journal of Economic Theory*, Vol. 2, pp. 244-263, 1970.
9) 高山憲之「所得不平等の尺度：再検討」，『国民経済』第131号，1974年。
10) 豊田　敬「所得分布の不平等度：不平等度の比較と尺度」，『国民経済』第134号，1975年。
11) Kolm, Serge-Chistophe, Unequal Inequalities I, *Journal of Economic Theory*, Vol. 12, pp. 416-442, 1976.
12) King, Mervyn A., An Index of Inequality: with Applications to Horizontal Equity and Social Mobility, *Econometrica*, Vol. 51, No. 1, January 1983.

付表　年間収入5分位階級（全世帯）区分点

Appendix　Family Income Quintile Groups, All Households. 1970-1983 (in Ten Thousand Yen)

1970年	Ⅰ	～ 74.4万円未満	1975年	Ⅰ	～156.4万円未満	1980年	Ⅰ	～ 253万円未満			
	Ⅱ	74.4～ 98.6万円		Ⅱ	156.4～209.6万円		Ⅱ	253～ 334万円			
	Ⅲ	98.6～123.5万円		Ⅲ	209.6～265.5万円		Ⅲ	334～ 422万円			
	Ⅳ	123.5～162.8万円		Ⅳ	265.5～355.4万円		Ⅳ	422～ 557万円			
	Ⅴ	162.8万円以上		Ⅴ	355.4万円以上		Ⅴ	557万円以上			
1971年	Ⅰ	～ 85.4万円未満	1976年	Ⅰ	～ 178万円未満	1981年	Ⅰ	～ 265万円未満			
	Ⅱ	85.4～113.1万円		Ⅱ	178～ 239万円		Ⅱ	265～ 350万円			
	Ⅲ	113.1～142.6万円		Ⅲ	239～ 304万円		Ⅲ	350～ 444万円			
	Ⅳ	142.6～189.0万円		Ⅳ	304～ 406万円		Ⅳ	444～ 588万円			
	Ⅴ	189.0万円以上		Ⅴ	406万円以上		Ⅴ	588万円以上			
1972年	Ⅰ	～ 99.3万円未満	1977年	Ⅰ	～ 204万円未満	1982年	Ⅰ	～ 282万円未満			
	Ⅱ	99.3～129.6万円		Ⅱ	204～ 268万円		Ⅱ	282～ 373万円			
	Ⅲ	129.6～163.5万円		Ⅲ	268～ 341万円		Ⅲ	373～ 478万円			
	Ⅳ	163.5～218.3万円		Ⅳ	341～ 450万円		Ⅳ	478～ 632万円			
	Ⅴ	218.3万円以上		Ⅴ	450万円以上		Ⅴ	632万円以上			
1973年	Ⅰ	～113.7万円未満	1978年	Ⅰ	～ 221万円未満	1983年	Ⅰ	～ 295万円未満			
	Ⅱ	113.7～148.6万円		Ⅱ	221～ 291万円		Ⅱ	295～ 396万円			
	Ⅲ	148.6～187.0万円		Ⅲ	291～ 365万円		Ⅲ	396～ 501万円			
	Ⅳ	187.0～250.0万円		Ⅳ	365～ 490万円		Ⅳ	501～ 659万円			
	Ⅴ	250.0万円以上		Ⅴ	490万円以上		Ⅴ	659万円以上			
1974年	Ⅰ	～133.1万円未満	1979年	Ⅰ	～ 238万円未満						
	Ⅱ	133.1～176.7万円		Ⅱ	238～ 311万円						
	Ⅲ	176.7～224.6万円		Ⅲ	311～ 392万円						
	Ⅳ	224.6～300.0万円		Ⅳ	392～ 519万円						
	Ⅴ	300.0万円以上		Ⅴ	519万円以上						

THE CHANGING DEGREES OF INEQUALITY OF ACCESS TO HIGHER EDUCATION

Jyoji KIKUCHI

Japan, as in most European countries, has experienced a marked slowdown in its enrolment rate for higher education since the last half of the seventies. In order to explain why the enrolment rate has levelled off, it is necessary to determine what social groups have suffered falling participation rates in higher education.

This paper has two major purposes: a) to estimate the enrolment rates for higher education by family income quintile groups from 1970 to 1983, and b) to calculate the changing degrees of inequality of access to higher education in the process of the enrolment decline.

This makes use of data from the 1970 - 1983 *Surveys of Family Income and Expenditure* (Bureau of Statistics, Office of the Prime Minister). Most of the papers on this topic (including those written in English) are based on data from the Ministry of Education's *The Reports on University Student Life Survey.* By sampling approximately 30,000 students from universities, the Ministry asks the students to complete a questionnaire composed of various aspects of student life, including yearly incomes of their families. In contrast, *The Family Income and Expenditure Survey* covers all the consumer households except for all those engaged in agriculture, forestry and fishery and for one-person households. About 8,000 households are randomly selected, based on the three-stage stratified sampling method. Households are requested to fill in the Family Account Books with daily incomes and expenditures for six months and to self-administer their yearly incomes. Since income is extremely difficult to measure, it is little wonder that both of these results are no more accurate. However, it is safe to assume that, comparing the methods of collecting the information, the data from *The Family Income and Expenditure Surveys* is more reliable. The problem is why the proportion of students from the lower income groups in the national universities appear high, as based on *The Reports on University Student Life Survey.* One possible answer to this question may have something to do with the survey's purpose, which aims to "obtain basic data for improving the governmental program of scholarship loans". At national universities, where a proportion of students more than five times higher than private universities are receiving governmental scholarship loans, students from the lower income groups are oddly overrepresented.

From the data the percentage distributions of students by family income quintile

groups can be calculated (The cut-off points of the income quintiles are shown in Appendix). Since household heads in the 45–54 age group approximate the population of families having 18–21 year-old children, proper adjustments for the age group of household heads should be made. In this paper the ratios of percentage of students from a family income quintile group to the percentage of households with the household heads in the 45–54 age group (Table 1) are calculated. They are sometimes called the selectivity index or quota fulfilment index. From these adjusted indexes the enrolment rates for higher education by family income quintile groups can be estimated (Tables 2～7). On closer inspection they display considerable variation. Allowing for these statistical fluctuations, which always occur due to measurement error, a smoothing technique, known as ≪53R'H≫, is applied to the sequences of the estimated enrolment rates. This is appropriate for the analysis of this kind of enrolment rates, because much more can be induced from the smoothed data than from the original data.

A brief look at the average enrolment rates in the Tables 3 ～ 4 will show that the fall-off in the enrolment rates has occurred more sharply at universities than at junior colleges. Analysis of this decline by family income quintile groups (Tables 8 ～ 13) reveals a pattern consistent with an economic explanation: an appreciable downslide of the enrolment rates at the lower income groups (the lowest and the second lowest quintiles), a slow but steady increase at the middle income groups (the third and fourth quintiles), and a marked rise at the higher income group (the highest quintile).

It should be noted that, since 1980, there has been a decline in the enrolment rates at the highest quintile. It would seem that the most privileged group has actually lost ground to the less privileged groups. This reversal of the established direction has not been to date directly confronted and investigated. Since 1976 the Japanese Government has taken a policy to deliberately restrain enrolment growth at the private sector. As a result of this anti-growth policy, some of the private universities in the metropolitan areas have become intensely competitive. One interpretation is that any intensification of this competition would discourage the students with marginal academic ability in the high income group from attending universities.

The next problem is how to determine the precise degree of inequality of access to higher education. In the absence of clear criteria for choosing among the numerous measures of inequality, researchers have usually based their choice on convenience, familiarity, or on vague methodological grounds. Although the Gini index is the most popular measure, Atkinson argues that such summary measures as this are not purely 'statistical' and they embody implicit judgements about weight to be attached to inequality at different points on the scale. The degree of inequality

cannot, in general, be measured without introducing social judgements. He argues that these conventional summary measures should be rejected in favour of direct consideration of the distributional values to be adopted and suggests a new measure which would allow this to be done. The advantage of Atkinson's measure is that it provides a flexible, theoretically-based approach to inequality. One may choose an explicit parameter ε which is clearly a measure of the degree of inequality-aversion, in order to confirm one's judgement about what portions of the distribution are most relevant to the analysis.

With the purpose of measuring the degree of the inequality of access to higher education, we calculate the value of Atkinson's measure for different values of ε (see Figures 1~6), where a higher value denotes greater inequality. For the value of $\varepsilon = 0.5$, the Atkinson's coefficients are slightly declining or rather stable. These trends indicate some reduction or stability in the inequality of access. For the value of $\varepsilon = 5$, however, the coefficients for universities, both national-local and private, show quite a different picture, suggesting the trend toward inequality since the last half of the seventies. There is no doubt about the persistence of a basic pattern of inequality, but this should not be allowed to obscure the significant change.