

# 大学新入学生の学力動向

— 今後の教育内容・方法の検討のために —

田中 一・森田 彦

We study an influence of the decrease of 18-years-old population on a lowering in “scholarship” of students who enter college and university. Here the word “scholarship” is used just as an achievement of the paper test. We calculate the score of National Center Test in the future which occupies the same position in the score-ranking as that of 1997. Also the result for standard score is given. This score becomes lower and lower in the future. These results suggest that many universities will need to reform the method and content of education so as to fit the students’ “scholarship”.

## 1. 序 論

いわゆる18歳人口は確実に減少しており、かつ大学受験に備えて浪人生活を送る傾向も減少気味で、浪人受験生の増加は見られない。カレッジマネジメント（カレッジマネジメント，1997：pp. 4-13）は、進学率58.9%のもとで、2009年には、大短（4年制大学及び短期大学）の定員が志願者数を上回り、そ

の結果、志願者と入学者の人数が等しく何れも707,200人となると予測している。このとき短大には欠員9,525人が生じている。図1はこの予測を示したものである。この種の予測は一定の幅を伴うものであるが、定性的にそういった傾向にあると考えて間違いはないであろう<sup>(1)</sup>。

一方、大学の学生定員を減ずる動きはない

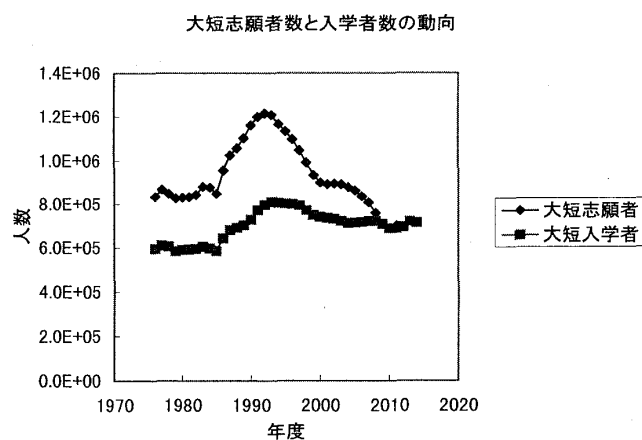


図1 大短志願者数と入学者数の予測

わけではない。若年層の人口の減少に対応して教育系大学や学部の学生定員数を、また医師の過剰傾向に対処するため医学部の学生定員をそれぞれ減らす動きがあるが、その総数も全大学の学生定員総数に対しては僅かである。また、よく知られているように、私立大学にあっては、学生定員の減少が教職員の定員数を減らすことに直結する。このため、実際に各私立大学とも教職員の定員を減じることは至難の業である。この結果、私立大学の学生定員数が減少する可能性はきわめて小さい。

この2つの要因の帰結は明らかである。すなわち、18歳人口の減少はある一定以上の「学力」をもつ18歳の青年の絶対数の減少をもたらす。言い替えれば、「学力」の上位からある一定の順位の「学力」に注目したとき、その「学力」は次第に低下していく。この結果、大学の学生定員の固定化の効果は直ちに入学する学生の学力の低下として現れる。各大学への入学生の「学力」に関しては、現在のところいわゆる輪切りの傾向が強い。しかもその輪が可成り薄い。その結果、入学生の偏差値が高くない大学にあっては、例えば今年度の新入学生の中位の成績を取ったものが数年後には最高位の成績の合格者に対応するといったことも十分考えられる。このように、大学によっては新入学生の「学力」は劇的に低下していく可能性がある。

ここで「学力」と呼んでいるものは、端的に言えば、大学入試センター試験（今後はセンター試験と略称する）の得点として表現される受験生のペーパーテストの得点能力のことであって、括弧を付したのはそのような意味である。

著者らは、学生の能力を、あるいは狭く学力をとっても、これをセンター試験のみならずいわゆるペーパーテストの得点で表し尽くせるとは思っていない。例えば、著者らが直接関係している研究という知的活動に関してい

えば、知的関心の持続性や事の本質に対する感受性などがきわめて必要である。これらの能力がいわゆる受験準備に有利に働くことは否定しがたいが、しかしこれらは元々ペーパーテストになじまない知的能力である。

もっとも、センター試験の得点が受験生の学力に関して何物も表現しないというのも無理な見解であろう。学力に現れる知的能力には、少なくとも「速い」、「強い」、「広い」、「深い」の4つの面が含まれると考えられる。ここに、「速い」とはいわゆる頭の回転が速いことであり、「強い」とは憶えが持続することである。また「広い」とは知識の広さであり、「深い」とは個々の知識がその根拠と伴って理解されていることを指す。センター試験の得点は、主に「強い」と「広い」の尺度になっている。多少なりとも「速さ」と関係があり、「深さ」は広さで覆われていることが多い。このように考えれば、ペーパーテストは部分的であるとはいえ、学生の学力を表現していると思えることができよう。

この論文の示す結果も、広い意味での学力とここで扱う「学力」の相違に十分配慮して受け取られるべきものである。言うまでもなく、新入生を受け入れる大学側とくに教員は、ペーパーテストが学生のどのような学力を表しどのような能力を表現し得ないかを認識したうえで学生に対処する必要がある。このような意味で、学力をセンター試験の得点として表現して得た「学力」に関するこの論文の結論の扱いは、それを運用する側に委ねられている。

個々の大学側にとって強い関心事は、入学する学生の「学力」の程度である。その動向に応じて教育体制とくにカリキュラムと教育方法を設定しなければ、効果的な教育を実施することができない。この論文の目的は、18歳人口の減少に伴う各大学入学生の「学力」の動向を数量的に予測することにより、それぞれの大学及び大学教員が直面する事態の認

識に資するとともに、教育の前提条件の具体的な把握に寄与することにある。

さて、国公立大学の受験にはセンター試験を受けることが前提となっている。そこで、国公立大学に対する難易ランクはそれぞれの大学合格者のセンター試験の得点に基づいて行う事ができる。一方私立大学ではセンター試験を受験することを求めているところもあれば全く求めていないところもある。その入試科目や採点方法もきわめて多様で到底同日には論ぜられない。これに対して受験産業の側からは各大学のいわゆる難易ランクが公表されている。その際、私立大学の難易ランクはそれぞれの受験産業側で実施した全国規模の模擬試験の偏差値で示されている<sup>(2)</sup>。このような事情を見れば、国公立大学にあっては大学入学者の「学力」動向を、センター試験の得点の変化として、また私立大学に対しては、受験産業側で公表している偏差値の変化として示すのが適当であろうと思われる。ここでは旺文社が発表した資料を用いる（蛍雪時代7月号特別付録，1997）。

さて、このように大学入学者の「学力」動向を分析するためには、国公立大学の場合、センター試験の得点分布が必要になる。各大学はセンター試験の得点分布を大学入試センターから入手することができる。ここに公表されている分布は5科目の合計点および各科目毎の得点分布である。受験科目が4科目以上の大学にあっては、この5科目合計点の得点分布に基づいて予測結果を求めてもそう実情から外れることはないように思われる。しかし、最近では受験科目数が3科目以下の国公立大学も少なくなく、この場合は5科目の合計点分布から一律に論ずる事は無理がある。つまり、例えば英語と数学の2科目が受験科目の場合、この2科目の合計点の分布に基づいて議論する必要がある。本論文ではそのための方法を一つ試みる。

一方、私立大学の予測は偏差値の変化の予

測であるので比較的簡単である。よく知られているように、偏差値とは、任意の得点分布を、各受験者の得点の平均値が50点で標準偏差が10点になるような分布に変換したときの得点のことである。したがって、分布のパラメータが固定されているので、分布の上位からある順位に位置する偏差値の値が、大短志願者数の減少に伴いどの程度低下して行くのかを直接的に求める事ができる。

以下、2章では、センター試験の5科目の合計点分布を取り上げ、1997年度に得点分布の上位から任意の定まった順位にある得点が、受験者の減少に伴いどのように低下して行くのかを予測する手順およびその結果について述べる。またここでは偏差値の低下を求める手順およびその結果についても述べる。続いて3章では、入試科目が2科目の国公立大学の場合の予測の手順を述べ、その結果を述べる。4章では、志願者の減少に伴う、大学新入学生の「学力」の年次変化についての結果をまとめ、その意味するところについて議論する。5章では浪人の影響について議論し、最後に6章に於いて結論を与える。なお、全受験生がセンター試験を受験したと仮定した時の仮想的な得点分布を推測し、偏差値分布をこの得点分布に対応させることにより、私立大学受験者を国公立大学の受験者と共通の尺度で論ずるための一つの試みについて、補遺にまとめてある。

## 2. 同順位得点の年次変化

### 2.1 同順位得点の予測手順

本節では、ある基準年度のセンター試験の得点分布を基に、同順位の得点が志願者の減少に伴い、それ以降の年度においてどの程度低下するのかを示すため、まずこれを求める手順について説明する。なお念のために述べれば、ここでいう同順位得点はパーセンタイル（百分位点）とは異なるものである。同順位得点の順位は絶対順位であるのに対し、

パーセンタイルは相対順位を示す。したがって、受験者数が同一であれば両者は一致するが、受験者数が年次毎に異なる場合には、一致しない。本論文では受験者数が年次毎に変化する場合の絶対順位に注目している。

今、ある  $y$  年度におけるセンター試験の得点  $x$  の分布が  $D(x,y)$  で与えられるとする。するとセンター試験の参加者  $N(y)$  は次式で与えられる。

$$N(y) \equiv \int_{-\infty}^{\infty} dx D(x,y) \quad (1)$$

ここに正確には積分範囲を 0 から最高得点とすべきではあるが、 $-\infty$  から 0 点及び最高点から  $\infty$  までの領域は実際には積分に寄与しない。

次に、 $z$  以上の得点をとった参加者数を  $E(z,y)$  とすれば、

$$E(z,y) = \int_z^{\infty} dx D(x,y) \quad (2)$$

となる。この  $E(z,y)$  は得点  $z$  をとった受験生の順位を意味している。

今、基準年度を  $y_0$  とする。この時  $y$  年度において  $E(z_0, y_0)$  と同じ得点順位に対応する得点  $z$  を同順位得点と呼んできたのであるが、この  $z$  は

$$E(z,y) = E(z_0, y_0) \quad (3)$$

から求められる。

ところで、一般に得点分布  $D(x,y)$  は出題される問題の難易度に応じて変化する。そのため、異なる年度間で得点を単純に比較する事は一般にはあまり意味がない。そこで、以下では、仮想的に  $y_0$  年度以降の受験生も  $y_0$  年度と同一のセンター試験を受けた場合を想定する事にする。従って求めた同順位得点  $z$  が  $z_0$  から下降している事が分かれば、それは  $y_0$  年度のセンター試験としてどの程度下降したかを示すことになる。そこで、得点分布  $D(x,y)$  を次のように置くことにする。

$$D(x,y) = N(y) d(x), \quad \int_{-\infty}^{\infty} dx d(x) = 1 \quad (4)$$

すなわち、得点分布の形を  $y_0$  年度以降共通にとることになる。以下では受験生の数の減少が同順位得点をどのように低下させるのかを議論する事にする。

この時、(4)式を用いれば、(2)式の定義を用いて(3)式は次のように表せる。

$$\int_z^{\infty} dx d(x) = (N(y_0)/N(y)) \int_{z_0}^{\infty} dx d(x) \quad (5)$$

センター試験の参加者は私立大学がセンター試験の結果を当該大学の入学選考に加味するに従い、増加の傾向にあるが、国公立大学の受験者は 18 歳人口の減少に伴い次第に減少していく。そこでセンター試験の中の国公立大学受験者は年次とともに減少していくと思われる。

$N(y)$  が  $y$  とともに減少すると、(5)式が成り立つためには左辺の積分領域を拡げなければならない。いいかえれば当然のことではあるが、 $y$  年における  $z$  は小さくならねばならない。これがどの程度の値になるのかを次節で論ずる事にする。

## 2.2 センター試験（5科目）の場合の結果

図 2.1 a と同 b は 1997 年度センター試験の 5 科目合計点の分布を文系学部および理系学部志望者毎にまとめたもので、それぞれ総合文系及び総合理系の得点分布と呼ぶ。この分布の形は年度によって異なり、1996 年度は正規分布に近いが、1997 年度は最多数得点の位置が高得点の方にずれている<sup>(3)</sup>。この論文では得点分布として正規分布を用いる。その平均値と標準偏差は 1997 年度のセンター試験のそれぞれ該当する値である。表 1 は図 2.1 に関するデータである。

さて、以下では基準年度  $y_0$  を 1997 年度において前節の(5)式から同順位得点を求めてみる。

今、分布の形を正規分布にしているの、分布の平均値を  $M$ 、標準偏差を  $\sigma$  とすると、

表1 センター試験の得点データ

種 別	総合文系		総合理系	
	96年度	97年度	96年度	97年度
参加人数	137,837	148,683	109,364	125,683
平均値	508.9	541.4	551.3	590.9
標準偏差	97.0	100.5	100.7	97.4

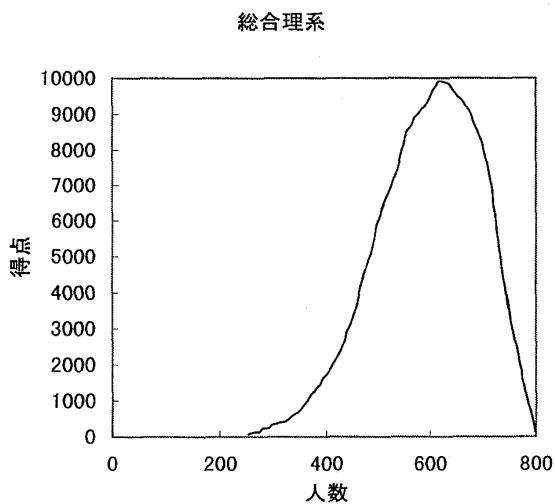


図2.1 a センター試験総合文系の得点分布

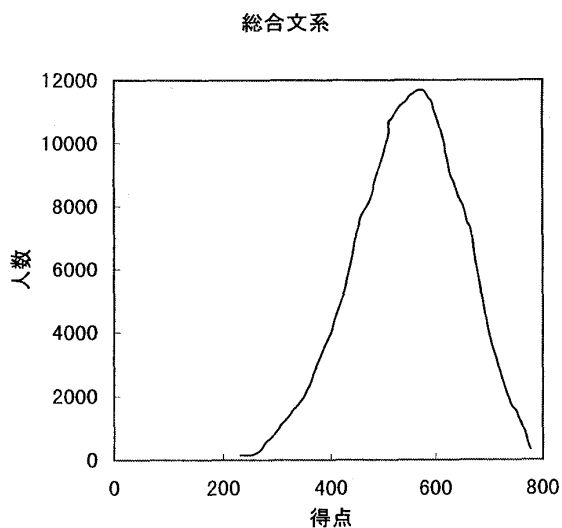


図2.1 b センター試験総合理系の得点分布

$d(x)$ は以下の通りとなる。

$$d(x) = 1/(\sqrt{2\pi}\sigma) \exp(-((x-M)/\sigma)^2/2) \quad (6)$$

$N(y)$ は今の場合、センター試験5科目を受験した受験者数であるが、これに対する将

来の予測値は明確ではない。一方(5)式から分かるように  $N(y)$ については、結局異なる年度間の比のみが必要になる。そこで、ここではこの比として  $y$  年度の大短志願者総数をとることにする。それは、大短志願者総数が、18歳人口のみならずその減少と同程度に変動する大短志願率の上昇によって左右されるからである。もし全大短志願者総数の代わりに18歳人口の比を取ればその減少の傾向は全大短志願者数よりも大きくなる。なぜならば、大学志願率の上昇が18歳人口の減少を若干補うからである。18歳人口を用いた場合は同順位得点の低下量は一層大きくなる。この意味で、全大短志願者数の比を用いた結果は同順位得点の下降値を低めに見積もっており、下降値の下限を与えるものと考えられる。なお本論文では大短志願者数の予測値としてカレッジマネジメント (カレッジマネジメント, 1997: p. 10) の値を用いた。表2に、1997~2007年度に亘るそれらの値をまとめておく。

さて、(6)式を(5)式に代入して積分変数を適当に変換すると

表2 1997~2007年度の大短志願者数の予測値

年号	大短志願者数
1997	1,046,845
1998	992,496
1999	933,989
2000	900,044
2001	891,292
2002	893,775
2003	891,195
2004	877,666
2005	861,369
2006	834,864
2007	807,707

$$\int_{(z-M)/\sigma}^{\infty} dt e^{-t^2/2} =$$

$$N(1997)/N(y) \int_{(z_0-M)/\sigma}^{\infty} dt e^{-t^2/2} \quad (7)$$

となる。これを用いて対応する同順位得点を求めるためには予め

$$\int_z^{\infty} dt e^{-t^2/2} \quad (8)$$

を  $z$  のいろいろな値に対して求めておくとよい。ここでは  $z$  の 1,000 個の値に対する積

分値を用意しておき、任意の  $z$  に対しては補間法を用いることにした。(7)式の両辺は  $z$  あるいは  $z_0$  に対して単調減少であるので、(7)式の右辺のある値に対する  $z$  の値を求めることは簡単である。

こうして得られた結果を図 2.2 に示す。ここに図 2.2 a は総合文系について、同 b は総合理系についてのもので、いずれも 1997 年度の得点  $z_0$  を x 軸にとり、1998 年度以降の各年度に対して、(7)式から求めた下降値 ( $z_0 - z$ )

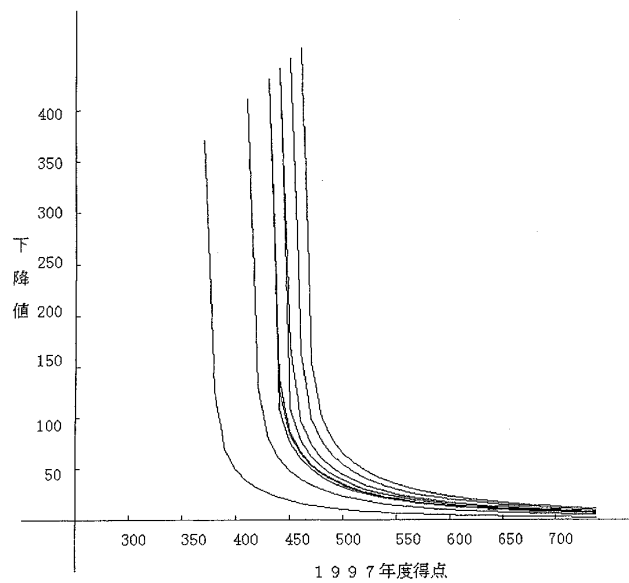


図 2.2 a 同順位得点の下降値 (総合文系)

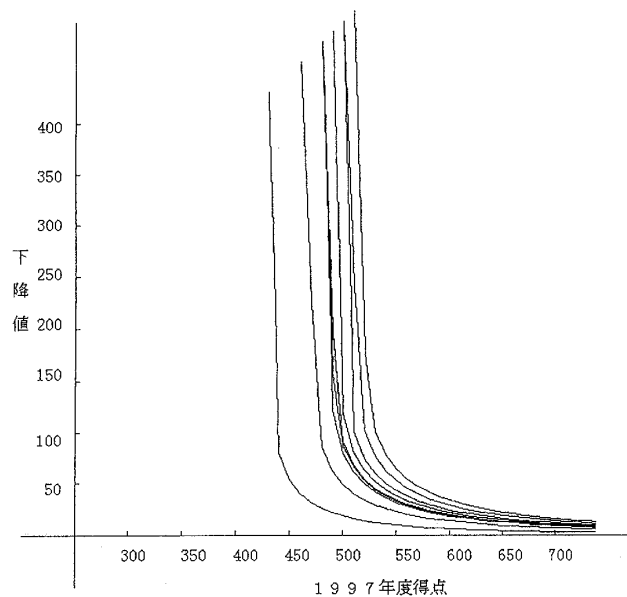


図 2.2 b 同順位得点の下降値 (総合理系)

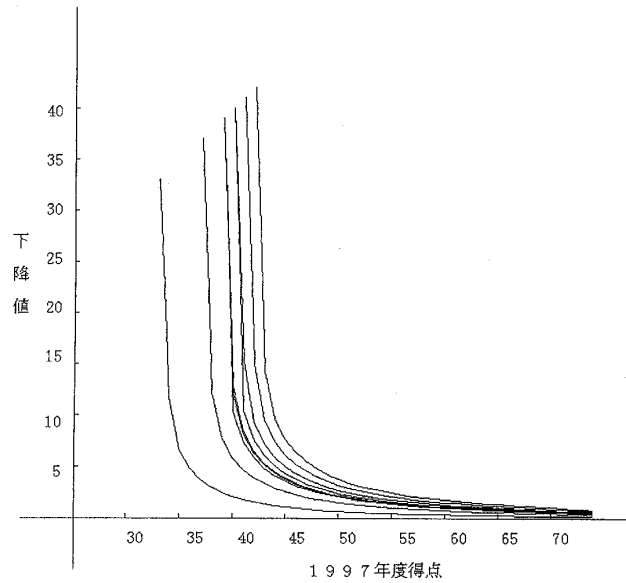


図 2.2 c 同順位得点の下降値 (偏差値)

をY軸にとって、両者の関係を示したものである。卑近な表現を用いれが、1997年度の入学者の最高点が $z_0$ のとき各年度の入学者の最高点はどの程度低下するかを示すものである。

一部のグラフが重なっているが、もっとも下の曲線が1998年度の低下量を表し、もっとも上部の曲線が2007年の低下量である。年度によって相違があるが、何れも $z_0$ が350点から450点のところまで曲線が急上昇している。これは、それぞれの年度になるとセンター試験の総参加者数が1997年度における $z_0$ 以上の参加者数に近づいてくる事を意味する。このグラフの特徴は満点である800点に近いところは余り影響がないが、600点台の前半から500点台になると、低下量は著しくなる、という点である。この値の変化の分析については4章で論ずる。

表3aおよび同bは、今後の10年間における対応する同順位得点 $z$ を1997年度のセンター試験の得点 $z_0$ のそれぞれの値に対してまとめたものであって、図2.2の結果を数値的に示したものである。この表では同順位得点を示している。

現在の大学入学者は輪切り構造を呈してお

り、しかもその構造はかなり堅牢であって、その意味で輪切り構造は好むと好まざるに関わらず比較的固定しているといえよう。図2.3はこの輪切りの厚さを旺文社の資料(蛍雪時代7月号特別付録, 1997)にあるデータを用いてプロットしたものである。いずれも1997年度の大学合格者のとったセンター試験の得点の上位20%(上位得点)と下位5%(下位得点)の平均を中位得点としてプロットし、上位得点と下位得点を結ぶ線分を描いたものである。aについては国公立大学の52の法学部を、bは国公立大学の102の理学部を抽出してまとめたものである。図より、上位得点と下位得点の差、すなわち輪切りの厚さは50点から100点程度に分布している事が分かる。もし得点の下降値すなわち $(z-z_0)$ が20点から30点にでもなれば、それぞれの大学にはかなり深刻な問題を投げかけることになろう。この点についても4章で議論する。

以上の予測はセンター試験の得点分布が正規分布であることを前提としている。実際の得点分布は正規分布からずれているが、そのずれは高得点や低得点に現れており、中位の得点に対する上記の推論には余り影響がないのではないかと考えられる。

表 3 同順位得点の数値結果 (センター試験 5 科目)

表 3 a 総合文系

	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007
380	254									
400	351									
420	389	289								
440	418	380	332	303	313	302				
460	444	420	400	394	395	393	382	363	297	
480	467	450	438	434	435	434	428	420	403	380
500	490	477	468	465	466	465	461	456	446	435
520	512	501	494	493	493	493	490	486	479	471
540	533	525	519	518	518	518	515	512	507	501
560	554	547	542	541	542	541	539	537	533	528
580	575	569	565	564	564	564	562	560	557	553
600	595	590	587	586	586	586	585	583	580	577
620	616	611	608	608	608	608	606	605	602	600
640	636	632	630	629	629	629	628	627	624	622
660	657	653	651	650	650	650	649	648	646	644
680	677	674	672	671	671	671	670	669	667	666
700	697	694	692	692	692	692	691	690	689	687
720	718	715	713	713	713	713	712	711	710	708
740	738	735	734	733	734	733	733	732	731	729

表 3 b 総合理系

	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007
440	360									
460	420									
480	454	394								
500	481	451	421	409	413	409	382			
520	506	486	470	466	467	466	457	446	418	344
540	529	514	504	501	502	501	496	490	478	462
560	551	540	532	530	531	530	527	522	515	506
580	573	564	558	556	557	556	553	550	545	538
600	594	586	582	580	581	580	578	576	571	566
620	615	608	604	603	604	603	602	599	596	592
640	635	630	627	626	626	626	624	622	619	616
660	656	651	648	647	648	647	646	645	642	639
680	676	672	670	669	669	669	668	667	664	662
700	697	693	691	690	690	690	689	688	686	684
720	717	714	712	711	711	711	710	709	707	706
740	737	734	733	732	732	732	731	730	729	727

表 3 c 偏差値

	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007
34	22.3									
36	31.2									
38	35.0	25.8								
40	37.9	34.2	29.7	27.2	28.0	27.2				
42	40.4	38.1	36.1	35.5	35.7	35.5	34.4	32.7	27.1	
44	42.8	41.1	39.9	39.5	39.6	39.5	38.9	38.1	36.6	34.4
46	45.0	43.7	42.9	42.6	42.7	42.6	42.2	41.7	40.8	39.6
48	47.2	46.2	45.5	45.3	45.4	45.3	45.0	44.6	44.0	43.2
50	49.3	48.5	47.9	47.8	47.8	47.8	47.6	47.3	46.8	46.2
52	51.4	50.7	50.3	50.1	50.2	50.1	50.0	49.7	49.3	48.9
54	53.5	52.9	52.5	52.4	52.4	52.4	52.3	52.1	51.7	51.3
56	55.6	55.0	54.7	54.6	54.6	54.6	54.5	54.3	54.0	53.7
58	57.6	57.1	56.9	56.8	56.8	56.8	56.7	56.5	56.3	56.0
60	59.6	59.2	59.0	58.9	58.9	58.9	58.8	58.7	58.5	58.2
62	61.7	61.3	61.1	61.0	61.1	61.0	60.9	60.8	60.6	60.4
64	63.7	63.4	63.2	63.1	63.1	63.1	63.0	62.9	62.8	62.6
66	65.7	65.4	65.3	65.2	65.2	65.2	65.1	65.0	64.9	64.7
68	67.8	67.5	67.3	67.3	67.3	67.3	67.2	67.1	67.0	66.8
70	69.8	69.5	69.4	69.4	69.4	69.4	69.3	69.2	69.1	68.9
72	71.8	71.6	71.5	71.4	71.4	71.4	71.4	71.3	71.2	71.1
74	73.8	73.6	73.5	73.5	73.5	73.5	73.4	73.4	73.3	73.2

各行の左端は 1997 年度の得点を示す。各列はこれに対応する各年度の同順位得点を示す。



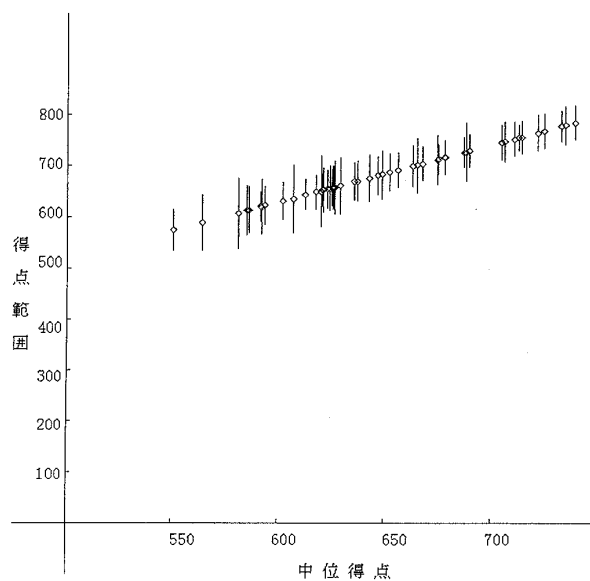


図 2.3 a 輪切り構造 (国公立大学法学部)

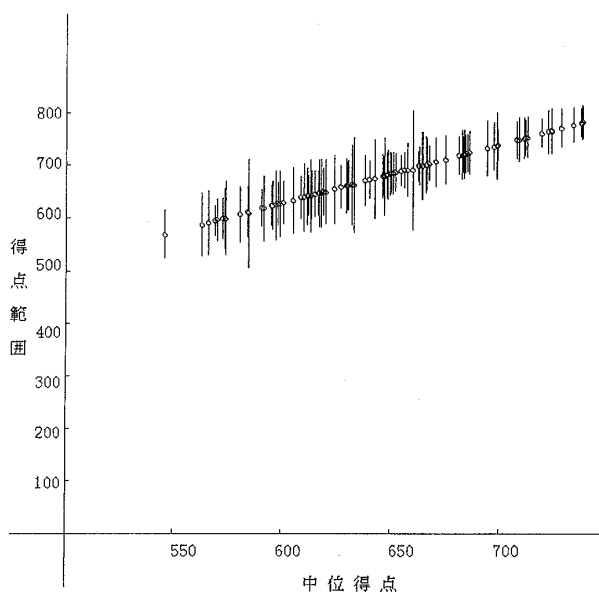


図 2.3 b 輪切り構造 (国公立大学理学部)

### 2.3 同順位偏差値の年次変化

偏差値とは(6)式で、 $M=50$ 、 $\sigma=10$ に変換した場合の得点である。この場合、いわば得点分布の形を最初から固定しているので、2.1節および2.2節での議論同様、志願者  $N(y)$  の値の減少のみから同順位得点を求めることができる。図 2.2 c と表 3 c は図 2.2 a, b や表 3 a, b と同様のものを偏差値について描いたものである。偏差値であるので、得点は 0 点

から 100 点の間に分布する。そのため、 $y$  軸のスケールを  $1/10$  にしている。

上に挙げた旺文社の難易ランク表(蛍雪時代7月号特別付録, 1997)は、受験科目数の如何に関せずその結果が偏差値で示されているので、受験者数の動向が大短志願者数と対応する限り、ここでの結果をそのまま使えらと考えると良いであろう。尺度の相違を考慮すればほぼ図 2 a, b と c の結果は同様である

が、下降値は偏差値の方が小さい。それはそもそも偏差値が50点付近に集中するからであって、したがって僅かの低下量もその結果はかなり深刻な事態を意味すると考えるべきであろう

### 3. センター試験（2科目）の場合の予測手順

#### 3.1 予測の前提

第2章で用いた手順に従って対応する同順位得点の低下量を求めるためには、各試験科目の合計得点分布の統計量、すなわちその平均値と標準偏差を求めておかねばならない。

5科目受験の場合の総合文系と総合理系に対するこれらのデータは、大学が必要とする場合、センターから入手することができる。しかしながら、2科目の合計点の統計量は入手可能ではない。したがって、これらの統計量を必要とする場合は、何らかの方法でこれらを求めねばならない。

そのため、ここでは次のような考察を行った。その第1は科目の選択に関するもので、文系として英語と国語を、また理系として英語と数学の2科目を主要な科目として注目することにした。以下、それぞれを文系科目および理系科目と呼ぶことにする。第2にセンター試験における英語と国語及び英語と数学の合計点の分布を求めることである。本来であれば、この分布はセンター試験の個々の参加者の得点を用いて求めるべきことであるが、入試センターはその立場からして、このような外部からの要請には応えないという立場をとっている。ここでは以下に述べるように、正規乱数を用いて、2科目の得点分布から合計点の得点分布を導くことにした。

#### 3.2 複数科目の合計点導出の手順<sup>(4)</sup>

さてセンター試験における各学生の得点は互いに相関を持っていることはない。かつ得点に影響する要因はきわめて多様である。したがって、各受験生の得点を正規分布する乱

数で表現することができる。正規乱数はよく知られているように、一様乱数の和として求めることができる。ここでは一様乱数20個の和の平均を用い、これを正規乱数として扱うことにした。

平均値が  $M$  で標準偏差が  $\sigma$  の関数分布乱数  $x$  はつぎの線形変換で平均値が  $M'$  で標準偏差が  $\sigma'$  の関数分布乱数  $x'$  となる。

$$x' = \frac{\sigma'}{\sigma}(x - M) + M' \quad (9)$$

(9)式を用いれば、上記の方法で求めた正規乱数の平均値と標準偏差から、任意の平均値と標準偏差を持つ正規乱数を求めることができる。

このようにして、例えば1997年度のセンター試験の数学2科目の平均値と標準偏差を再現する正規乱数を求めることができた。この乱数の一つ一つが参加者の得点に対応している。さてこの受験者が同じく英語の試験に参加するとする。その得点をどのように求めるかが問題である。さし当たりつぎの2つの要因に注目する。1つはよく言われることであるが、数学のできる生徒は英語もよくできるということである。他の要因はこれとは反対で、英語には英語の独自性があり、数学の得点と英語の得点とは必ずしも対応しないということである。ここではこれら2つの相反する要因を考慮して、英語科目の得点  $Z_{英}$  を2つの項の和で与えられるとする。その第1は数学の得点と相関性の高い部分であり、第2は英語に固有な部分である。このような考えで、第1項の  $x_{英}$  としては、数学の得点を求めたときと共通の正規乱数から決まる部分を取り、第2項の  $\Delta$  としては、数学の得点を求めた乱数とは独立な正規乱数から決まる部分とする。すなわち

$$Z_{英} = x_{英} + \Delta \quad (10)$$

これは英語の「学力」が、数学と共通する「学力  $x_{英}$ 」に英語特有の「学力  $\Delta$ 」が付け加

わったものであると考える事を表している。ここに、 $x_{英}$  の平均値は英語の平均値であり、 $\Delta$  は各  $x_{英}$  の周りに分布する。当然ながら  $Z_{英}$  は英語の得点の標準偏差を持たなければならない。

ここで後の議論のため、 $x_{英}$  と  $\Delta$  とがそれぞれ独立な正規乱数であるとき、 $x_{英} + \Delta$  が果たして正規乱数になるか否かについて触れておこう。このことは多次元正規分布の結果としてすでによく知られていることではあるが、ここでは敢えて紹介しておく。乱数  $x_{英}$  は正規分布が与える確率変数  $x_{英}$  の値で決まる確率で発生するが、これに対して  $x_{英}$  から  $\Delta$  の距離にある独立な乱数  $\delta$  を加えれば、その結果が  $(x_{英} + \Delta)$  の分布を示すことになる。したがってこの分布は2つの独立な正規分布の合成になる。

正規乱数の合成に関してはつぎの定理が成り立つ。証明は簡単なのでここでは省略する。

$$\int_{-\infty}^{\infty} dz F(M_1, \sigma_1, z) F(M_2, \sigma_2, x+z) = F(M_1 + M_2, \sqrt{\sigma_1^2 + \sigma_2^2}, x),$$

$$F(M, \sigma, x) \equiv \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} e^{-((x-M)/\sigma)^2/2} \quad (11)$$

ここで  $x$  が  $x_{英}$  であり、 $z$  が  $\Delta$  とすれば英語の得点分布となる。但しこの場合には合成の結果の標準偏差がもとの英語の得点の標準偏差になるように  $\sigma_1$  と  $\sigma_2$  を選ばねばならない。英語の得点の標準偏差を  $\sigma_{英}$  とおくと  $x_{英}$  と  $\Delta$  の標準偏差をそれぞれ  $p\sigma_{英}$  及び  $q\sigma_{英}$  と置くことができる。但し  $p$  と  $q$  との間には

$$p^2 + q^2 = 1 \quad (12)$$

の関係が成り立つ。

さて、数学の得点を表す正規乱数  $x_{数}$  およびそれを生成する元の正規乱数  $x$  の平均値と標準偏差をそれぞれ、 $\sigma_{数}$ 、 $M_{数}$  および  $\sigma$ 、 $M$  とする。また  $x_{英}$  の平均値を  $M_{英}$  とすれば、上に述べた通り  $x_{数}$  と  $x_{英}$  は同一の正規乱数  $x$  から生成しているの、(9)式から、

$$x_{数} = \sigma_{数}/\sigma (x - M) + M_{数} \quad (13 a)$$

$$x_{英} = p\sigma_{英}/\sigma (x - M) + M_{英} \quad (13 b)$$

と表せる。この式の辺々を加えると

$$x_{数} + x_{英} = \frac{\sigma_{数} + p\sigma_{英}}{\sigma} (x - M) + M_{数} + M_{英} \quad (14)$$

となる。(14)式は  $(x_{数} + x_{英})$  が平均値  $(M_{数} + M_{英})$ 、標準偏差  $(\sigma_{数} + p\sigma_{英})$  で分布する正規乱数をなすことを示している。 $(x_{数} + x_{英})$  が  $\Delta$  と互いに独立な正規乱数から生成されたものであるの、結局  $(x_{数} + x_{英} + \Delta)$  もまた正規乱数をなし、その平均値および標準偏差は以下の通りである。

$$(x_{数} + x_{英} + \Delta) \text{ の平均値: } (M_{数} + M_{英}) \quad (15 a)$$

$$(x_{数} + x_{英} + \Delta) \text{ の標準偏差: } \sqrt{\sigma_{数}^2 + 2p\sigma_{数}\sigma_{英} + \sigma_{英}^2} \quad (15 b)$$

この結果は数学と英語に関して対称になっているので、英語から出発しても正規乱数としては同一の分布を与えることが分かる。

もし数学と英語の合計点の実際の分布を個々の受験生の数学と英語の合計点から求めることができれば、その分布の統計量から  $p$  の値を導くことができる。ここでは  $p > q$  と  $p < q$  の2つの場合を示すことにし、 $(p, q) = (0.8, 0.6)$  および  $(p, q) = (0.6, 0.8)$  の2組を用いた。

実際に上の手順に従って合計点分布を求めた結果が図3.1である。数学および英語の得点分布の統計量は1997年度のセンター試験の結果である表4の値を用いた。このグラフは  $p$  を0.8にとり、数学と英語の得点の合計点を数学から出発した場合と英語から出発して求めた場合の両方について描いたものである。ただし、英語および合計点の得点分布は100点だけ右側にずらしてある。両者の標準偏差をそれぞれ求めたところ、数学の得点から英語の得点を求めた場合70.79であり、英

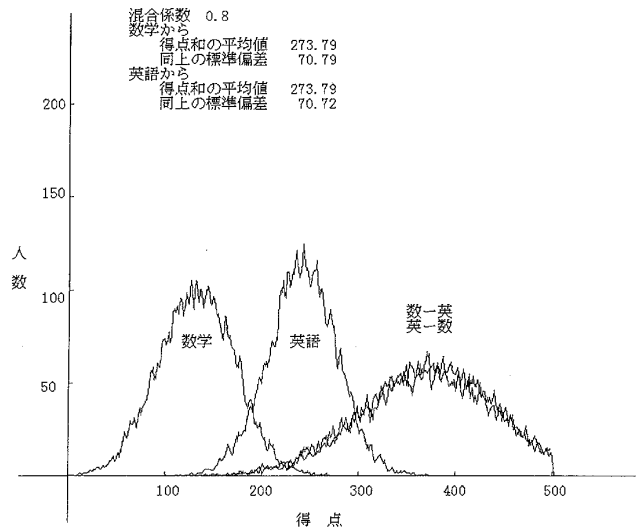


図 3.1 数学と英語 2 科目の得点分布から合成した得点分布  
 正規乱数は 1 万個用いている。英語と合計点のグラフは  
 右に 100 点ずらして描いてある。合計点の分布は合成の  
 順序にはよらない。

表 4 1997 年度センター試験の得点の統計データ

種 別	数学 2 科目	英 語	国語 I・II
参加人数	290,935	430,192	366,588
平均 値	132.1	141.7	143.0
標準偏差	39.4	35.6	29.4

語の得点から数学の得点を求めた場合は 70.72 となって、両者は統計誤差の範囲で十分一致していると見なしてよい。このように、何れも同一の正規分布を与えることが数値実験からも示された。なお、用いた乱数の個数は 10,000 個である。

### 3.3 センター試験 (2 科目) の場合の同順位得点の年次変化

前節で 2 科目の合計点を正規分布として求めることができたので、2 章で述べた方法を用いて文系科目および理系科目それぞれの合計点について、1997 年度の得点に対する同順位得点の年次変化を求めることができる。文系科目と理系科目の得点に関するデータは表 4 の通りであるので、(15 a), (15 b) 式を用いれば、表 5 の通り平均値と標準偏差を求めることができる。

ここに、実際に(7)式を用いて同順位得点を求めるためには、理系科目および文系科目それぞれのセンター試験参加者数を求めねばならない。ここでは、英語と数学 2 科目の受験者数の平均をとって理系 2 科目の参加者数とする。同様に文系の参加者数は英語と国語 I・II の受験者の平均とする。すると、表 4 より理系、文系それぞれの参加者はそれぞれ、360,564 名および 398,390 名となる。そして各年度における文系科目および理系科目参加者数として、各年度の全大短志願者数をこの比で分けた値を用いることにした。

こうして、図 2.2 と同様に同順位得点の年次変化を求める事ができる。その結果を図

表 5 センター試験の文系・理系科目の統計データ

種 別	文系科目	理系科目
参加人数	398,390	360,564
平均 値	284.7	273.8
標準偏差 ( $p=0.6$ )	58.20	67.10
( $p=0.8$ )	61.70	71.10

センター試験の国語 I・II と英語及び英語と数学 2 科目の得点分布から合成した文系科目と理系科目の標準得点と平均値と標準偏差。p は 2 科目の得点分布を合成する際の合成係数である。

3.2に示す。ここでaとbは $p$ が0.6および0.8の場合の文系科目について、またcとdは同じく理系科目についての結果である。ただしここでは満点を800点とするため、表5の平均点と標準偏差をそれぞれ2倍して用いた。また、これに対応する同順位得点の数値結果を表6a~6dに示している。これらの結果は2章で求めたものと大差はないが、前節の結果と合わせていえることはとくにここ数年の変化が顕著であるという点である。グラ

フから分かるように1998~2000年までの曲線がかなり分離しているのに対して、それ以後の曲線は近接している。この点については4章で改めて議論する。

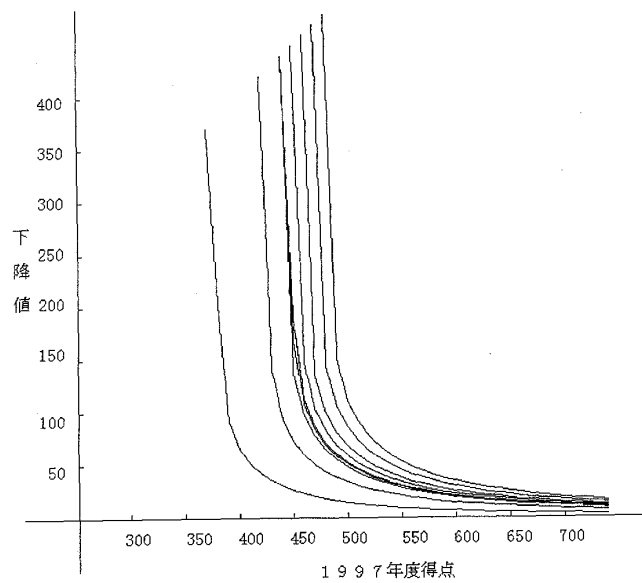


図3.2 a 文系 ( $p=0.6$ )

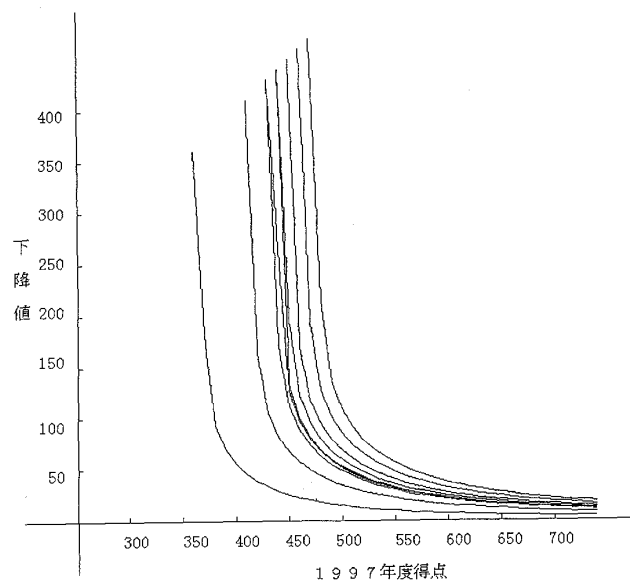


図3.2 b 文系 ( $p=0.8$ )

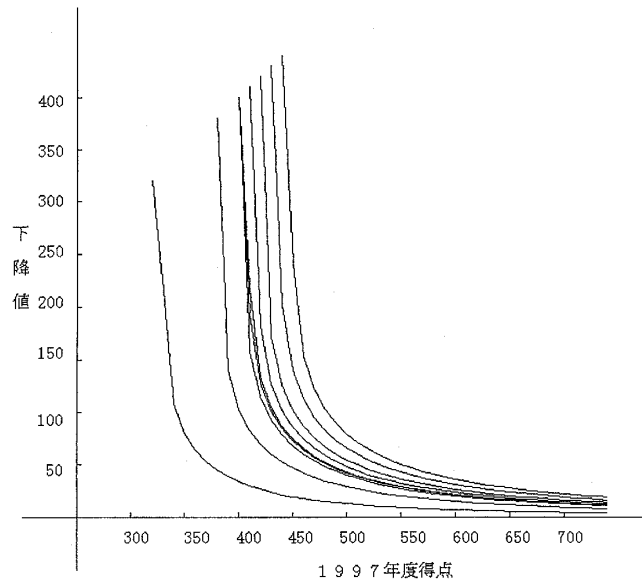


図 3.2 c 理系 ( $p=0.6$ )

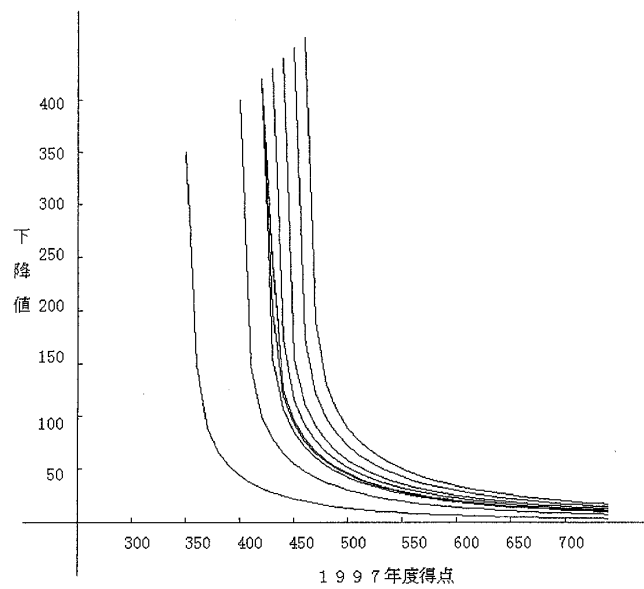


図 3.2 d 理系 ( $p=0.8$ )

表 6 a 同順位得点の数値結果 (センター試験 2 科目)  
表 6 a 文系 ( $p=0.6$ )

	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007
380	177									
400	335									
420	378									
440	410	347								
460	437	401	363	349	353	348	313			
480	462	437	416	410	412	410	398	381	337	
500	486	466	452	448	449	448	441	432	414	389
520	508	493	482	479	480	479	474	468	457	443
540	530	517	509	507	508	507	503	498	490	481
560	551	541	534	532	533	532	529	526	519	512
580	573	564	558	556	557	556	554	551	545	540
600	593	586	581	580	580	579	577	575	570	565
620	614	607	603	602	602	602	600	598	594	590
640	635	629	625	624	624	624	622	620	617	613
660	655	650	647	646	646	646	644	643	640	636
680	676	671	668	667	667	667	666	664	662	659
700	696	692	689	688	688	688	687	686	683	681
720	717	712	710	709	709	709	708	707	705	702
740	737	733	731	730	730	730	729	728	726	724

表 6 b 文系 ( $p=0.8$ )

	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007
380	286									
400	345									
420	382	255								
440	412	359	270		177					
460	438	403	372	361	364	361	338	291		
480	462	437	418	412	413	412	401	386	353	266
500	485	466	452	448	449	448	441	432	415	392
520	508	492	481	478	479	478	473	467	455	442
540	530	516	508	505	506	505	502	497	488	478
560	551	540	533	531	531	531	528	524	517	509
580	572	563	556	555	555	555	552	549	543	537
600	593	585	579	578	578	578	576	573	568	563
620	614	606	602	601	601	601	599	596	592	588
640	634	628	624	623	623	623	621	619	615	611
660	655	649	645	644	645	644	643	641	638	634
680	675	670	667	666	666	666	664	663	660	657
700	696	691	688	687	687	687	686	684	682	679
720	716	712	709	708	708	708	707	706	703	701
740	736	732	730	729	729	729	728	727	725	722

表 6 c 理系 ( $\rho=0.6$ )

	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007
340	232									
360	296									
380	335									
400	366	297								
420	393	350	305	286	292	286	238			
440	419	387	361	353	355	353	338	314	238	
460	442	418	400	395	396	394	385	373	347	307
480	465	446	432	428	429	428	421	413	397	377
500	487	471	460	457	458	457	452	446	434	421
520	509	495	486	484	484	484	480	475	466	455
540	530	519	511	509	509	509	505	501	494	486
560	551	541	535	533	533	533	530	526	520	513
580	572	563	558	556	556	556	553	550	545	539
600	593	585	580	579	579	579	576	574	569	564
620	614	607	602	601	601	601	599	596	592	588
640	634	628	624	623	623	623	621	619	615	611
660	655	649	645	644	644	644	643	641	637	634
680	675	670	666	665	666	665	664	662	659	656
700	696	691	687	687	687	687	685	684	681	678
720	716	711	708	708	708	708	706	705	702	700
740	736	732	729	728	729	728	727	726	724	721

表 6 d 理系 ( $\rho=0.8$ )

	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007
360	211									
380	314									
400	356									
420	388	320								
440	415	375	333	315	321	315	267			
460	440	412	389	381	384	381	368	348	286	
480	464	443	427	422	423	422	414	403	382	350
500	487	470	458	454	455	454	449	442	428	412
520	509	495	485	483	483	483	478	473	463	452
540	530	519	511	509	509	509	505	501	493	485
560	552	542	535	533	534	533	530	527	521	514
580	573	564	558	557	557	557	554	551	546	541
600	593	586	581	580	580	580	577	575	570	566
620	614	607	603	602	602	602	600	598	594	590
640	635	629	625	624	624	624	622	620	617	613
660	655	650	646	645	646	645	644	642	639	636
680	676	671	667	667	667	667	665	664	661	658
700	696	691	689	688	688	688	687	685	683	680
720	716	712	709	709	709	709	708	706	704	702
740	737	733	730	730	730	730	729	727	725	723

表の見方は表 3 に同じ。



#### 4. 同順位得点の年次変化の分析

本章では、同順位得点の年次変化の結果について包括的に議論する。

最初に、センター試験5科目受験の場合について考察しよう。図4.1は横軸に年度を縦軸に1997年度の同順位得点をとって、年度の経過と共に同順位得点がどのように低下して行くかを示したものである。図4.1aは総合文系の場合、そして同4.1bは総合理系の場合のグラフである。

まず、同順位得点の年次変化の特徴を調べてみよう。そのために、図4.1aにおいて、変化が顕著に現れている低同順位得点の曲線、例えば450点の曲線に注目する。グラフより、1998年から2000年にかけては、急激に同順位得点が下降する事が分かる。その後2003年までは変化は緩和されほぼ安定状態を保つが、2004年以降は再び急激な下降に転ずる。これは、大短志願者あるいは18歳人口の減少形態の直接的な表れであり、その意味

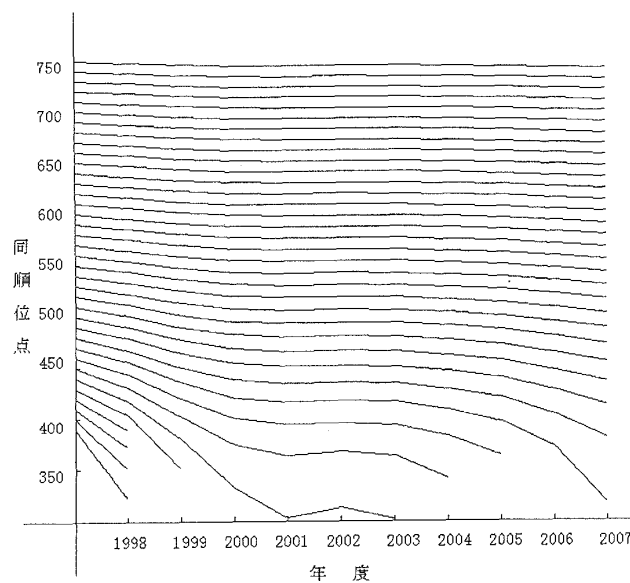


図4.1 a 同順位得点の年次変化（総合文系）

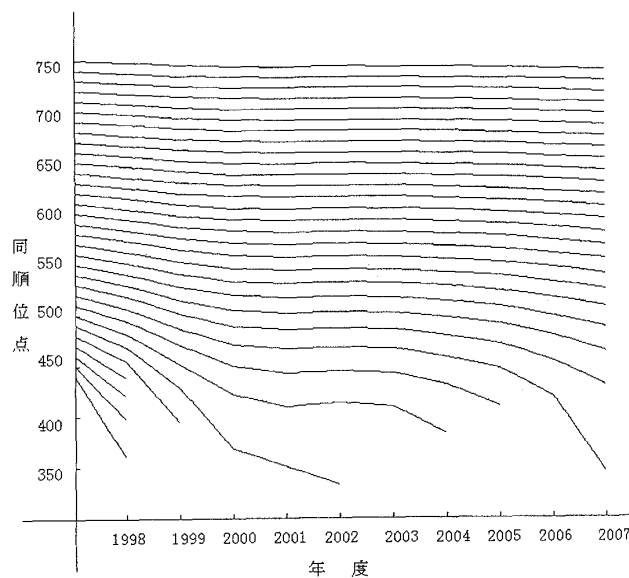


図4.1 b 同順位得点の年次変化（総合理系）

で程度の差こそあれこの特徴はより高い同順位点領域においても認められる。総合理系においても同様である。また、変化量すなわち同順位得点の下降値の大きさは、得点が600点未満になると急激に大きくなる。これは2.2節でふれた図2.2aからより直接的に確かめられる。一方総合理系では、基準にとった1997年度の得点分布の標準偏差が総合文系よりも若干小さいため、変化は総合文系よりも大きくなる。このため、総合理系の場合は600点台の前半から下降値の値が大きくなっている。

さて、これら同順位得点の下降がどのような影響をもたらすのであろうか。この点について考察してみよう。図4.2は図4.1と同じく同順位得点の年次変化をのグラフを、1997年度の得点が750点から450点まで100点刻みで4本のグラフをプロットしたものである。図4.2aは総合文系についてのグラフそして同bは総合理系についてのものである。ここでは、2.2節の図2.3で示した大学の輪切りの厚さを700点台および600点台について示している。

まず図4.2aをみてみよう。ここに、合格の中位得点が700点台の大学の輪切りの厚さの平均は81点であり、600点台のそれは75点であった。国公立大学の法系学部の場合には、合格の中位得点が500点台の大学がなく、そのため厚さを図示していない。このグラフから次の事を読みとることができる。まず1997年の合格者の最高得点が750点の大学の場合、2007年における下降値は10点程度であり、これは輪切りの厚さに対して約1割強の低下でしかない。つまり単純に言えば、成績上位の1割がより得点の高い大学に移る事に対応する。しかし変化の程度は緩やかなので下降の影響はそれ程大きくないと言ってよいであろう。次に、同じく650点について調べると下降値は輪切りの厚さの2割強になり、これは750点の場合の2倍にあたる。年次変化をみると、2000年までの3年間に10年間の全変化量の6割弱の変化があることに注意する必要がある。

次に、図4.2bで総合理系について同様の考察をしてみよう。ここに、700点台の大学の輪切りの厚さの平均は90点、600点台につい

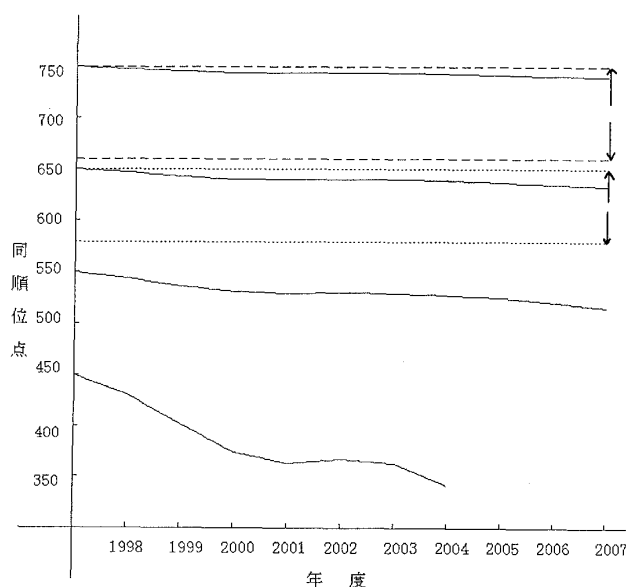


図4.2a 同順位得点の年次変化 (総合文系)  
矢印で示してあるのは、上から中位得点が700点台および600点台の国立法学部の輪切りの厚さである。

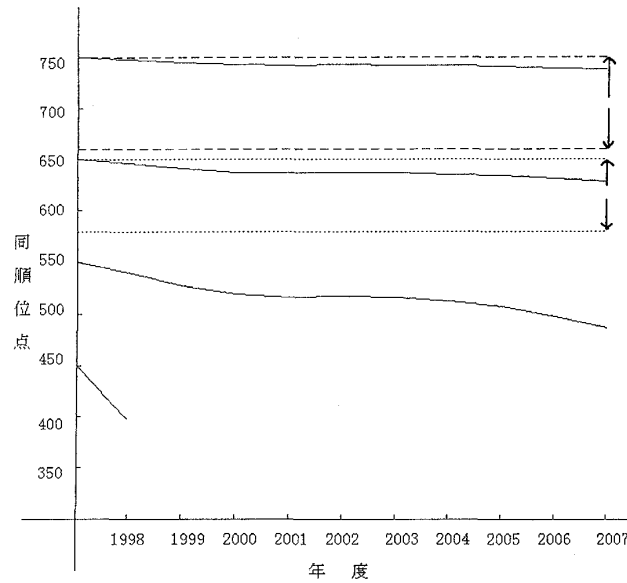


図 4.2 b 同順位得点の年次変化 (総合理系)

矢印で示してあるのは、上から中位得点が700点台および600点台の国立理学部の輪切りの厚さである。

ては71点であった。総合理系の場合は上に述べた通り、変化量は総合文系の場合よりも大きくなる。その結果750点の大学については、10年間で下降幅の値は輪切りの厚さに対して約15%程度になる。一方650点の大学については輪切りの厚さの約3割に達し、単純に考えると10年間で上位3割の学生がいなくなる事になる。年次変化をみるとやはり2000年までの3年間で10年間の変化量の約6割弱の降下がある。言うまでもなく得点がこれ以下の大学にあってはこの傾向がより深刻になって行く。

次に、センター試験2科目受験の場合の文系および理系について図4.3でみる。ただし、図4.2との対応を見やすくするために、800点満点となるよう得点を2倍して図示している。2科目受験の場合は得点の合成に関するパラメータ $p$ に結果が依存するので、3.2節で述べた様に、 $p$ の値が0.6と0.8の2通りについて求めたが、結果はあまり変わらないので $p=0.8$ の場合について示している。ここに、図4.3 a, bはそれぞれ、文系および理系についての結果である。(15 b)式よ

り、 $p$ の値によって合成した得点の標準偏差が異なってくる。そして標準偏差の違いは、得点分布のすそ野が問題になる低順位得点でより大きく現れる。また(15 b)式から分かるように、 $p$ の値が大きくなるにつれて合計点の標準偏差が大きくなるので、下降値も小さくなる。つまり変化は相対的に緩やかになる。表1と表5を比べれば分かる様に、2科目の合計点の分布は5科目のそれに比べて標準偏差が小さくなっているため、変化の幅は大きくなる。まず図4.3 a, すなわち $p=0.8$ の場合の文系についてみると、1997年の得点が650点の場合10年間で下降値は27になり、これは輪切りの厚さ79の約35%に達する。 $p=0.6$ の場合もほとんど同じ結果である。bの理系についても同じく650点のところをみると、 $p=0.8$ の場合で10年間の下降値は輪切りの幅の約30%に達し、これは $p=0.6$ でもほぼ同様である。いずれにしても、5教科の場合よりも大きな変化になる事になりなく、その影響は大きい。

最後に、以上の傾向を偏差値の場合についてみたのが、図4.4である。偏差値の場合は、

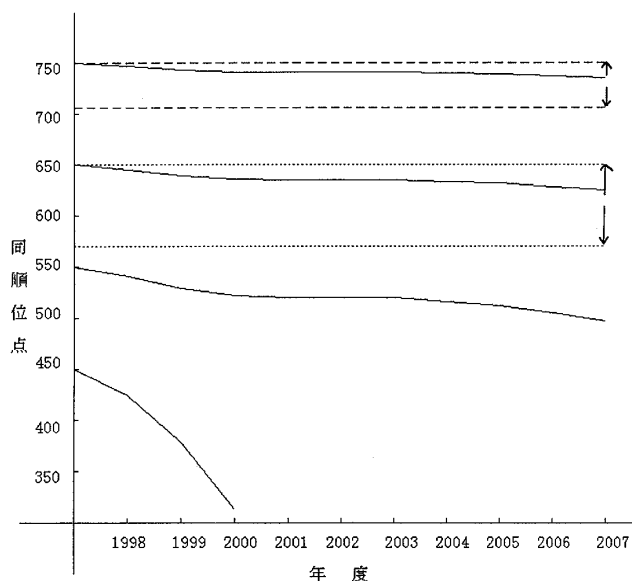


図 4.3 a 同順位得点の年次変化 (2科目文系)  
 図 4.2 と同様に、輪切りの厚さを示してあるが、これはセンター試験 2 科目受験の国立法学部の値の平均をとったものである。p の値は 0.8 である。

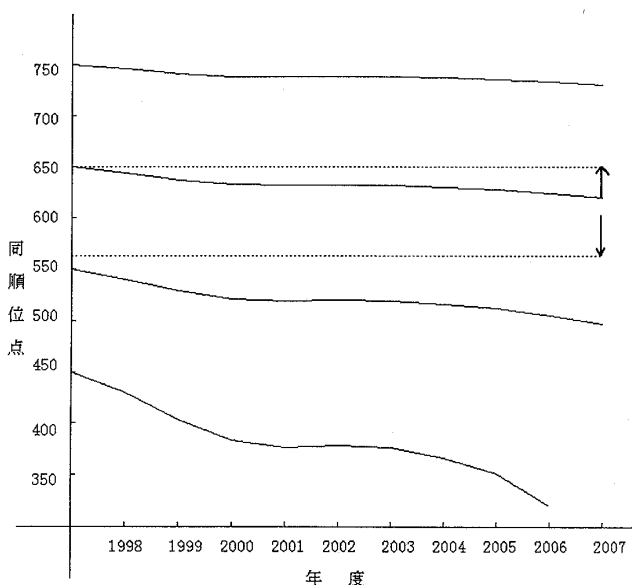


図 4.3 b 同順位得点の年次変化 (2科目理系)  
 輪切りの厚さは、センター試験 2 科目受験の国立理理学部の値の平均をとったものである。この場合、700 点台には該当する大学がなかったので示していない。p の値は 0.8 である。

これまで引用してきた旺文社の資料を調べると、入試科目が 4 科目以上の場合、輪切りの厚さは全偏差値領域にわたってほぼ 9~11 の間に収まっているので、ここでは一律に 10

点を厚さとしてとる事にした。この偏差値のグラフからは、私立大学についての変化そして、さらには、センター試験の結果を偏差値に焼き直した場合には国公立大学についても

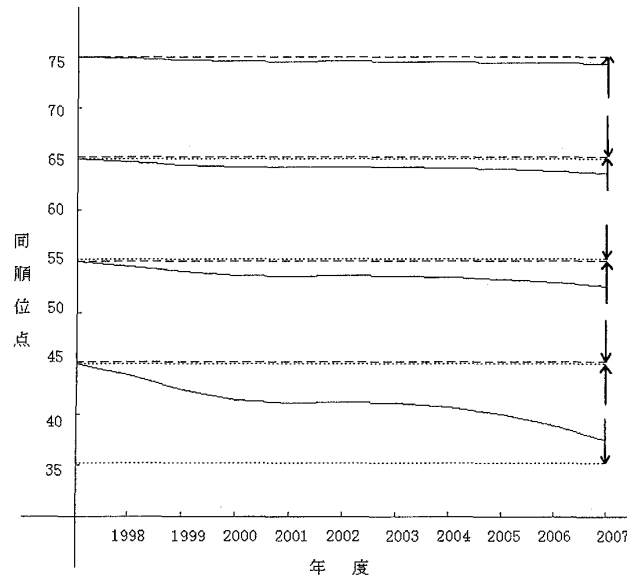


図 4.4 同順位得点の年次変化 (偏差値)  
輪切りの厚さは 10 にとってある。

同順位得点の変化の情報を得る事ができる。グラフより、1997 年の偏差値が 65 の大学の場合 10 年間で 1.3 の低下でこれは幅の 13% 程度である。偏差値が 60 以上の大学については 10 年間の下降値は 2 割未満に収まっている。しかし、偏差値が 55 の場合は 25%、そして偏差値が 50 未満の大学の場合は下降値は 4 以上つまり幅の 4 割以上に達する。例として偏差値が 45 の場合を取り上げると、2000 年までに下降値は幅の 35% 程度つまり約 1/3 程度に達し 2007 年には 8 割にまで達することになり、その影響は甚大である。

### 5. 浪人の影響

今までの計算結果では、センター試験の得点  $x$  以上の受験生は、その点数が合格圏内にあるいずれかの大学に大学に入学するものとみなしてきた。しかし、実際にはその得点で合格できる大学があってもその大学には行かず、浪人生活を送る受験生が存在する。その意味で、(2)式で順位を求める際には、実際にこの中から浪人生の分だけ差し引かなければならない。本章ではその影響について考察してみよう。

浪人生がセンター試験の各得点に対してどのように分布するのかは明らかではない。そこで最初の試みとして、浪人生の数を次のように論じ易い形に仮定して考察することにする。

今実際に大学に入学するのは、(6)式の正規分布に  $\exp(-\lambda(x_M-x))$  を乗じた

$$d'(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} e^{-\lambda(x_M-x)} e^{-((x-M)/\sigma)^2/2} \quad (16)$$

で表せるものとする。ここに  $x_M$  はセンター試験の最高点である。(16)式は、低得点になる程浪人として大学入学者から抜けて行く割合が高いという考えを端的に表したモデルである。ここに最高点以上の部分は(2)式の積分などには殆ど寄与しないので、(16)式の指数が正になる部分は気にしなくともよい。(16)式を(5)式に代入し積分変数を適当に変換すると(7)式の代わりに

$$\int_{(z-\lambda\sigma^2-M)}^{\infty} dt e^{-t^2/2} = N(1997)/N(y) \int_{(z_0-\lambda\sigma^2-M)/\sigma}^{\infty} dt e^{-t^2/2} \quad (17)$$

が得られる。ここに(7)式との違いは、積分の下限値において、 $z \rightarrow (z - \lambda\sigma^2)$ ,  $z_0 \rightarrow (z_0$

$-\lambda\sigma^2$ )と、 $z$ の値が $\lambda\sigma^2$ だけずれていることである。これは、例えば、表3の同順位得点の対応を $\lambda\sigma^2$ ずつずらす事に対応する。つまりこの表を $(z_0, z)$ の表ではなく、 $(z_0 - \lambda\sigma^2, z - \lambda\sigma^2)$ の表としてみることになる。したがって、 $\lambda\sigma^2$ の値が大きいとこれまでの同順位得点からのずれが大きくなる。

それでは、 $\lambda$ の値はどの程度になるのだろうか？ データによると（カレッジマネジメント, 1997: pp. 10-11), 1997年の浪人生は全志願者の約15%である。そこで、今仮に最高点の半分である $x=400$ 点のところで、15%の受験生が浪人となったと考えると、

$$0.85 = \exp(-400\lambda) \quad (18)$$

より、 $\lambda \doteq 0.0004$ となる。表1より、センター試験の得点分布の $\sigma$ は100程度であるから、 $\lambda\sigma^2 \doteq 4$ となる。一方問題となる同順位得点 $z$ の値は数百点以上であるので、この $\lambda\sigma^2$ がもたらすずれの影響は高々1%程度であることになる。したがって、同順位得点の降下が激しい低順位得点領域でなければ影響はほとんどない。ところで、実際には浪人生の比率は年度毎に異なる。そこで、上で引用したデータを調べてみると浪人生の比率は10年後で約7%にまで減少すると予測されている。しかし、15%から7%の差は、 $\lambda\sigma^2$ にすると数点未満の差に収まり、したがって浪人生の影響はあまり考慮しなくてもよいように思われる。

## 6. 結 論

本論文では、18歳人口減少に伴う「学力」の低下を、1997年度のセンター試験の得点を基準として、それと同順位の得点が年度経過と共にどのように下降して行くかを求め、その結果について種々考察した。この考察は、センター試験5科目受験の場合の総合文系および理系型、さらに2科目受験の文系型および理系型、また最後に偏差値の場合の3通

りに分けて行った。

その結果、総合文系の場合、1997年度の合格者の上位得点が650点の大学をみると、10年間で上位成績の約2割の学生が、また総合理系の場合は約3割の学生がいなくなるという結果が得られた。したがって、600点台前半以下の大学にとって同順位点の下降の影響は深刻であるといえる。

センター試験2科目受験の大学の場合、上と同じく800点満点に換算して考察した。2科目受験型の場合、得点分布の標準偏差が5科目のそれよりも小さくなる傾向があるので、志願者数の減少の影響はより大きくなる。したがって文系、理系いずれについても同順位得点の下降値は5教科の場合のそれよりも大きくなり、文系、理系いずれも650点の大学で約3割ないしそれ以上の成績上位者がいなくなるという結果が得られた。

最後に偏差値でみると、偏差値が60未満の大学では成績上位者の2割以上が入学せず、さらに50未満の大学になるとこの数値が4割に達することになる。

以上の結果は全大学の平均であって、個々の大学では、それぞれの固有の条件によって、実際の結果は異なるであろう。しかしながら先にも述べたように、以上の結果は全大短志願者数の年次的な減少に基づくものであって、もし18歳人口の減少に基づけばその結果はさらに厳しいものになるであろう。

これらの年次変化の仕方に注目すると、上の変化はいずれも、2000年までの3年間にまず急激に同順位得点が下降し、その変化量は10年間の全変化量の6割弱に達する。その後2003年頃まで緩やかな小康状態が続き、2004以降はまた急激な下降に転ずるという特徴を持っている。これは、図1および表2に与えた大短志願者数の動向の直接的反映であり、その意味でこのような年次変化は当然の結果であると言える。そこで、学生を受け入れる大学側としては、まず2000年までの急激な変

化に対応できるような教育体制を整える事が急務で、続いて2003年までの小安定期にその体制を確立させ、再び訪れる2004年以降の急激な下降に備えるという対策をとる事が一つの対処の仕方として考えられよう。逆に言えば、もし2003年までの小安定期までに、新入学生に適合した教育体制を確立できなかった場合は、2004年以降の同順位得点の下降は大学における教育の遂行に致命的な事態を招く恐れがあると言える。

このような同順位得点の下降の傾向は、多くの大学教員がすでに痛感していることであろう。しかし、ここでその痛感の内容に数量的根拠を示し、新しく入学してくる学生に対する印象的予測を数量的認識に高めるのに必要な結果を示すことができたと思われる。そして今後の大学の対処の仕方を考える上での一つの判断材料を供する事ができたものと著者らは考えている。

なお、以上の予測は、全て得点の分布が正規分布で表されるという仮定の下に導かれたものである。一方、注(3)で触れた通り、センター試験の得点分布についてはWeibul分布によってよりよく再現されることが指摘されている(東京大学教養学部統計学教室, 1991: 129)。その意味で、分布の形をWeibul分布に変更することも意味があるであろう。ただし、予測の精度をさらに高めるためには、分布の形以外にも将来的な大短志願者数の予測等を含めて検討すべき点があるように思われる。したがって本稿の結果をさらに改善するためには、分布の形の改良と同時に、大短志願者数の予測等の不確定要因の検討を行うことが必要であり、それは今後の課題である。

## 謝 辞

長田博泰氏には、いつも快く議論に応じて頂き、また金明哲氏には統計分布等についてアドバイスを頂いた。札幌予備学院の片丸和男氏には論文の構想の段階で貴重な助言を頂

いた。最後に安保洋一氏を始め札幌学院大学入試課職員の方々には資料の提供等で多大な協力を頂いた。いずれもここに記して深謝したい。

なお、本論文で行った計算結果は、いずれも、潮田康夫氏によって開発されたフリーソフト「N88 互換 BASIC for Windows」を用いて得られたものである。付記して感謝の意を表明する。

## 注

(1) 本学では1993年度以降入学試験受験者数が減少している。以下はそれぞれの前年度と比較したときの減少率及びそれぞれの年度における18歳人口の減少率である。

	1993	1994	1995	1996	1997
一般入試受験者	5.8%	4.0%	9.6%	10.0%	21.8%
18歳人口	3.5%	6.1%	4.7%	2.3%	3.0%

一般入試受験者の減少率が2年ごとに倍加していることが著しい特徴である。1995年以降では18歳人口の減少率を大きく上回っている。併願率の減少のみでは説明できないのではないであろうか。

(2) 例えば(蛍雪時代7月号特別付録:1997)である。『全国大学最新学部系統別平成10年用受験用合格難易ランキング』

(3) この分布はWeibul分布に近いように見える(東京大学教養学部統計学教室:1991)。なおこの文献にあるWeibul分布の標準偏差には誤植がある。

$V(X) = a^2 \{ \Gamma(2 + (1/b)) - \Gamma(1 + (1/b)^2) \}$  とすべきであろう。

ここでWeibul分布とは  $x$  を確率変数、 $a$  及び  $b$  をパラメータとして

$$b/a(x/a)^b \exp(-(x/a)^b)$$

で与えられるものである。

(4) この記述は本紀要の読者の専門領域が他分野に亘っていることを考慮し、通常の統計学入門に記述されている事項にも言及することにした。

## 補 遺

### 偏差値から素点分布へ

この論文で示そうとしている数量的予測とは直接関係ないが、センター試験参加者の得点分布を用いると私立大学を含む全国公私立大学の受験者（以下全受験者と呼ぶ）の得点分布を推定することができる。その結果、たびたび引用した旺文社の偏差値による難易ランクに相当するセンター試験の予測得点を求めることができる。

偏差値から、その偏差値が導出された元の素点を求めるには素点分布の平均値と標準偏差値が分かればよい。この統計量を仮に全大学志願者がセンター試験に参加したとしたときの得点の平均値と標準偏差値であるとしよう。2.2節で取り上げたセンター試験（5科目）の参加者は1997年度においては274,366人である。これに対して1997年度の大短志願者数は1,046,845人であって、センター試験の参加者は大学志願者数の1/4程度である。したがって、全大学志願者が仮にセンター試験を受けたとしたときの得点分布を求めるとは、母集団が4倍程度の大きさになったときの分布を推測することである。以下この分布をセンター試験全分布あるいは簡単に全分布と呼ぶ。

ここでは以下の2つの仮定を置いて、現実のセンター試験の結果からこの全分布を求めることにした。1つは何れの分布も正規分布をなすということであり、第2の仮定は、全受験者の得点分布と入試センターの得点分布とは、高得点の領域でほぼ一致するということである。後者の仮定は、仮に全受験者がセンター試験を受けた場合でも、その高得点領域はあまり影響を受けずに、主に低い方の分布を増大させるであろうという推測に基づいている。

実際に全分布を求める際には、この後者の仮定を「センター試験の得点分布を表す曲線と全分布を表す曲線とは満点において接して

いなければならない」という形で表現する。

満点の位置で両曲線が接しておれば、両曲線は満点近傍でもっとも近づいた関係にあると考えられる。

それぞれの曲線が正規分布を表すものとして、その母集団の総数を  $N$  で表し、両者を1と2の添字で区別すれば、このときの関係は

$$N_1/\sigma_1 e^{-((x-M_1)/\sigma_1)^2/2} = N_2/\sigma_2 e^{-((x-M_2)/\sigma_2)^2/2}, \quad (\text{A. 1})$$

$$(x_1 - M_1)/\sigma_1^2 = (x - M_2)/\sigma_2^2 \quad (\text{A. 2})$$

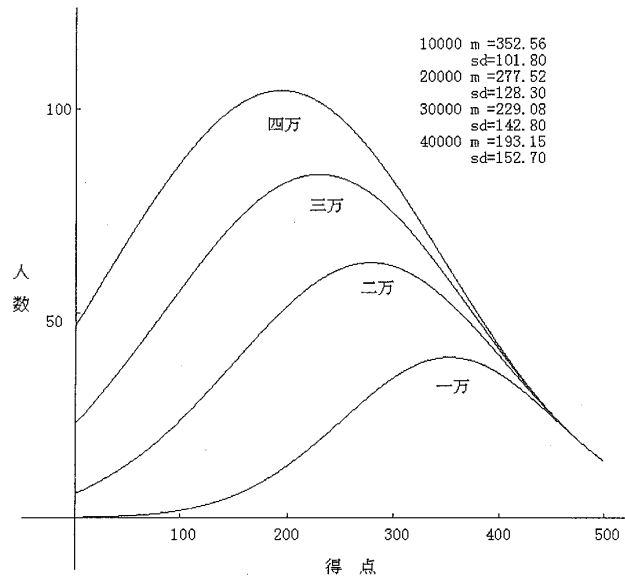
となる。但しここでは  $x$  が接点の位置を表しているものとする。 $N_1$  及び  $N_2$  が与えられたとき、この両式を用いると原理的には  $M_1$  と  $\sigma_1$  とから  $M_2$  及び  $\sigma_2$  を求めることができるはずである。実際にこれを行うには (A. 2) 式から  $(x - M_2)$  を求めて (A. 1) 式に代入し  $\sigma_2$  の値をセルフコンシステントに求めていく。図 A. 1 は、 $N_1$  が 10,000 人に対して  $N_2$  が 20,000, 30,000 及び 40,000 人のときの正規分布曲線を示したものである。

これらの曲線が高得点領域で完全に一致することは現実的にもあり得ない。そのことを考えれば、図 A. 1 は高得点部で似た分布を持つというここで用いた条件を鮮やかに示しているということができよう。このようにして求めた全分布を用いてその平均値と標準偏差を求めれば、偏差値を素点に変換する事ができる。

### 文献

- カレッジマネジメント編集部(1997)『高卒進路動向予測(1997~2014)』リクルート社  
 東京大学教養学部統計学教室(1991)『統計学入門』「基礎統計学 I」東京大学出版会  
 螢雪時代7月号特別付録(1997)『全国大学最新学部系統別平成10年用受験用合格難易ランキング』旺文社





図A.1 接線法による正規分布の拡大  
 1997年度センター試験総合の統計データを用いて受験者1万人から求めた受験者2万人、3万人及び4万人の得点分布。各グラフは最高点付近で互いに近接している。

1998年1月17日受付

1998年2月23日受理