



**National Library
of Sweden**

Denna bok digitaliserades på Kungl. biblioteket år 2012

02



STATENS OFFENTLIGA UTREDNINGAR 1958:11

Ecklesiastikdepartementet



SOU
1958:11 A

**RESERVERNA
FÖR HÖGRE UTBILDNING**

BERÄKNINGAR OCH METODDISKUSSION

1955 ÅRS UNIVERSITETSUTREDNING

III

Stockholm 1958

Statens offentliga utredningar 1958

Kronologisk förteckning

1. Vägplan för Sverige. 1. Riktlinjer och förslag samt kartbilagor. Idun. 226 s. **K.**
2. Vägplan för Sverige. 2. Expertutredningar och övriga textbilagor. Idun. 208 s. **K.**
3. Utredning om vissa förhållanden vid konserveringsforskningsinstitutet. Marcus. 270 s. **H.**
4. Promemoria med förslag om fondförvaltning m. m. i samband med en utbyggd pensionering. Idun. 91 s. **S.**
5. Permanent slördeskadeskydd. Idun. 547 s. **Jo.**
6. Författningsutredningen. 1. Kandidatnominering vid andrankanmarval. Av L. Sköld. Idun. 355 s. **Ju.**
7. Småbrukarstidet. Marcus. 120 s. **Jo.**
8. Gemensam jordisk hälsovårdsutbildning. Norstedt. 95 s. **I.**
9. Häradsrätts sammansättning i brottmål. Idun. 24 s. **Ju.**
10. Förslag till varumärkeslag. Idun. 464 s. **Ju.**
11. Reserverna för högre utbildning. Idun. 124 s. **E.**

Anm. Om särskild tryckort ej anges, är tryckorten Stockholm. Bokstäverna med fetstil utgöra begynnelsebokstäverna till det departement, under vilket utredningen avgivits, t. ex. **E.** = ecklesiastikdepartementet, **Jo.** = jordbruksdepartementet.

STATENS OFFENTLIGA UTREDNINGAR 1958:11

Ecklesiastikdepartementet



RESERVERNA
FÖR HÖGRE UTBILDNING

Beräkningar och metoddiskussion

1955 ÅRS UNIVERSITETSUTREDNING

III

IDUNS TRYCKERIAKTIEBOLAG ESSELTE AB
STOCKHOLM 1958

Till

Herr Statsrådet och Chefen för Kungl. Ecklesiastikdepartementet

Efter framställning från 1955 års universitetsutredning gav chefen för ecklesiastikdepartementet den 16 januari 1956 tillstånd att låta utföra en undersökning rörande begåvningsreserven av matematiskt och tekniskt inriktade personer. Utredningen uppdrog åt numera docenten vid Stockholms högskola Kjell Härnqvist att utföra undersökningen. Härnqvists preliminära undersökningsrapport »Försök till beräkning av reserver för högre utbildning» överlämnades för kännedom till chefen för ecklesiastikdepartementet med skrivelse den 4 januari 1957. Offentliggörandet av undersökningen föranledde en omfattande diskussion främst rörande metoderna vid beräkningar av utbildningsreserver av skilda slag. Professorn vid Lunds universitet Carl-Erik Quensel översände till universitetsutredningen resultaten av en statistisk-metodisk studie rörande begåvningsreservens bestämning. Denna studie, vars centrala delar utarbetats helt fristående från den undersökning som Härnqvist utfört åt universitetsutredningen, innehöll i ett avslutande avsnitt en diskussion av Härnqvists metoder och de resultat Härnqvist kommit till i sin undersökning. Härnqvist bereddes senare tillfälle att kommentera Quensels studie.

Universitetsutredningen har funnit det ur forskningens synpunkt vara värdefullt att denna metoddiskussion mellan en pedagogiskt intresserad statistisk forskare och en forskare inom pedagogiken som arbetar med statistiska metoder publiceras samtidigt med att Härnqvists undersökning publiceras.

1955 års universitetsutredning får därför härmed värdsamt som sitt betänkande III överlämna dels den ursprungliga av Härnqvist gjorda undersökningen rörande skilda utbildningsreserver och dels metoddiskussionen mellan Härnqvist och Quensel.

Universitetsutredningen får anledning att i ett senare betänkande rörande universitetsväsendets framtida dimensionering kommentera resultaten av undersökningarna.

Stockholm den 10 januari 1958

För 1955 ÅRS UNIVERSITETSUTREDNING

Torgny Segerstedt

/Sven Moberg

Innehåll

<i>Kjell Härnqvist: Beräkning av reserver för högre utbildning</i>	7
Inledning.....	9
Del I. Undersökningsmaterialen.....	11
<i>Kap. 1. Folkskolematerialet</i>	11
Insamling av primäruppgifter.....	11
Kompletteringen med utbildningsuppgifter.....	16
Övrig kodning.....	17
<i>Kap. 2. Realskolematerialet</i>	19
Uttagning av primärmaterial.....	19
Kompletteringen med utbildningsuppgifter.....	19
Övrig kodning.....	21
Materialets omfattning.....	22
Del II. Utbildningsnivån i förhållande till olika faktorer.....	24
<i>Kap. 3. Utbildningsfrekvenserna i folkskolematerialet</i>	24
<i>Kap. 4. Utbildningsfrekvenserna i realskolematerialet</i>	29
Del III. Metodproblem vid bestämning av utbildningsreserver.....	32
<i>Kap. 5. Metodiken vid tidigare undersökningar</i>	32
<i>Kap. 6. Metodiken vid våra undersökningar</i>	37
Teoretiska utgångspunkter.....	37
Metodiken vid beräkning av allmänna reserver.....	38
Metodiken vid beräkning av speciella reserver.....	42
Del IV. Beräkning av utbildningsreserver.....	45
<i>Kap. 7. Realexamens- och studentexamensreserver beräknade i folkskolematerialet</i>	45
Försök till korrektion för skillnader i betygsnivå.....	53
Försök till prövning av vissa antaganden vid reservberäkningarna.....	57
<i>Kap. 8. Studentexamensreserver beräknade i realskolematerialet</i>	62
<i>Kap. 9. Teknisk-matematiska utbildningsreserver</i>	69
Förutsättningarna att beräkna speciella reserver med utgångspunkt i folkskolebetygen.....	69
Beräkning av speciella reserver i realskolematerialet.....	70
<i>Kap. 10. Sammanfattande reservberäkningar</i>	77
Realexamens- och studentexamensreserver.....	77
Reserven för högre teknisk-matematisk utbildning.....	79
Beräkning av relationstal.....	81

Sammanfattning.....	84
Problem.....	84
Metoder och antaganden.....	84
Undersökningsmaterial.....	86
Resultat av reservberäkningarna.....	86
Litteratur.....	89
Bilaga: Regressionsekvationer och andra statistiska data.....	90
Beräkning av utjämnade sannolikhetsvärden.....	90
Folkskolebetygen på olika intelligensnivåer.....	91
Ekvivalering av folkskole- och realskolebetyg.....	92
Signifikansfrågor.....	92
Kommentarer.....	93
I. Carl-Erik Quensel:	
A. Utbildningsreservens bestämning. Ett statistiskt metodproblem	95
Inledning.....	95
Praktiska utgångspunkter.....	95
Den teoretiskt-statistiska modellen.....	96
Inverkan av urvalsmetoden för observationsgruppen.....	99
Bestämning av λ -värdet.....	100
Den numeriska beräkningsmetoden i sammandrag.....	101
Numeriska tillämpningar.....	103
Kontroll exempel.....	107
Slutreflektioner.....	108
B. Några kritiska anmärkningar till docent Härnqvists undersökning om utbildningsreserven.....	110
II. Kjell Härnqvist:	
Om statistiska modeller för begåvningsreservundersökningar. Synpunkter med anledning av professor Quensels inlägg.....	116

BERÄKNING AV
RESERVER FÖR HÖGRE UTBILDNING

Kjell Härnqvist

Inledning

Föreliggande undersökning, som utförts vid Stockholms högskolas psykologiska institut på initiativ av och med anslag från 1955 års universitetsutredning, syftar till att belysa omfånget av s. k. reserver dels för högre studier i allmänhet, dels för högre teknisk-matematiska studier. Det har gällt att beräkna hur stor del av befolkningen i en viss åldersklass som är kapabel att genomgå sådan högre utbildning. När denna andel minskas med andelen som redan erhållit utbildningen i fråga, erhålles ett mått på utbildningsreservernas storlek, alltså den andel som skulle kunnat klara utbildningen men ej fått tillfälle att skaffa sig den.

Beräkningarna har utförts inom två undersökningsmaterial, ett bestående av elever som följts från folkskolans fjärde klass till i 20-årsåldern (folkskolematerialet), ett bestående av elever följda från realskolans klass 4^s och 3^a till samma ålder (realskolematerialet). Parallellt insamlades också ett material från ring II^a och I^s på gymnasiet. Detta material avses för beräkningar som kommer att redovisas i ett särskilt sammanhang.

Den omfattande materialinsamlingen och kompletteringen med uppgifter om elevernas senare utbildning har möjliggjorts genom ett mycket stort tillmötesgående från olika myndigheters och läroanstalters sida, såsom också kommer att framgå av den detaljerade redogörelsen i det följande. Ett synnerligen effektivt stöd i materialinsamlingen har sålunda lämnats av skolöverstyrelsen, som liksom överstyrelsen för yrkesutbildning också har ställt primärmaterial till förfogande ur sina arkiv. Det stora flertalet lokala skolmyndigheter och högre läroanstalter inom landet har lämnat uppgifter till undersökningen. Centrala värnpliktsbyrån och militärpsykologiska institutet har berett oss möjlighet att för undersökningen utnyttja av dem insamlade uppgifter. Hos statistiska centralbyrån har vi fått begagna det centrala studiekortsregistret över universitets- och högskolestuderande. Riksbyrån och länsbyråerna för folkbokföringen samt lokala folkbokföringsmyndigheter har underlättat vårt kompletteringsarbete. Statistiska centralbyråns maskincentral har utfört hålkortsbearbetningen av materialet. Överallt har vi från institutionschefer och enskilda tjänstemäns sida mött största välvilja och tillmötesgående. Utan denna positiva inställning till undersökningen hade det ej varit möjligt att genomföra den på den förhållandevis korta tid, som ur uppdragsgivarens synpunkt varit nödvändig.

Professorerna Gösta Ekman och Torsten Husén, docent Tore Dalenius samt representanter för universitetsutredningen har välvilligt ställt sig till förfogande för diskussion av metodfrågor.

Fil. kand. Bengt Högman har varit min närmaste medhjälpare under insamlings- och kompletteringsarbetet och bl. a. handhaft den direkta arbetsledningen för den tidvis stora biträdespersonalen. Allas insatser har varit av den största betydelse för undersökningens genomförande.

I det följande skall vi först redogöra för undersökningsmaterialens insamling och beskriva deras sammansättning. Därefter följer efter en diskussion av metodfrågor våra försök till beräkningar av utbildningsreserver. I jämförelse med en i januari 1957 framlagd stencilupplaga av redogörelsen innehåller den nu föreliggande rapporten en något fylligare kommentar till de beskrivande delarna av undersökningen.

Stockholm i oktober 1957

K. H.

Del I. Undersökningsmaterialen

KAPITEL 1

Folkskolematerialet

Såsom antytts i inledningen och närmare kommer att utvecklas i del III är det av central vikt för metodiken i föreliggande undersökning att ett stort och representativt urval av elever från ett tidigt skolstadium kan identifieras vid senare tidpunkter och uppgifter om deras utbildning under mellantiden erhållas. Ett sådant kompletteringsarbete bjuder på mycket stora administrativa problem och måste såväl av tidsskäl som med hänsyn till kostnader utnyttja alla tänkbara genvägar. En sådan genväg erbjuder i detta fall de data som för manliga individer insamlas vid inskrivningen till militärtjänst. I själva verket utgjorde här möjligheten att utnyttja dessa en nödvändig förutsättning för undersökningens upptagande. Detta beroende av uppgifterna från inskrivningen har emellertid en mycket betydande nackdel. Motsvarande data finns ej för kvinnliga elever, och någon möjlighet att på andra vägar införskaffa motsvarande uppgifter för ett representativt urval av kvinnliga folkskoleelever har ej förelegat inom den tidsram som undersökningen varit hänvisad till. Det förhållandet att vårt folkskolematerial — till skillnad från realskolematerialet — tyvärr innefattar endast manliga elever beror alltså uteslutande på praktiska svårigheter.

Insamling av primäruppgifter

Det ansågs lämpligt att låta folkskolematerialet omfatta ca 10 000 elever, dvs. en fjärdedel av de manliga eleverna i folkskolans fjärde klass vårterminen 1945. Eftersom betygsuppgifter måste insamlas för dessa, var det önskvärt att sammansätta sampeln av hela läraravdelningar, vilket visserligen på grund av viss homogenitet i klasserna gör slumpfelen större än vid dragning av var fjärde enskild individ men i gengäld reducerar svårigheterna vid insamlingsarbetet högst väsentligt. Ett register över samtliga läraravdelningar, vilket kunde läggas till grund för uttagningen av sampeln, befanns föreligga i form av primäruppgifter för folkskolestatistiken, vilka arkiveras inom skolöverstyrelsen.

Blanketterna finns arkiverade länsvis. Redan en dragning av var fjärde klass i den ordning de fanns uppställda skulle ha säkrat en representativitet

i geografiskt hänseende. För ytterligare reduktion av slumpvariationerna företog vi emellertid också en stratifiering inom länen med hänsyn till utbildningsmöjligheterna inom skoldistriktet. Fyra typer av distrikt urskildes, i det följande kallade ortstyper.

Ortstyp 1: Skoldistrikt där universitet eller högskola finns (Uppsala, Lund, Göteborg, Stockholm, Malmö).

Ortstyp 2: Skoldistrikt där gymnasium finns, ej hänfödda till 1.

Ortstyp 3: Skoldistrikt där realskola finns, ej hänfödda till 1 eller 2.

Ortstyp 4: Övriga skoldistrikt.

Sedan skoldistriktet inom länet ordnats efter ortstyp uttogs var fjärde avdelning av klass 4 i den ordning avdelningarna fanns registrerade, efter det vi för varje län genom lottning bestämt vilken av de fyra första avdelningarna som uttagningen skulle börja med.

Det tillämpade urvalsförfarandet kan ur samplingtekniska synpunkter beskrivas som en stratifierad klumpsampling med systematiskt urval inom strata.

Skolledarna i de distrikt, dit de skolor nu hör vilkas avdelningar uttagits, ombads lämna uppgift på namn, födelsedatum, målsmans yrke, betyg i läroämnena samt ev. tillgängliga uppgifter om senare utbildning för manliga elever i de uttagna läraravdelningarna. Vår hemställan åtföljdes av ett rekommendationsbrev från skolöverstyrelsen undertecknat av dess chef. I brevet beskrevs undersökningens syfte och betonades vikten av kompletta och tillförlitliga uppgifter. Skolledarna kunde lämna uppgifter till undersökningen antingen i form av utdrag ur skolans dagbok på medsänd blankett eller genom utlåning av dagboken för berörda avdelningar. Flertalet skolledare föredrog att insända utdrag ur dagboken.

Hemställan om betygsuppgifterna utsändes under senare hälften av februari 1956 med anhållan att uppgifterna om möjligt måtte insändas inom viss angiven tid, i regel 2—3 veckor. Till vissa distrikt fick småningom påminnelsebrev utsändas. Uppgifter inkomna före utgången av maj 1956 har medtagits i undersökningen. Inga ytterligare uppgifter har f. ö. inkommit efter nämnda tidpunkt.

Uppgifter infordrades för sammanlagt 2 027 läraravdelningar inom folkskolan. Med hänsyn till inkomna uppgifter fördelar sig läraravdelningarna på sätt som framgår av tab. 1.

Det egentliga bortfallet torde här bestå i kategorin »dagbok förkommen», vilket rapporterats för 47 klasser. Flera omständigheter tyder på att kategorin som ej svarat egentligen tillhör någon av kategorierna »inga gossar» och »ingen klass 4». Sistnämnda kategori har uppkommit huvudsakligen på det sättet, att läraravdelningar med vartannatårsintagning (skolform B₂) under berörda läsår endast innehållit klasser med udda nummer men stått registrerade som avdelningar för klasserna 1—6 och därför blivit dragna

Tabell 1. Från folkskolorna inkomna betygslistor

	abs.	%
Inkomna användbara listor . . .	1 650 ¹	81,4
Dagbok förkommen	47	2,3
Ej svar	64	3,2
Inga gossar i klassen	170	8,4
Ingen klass 4 läsåret 1944/45 .	96	4,7
Sammanlagt	2 027	100

¹ Därutöver 19 listor från privatskolor m. fl.

vid sampelns uttagning. Ett närmare studium av kategorin »dagbok förkommen» tyder på att det ej systematiskt drabbat vissa ortstyper eller landsdelar. Även med hänsyn till kategorins ringa omfång torde en detaljerad redovisning på denna punkt vara obehörlig.

Utöver de 1 650 avdelningarna från folkskolan, för vilka uppgifter erhållits, omfattar materialet 5 avdelningar från seminariernas övningsskolor, 8 avdelningar från förberedande privatskolor samt 6 avdelningar vid sjukvårdsanstalter, barnhem och skolhem. I sistnämnda grupp hade uppgifter från 9 avdelningar infordrats. Över de förberedande privatskolorna finns inget centralt register. I stället har vi från skoldistrikt som redovisat ett mera avsevärt barnantal i privata förberedande skolor skaffat uppgift om privatskolor inom distriktet, begärt uppgifter för klass 4 i dessa skolor och sedan samplat ur detta material. Detta förfaringssätt är mindre strikt än för huvuddelen av materialet, men såvitt möjligt har vi tillsett att proportionen av barn i privatskolor blivit den rätta i vår sampel. Sammanlagt har vi alltså haft att utgå från namn- och betygsuppgifter för manliga elever i 1 669 läraravdelningar i klass 4 under vårterminen 1945.

Primäruppgifterna har efter stansning på hålkort visat sig omfatta namn- och betygsuppgifter för 10 013 elever. Deras fördelning på ortstyper framgår av tab. 2. Om elevantalet i de klasser, vilkas dagböcker förkommit, antas ha varit lika genomsnittet i resp. ortstyp, skulle materialet kommit att innehålla ytterligare 224 elever.

Tabell 2. Antal avdelningar och deras elevantal

Ortstyp	Inkomna användbara listor	Antal elever	Medeltal elever	Avd. vilkas dagbok förkommit	Beräknat elevantal i dessa avd.
1	82	1 362	16,6	—	—
2	101	1 608	15,9	1	16
3	187	1 453	7,8	3	23
4	1 299	5 590	4,3	43	185
Sammanlagt	1 669	10 013		47	224

Födelseåret för de i klassen normalåriga — 80 % av vårt material — är 1934. Enligt tab. 5 i Befolkningsrörelsen år 1944 fanns i Sverige den 31/12 1944 40 692 manliga individer födda 1934. En fjärdedel härav blir 10 174, vilket bör jämföras med vårt beräknade totalantal 10 237. Överensstämmelsen måste betecknas som mycket god.

Undersökningsmaterialet har kompletterats med uppgifter om senare utbildning fram till undersökningstillfället. Detta har kunnat ske i den utsträckning som visas i tab. 3. Till detaljer beträffande kompletteringsarbetets genomförande återkommer vi nedan.

Tabell 3. Folkskolematerialet fördelat efter följdundersökningens huvudresultat

	abs.	%	%
Uppgift om utbildning finnes ...	9 448	94,4	92,3
Avlidna.....	66	0,7	0,6
Utflyttade till utlandet.....	92	0,9	0,9
Uppgift om senare öden saknas ..	407	4,1	4,0
Sammanlagt	10 013	100	97,8
Beräknat antal för vilka dagbok förkommit.....	224		2,2
Beräknat totalantal	10 237		100

Bortfallet på detta stadium utgöres av de 407 elever, för vilka inga uppgifter om senare öden kunnat anskaffas. Några av dessa kan tillhöra kategorin avlidna, ty om dödlighets- och livslängdstabeller för 1946—50 avseende män mellan 10 och 21 års ålder tillämpas på vårt ursprungliga antal 10 013, skulle avgången genom dödsfall ha uppgått till 110 personer mot registrerade 66. För ungefär 200 av de 407 har identifiering kunnat ske, däremot ej inskaffande av utbildningsuppgifter.

Med hänsyn till undersökningens syfte anges bortfallet vid materialkompletteringen bäst i procent av antalet med utbildningsuppgift plus antalet utan utbildningsuppgift (9 448 + 407), medan avlidna och utflyttade lämnas utanför beräkningen. Gruppen utflyttade innehåller f. ö. huvudsakligen finländska elever som haft tillfälliga fosterhem i Sverige under och närmast efter andra världskriget. Bortfallet uppgår därvid till 4,1 %. Dess variationer mellan olika undergrupper av materialet kan studeras i tab. 4.

Av tab. 4 framgår att bortfallet varit större bland över- och underåriga än bland normalåriga. Detta sammanhänger med att uppgifter från inskrivningsförrättningarna varit den viktigaste källan vid kompletteringen med utbildningsdata. För de normal- och underåriga sammanfaller inskrivningsnummer med födelsenummer, och de har därför varit lättare att återfinna än de överåriga, för vilka inskrivningsnummer av äldre modell fått

Tabell 4. Bortfallsprocenten i olika undergrupper av folkskolematerialet (avlidna och utflyttade borträknade)

Födelseår	Antal	%	Betygssumma	Antal	%
1930—33	1 671	9,8	—10	3 081	5,3
1934	7 745	2,7	10,5—15	5 006	3,5
1935—36	439	7,7	15,5—	1 768	3,8
Totalt	9 855	4,1	Totalt	9 855	4,1
Ortstyp	Antal	%	Socialgrupp	Antal	%
1	1 342	8,1	1	674	5,3
2	1 588	5,5	2	3 248	3,0
3	1 429	3,8	3	5 021	3,6
4	5 496	2,8	X	1 012	9,2
Totalt	9 855	4,1	Totalt	9 855	4,1

anskaffas genom bokföringsmyndigheterna. Befolkningsregistren är fördelade på de olika länen, vilket gjort det svårt att återfinna dem som flyttat mellan olika län under tiden mellan folkskola och inskrivning. Anledningen till det något högre procenttalet i gruppen av underåriga är i gengäld den att de i genomsnitt har gjort sin värnpliktstjänstgöring senare än övriga och att därigenom handlingarna från inskrivningen ej lika ofta har hunnit inkomma till centrala arkiv.

De låt vara små skillnaderna i bortfallsfrekvens mellan olika betygsgrupper förklaras sannolikt av att den lägsta gruppen innehåller elever som på grund av efterblivenhet frikallats från militärtjänst utan personlig inställelse vid inskrivning.

Till skillnaderna mellan olika ortstyper vill vi anföra den förklaringen att vi erhållit fylligare uppgifter från folkskolorna på mindre än på större orter beträffande elevernas senare öden, uppgifter som hjälpt oss på väg i identifieringsarbetet.

Det något större bortfallet i socialgrupp 1 torde bero på att dessa elever tillika oftare tillhör gruppen av underåriga, vilken ovan behandlats. Socialgruppen X utgöres av sådana för vilka uppgift om målsmans yrke saknats eller där t. ex. fru, änka angivits. Sannolikt är att denna grupp i större utsträckning än övriga innehållit sådana som bött tillfälligt på en plats och därför varit svåra att spåra via pastorsämbeten och länsbyråer för folkbokföring.

Som helhet kan bortfallet — liksom dess variationer — anses vara av sådan liten storleksordning att det ej på något mera väsentligt sätt kan förrycka resultatet av undersökningen. Vi har därför i fortsättningen arbetat med de 9 448 återfunna eleverna som om de utgjort ett representativt urval ur den population av manliga elever som lämnade folkskolans fjärde klass vårterminen 1945.

Kompletteringen med utbildningsuppgifter

Innan vi går vidare till att studera vårt undersökningsmaterial i olika hänseenden, skall vi i korthet redogöra för uppläggning och genomförande av kompletteringen med utbildningsuppgifter. Detta göres för överskåd- lighetens skull i punktform.

1. Efter stansningen av dagboksuppgifterna på hålkort och »översättning» av hålkorten sorterades materialet efter födelsedatum.

2. Elever födda 1934 och senare söktes i centrala värnpliktsbyråns i födelse- nummerordning uppställda register över värnpliktiga och i byråns på samma sätt uppställda register över frikallade. För elever som kunde identifieras an- gavs på hålkorten med mark-senseteknik födelsenumrets sista del.

3. För elever födda 1933 och tidigare samt för elever som ej kunde identifieras i mom. 2 gjordes dubletter av hålkorten, som utsändes till folkbokföringsbyrån i det län där vederbörande enligt våra uppgifter gått i skola. Länsbyråerna om- bads anteckna inskrivningsnummer resp. fullständigt födelsenummer.

4. För de elever vilka återfunnits hos länsbyrån i fråga men flyttat till annat län före inskrivningen sändes korten vidare till angivna länsbyråer. För elever vilka ej återfunnits hos länsbyrån — och som därför kunde antas ha utflyttat före länsregistrens uppläggning i slutet av 1940-talet eller aldrig ha varit skrivna inom länet — sändes en förfrågan till pastorsämbetet i den församling, där deras skola var belägen. Allteftersom uppgifter ingick sändes förfrågningarna vidare till nya länsbyråer och pastorsämbeten. Detta arbete måste med hänsyn till be- arbetningen avbrytas omkring 1 augusti 1956 då ca 200 oidentifierade kvarstod.

5. De elever som på dessa vägar kunnat identifieras och förses med inskriv- ningsnummer söktes successivt i militärpsykologiska institutets arkiv över s. k. kvalifikationskort från inskrivningen till värnpliktstjänstgöring. Från dessa kvalifikationskort hämtades uppgift om civil utbildning fram till tidpunkten för inskrivningen samt råpoäng i det s. k. I-provet.

6. Många elever kunde trots att uppgift om inskrivningsnummer förelåg ej återfinnas i detta arkiv, huvudsakligen beroende på att deras värnpliktstjänst- göring ej var avslutad eller nyss hade avslutats och kvalifikationskortet ännu ej insänts. För dessa skaffades uppgift om förbandstillhörighet, varefter centrala värnpliktsbyrån infortrade deras kvalifikationskort från resp. truppregistrerings- myndigheter för undersökningens räkning. På så sätt nåddes större delen av de med värnpliktsnummer identifierade. För vissa ytterligare var skolornas upp- gifter sådana att de i kombination med yrkesuppgifter tillät en ganska säker slut- sats att deras utbildning ej fortsatts utöver folkskolan. Det fast anställda under- befälet saknade kvalifikationskort och provresultat av samma slag som de värn- pliktiga. Denna grupp hänfördes i utbildningshänseende till kategorin lägre på- byggnad på folkskolan. Flertalet av dem som var födda 1935 hade genomgått en helt omarbetad version av I-provet, varför testresultat jämförbara med de övriga ej kunde erhållas för denna del av materialet.

7. Samtliga elever som enligt de erhållna uppgifterna lägst påbörjat gymnasie- studier eller motsvarande söktes i statistiska centralbyråns register över univer- sitetsstuderande, och inskrivning vid universitet eller högskola t. o. m. höst- terminen 1955 registrerades. Därjämte registrerades antagning vid de tekniska högskolorna höstterminen 1956.

8. De elever som söks men ej återfunnits i universitetsregistret, söktes där- efter i katalogerna för allmänna gymnasier, om det gällde elever som enligt upp- gift påbörjat studier där, resp. tekniska gymnasier, om det rörde sig om elever som

gått i dessa. För handelsgymnasier och fyraåriga seminarier gjordes av tidsskäl ingen motsvarande kontroll. Med hjälp av studentexamensprotokollen fastställdes om examen avlagts eller ej. Denna kontroll går fram till och med vårterminen 1956. Vid denna tidpunkt fanns 20—30 av elverna ännu kvar i gymnasier och kan tänkas avlägga studentexamen, men i stort sett kan studentexamensfrekvenserna i materialet anses vara definitiva. Detta gäller däremot ej högskoleinskrivningarna.

9. De sålunda erhållna uppgifterna om fortsatt utbildning kodades enligt följande plan. Koderna påfördes hålkorten.

0. Folkskolenivån

01 Endast folkskola

1. Lägre påbyggnader

11 Ej avslutad realskola

12 Övriga lägre påbyggnader, innefattande yrkesskola, folkhögskola, utbildning som fast anställt underbefäl o. d.

2. Realexamensnivån

21 Realexamen på allmänna och praktiska linjer

22 Ej avslutat gymnasium

23 Handelsskola, tekniskt institut med ungefär realskolemässiga krav, examensfri högre folkskola

24 Tvåårigt handelsgymnasium, fyraårigt seminarium. *Anm.* Placeringen av dessa grupper på denna nivå kan synas diskutabel med hänsyn till att utbildningslinjernas krav mera motsvarar studentexamens än realexamens. Emellertid berättigar de endast undantagsvis eller efter speciell komplettering till högskoleinskrivning. Vidare har vi som ovan nämnts ej haft tillfälle att individuellt kontrollera utbildningsresultaten i dessa grupper.

3. Studentexamensnivån

31 Studentexamen på latinlinje, nyspråklig och allmän linje

32 Studentexamen på reallinje

Anm. I dessa grupper ingår också sådana som efter studentexamen börjat på folkskoleseminarium eller annan utbildning som ej klassificeras som högskoleutbildning.

33 Ingenjörsexamen vid tekniskt gymnasium

4. Högskolenivån (i samtliga fall inskrivning, ej examen)

41 Humanistisk, juridisk, teologisk fakultet, handelshögskola

42 Medicinsk fakultet

43 Naturvetenskaplig fakultet

44 Teknisk högskola

45 Övriga fackhögskolor (samtliga med naturvetenskaplig inriktning)

Övrig kodning

Indelning i ortstyper har redovisats i samband med redogörelsen för samplingsförfarandet; utbildningskoderna ovan. Därutöver har tillämpats en indelning efter socialgrupper, en efter skolformer och en efter betygs-summor.

Målsmans yrke kodades i primärmaterialet i sju grupper, av vilka de fyra första med hänsyn till de låga frekvenserna måste dras ihop till en vid de flesta bearbetningar.

	Kod
Yrken för vilka akademisk utbildning kräves resp. akademisk examensbeteckning....	1A
Ingenjörer (utom civil).....	1B
Övriga yrken hänfödda till socialgrupp I enligt yrkeskod vid 1944—48 års valstatistik, t. ex. godsägare, direktörer, högre tjänstemän, officerare	1C
Lärare utan akademisk utbildning, främst folkskollärare	1D
Övriga yrken hänfödda till socialgrupp II i valstatistiken, t. ex. lantbrukare, handlande, underofficer	2
Yrken hänfödda till socialgrupp III i valstatistiken, t. ex. arbetare och lägsta arbets- ledare.....	3
Yrke obekant för skolan. Avliden utan yrkesuppgift. Fru.....	X

Den sammandragna indelningen överensstämmer alltså med valstatistikens indelning utom i det att folkskollärare förts till grupp 1, vilket åtminstone vid undersökning av frekvensen av barnens fortsatta utbildning torde vara den mest relevanta placeringen.

Skolformerna har i vissa sammanhang särhållits inom ortstyp 4. De torde utgöra en indirekt indikator på graden av befolkningstäthet förutom att de har relevans för bedömning av standarden vid betygssättning. Därvid har A-formen (en klass per läraravdelning) tagits för sig, B₁-formen (två klasser per läraravdelning) också för sig, medan de lägre skolformerna (B₂—D) som sammanför flera klasser i varje läraravdelning eller är halvtidsläsande förts till en grupp, som antalsmässigt domineras av B₂-skolor. I ortstyperna 1 och 2 förekommer andra former än A endast helt undantagsvis. I ortstyp 3 har vi påträffat ett mindre antal B₁- och B₂-klasser.

Betyg finns i kristendomskunskap, modersmålet: tal- och läsövningar, modersmålet: skrivning och språklära, räkning, geografi, naturkunnighet och historia. Vid summeringen av dessa betyg har de som avser skrivning samt räkning räknats dubbelt i överensstämmelse med vad som nu sker vid beräkningen av poäng för intagning i realskolan. De sju ämnenas betyg adderas alltså med nio viktenheter, varför ett medelbetyg på B (siffervärde 1) ger summan 9, Ba (1,5) 13,5 och AB (2) 18 poäng. Dessutom har en delsumma med samma vägning av ämnena beräknats för kristendom, de båda modersmålsbetygen och historia. En annan delsumma avser räkning (med dubbel vikt) och naturkunnighet. Geografi har lämnats utanför dessa delsummer, för att de skulle få en så renodlad språklig-humanistisk resp. matematisk-naturvetenskaplig inriktning som möjligt.

KAPITEL 2

Realskolematerialet

Uttagning av primärmaterial

För beräkningarna av reserver för teknisk utbildning är det önskvärt att disponera ett något större material av studenter och högskoleinskrivna än vad en fjärdedelssampel, såsom i folkskolematerialet, kunde beräknas ge. Därför lät vi realskolematerialet omfatta varannan avdelning i klass 4^s och 3^a. Undersökningen fick avse läsåret 1948/49, det år då elever tillhöriga folkskolematerialet tidigast kunde beräknas uppnå detta skolstadium.

Från skolkataloger tillgängliga hos skolöverstyrelsen registrerades på kort samtliga avdelningar av klass 4^s och 3^a under berörda läsår. På korten antecknades antalet i katalogen upptagna manliga och kvinnliga elever. Korten sorterades i undergrupper efter

- realskolelinje: allmän linje, 5-årig
- allmän linje, 4-årig
- handelslinje
- teknisk linje
- huslig linje

blandade klasser, pojkklasser, flickklasser
skolor med och skolor utan gymnasium
ortstyp 1, 2 och 3 enligt i samband med folkskolematerialets redovisning beskriven indelning.

Inom varje undergrupp lades korten i länsföljd och därfter drogs vartannat kort. Urvalsförfarandet har alltså i princip varit detsamma som i folkskolematerialet, fastän stratifieringen här har drivits åtskilligt längre.

För mera summarisk behandling uttogs också ett material ur den högre folkskolan efter samma allmänna grunder.

För flertalet klasser som berördes av urvalet fanns betygskataloger avseende vårterminen 1949 arkiverade hos skolöverstyrelsen. Genom särskilt tillstånd kunde dessa kataloger direkt läggas till grund för stansning av namn- och betygsuppgifter på hålkort. Från privatskolor och högre folkskolor, vilka ej insänder terminsbetygen till skolöverstyrelsen, erhöles på särskild blankett motsvarande uppgifter.

Kompletteringen med utbildningsuppgifter

Realskolematerialet omfattar även kvinnliga elever. Dessutom visade sig två tredjedelar av de manliga eleverna tillhöra åldersklasser, för vilka det

militära inskrivningsnumret ej sammanföll med födelsennumret. Därför måste kompletteringen med utbildningsuppgifter ske på annat sätt än i folkskolematerialet, närmare bestämt sålunda.

1. Från hålkorten uppgjordes klassvis förteckningar över elevernas namn och födelseår. Med en rekommendationsskrivelse från skolöverstyrelsen utsändes dessa listor till rektorerna i berörda läroverk och realskolor med anhållan om följande kompletterande uppgifter:

- fullständigt födelsedatum,
- målsmans yrke,
- termin för avgång från skolan,
- klass (ring) från vilken avgång skett,
- ev. uppgifter om vart avgång skett,
- högsta vid skolan avlagda examen resp. termin för denna.

Från de flesta skolor (se tab. 5) erhöles de begärda uppgifterna i mycket fullständigt skick, trots att vi med hänsyn till tidsplanerna för undersökningen måste utsända vår förfrågan i början av maj 1956, när arbetsbelastningen på rektorsexpeditionerna var särskilt stor.

2. Såsom framhölls i skrivelsen till rektorerna skulle skolornas uppgifter om avgången till andra utbildningsanstalter läggas till grund för fortsatt sökande, eftersom dessa uppgifter i många fall byggde på elevernas planer vid avgången och därför ej kunde användas utan kontroll. Därför söktes hela materialet först i statistiska centralbyråns register över universitetsstudier och inskrivning vid universitet och högskolor t. o. m. höstterminen 1955 registrerades. Därjämte antecknades från studiekorten studentbetyg i läroämnena.

3. Den del av materialet som ej återfanns i universitetsregistret men enligt skolornas uppgifter avlagt studentexamen eller kunde beräknas göra det vårterminen 1956 söktes i betygs katalogerna för studentexamen hos skolöverstyrelsen. Studentbetyg antecknades.

4. Den del av materialet som ej återfanns i universitetsregistret men enligt skolornas uppgifter avgått till tekniska gymnasier, handelsgymnasier eller fyraåriga seminarier söktes i katalogerna för dessa läroanstalter hos överstyrelsen för yrkesutbildning resp. skolöverstyrelsen. För dem som återfanns i tekniska gymnasier kontrollerades med hjälp av examensprotokoll hos yrkesöverstyrelsen och i enstaka fall genom förfrågningar hos de tekniska läroverkens rektorer om ingenjörsexamen avlagts eller ej. Någon motsvarande kontroll gjordes ej för handelsgymnasier och fyraåriga seminarier av skäl som berörts i samband med folkskolematerialets redovisning.

5. De som ej återfanns vid kontrollen enligt mom. 3 och de övriga i materialet, för vilka skolornas uppgifter ej säkert vittnade om avslutade studier, söktes i katalogerna för samtliga gymnasier under läsåret 1952/53. Detta år valdes, därför att inga elever i vårt material kunde beräknas ha hunnit längre än till högsta ringen detta läsåret och praktiskt taget alla som skulle ha möjlighet att avlägga studentexamen under den tid vi observerade materialet måste ha börjat sina gymnasiestudier vid denna tidpunkt. Dessutom söktes samma elever i samtliga förteckningar över privatiststudenter från och med vårterminen 1953 till och med vårterminen 1956. Manliga elever födda 1934 och senare, tillhörande denna osäkra grupp, söktes därjämte i militärpsykologiska institutets arkiv.

6. De sålunda erhållna uppgifterna om fortsatt utbildning kodades enligt samma plan som följdes i folkskolematerialet. Under realexamensnivån förekommer i detta fall dock endast koden 11 (ej avslutad realskola).

Som en närmare granskning av det här tillämpade förfarandet visar, är det ej helt tillförlitligt för uppspårande av fortsatt utbildning, men de luckor i kontrollen som kvarstår skulle det vara synnerligen tidskrävande att fylla. Man kan med rätt stor tillförsikt räkna med att inga högskolestuderande och i varje fall mycket få studenter kunnat förbli ouppspårade. Däremot är det möjligt att några som nu kodats som om de avslutat utbildningen med realexamen i själva verket försökt något år i gymnasium eller seminarium men avbrutit före det läsår vår kontroll avser. Även några som avlagt realexamen i annan skola än där de genomgick klass 4⁵ eller 3⁴ kan ha fått en för låg utbildningskod. Vidare kan vissa elever ha gått till tekniska gymnasier, handlungymnasier och seminarier utan att vi fått veta det. Detta torde vara de huvudsakliga riskerna med vår komplettering. Man kan ej bestämt peka på att de skulle influera på våra reservberäkningar i en viss riktning, och en i det följande redovisad jämförelse med folkskolematerialet där dessa risker torde vara mindre tyder på att felen ej kan väga så starkt.

Övrig kodning

Utöver de indelningsgrunder som använts redan i folkskolematerialet har följande tillämpats.

De som avbrutit gymnasium har uppdelats enligt gymnasielinje. Detta har också skett med dem som inskrivits vid universitet eller högskola. Bland realstudenterna har de kodats för sig, som erhållit lägst medelbetyget Ba i matematik, fysik och kemi på reallinjen resp. de som erhållit minst 6 betygsenheter (medelbetyg AB) i dessa ämnen eller, om också specialmatematik ingått i examen, minst 7,5 enheter i de fyra ämnena tillsammans.

Av betygen i realskolans 4⁵ (3⁴) på allmänna linjen har tre summor bildats. I nedanstående tablå anges de olika ämnena och de vikter med vilka de summerats.

	Summa A	Summa B	Summa C
Kristendom	1	1	—
Svensk skrivning	2	2	—
Svenska språket och litteraturen	1	1	—
Engelska	1	1	—
Tyska	1	1	—
Historia	1	1	—
Geografi	1	—	—
Matematik	2	—	2
Biologi	1	—	—
Fysik	1	—	1
Kemi	1	—	1
Antal vikter	13	7	4

Franska som läses frivilligt, huvudsakligen av dem som avser att fortsätta gymnasium, har utelämnats. Den dubbla vikten på svensk skrivning och matematik har tillämpats i analogi med poängberäkningen i folkskolematerialet. Geografi och biologi har lämnats utanför de båda delsummorna för att dessa skulle få en så renodlad språklig-humanistisk resp. matematisk-naturvetenskaplig inriktning som möjligt.

Materialets omfattning

Med hänsyn till behovet av enhetligt sammansatta betygssummor vid reservberäkningarna har vi begränsat dessa beräkningar till den del av materialet som gått på den allmänna realskolelinjen. De praktiska linjerna har alltså lämnats utanför och skall tas upp senare till en mera summarisk behandling.

Tab. 5 visar resultatet av materialinsamling och komplettering med uppgifter om fortsatt utbildning för elever på den allmänna realskolelinjen.

Tabell 5. Realskolematerialets omfattning

	Absoluta tal				I procent			
	Antal klasser	Antal elever			Klasser	Elever		
		manl.	kvinnl.	samtl.		manl.	kvinnl.	samtl.
<i>Klasser för vilka uppgift finns</i>	258				96,3			
Antal elever i materialet		3 601	2 790	6 391		94,4	95,1	94,7
Antal elever utanför materialet . .		24	51	75		0,6	1,7	1,1
<i>Klasser för vilka uppgift saknas . .</i>	10				3,7			
Antal elever utanför materialet . .		188	93	281		4,9	3,2	4,2
Summa	268	3 813	2 934	6 747	100	100	100	100

Materialet från allmänna realskolelinjer omfattar sålunda 3 601 manliga och 2 790 kvinnliga elever från 258 avdelningar av klass 4^s och 3^a under vårterminen 1949. I dessa klasser fanns ytterligare 75 elever, vilka måst lämnas utanför materialet. För vissa av dem saknas utbildningsuppgift. Andra har avlidit. En tredje grupp har varit utan matematikbetyg och utslutits av den anledningen. Då enstaka andra betyg saknats, har medelbetyget från övriga ämnen insatts, men detta har vi ej velat göra i fråga om matematik som har en central betydelse för beräkningarna av speciella reserver. Elever som funnits i katalogerna men ej erhållit betyg under vårterminen har ansetts ligga utanför populationen såsom denna definierats.

I de 10 klasser, för vilka uppgifter från skolorna ej erhöles, fanns enligt katalogerna 281 elever som alltså även de kommer att tillhöra bortfallsgruppen. Denna grupp — som helhet 5,3 % av samtliga av undersökningen berörda elever — har delats upp efter linje och ortstyp i tab. 6. Liksom

i folkskolematerialet är bortfallet något större i universitets- och läroverksstäderna än i övrigt men ingenstädes så stort att det allvarligt synes skada materialets representativitet.

Tabell 6. Bortfallsprocenten i olika undergrupper av realskolematerialet

Linje	Manliga elever		Kvinnliga elever	
	Antal	Bortfall i %	Antal	Bortfall i %
4 ⁵	1 858	7,1	775	3,9
3 ⁴	1 955	4,2	2 159	5,3
Totalt	3 813	5,6	2 934	4,9
Ortstyp				
1.....	1 114	7,0	624	7,4
2.....	1 682	5,8	1 180	5,3
3.....	1 017	3,5	1 130	3,2
Totalt	3 813	5,6	2 934	4,9

Del II. Utbildningsnivån i förhållande till olika faktorer

KAPITEL 3

Utbildningsfrekvenserna i folkskolematerialet

Innan vi övergår till att utnyttja vårt undersökningsmaterial för beräkning av utbildningsreserver skall vi studera frekvenserna av olika utbildning inom materialets olika delar. Genomgående har därvid en indelning efter högsta uppnådda utbildningsnivå hos eleverna tillämpats. De olika utbildningsnivåerna motsvarar huvudgrupperna i den i kap. 1 redovisade utbildningskoden, nämligen

- 0 Folkskolenivån
- 1 Lägre påbyggnader
- 2 Realexamensnivån
- 3 Studentexamensnivån
- 4 Högskolenivån

I tabellhuvudena anges endast sifferbeteckningarna.

I tab. 7 har vi delat in materialet efter utbildningsnivå och födelseår.

Tabell 7. Folkskolematerialets fördelning efter utbildningsnivå och födelseår

Födelseår	Skolutbildningsnivå					S:a %	Antal
	0	1	2	3	4		
1930—33.....	82,7	14,5	2,1	0,7	0,1	100	1 508
1934.....	52,5	27,5	12,6	4,2	3,4	100	7 535
1935—36.....	30,4	16,3	19,0	17,0	17,3	100	405
Totalt	56,3	24,9	11,2	4,2	3,4	100	9 448

Av totalerna framgår att 56,3 % av hela undersökningsmaterialet endast genomgått folkskoleutbildning, 24,9 % har erhållit någon påbyggnadsutbildning, dock ej i nivå med realexamen. 11,2 % tillhör realexamensnivån, till vilken av skäl som angivits i kap. 1 även de studerande vid fyraåriga seminarier och handelsgymnasier hänförts. Återstoden 7,6 % har tagit studentexamen, delvis också hunnit gå vidare till universitet och högskolor.

Elever födda 1934 utgör majoriteten av materialet och fördelar sig också i huvudsak på samma sätt i utbildningshänseende som materialet i dess helhet. Den äldsta gruppen består av kvarsittare i folkskolan, sådana elever som börjat ett år för sent och elever i skolor med vartannatårsintagning,

vilka som regel ligger långt från orter med högre utbildningsmöjligheter. Det är därför ej ägnat att förväna att gruppen som avslutat sin utbildning i och med folkskolan är så markant större bland de överåriga än i de övriga årsgrupperna. De underåriga å andra sidan har sannolikt visat studieförutsättningar tidigt och kommer något oftare från storstäder och högre socialgrupper, vilket torde ligga bakom deras påtagliga övervikt i fråga om högre utbildning.

Tab. 8 ger en grov belysning åt folkskolebetygens prognostiska värde för högre studier. Med betygssummor på 10 poäng och lägre i klass 4 har 0,1 % nått studentexamen. Av dem som hade mer än 15 poäng har 31,1 % nått denna utbildningsnivå. I samband med reservberäkningarna skall vi ange mera exakta sannolikheter för avläggande av real- och studentexamen i olika poängklasser enligt betygen.

Tabell 8. Folkskolematerialets fördelning efter utbildningsnivå och betygssumma

Betygssumma	Skolutbildningsnivå					S:a %	Antal
	0	1	2	3	4		
—10.....	80,8	17,0	2,1	0,1	0,0	100	2 917
10,5—15.....	54,5	30,5	11,1	2,6	1,2	100	4 831
15,5—.....	19,4	22,5	27,0	15,5	15,6	100	1 700
Totalt	56,3	24,9	11,2	4,2	3,4	100	9 448

Tab. 9 behandlar sambandet mellan ortstyp/skolform och uppnådd utbildningsnivå. Skillnaderna mellan olika orter är synnerligen betydande, och även om skillnader i elevmaterialets beskaffenhet och sociala faktorer spelar in, torde redan denna tabell påvisa ojämnheter i utbildningsstandard beroende på orternas resurser i skolhänseende. I universitets- och högskolestäderna har sålunda 16,7 % tagit studentexamen eller mera. Denna andel sjunker till 2,5 % i orterna med endast lägre former av folkskola — i stort sett utpräglade glesbygder. Samtidigt stiger procenten med endast folkskoleutbildning från 33,6 i ortstyp 1 till 74,4 i ortstyp 4 med B₂ eller lägre skolform. Gången mellan dessa yttervärden är helt regelbunden i samtliga av tabellens kolumner.

Tabell 9. Folkskolematerialets fördelning efter utbildningsnivå och ortstyp/skolform

Ortstyp/skolform	Skolutbildningsnivå					S:a %	Antal
	0	1	2	3	4		
1.....	33,6	31,7	18,0	8,1	8,6	100	1 233
2.....	41,7	28,3	16,5	7,3	6,1	100	1 501
3.....	52,1	27,9	13,5	4,0	2,5	100	1 374
4 A.....	55,0	28,4	10,7	3,8	2,2	100	1 191
4 B ₁	67,0	20,8	7,7	2,6	1,9	100	2 364
4 B ₂ -D.....	74,4	18,0	5,1	1,3	1,2	100	1 785
Totalt	56,3	24,9	11,2	4,2	3,4	100	9 448

Tab. 10 innehåller en motsvarande uppdelning av materialet efter socialgrupp. Denna indelning ger proportionsvis t. o. m. än mer markerade skillnader mellan yttergrupperna. I socialgrupp 1 har 48,9 % avlagt studentexamen eller mera, medan endast 6,6 % stannat med endast folkskola. I socialgrupp 3 har 3,1 % avlagt studentexamen eller mera och 62,0 % endast genomgått folkskola. Mellan grupperna 2 och 3 är skillnaden långt mindre markerad än mellan grupperna 1 och 2. Den stora skiljelinjen i utbildningshänseende går tydligen mellan socialgrupp 1 å ena sidan, övriga grupper å den andra. Av detta undersökningsmaterial utgör socialgrupp 1 ca 7 %. Av studenterna i materialet kommer drygt 43 % från denna socialgrupp.

Tabell 10. Folkskolematerialets fördelning efter utbildningsnivå och socialgrupp

Socialgrupp	Skolutbildningsnivå					S:a %	Antal
	0	1	2	3	4		
1.....	6,6	17,2	27,2	22,4	26,5	100	638
2.....	56,9	23,8	12,5	4,0	2,9	100	3 151
3.....	62,0	26,5	8,4	2,1	1,0	100	4 840
X.....	59,5	25,9	9,8	2,8	2,1	100	819
Totalt	56,3	24,9	11,2	4,2	3,4	100	9 448

Denna stora skillnad kan emellertid inte helt betraktas som en effekt av sociala faktorer, ty också här spelar olikheter i rekryteringsunderlaget för högre utbildning in.¹ Först efter det att dessa olikheter på något sätt kontrollerats kan effekten tillskrivas de sociala faktorerna. Boalt (1947) har i sin undersökning av skolutbildning hos olika samhällsgrupper i Stockholm använt partialkorrelationer för konstanthållande av betygsnivå i utgångsläget. Här skall vi till en början nöja oss med en indelning efter betygsnivå och senare mera detaljerat återkomma till problemet.

Av tab. 11 framgår att frekvensen av högre utbildning är högst avsevärt större i socialgrupp 1 än i övriga grupper på alla de studerade betygsnivåerna. I den lägsta betygsgruppen har endast 30,9 % av socialgrupp 1 stannat med bara folkskola mot 81,7 % av övriga socialgrupper. I den högsta betygsgruppen har 71,5 % av socialgrupp 1 avlagt studentexamen eller mera mot endast 21,6 % i de lägre socialgrupperna.

Även beträffande skillnaderna mellan ortstyper är ett visst konstanthållande av andra faktorer önskvärt såsom framhållits i anslutning till tab. 9. I tab. 12 har sålunda skillnaderna mellan ortstyper studerats för olika betygsgrupper.

Inom varje betygsgrupp är frekvensen av högre utbildning större i de

¹ Här skall endast erinras om den pressdebatt om »naturbegåvning» och »kulturbegåvning», som stencilupplagan av denna redogörelse utlöste.

Tabell 11. Folkskolematerialets fördelning efter utbildningsnivå, socialgrupp och betygssumma

Betygssumma	Socialgrupp	Skolutbildningsnivå			S:a %	Antal
		0	1—2	3—4		
—10	1	30,9	65,5	3,6	100	55
	2—X	81,7	18,2	0,1	100	2 862
10,5—15	1	8,2	61,8	30,0	100	257
	2—X	57,2	40,5	2,3	100	4 574
15,5—	1	1,2	27,3	71,5	100	326
	2—X	23,7	54,7	21,6	100	1 374

orter där resurser för högre utbildning finnes, och andelen som stannat med folkskoleutbildning är större på orter med sämre utbildningsresurser. I fig. 6 skall vi senare iaktta en tendens till mera generös betygsgivning i de lägre skolformerna. Om sådana fluktuationer i betygsstandarden ej förelegat skulle de här fastställda olikheterna ha framträtt något mindre starkt, men skulle med all sannolikhet fortfarande varit fullt tydliga.

I tab. 13 har på motsvarande sätt socialgruppen hållits under kontroll. I en och samma socialgrupp är förekomsten av högre utbildning vanligare i de gynnsammare ställda skolorterna än i övriga, och andelen med endast folkskola varierar i omvänt förhållande härtill. Även vid lika betygsstan-

Tabell 12. Folkskolematerialets fördelning efter utbildningsnivå, ortstyp/skolform och betygssumma

Betygssumma	Ortstyp/ skolform	Skolutbildningsnivå			S:a %	Antal
		0	1—2	3—4		
—10	1	59,5	39,8	0,8	100	377
	2	76,8	23,2	—	100	409
	3	79,0	21,0	—	100	449
	4 A	80,2	19,6	0,3	100	362
	4 B ₁	87,8	12,2	—	100	706
	4 B ₂ -D	90,0	9,8	0,2	100	614
10,5—15	1	31,6	59,0	9,4	100	582
	2	38,9	54,5	6,5	100	706
	3	46,4	50,0	3,6	100	696
	4 A	51,4	45,9	2,7	100	625
	4 B ₁	67,1	30,8	2,2	100	1 255
	4 B ₂ -D	71,7	26,8	1,4	100	967
15,5—	1	2,2	43,8	54,0	100	274
	2	9,6	50,0	40,4	100	386
	3	16,6	55,0	28,4	100	229
	4 A	21,6	52,4	26,0	100	204
	4 B ₁	30,5	49,9	19,6	100	403
	4 B ₂ -D	39,7	46,1	14,2	100	204

dard och socialgruppsfördelning finns alltså tendenser till skillnader mellan de ortstyper som särhållits i denna undersökning, nämligen (1) universitets- och högskolestäder, (2) övriga orter med gymnasium, (3) orter med realskola som högsta utbildningsmöjlighet och (4) orter med endast folkskola av olika skolform (A, B₁, B₂—D).

Tabell 13. Folkskolematerialets fördelning efter utbildningsnivå, ortstyp/skolform och socialgrupp (utom X)

Socialgrupp	Ortstyp/ skolform	Skolutbildningsnivå			S:a %	Antal
		0	1—2	3—4		
1	1	3,4	38,8	57,8	100	206
	2	4,0	41,0	55,0	100	173
	3	5,2	59,7	35,1	100	77
	4 A	11,5	47,5	41,0	100	61
	4 B ₁	14,0	48,8	37,2	100	86
	4 B ₂ -D	14,3	45,7	40,0	100	35
2	1	25,0	56,5	18,5	100	292
	2	26,5	58,7	14,8	100	344
	3	46,7	44,2	9,1	100	351
	4 A	53,5	39,3	7,2	100	323
	4 B ₁	65,8	30,1	4,1	100	940
	4 B ₂ -D	74,7	23,3	2,0	100	901
3	1	46,1	50,4	3,5	100	636
	2	54,5	40,5	5,0	100	862
	3	56,8	39,6	3,6	100	775
	4 A	59,2	38,0	2,7	100	710
	4 B ₁	72,5	25,2	2,3	100	1 157
	4 B ₂ -D	77,1	21,3	1,6	100	700

KAPITEL 4

Utbildningsfrekvenserna i realskolematerialet

I det från klass 4⁵ och 3⁴ följda realskolematerialet saknas givetvis den lägsta utbildningsnivån, endast folkskola. Utbildningsnivån 1 innehåller huvudsakligen sådana som avbrutit mellan 4⁵ (3⁴) och realexamen eller misslyckats i denna examen. Denna grupp utgör såsom framgår av totalerna i tab. 14 11,9 % av de manliga och 10,6 % av de kvinnliga eleverna i realskolematerialet. Av de manliga eleverna har 41,0 % avlagt studentexamen eller mera mot 26,5 % av de kvinnliga. Det bör dock observeras att åtgärden att hänföra handelsgymnasium och fyraårigt seminarium till utbildningsnivå 2 starkare torde ha påverkat de kvinnliga än de manliga frekvenserna för utbildning i ungefärlig nivå med studentexamen.

Liksom i folkskolematerialet är det de yngsta som uppvisar de högsta frekvenserna av fortsatt utbildning (tab. 14). Vidareutbildningens tydliga samband med realskolebetygen framgår i stora drag av tab. 15.

Tabell 14. Realskolematerialets fördelning efter utbildningsnivå och födelseår

Födelseår	Skolutbildningsnivå				S:a %	Antal
	1	2	3	4		
Manl. 1928—32.....	21,9	60,8	9,0	8,4	100	622
1933.....	13,3	53,9	15,6	17,3	100	1 669
1934.....	5,9	34,2	26,4	33,6	100	1 138
1935—36.....	2,3	17,4	33,7	46,5	100	172
Totalt manl.	11,9	47,1	18,7	22,3	100	3 601
Kvinnl. 1929—32.....	19,1	72,4	4,0	4,5	100	403
1933.....	10,4	70,4	10,3	8,9	100	1 573
1934.....	6,8	45,5	22,7	25,0	100	739
1935.....	5,3	26,7	24,0	44,0	100	75
Totalt kvinnl.	10,6	62,9	13,0	13,5	100	2 790

Av tab. 16 framgår att en större andel av eleverna går vidare till studentexamen och högskolestudier (nivåerna 3 och 4) från femåriga än från fyraåriga linjen. Detta sammanhänger med att den femåriga linjen huvudsakligen finns i gymnasieläroverk och på orter med möjlighet att avlägga studentexamen.

Tabell 15. Realskolematerialets fördelning efter utbildningsnivå och betygssumma

Betygssumma	Skolutbildningsnivå				S:a %	Antal
	1	2	3	4		
Manl. —13.....	38,3	47,5	9,2	5,0	100	699
13,5—18.....	8,5	57,7	18,9	14,9	100	1 775
18,5—23.....	1,0	35,0	26,6	37,4	100	819
23,5—.....	0,6	16,9	18,5	64,0	100	308
Totalt manl.	11,9	47,1	18,7	22,3	100	3 601
Kvinnl. —13.....	47,4	47,7	2,5	2,5	100	365
13,5—18.....	8,4	76,0	9,0	6,6	100	1 323
18,5—23.....	1,2	57,3	21,2	20,2	100	806
23,5—.....	0,3	38,5	22,0	39,2	100	296
Totalt kvinnl.	10,6	62,9	13,0	13,5	100	2 790

Tabell 16. Realskolematerialets fördelning efter utbildningsnivå och realskolelinje

Realskolelinje	Skolutbildningsnivå				S:a %	Antal
	1	2	3	4		
Manl. 4 ⁵	11,0	39,6	22,8	26,6	100	1 728
3 ⁴	12,7	54,1	14,9	18,3	100	1 873
Totalt manl.	11,9	47,1	18,7	22,3	100	3 601
Kvinnl. 4 ⁵	11,9	48,6	20,4	19,1	100	745
3 ⁴	10,1	68,2	10,4	11,4	100	2 045
Totalt kvinnl.	10,6	62,9	13,0	13,5	100	2 790

En större andel av eleverna går vidare i ortstyperna 1 och 2 än i 3, där bara realskola finns (tab. 17). Mellan ortstyperna 1 och 2 finns i sin tur en skillnad i fördelningen på studentexamen resp. högskolestudier. Nära 60 % bland studenterna från ortstyp 1 mot knappt 50 % i ortstyp 2 har hunnit skriva in sig vid universitet eller högskola.

Tabell 17. Realskolematerialets fördelning efter utbildningsnivå och ortstyp

Ortstyp	Skolutbildningsnivå				S:a %	Antal
	1	2	3	4		
Manl. 1.....	13,4	41,6	18,2	26,8	100	1 036
2.....	11,7	43,6	22,2	22,5	100	1 584
3.....	10,6	58,5	13,8	17,1	100	981
Totalt manl.	11,9	47,1	18,7	22,3	100	3 601
Kvinnl. 1.....	12,4	50,9	15,3	21,4	100	578
2.....	10,6	58,0	17,1	14,4	100	1 118
3.....	9,6	74,3	7,8	8,3	100	1 094
Totalt kvinnl.	10,6	62,9	13,0	13,5	100	2 790

Mellan socialgrupperna, som jämförs i tab. 18, förekommer liknande karakteristiska olikheter. Vid jämförelse med folkskolematerialet är det dock nödvändigt att observera den selektion i socialt hänseende som redan ägt rum mellan de båda tillfällena som materialen avser.

Tabell 18. Realskolematerialets fördelning efter utbildningsnivå och socialgrupp

Socialgrupp	Skolutbildningsnivå				S:a %	Antal
	1	2	3	4		
Manl. 1.....	7,7	31,5	25,0	35,8	100	1 090
2.....	12,2	51,5	16,8	19,5	100	1 415
3.....	15,7	57,5	14,7	12,2	100	993
X.....	15,5	52,5	16,5	15,5	100	103
Totalt manl.	11,9	47,1	18,7	22,3	100	3 601
Kvinnl. 1.....	8,2	42,2	21,8	27,8	100	698
2.....	10,3	65,5	12,8	11,4	100	1 098
3.....	12,6	75,7	7,2	4,5	100	880
X.....	12,3	65,8	7,0	14,9	100	114
Totalt kvinnl.	10,6	62,9	13,0	13,5	100	2 790

Del III. Metodproblem vid bestämning av utbildningsreserver

KAPITEL 5

Metodiken vid tidigare undersökningar

Närmast skall vi med tyngdpunkten på de metodiska aspekterna se på de tidigare uppskattningar av utbildningsreserver som gjorts. Flertalet undersökningar som citerats är svenska, men detta är ej uttryck för någon avsiktlig begränsning i inventeringen utan sammanhänger med att de konkreta försöken till reservberäkningar veterligen varit flera och metoddiskussionen livligare i Sverige än på andra håll. Förtjänsten av att ha startat denna speciella gren inom svensk pedagogisk psykologi tillkommer T. Husén, som i undersökningar på värnpliktsmaterial (1946, 1947, 1948, 1950) gjorde en serie inbördes samstämmiga uppskattningar av minimikraven för real- och studentexamen samt motsvarande reserver.

Den metod Husén begagnade kan betecknas som gränsdragningsmetoden. Han bestämde det testresultat som avskilde de 10 % sämsta i testet bland dem som avlagt real- resp. studentexamen och beräknade sedan hur stor andel av hela populationen som låg över dessa gränser. Enligt dessa beräkningar skulle en tredjedel av en åldersklass ha de intellektuella förutsättningarna att avlägga realexamen och ungefär en sjättedel eller en sjundedel intellektuella förutsättningar för studentexamen. De andelar som avlägger resp. examina var — och är fortfarande — åtskilligt lägre.

Denna gränsdragningsmetod har använts även av Agrell (1950) med resultat som i stort överensstämmer med Huséns. I utländska undersökningar finns metoden företrädd hos bl. a. Leybourne-White (1947). Metoden har kritiserats av bl. a. Quensel (1949) och Ekman (1949, 1951). Quensel tar främst sikte på det förhållandet att mätningsfel i testet (bristande reliabilitet) ökar variationerna såväl inom den grupp som erhållit högre utbildning som hos återstoden, vilket i sin tur ökar graden av »overlap» mellan poängfördelningarna och därmed reservens storlek i jämförelse med den som skulle ha erhållits vid fullt reliabla testvärden. Ekman går även in på de tillförlitlighetsbrister som yttrar sig i bristande konstans och validitet hos testresultaten och visar att likartade men sannolikt ännu mera betydande effekter uppkommer genom dessa felkällor. Dessutom är korrektion för dem ej möjlig såsom vid reliabilitetsbrister. Även

valet att sätta gränsen just vid de 10 % sämsta påverkar storleken av de uppskattade reserverna.

I motsatt riktning mot dessa felkällor verkar, såsom Ekman först visat, det förhållandet att testresultaten avser läget efter fullbordad utbildningsdifferentiering, vilket ställt dem som ej fått genomgå den högre utbildningen i ett missgynnat läge med hänsyn till intellektuell träning och alltså i gengäld minskat den vid beräkningarna framkomna reserven, dock oviss huru mycket. Enligt Ekmans terminologi har beräkningarna kommit att gälla den aktuella reserven för högre studier såsom den förelegat hos 20-åringarna vid inskrivningen men ej den potentiella reserven, dvs. den ytterligare del av en åldersklass som skulle ha kunnat klara den högre utbildningen om den i vanlig ordning fått börja den.¹

Ekman inför också en annan distinktion, nämligen mellan reserver i speciell mening och reserver i vid mening. Med reserver i speciell mening avser han dem som besitter tillräckliga förutsättningar i ett visst, av undersökningsmetoden bestämt hänseende, t. ex. intelligens enligt testning. Med reserver i vid mening avser han dem som besitter tillräckliga förutsättningar för högre studier i alla hänseenden som krävs för dessa studier. Reservens i vid mening är mindre än reserven i speciell mening. Med gränsdragningsmetoden kan man endast beräkna reserver i den speciella mening som bestäms av den variabel vari gränsdragningen sker. För reserver i speciell mening bestämda med hjälp av intelligensstest har Agrell infört beteckningen intelligensreserv. Sjöstrand (1954) pläderar för denna beteckning och hävdar att beteckningen begåvningsreserv skall användas endast om reserver bestämda under hänsynstagande till de totala studieförutsättningarna.

Den anförda kritiken gäller i första hand beräkningarna med gränsdragningsmetoden. Med undantag för den anmärkning som avser godtycklighet i gränsens placering gäller den emellertid också för vad Agrell kallar medeltalsmetoden. Denna introducerades av Anderberg (1948) och tillämpades parallellt med gränsdragningsmetoden av Agrell (1950). Den innebär att man beräknar hur många i en grupp av personer med lägre utbildning som skulle kunna tillföras en grupp med viss högre utbildning utan att genomsnittsnivån i den senare gruppen sänks. Som indikator på begåvning användes resultaten i ett test. Genom en mekanism likartad den som brukar benämnas regressionseffekten (Thorndike 1942) kommer emellertid vid lika nivå i testet såväl studielämplighets- som intelligensnivå att vara lägre hos dem som på detta sätt överförs till den högre utbildningsgruppen än hos dem som från början tillhört den. I grunden är medeltalsmetoden f. ö. en gränsdragningsmetod, där gränsen visserligen bestäms efter en annan princip men felkällorna i övrigt är desamma. När den aprio-

¹ Beräkningar i syfte att uppskatta just den aktuella reserven bland 20-åringarna har gjorts av Neymark (1952).

ristiskt bestämda gränsen i den ena metoden sammanfaller med den av testmedeltalet bestämda i den andra, ger de båda metoderna exakt samma resultat.

Den tredje typen av metoder bygger på sannolikhetsberäkningar. Man tar här fasta på det kända förhållandet att prognostiska beräkningar avseende kollektiv kan göras med större säkerhet än för enskilda individer. Liksom man inom försäkringsväsendet tämligen väl kan förutsäga hur många personer i en viss ålder som kommer att avlida under ett visst år, kan man förutsäga hur många inom en viss grupp av elever med vissa tidigare studieprestationer som kommer att avlägga t. ex. studentexamen. I det enskilda fallet är en prognos här någorlunda säker endast om sannolikheten ligger nära noll eller ett. För gruppen som helhet medger alla sannolikhetsvärden förutsägelser med ungefär samma grad av säkerhet. Där gruppens sannolikhet uppgår till 50 % kan varannan individ — dock obestämt vilka — beräknas avlägga examen, där sannolikheten är 33 % var tredje individ osv.

Sådana sannolikheter att nå studiemålet, t. ex. studentexamen, kan bestämmas för dem som startat en viss utbildning. För en nybörjare i real-skolan är t. ex. sannolikheten att nå realexamen eller motsvarande utbildningsmål ungefär 80 %. Om man för varje individ disponerar ett mått på intelligens bestämt vid utbildningens början eller ett mått på tidigare studieprestationer — helst båda delarna — kan denna sannolikhet differentieras. På vissa nivåer enligt initialprestationerna är sannolikheten att fullfölja utbildningen avsevärt högre än 80 %, på andra nivåer avsevärt lägre.

Omfattande beräkningar av sådana sannolikheter för framgång i collegeutbildning har med utgångspunkt i testresultat och highschoolbetyg redovisats av Wolfle (1954), som dock ej utnyttjar sina expektanstabeller för direkta reservberäkningar utan endast som underlag för en diskussion av rekryteringen till högre utbildning. I Sverige har sannolikheten att med ett visst initialvärde fullfölja högre utbildning utnyttjats för uppskattning av utbildningsreserver hos Ekman (1951) och Quensel (1956).

Ekman utgår från ett antagande att samtliga i socialgrupp 1, som har förutsättningar därför, erhåller högre utbildning. Därför kan andelen i en viss betygs- eller poängklass i socialgrupp 1 som avlagt realexamen användas för beräkning av det antal i övriga socialgrupper som skulle kunna nå detta utbildningsmål. Om det antal som redan fått den högre utbildningen i fråga dras härifrån, erhålles ett mått på reserven. Huvudantagandena vid denna beräkning är dels det förut nämnda att inga elever, vilkas föräldrar tillhör socialgrupp 1, har gått miste om den högre utbildning för vilken de är kapabla, dels att studierna för de övriga kan ske under samma betingelser som råder i socialgrupp 1. Avvikelser på den första punkten verkar underskattande vid reservberäkningarna, avvikelser på den senare — såsom läget nu sannolikt är — överskattande. I sin granskning av reservunder-

sökningar har Sjöstrand (1954) lagt stor vikt på avvikelser i sistnämnda hänseende. Vad beträffar felkällor av typen bristande reliabilitet, konstans och validitet hos måttet på initialnivå synes metoden vara avsevärt mindre känslig än gränsdragnings- och medeltalsmetoderna.

Med tillämpning av den disposition, efter vilken vi avser att lägga upp våra egna beräkningar, skulle vi kunna beskriva Ekmans metod sålunda.¹

1. Sannolikheten att vid en viss initialnivå — i det aktuella fallet i intelligenstest eller läraromdöme — börja viss högre utbildning bestämmes ur data från socialgrupp 1.
2. Elevantalet på olika initialnivåer i lägre socialgrupper multipliceras med resp. sannolikheter (enligt mom. 1) för påbörjande av högre utbildning. Därvid erhålles den väntade fördelningen på initialnivåer av de elever ur lägre socialgrupper som borde kunna påbörja högre utbildning.
3. Sannolikheten att vid en viss initialnivå fullfölja den högre utbildningen fram till examen bestämmes ur data från socialgrupp 1.
4. Det enligt mom. 2 väntade elevantalet på olika initialnivåer som borde kunna påbörja högre utbildning multipliceras med resp. sannolikheter för fullföljande av högre utbildning. Därvid erhålles antalen i lägre socialgrupper som borde kunna både påbörja och fullfölja den högre utbildningen.
5. Dessa antal summeras och minskas med antalet av dem som redan erhållit den högre utbildningen i fråga. Differensen utgör ett mått på utbildningsreservens storlek. Denna reserv kan i enlighet med Ekmans terminologi betecknas som en potentiell reserv i vid mening.

Den andra tillämpningen av sannolikhetsberäkningar för reservbestämningar, hos Quensel (1956), bygger direkt på sannolikheten att vid en viss initialnivå (enligt realexamensbetygen) avlägga en på visst sätt kvalificerad studentexamen. Sannolikheten beräknas inom den grupp som börjat gymnasium i samma realexamensårgångar.

Detta innebär att Quensel går direkt på de sannolikheter som omtalas i mom. 3 i ovanstående beskrivning av Ekmans metod. (Skillnaden mellan att använda sannolikheterna från hela gymnasiematerialet resp. från socialgrupp 1 är enligt data i denna undersökning obetydlig, när realskolebetygen utgör prognosvariabel.) Detta innebär i själva verket att de sannolikheter för att *börja* den högre utbildningen, som hos Ekman beräknas ur socialgrupp 1 och som varierar kraftigt från betygsnivå till betygsnivå, hos Quensel sättes lika med ett över hela betygsskalan. Detta måste under i övrigt lika omständigheter leda till större reservgrupper än hos Ekman. Den härav uppkomna ökningen får antagligen betraktas som ett fel i över-

¹ I realiteten göres sannolikhetsberäkningarna enligt mom. 1 och 3 i ett och samma steg och de kombinerade sannolikheterna att börja och fullfölja utbildningen tillämpas direkt på fördelningen av de utbildade i lägre socialgrupper. Till sin effekt är detta tillvägagångssätt och den uppdelning på moment som vi av framställningstekniska skäl har gjort identiska.

skattande riktning. Enligt vårt sätt att se måste man nämligen vid användningen av sannolikheterna att i en viss grupp fullfölja utbildningen ta hänsyn till att denna grupp redan vid inträdet till den högre utbildningen blivit förhandsgallrad genom spärrar och själv-selektion. På varje initialnivå enligt prognosvariabeln är det de i genomsnitt bättre i andra hänseenden, t. ex. med hänsyn till intresse och ambition, som fortsatt vidare. Den efterföljande utgallringen i den högre utbildningen verkar därför svagare i en sådan grupp än i en ogallrad grupp, vilket i detta hänseende gruppen av samtliga som avbrutit med realexamen utgör. De sannolikheter som gäller för fullföljande av gymnasieutbildning bör därför vara lägre i den ogallrade realexamensgruppen än de andelar bland de gymnasie-studerande på samma betygsnivåer som kunnat avlägga examen. Det skulle alltså vara nödvändigt att före tillämpningen av sannolikheter beräknade inom gymnasiegruppen lägga in ett led i beräkningarna som åstadkommer en gallring av elevmaterialet, så att det med hänsyn till totala studieförutsättningar blir mer likvärdigt elevmaterialet på de nuvarande gymnasierna. Här erbjuder Ekmans antagande om socialgrupp 1 en utväg.

Vi skall nu till slut se att även gränsdragnings- och medeltalsmetoderna kan infogas i detta sammanhang. Alla över en viss, efter olika principer bestämd gräns i den lägre utbildningsgruppen antas i dessa metoder ha förutsättningar, åtminstone i intellektuellt hänseende, för högre studier, medan alla under denna gräns antas sakna dessa förutsättningar. Uttryckt i sannolikheter innebär detta att sannolikheten sätts lika med ett över en viss gräns, lika med noll under en viss gräns. I de egentliga sannolikhetsmetoderna utgör sannolikheten däremot en kontinuerlig funktion av initialnivån, med noll och ett som tänkbara yttervärden.

KAPITEL 6

Metodiken vid våra undersökningar

Teoretiska utgångspunkter

Innan vi övergår till att diskutera vår egen beräkningsmetodik, skall vi skissera en modell som hjälper oss att precisera reservbegreppet och bedöma de metodiska möjligheterna att behandla det empiriskt.

Fullföljandet av studier fram till viss nivå (t. v. bortses alltså från speciell inriktning) kan ses som resultatet av två urvals- eller gallringsprocesser, nämligen en som bestämmer påbörjandet av den högre utbildningen och en som bestämmer dess fullföljande fram till avsett mål — i detta fall real- resp. studentexamen.

I båda urvalsprocesserna samverkar flera faktorer, vilkas innebörd kan schematiseras sålunda.

A. Vid påbörjandet av utbildningen

1. Elevens egen eller hans föräldrars bedömning av hans förutsättningar för den högre utbildningen (själv-selektion).
2. Värderingen av den högre utbildningen hos dem som avgör valet.
3. Ekonomiska resurser, närhet till utbildningsanstalter och liknande socioekonomiska förhållanden.
4. Tillgången på platser i den högre utbildningen eller omvänt den spärr som reglerar tillströmningen till den.

B. Vid fullföljandet av påbörjad utbildning

1. Elevens begåvningsförutsättningar (i vid bemärkelse).
2. Yttre stöd och stimulans i studiearbetet.
3. Utbildningens effektivitet i relation till uppställda krav.

Det är först nödvändigt att avgöra vilka av de återhållande faktorerna som skall sättas ur funktion för att reserven skall framträda på ett sätt som är lämpligt avgränsat.

En faktor måste alldeles givet elimineras för att reservbegreppet skall bli meningsfullt, nämligen de socioekonomiska förhållanden (A 3) som inskränker möjligheterna att påbörja högre utbildning.

Om den framräknade reserven skall kunna utnyttjas fullständigt, förutsätter det emellertid också att spärrarna till den högre utbildningen upphävs, ty det kommer säkerligen aldrig att finnas något så perfekt urvals-instrument att det i förväg helt sorterar isär dem som kan fullfölja utbild-

ningen och dem som kommer att misslyckas. Det fullständiga utnyttjandet av reserven förutsätter med andra ord ett utbildningssystem, där alla får komma in för att sedan successivt gallras ut eller föras över på alternativa banor. Så länge detta villkor ej är uppfyllt, är det ej realistiskt att räkna med mer än ett partiellt utnyttjande av förefintliga reserver.

Frågan är nu om reservberäkningarna skall syfta till att eliminera olikheterna också i någon eller några av återstående restriktiva faktorer. Förhandsbedömningen av individens förutsättningar (A 1), om den sker utan systematiska hjälpmedel, är sannolikt snarast mer otillförlitlig än urvalsinstrumentet vid en spärr, men den faktorn kan ej gärna elimineras vid frivilligt utbildningsval. Värderingen av högre utbildning (A 2) varierar mellan olika miljöer men kan sannolikt på olika vägar åtminstone i någon mån påverkas. Det stöd eleven får i studiearbetet (B 2) är sannolikt positivt korrelerat med både socioekonomiska faktorer och värderingen av utbildningen. I dessa fall torde de metodiska möjligheterna få bli avgörande för om faktorerna skall hållas konstanta eller ej vid beräkningarna.

Metodiken vid beräkning av allmänna reserver

Vår uppgift blir att för en så tillförlitlig prognosvariabel som möjligt bestämma en sannolikhetsfunktion för vardera av de två urvalsprocesserna: påbörjandet av utbildningen och fullföljandet av redan påbörjad utbildning. Med dessa sannolikhetsfunktioner skall vi sedan multiplicera frekvensfördelningarna i prognosvariabeln i grupper som ej fått börja den högre utbildningen i fråga. Därvid erhålles det ytterligare antal som kan väntas vara kapabla att genomgå utbildningen.

De enda prognosvariabler som i föreliggande undersökning har funnits att tillgå är skolbetygen på utbildningsstadier före dem, för vilka prognos skall ställas. Större tillförlitlighet skulle sannolikt ha vunnits om möjligheter förelegat att komplettera betygen med exempelvis resultat av intelligenstest och standardiserade kunskapsprov, men här kan tyvärr endast konstateras att några sådana provningar ej genomförts med de elever som undersökningen av andra skäl måste bygga på, nämligen dem som gick i folkskola och realskola i mitten och slutet av 1940-talet.

Som en illustration till tillförlitligheten i förutsägelser utifrån betygen kan följande data från vårt material anföras (ur tab. 21). De visar procenten som avlagt realexamen eller mera bland manliga elever med olika betygssummor på vårterminen 1945 i folkskolans fjärde klass. Betygssummeringen har skett på samma sätt som nu tillämpas vid intagning i realskola. När de elever som tillhör vårt undersökningsmaterial intogs hade den prövningsfria intagningen ännu ej genomförts, varför avlagda realexamina förekommer även under den senare tillämpade gränsen 13,5 poäng (medelbetyg Ba).

Betygssumma	Procent som avlagt minst realexamen
— 5,5	1,0
6,0— 8,0	1,8
8,5—10,5	2,8
11,0—13,0	8,8
13,5—15,5	28,5
16,0—18,0	55,3
18,5—20,5	80,5
21,0—	92,8

Dessa procenttal representerar den kombinerade verkan av sannolikheterna att påbörja och fullfölja realskolestudier, när alla återhållande faktorer får verka i den utsträckning de vid undersökningstillfället gjort det. Procenttalen kan sålunda ej i befintligt skick användas för några reservberäkningar.

Det av Ekman införda antagandet — att ingen realexamens- eller studentexamensreserv kvarstår i socialgrupp 1 — ger oss möjlighet att dela isär denna kombinerade sannolikhetsfunktion i mera användbara komponenter. Först kan vi då med data från enbart socialgrupp 1 beräkna sannolikheten att på en viss betygsnivå på ett lägre skolstadium gå vidare till högre studier. Den funktion vi då erhåller kan antas vara någorlunda opåverkad av de socioekonomiska förhållandena och därmed har vi eliminerat den faktor som mest självfallet måste sättas ur spel om en reservberäkning skall ha mening. Men samtidigt kommer vi, om vi tillämpar dessa sannolikheter på de icke utbildade i lägre socialgrupper, att anta att den positiva värdering av högre utbildning, som är karakteristisk för huvuddelen av socialgrupp 1, också gäller i övrigt. Detta antagande är troligen i någon mån orealistiskt såtillvida som alla i en på detta sätt framräknad reserv i nuläget ej skulle utnyttja sina möjligheter till högre utbildning, även om tillträdet vore fritt och de ekonomiska hindren undanskaffade.

När vi sedan skall fastställa sannolikheten att med en viss betygsnivå på ett tidigare utbildningsstadium fullfölja den högre utbildningen fram till examen, har vi två möjligheter. Antingen kan vi också i detta fall tillämpa sannolikheter beräknade inom socialgrupp 1 och därmed anta att reserven i lägre socialgrupper ges samma yttre stöd och stimulans i skolarbetet som elever från socialgrupp 1 nu får. Eller vi kan beräkna dessa sannolikheter inom de lägre socialgrupperna själva och anta att nytillkommande studerande ur reservgruppen genomsnittligt får samma stöd hemifrån som de som nu fått gå i högre skola — även det ett antagande som kan medföra viss överskattning av antalet som kan gå i land med utbildningen, eftersom en selektion med hänsyn till hemförhållanden där redan har skett. Vi har dock stannat för detta senare alternativ såsom det mer realistiska av de två tänkbara. Häri avviker vår metod från Ekmans, som utgår från den kombinerade sannolikheten att börja och att fullfölja studierna inom socialgrupp 1. I det fallet måste man anta att studierna också i reserv-

gruppen kan bedrivas under de mera förmånliga förhållanden som tillkommer elever ur den högre socialgruppen — ett antagande som är något mer vittgående än det vi gör.

En punkt kan synas något oklar: vi antar att reserven kan utnyttjas fullständigt endast vid fritt tillträde till högre utbildning. Men samtidigt använder vi den kombinerade effekten inom socialgrupp 1 av själv-selektion och spärr för att bestämma sannolikheterna att med viss betygsnivå i lägre skola börja högre utbildning. Detta framstår som en motsägelse. Det kunde tyckas att hänsyn under sådana förhållanden ej behövde tas till annat än sannolikheten att fullfölja en redan påbörjad utbildning, eftersom vid spärrrens borttagande väl praktiskt taget alla skulle få börja. Men det elevmaterial, på vilket sannolikheterna att fullfölja studierna nu har beräknats, har varit förhandsgallrat genom själv-selektion, kunskapsprov (vid realskoleintagningen) och senare skolbetyg (under realskolan och vid övergången till gymnasium). På varje betygsnivå i den lägre skolan har det varit de enligt andra urvalsgrunder genomsnittligt bättre som gått vidare. De sannolikheter som beräknats på detta utvalda elevmaterial gäller följaktligen inte för det ogallrade elevmaterial, på vilket sannolikheterna skall tillämpas. Detta gör att vi vid beräkningarna får utnyttja båda stegen i urvalsprocessen — steget före och steget under de högre studierna — för att få en bild av den högre utbildningens krav. Vid fritt tillträde skulle förhållandet mellan dessa steg bli ett annat: obetydlig gallring vid studiernas början men i gengäld starkare under studierna, om studiemålen hålls konstanta. Att den sammanlagda effekten av gallringen blir lika i de båda fallen hör till de antaganden vi är tvingade göra.

Vår metod för beräkning av allmänna reserver blir alltså den att vi med sannolikheter från socialgrupp 1 bestämmer betygsfördelningen hos dem som i lägre socialgrupper borde ha kunnat börja den högre utbildningen men nu ej har gjort det. Därefter tillämpar vi på denna fördelning sannolikheter, beräknade inom övriga socialgrupper, för att bestämma antalet av dem, som också kan fullfölja en sådan utbildning.

De antaganden som denna beräkningsmetod implicerar kan sammanfattas i följande punkter. De är ej mindre än åtta, vilket kan förefalla som ett mycket stort antal. Detta innebär dock ej att vår metod arbetar med särskilt många antaganden jämförd med andra metoder. Snarare skiljer den grad i vilken de uttryckligen redovisas. Antagandena 1 och 4—6 definierar själva räknemetoden, övriga är oundvikliga följder av denna och icke godtyckligt valda.

1. Samtliga elever tillhöriga socialgrupp 1, som bedöms ha några som helst förutsättningar att klara realskole- resp. gymnasieutbildning, får söka sig in på resp. studievägar. Omvänt innebär detta, att ingen utbildningsreserv i resp. hänseenden antas föreligga i denna socialgrupp. Bristande

överensstämmelse mellan antagandet och de verkliga förhållandena leder till en underskattning av reserven.

2. Ej heller antas någon reserv föreligga bland dem som avbrutit utbildningen på en viss nivå utan att avlägga examen. Denna grupp innefattar emellertid sådana som avbrutit ej på grund av misslyckande i studierna utan på grund av yttre hinder. Undersökningsmässigt medför detta en viss sänkning av sannolikheterna att fullfölja utbildningen och därmed en viss underskattning av reserven. Eller man kan också se det så att yttre hinder antas ha samma relativa verkan inom reservgruppen som bland de nu studerande.

3. En reserv antas däremot föreligga bland dem i lägre socialgrupper, som ej fått påbörja den högre utbildningen i fråga och som — när det gäller studentexamensreserver — ej utgöres av sådana som gått i realskola men avbrutit den utan examen. Ett fullständigt utnyttjande av denna reserv kräver fritt tillträde till de högre studierna, ty på grund av ofullkomlighet hos urvalsinstrumenten är det ej möjligt att med mer än en viss grad av sannolikhet förutsäga om en viss elev motsvarar de krav som den högre utbildningen ställer. Med spärr kan vi alltså i realiteten ej beräkna att hela reserven får försöka sig på utbildningen i fråga.

4. En och samma betygssumma på en lägre utbildningsnivå vittnar i genomsnitt om lika förutsättningar för fortsatta studier hos sådana som fortsätter till den högre utbildningsnivån och sådana som stannar kvar på det lägre skolstadiet. Avvikelse från detta antagande torde snarast gå i den riktningen, att de som avser att fortsätta söker skaffa sig högre betyg än annars skulle ha varit fallet — åtminstone om betygsspärr råder. Detta torde i sin tur medföra en viss övervärdering av deras förutsättningar på längre sikt och därmed en viss underskattning av dem som ej avser att fortsätta och sålunda även av reservens storlek.

5. Vid lika betygssumma på ett lägre skolstadium skulle sannolikheten att börja högre studier vara lika i olika socialgrupper, om ej socioekonomiska hinder förelåg i de lägre socialgrupperna. Vi vet emellertid att även skillnader mellan socialgrupperna i värderingen av högre utbildning spelar in. Därför kommer vi vid användning av sannolikheter från socialgrupp 1 att få en reserv som är större än den grupp utöver nuvarande antal, som vid fritt tillträde till studierna och undanröjda socioekonomiska hinder faktiskt skulle börja utbildningen, såvida inte en markerad attitydförskjutning åstadkommes.

6. Vid lika betygssumma på ett lägre skolstadium är sannolikheten att fullfölja studierna fram till examen, sedan man väl börjat, lika inom den del av elevmaterialet ur lägre socialgrupper som i nuläget fått fortsätta och den del som inte fått fortsätta. Avvikelse från antagandet torde gå i den riktningen att de medför en risk för överskattning av det antal som faktiskt skulle klara den högre utbildningen.

7. Vid lika betygssumma på ett lägre skolstadium är den sammanlagda effekten av dessa urvalsprocesser före och under den högre utbildningen lika vid spärrat och vid fritt tillträde till utbildningen. Detta antagande sammanhänger intimt med det följande.

8. Grundläggande för hela undersökningen är självfallet det antagandet, att de krav som ställdes i realskolan resp. gymnasiet och i avslutande examina, när eleverna i vårt undersökningsmaterial gick där, bevaras i huvudsak konstanta under den period, för vilken slutsatser från undersökningen dras.

Våra reservberäkningar ger alltså ett svar på frågan hur många ytterligare som under gynnsamma yttre omständigheter borde kunna genomgå realskole- resp. gymnasieutbildning. Beräkningarna visar däremot *icke* hur många som vid fritt utbildningsval faktiskt skulle göra det. I diskussionen av undersökningsresultaten avser vi att återkomma till denna fråga.

Metodiken vid beräkning av speciella reserver

När vi övergår till frågan om speciella utbildningsreserver, måste vi föra in ett mellanled i vår teoretiska modell. Vi får tänka oss tre urvalsprocesser: en som bestämmer påbörjandet av högre utbildning, en som bestämmer dess inriktning och en som bestämmer framgången på den valda linjen. Vi kan här ej längre klara oss med ett mått på allmänna studieförutsättningar utan måste också ha ett mått på differentiell inriktning att brukas i mellanledet. Men innan vi väljer prognosinstrument behöver vi känna det kriterium som skall förutsägas.

Vi har till uppgift att undersöka reserver för högre teknisk-matematiska studier. Eftersom inga studerande i vårt material hunnit definitivt dokumentera sådan lämplighet, får vi sammansätta kriteriegruppen av sådana som med stor sannolikhet kan väntas komma att göra det.

Vid de tekniska högskolorna brukar studieavbrotten vara få, och därför kan de som antagits vid dessa högskolor utan större risk inkluderas i kriteriegruppen. Mera tvekan gäller de studerande vid universitetens naturvetenskapliga fakulteter, där avbrottsfrekvenserna är höga — delvis dock på grund av övergång till tekniska och andra spärrade högskolor efter åsyftad ökning av antagningspoängen till dem. Vidare kan studenter med biologisk inriktning ej klart utskiljas från blivande matematiker, fysiker och kemister. Vi har här infört den visserligen något godtyckliga gränsdragningen, att de medtagits i kriteriegruppen som inskrivits i naturvetenskaplig fakultet med lägst medelbetyget Ba i matematik, fysik och kemi på realinjen. Beräkningar har också utförts för ett alternativ med strängare betygskrav, nämligen en betygssumma av lägst 6 enheter (medelbetyg AB) i reallinjens matematik, fysik och kemi eller, där även specialmatematik ingått i studentexamen, lägst 7,5 enheter i de fyra ämnena. Det kan näm-

nas att av manliga realstudenter i vårt realskolematerial, som gått till tekniska högskolor, uppfyller 88 % det lägre och 63 % även det högre av dessa betygskrav. Samma andelar bland naturvetarna är 64 resp. 29 %, bland övriga realare 47 resp. 18 %, bland icke högskoleinskrivna realare 21 resp. 8 %. Till kriteriegruppen har vi också fört studenter utan påbörjad högskoleutbildning, som har nått dessa betygsnivåer i realämnena, eftersom de med hög grad av sannolikhet skulle kunna klara kvalificerade teknisk-matematiska studier.

Kriteriegruppen består alltså av realstudenter samt ett litet antal läroverksingenjörer. Det linjeval som utgör mellanledet i det stegvisa urvalet bör alltså avse valet mellan å ena sidan reallinje och tekniskt gymnasium, å andra sidan övriga gymnasielinjer. Som lämplig prognosvariabel för val av linje framstår relationen mellan betyg i matematisk-naturvetenskapliga och humanistiska ämnen. Som nedan skall visas är denna relation ännu mycket svagt utdifferenterad i folkskolans fjärde klass, varför den viktigaste utgångspunkten för en linjevalsprognos i vår undersökning blir klass 4^s (3^a). Där ges betyg i både matematik, fysik och kemi. Dessas summa satt i relation till betygen i språk och humaniora har tagits som prognosvariabel för linjevalet. Självfallet skulle även här standardiserade test ha varit ett synnerligen värdefullt komplement vid prognosen. Bristen på sådana hjälpmedel kan nu endast beklagas.

Tre sannolikhetsfunktioner skall bestämmas. Den första är sannolikheten att börja gymnasium, vilken kan beräknas med hjälp av samma antaganden som använts för de allmänna reservberäkningarna, här blott på sådant sätt att den kombinerade betygsfördelningen i humanistiska och naturvetenskapliga ämnen blir fastställd för den grupp som antas kunna gå vidare.

På denna kombinerade betygsfördelning tillämpas sannolikheter som utvisar chansen att vid viss betygskombination välja reallinje eller tekniskt gymnasium. Dessa sannolikheter beräknas på dem som ur lägre socialgrupper gått till gymnasium. Denna begränsning till de lägre socialgrupperna göres på grund av en förmodad skillnad mellan socialgrupp 1 och övriga i tendensen att vid viss betygskombination välja reallinje eller tekniskt gymnasium.

Därvid erhålles en beräknad betygsfördelning i såväl humanistiska som naturvetenskapliga ämnen hos dem som antagligen skulle välja reallinje eller tekniskt gymnasium. På denna betygsfördelning tillämpas i sin tur proportionstal avseende sannolikheter för tillhörighet till kriteriegruppen. I täljaren vid dessa sannolikhetsberäkningar får emellertid utöver kriteriegruppen inkluderas dem som uppnått stipulerad betygspoäng för tillhörighet till kriteriegruppen men valt annan högskolelinje än teknisk högskola eller naturvetenskaplig fakultet. Dessa återfinns oftast bland medicinarna. Beräkningen av sannolikheten att kvalificera sig för tillhörighet till kriterie-

gruppen sker också den på grundval av data från de lägre socialgrupperna av skäl som diskuterats i samband med metoderna för beräkning av sannolikheten att fullfölja högre studier i allmänhet.

De sålunda genomförda beräkningarna visar omfånget av den teknisk-matematiska utbildningsreserven i den grupp som slutat med realexamen. Emellertid torde en sådan reserv finnas också bland dem som ej ens fått börja realskola. Särskilda kalkyler får göras för denna grupp liksom för praktiska realskolelinjer, som ej ingått i beräkningarna. Till specialproblemen vid dessa beräkningar återkommer vi i samband med redovisningen och diskussionen av resultaten.

De antaganden — utöver dem som redan gäller allmänna reservberäkningar — på vilka den här skisserade metodiken bygger är följande.

1. De elever som förts till kriteriegruppen är lämpliga för högre teknisk-matematiska studier.

2. Vid en och samma relation mellan betygen i matematisk-naturvetenskapliga och humanistiska ämnena är tendensen att välja reallinje densamma i reservgruppen som i den del av elevmaterialet från lägre socialgrupper som nu gått i gymnasium.

Inget av dessa antaganden ter sig särskilt äventyrligt. Senare tillkommer de antaganden som behövs för generalisering av resultaten till grupper utanför beräkningen. Dessa redovisas i samband med resp. kalkyler.

Del IV. Beräkning av utbildningsreserver

KAPITEL 7

Realexamens- och studentexamensreserver beräknade i folkskolematerialet

Såsom i kap. 6 diskuterats har vi byggt våra reservberäkningar på en jämförelse mellan utbildningsfrekvenser på olika betygsnivåer i socialgrupp 1 resp. övriga socialgrupper (2—X). Dessa frekvensberäkningar uppdelas i sin tur på två steg: frekvensen som börjat realskola resp. gymnasium och frekvensen som avlagt realexamen resp. studentexamen. De absoluta frekvenserna ges i tab. 19 för realskola-realexamen och i tab. 20 för gymnasium-studentexamen.

Gruppen som börjat realskola (kol. 2, 5 och 8 i tab. 19) motsvarar utbildningskoderna 11 samt 21—45. Gruppen som avlagt realexamen eller högre (kol. 3, 6 och 9) består av endast 21—45 (jfr sid. 17).

Tabell 19. Frekvensen av påbörjade och genomförda realskolestudier i olika betygsklasser och socialgrupper

Betygs- summa	Socialgrupp 1			Övriga			Hela materialet		
	samt- liga	börjat real- skola	avlagt realex. el. högre	samtliga	börjat real- skola	avlagt realex. el. högre	samtliga	börjat real- skola	avlagt realex. el. högre
	1	2	3	4	5	6	7	8	9
—5,5	1	1	1	96	—	—	97	1	1
6,0—8,0	18	9	6	797	12	9	815	21	15
8,5—10,5	52	26	16	2 509	97	55	2 561	123	71
11,0—13,0	100	73	53	2 334	275	162	2 434	348	215
13,5—15,5	173	152	136	1 947	606	467	2 120	758	603
16,0—18,0	202	191	183	905	505	429	1 107	696	612
18,5—20,5	77	77	76	195	154	143	272	231	219
21,0—	15	15	15	27	26	24	42	41	39
Totalt	638	544	486	8 810	1 675	1 289	9 448	2 219	1 775

På motsvarande sätt består i tab. 20 gruppen som börjat gymnasium av kod 22 samt 31—45 och gruppen som avlagt studentexamen eller högre av kod 31—45.

Dessa absoluta frekvenser har utnyttjats för beräkning av de procentuella andelarna »börjat/samtliga», »avlagt examen/börjat» samt »avlagt

examen/samtliga» i tab. 21—22, den förra avseende realexamen, den senare studentexamen. Andelar som bygger på nämnare understigande 10 har markerats med punkt, andelar med nämnaren under 25 har satts inom parentes.

Tabell 20. Frekvensen av påbörjade och genomförda gymnasiestudier i olika betygsklasser och socialgrupper. Folkskolematerialet

Betygs- summa	Socialgrupp 1			Övriga			Hela materialet		
	samt- liga	börjat gymna- sium	avlagt stud-ex. el. högre	samtliga	börjat gymna- sium	avlagt stud-ex. el. högre	samtliga	börjat gymna- sium	avlagt stud.-ex. el. högre
	1	2	3	4	5	6	7	8	9
—5,5	1	1	—	96	—	—	97	1	—
6,0—8,0	18	4	—	797	—	—	815	4	—
8,5—10,5	52	9	4	2 509	13	6	2 561	22	10
11,0—13,0	100	36	18	2 334	44	22	2 434	80	40
13,5—15,5	173	106	77	1 947	158	109	2 120	264	186
16,0—18,0	202	146	128	905	220	176	1 107	366	304
18,5—20,5	77	72	71	195	87	77	272	159	148
21,0—	15	14	14	27	18	17	42	32	31
Totalt	638	388	312	8 810	540	407	9 448	928	719

Tabell 21. Sannolikheten (i %) att påbörja och genomföra realskolestudier i olika betygsklasser och socialgrupper. Folkskolematerialet

Betygs- summa	Socialgrupp 1			Övriga			Hela materialet		
	börjat real- skolan/ samtliga	avlagt realex./ börjat realsk.	avlagt realex./ samtliga	börjat realsk./ samtliga	avlagt realex./ börjat realsk.	avlagt realex./ samtliga	börjat realsk./ samtliga	avlagt realex./ börjat realsk.	avlagt realex./ samtliga
	2:1	3:2	3:1	5:4	6:5	6:4	8:7	9:8	9:7
—5,5	.	.	.	0,0	—	0,0	1,0	.	1,0
6,0—8,0	(50,0)	.	(33,3)	1,5	(75,0)	1,1	2,6	(71,5)	1,8
8,5—10,5	50,0	61,5	30,8	3,9	56,7	2,2	4,8	57,7	2,8
11,0—13,0	73,0	72,5	53,0	11,8	59,0	6,9	14,3	61,8	8,8
13,5—15,5	87,8	89,5	78,6	31,1	77,0	24,0	35,8	79,5	28,5
16,0—18,0	94,5	95,8	90,6	55,8	85,0	47,5	63,0	87,8	55,3
18,5—20,5	100,0	98,7	98,7	79,0	92,9	73,4	84,9	94,8	80,5
21,0—	(100,0)	(100,0)	(100,0)	96,2	92,3	88,9	97,5	95,2	92,8
Totalt	85,2	89,4	76,2	19,0	77,0	14,6	23,5	80,0	18,8

Man kan i dessa tabeller iaktta en tydlig stegring av procentalen med stigande betygssumma. Likaså ligger andelarna som regel högre i socialgrupp 1 än i övriga socialgrupper. Dessa tendenser kommer dock tydligare fram vid grafisk framställning av resultaten, och särskilt om en utjämning av de empiriskt funna andelarna företages.

Detta har skett i fig. 1—4. De funna andelarna företer där en tendens till

Tabell 22. Sannolikheten (i %) att påbörja och genomföra gymnasiestudier i olika betygsklasser och socialgrupper. Folkskolematerialet

Betygs- summa	Socialgrupp 1			Övriga			Hela materialet		
	börjat gymn./ samtliga	avlagt stud.ex./ börjat gymn.	avlagt stud.ex./ samtliga	börjat gymn./ samtliga	avlagt stud.ex./ börjat gymn.	avlagt stud.ex./ samtliga	börjat gymn./ samtliga	avlagt stud.ex./ börjat gymn.	avlagt stud.ex./ samtliga
	2:1	3:2	3:1	5:4	6:5	6:4	8:7	9:8	9:7
—5,5	.	.	.	0,0	—	0,0	1,0	.	0,0
6,0—8,0	(22,2)	.	(0,0)	0,0	—	0,0	0,5	.	0,0
8,5—10,5	17,3	.	7,7	0,5	(46,2)	0,2	0,9	(45,5)	0,4
11,0—13,0	36,0	50,0	18,0	1,9	50,0	0,9	3,3	50,0	1,6
13,5—15,5	61,3	72,6	44,5	8,1	69,0	5,6	12,4	70,5	8,8
16,0—18,0	72,2	87,7	63,4	24,3	80,0	19,4	33,1	83,1	27,5
18,5—20,5	93,5	98,5	92,2	44,6	88,5	39,5	58,5	93,1	54,5
21,0—	(93,4)	(100,0)	(93,4)	66,7	(94,5)	63,0	76,2	96,9	73,8
Totalt	60,8	80,4	48,9	6,1	75,4	4,6	9,8	77,4	7,6

S-formiga kurvor med stark stegring av andelarna på betygs- resp. procentskalans mittdel och obetydliga procentförskjutningar i betygsskalans ytterdelar, nära 0 och 100 %. Om procentskalan på y -axeln i ett sådant fall utbytes mot enheter i normalkurvans basskala motsvarande samma procentandelar av hela kurvan, erhålles vid prickning av de sålunda transformerade frekvenserna mot betygssummorna en linjär trend, som kan utjämnas med en förstgradsfunktion med hjälp av minsta-kvadratmetoden. Andelen 50 % kommer då att motsvara värdet 0 i den transformerade skalan, lägre procenttal minusvärden, högre plusvärden. Problem uppstår endast för andelarna 0 och 100 %, eftersom normalkurvans basskala är obegränsad i bägge riktningar. Vi har vid transformationen löst detta problem så att vi minskat den absoluta frekvensen i täljaren med en halv enhet, varigenom ändliga värden i normalkurveskalan kunnat erhållas utan alltför stor godtycklighet. Efter utjämnningen med minsta-kvadratmetoden har de framräknade värdena transformerats tillbaka till procenttal, vilka använts för ritning av utjämnade kurvor i procentskala. Som synes i fig. 1—4 är överensstämmelsen mellan empiriska värden och utjämnade kurvor god. För att ej tynga framställningen har vi redovisat beräkningsmetod och regressionskvationer i en särskild bilaga.

I fig. 1 ser vi vilken markerad skillnad som råder mellan socialgrupperna i fråga om andelen av påbörjad realskoleutbildning. På medelhöga betygsnivåer är skillnaden störst. Samma förhållande gäller påbörjandet av gymnasiestudier (fig. 3), även om här andelarna genomgående ligger lägre.

När det sedan gäller examensfrekvensen bland dem som börjat (fig. 2 och 4), finns det fortfarande en skillnad till den högre socialgruppens fördel men inte på långt när lika markerad. (Mot den del av studentexamens-

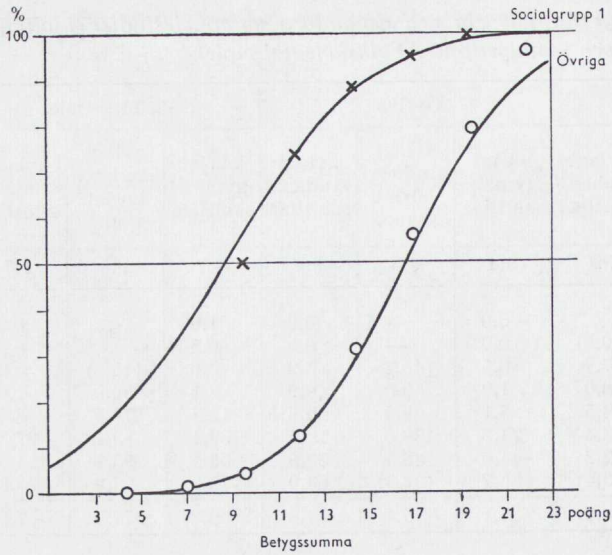


Fig. 1. Sannolikheten att få börja realskola. Folkskolematerialiet.

kurvan i fig. 4, där den lägre socialgruppen ligger över, svarar mycket få observationer. Det rör sig huvudsakligen om en extrapolering, varför skillnaden ej bör tillmätas någon vikt vid bedömningen.)

Vi har nu i enlighet med våra antaganden tagit den högre socialgruppens kurva för påbörjande av realskole- resp. gymnasiestudier (fig. 1 och 3) som uttryck för sannolikheten att komma in på resp. utbildningsvägar och den lägre socialgruppens kurva för fullföljande av studier (fig. 2 och 4) som

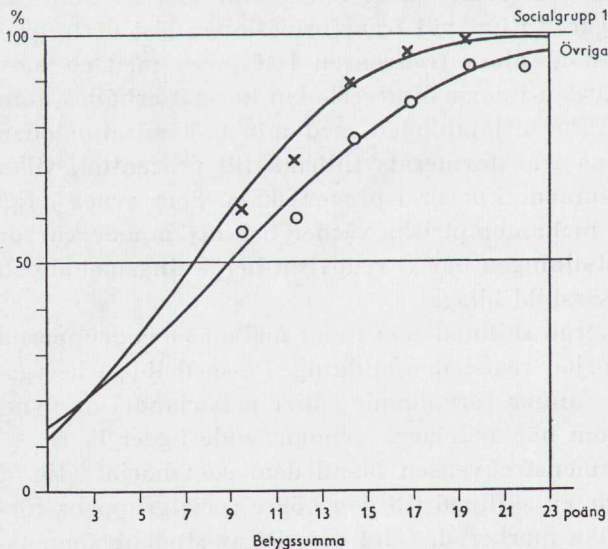


Fig. 2. Sannolikheten att avlägga realexamen bland dem som börjat realskola. Folkskolematerialiet.

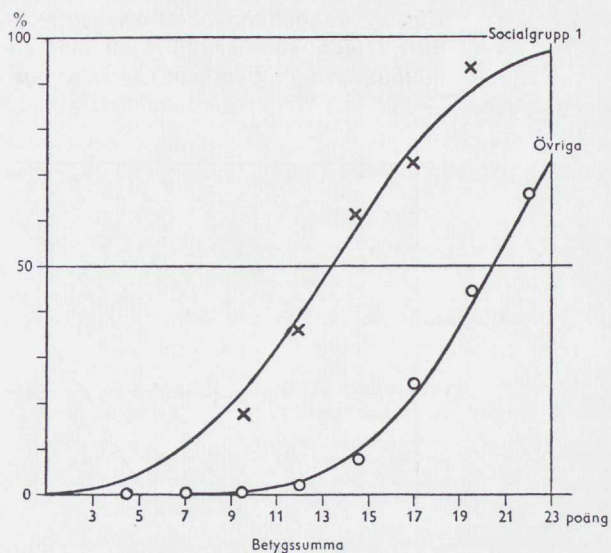


Fig. 3. Sannolikheten att få börja gymnasium. Folksko-lematerialet.

uttryck för sannolikheten att när man väl kommit in kunna avlägga examen. Vi har från regressionsekvationerna räknat ut resp. sannolikheter för alla i materialet förekommande betygssummor och därefter multiplicerat de båda sannolikhetsfunktionerna med varandra, varigenom ett uttryck för den samlade sannolikheten att på viss betygsnivå avlägga realexamen resp. studentexamen erhålles. Dessa kombinerade sannolikheter visas i tab. 23 och fig. 5.

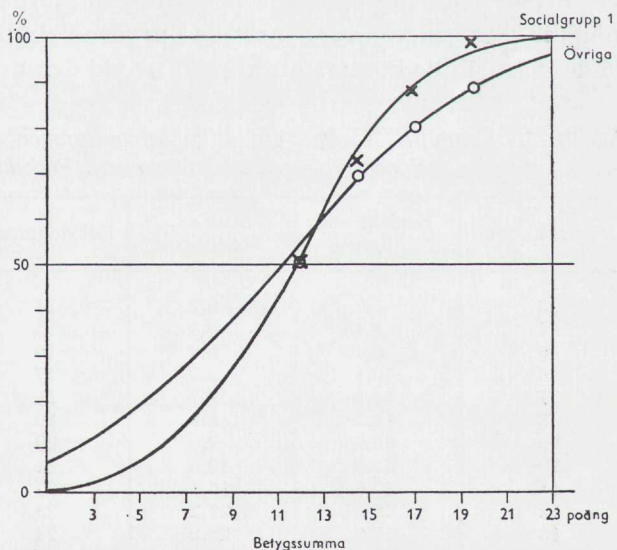
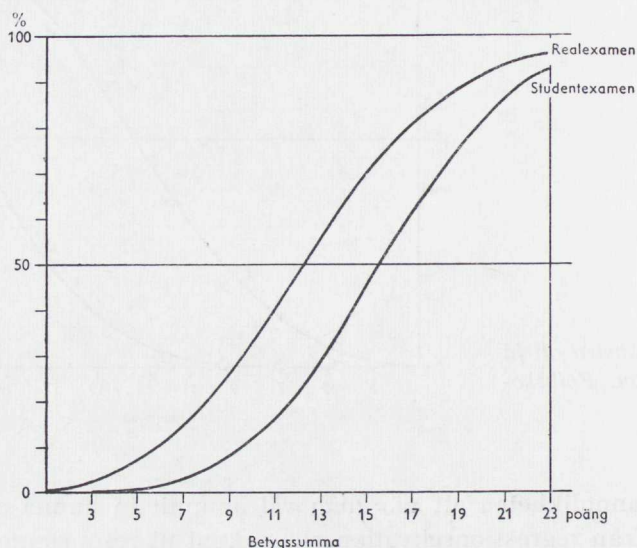


Fig. 3. Sannolikheten att avlägga studentexamen bland dem som börjat gymnasium. Folksko-lematerialet.

Fig. 5. Sannolikheten att avlägga real- och studentexamen i lägre socialgrupper om möjligheterna att börja utbildningen är lika dem i socialgrupp 1. Folkskolematerialet.



För mycket låga betygssummor är sannolikheterna helt obetydliga och praktiskt betydelselösa vid de fortsatta beräkningarna. Vid 13,5 poäng — nuvarande undre gräns för realskoleintagning — ligger sannolikheten på ca 60 % för realexamen och drygt 30 % för studentexamen, för att sedan stiga relativt raskt. Misslyckanden kan dock i betydande utsträckning väntas på alla nivåer. Om motsvarande beräkningar gjordes efter den prövningsfria intagningens genomförande, skulle kurvorna rimligtvis få ett annat förlopp, då de tvärt skulle komma att klippas av vid den undre betygsgåränsen. Denna

Tabell 23. Sannolik förmåga, vid olika betygssummor inom lägre socialgrupper, att avlägga real- och studentexamen. Folkskolematerialet

Betygssumma	Realex. och högre	Stud.ex. och högre	Betygssumma	Realex. och högre	Stud.ex. och högre
3	2,7	0,2	14	63,3	35,9
4	4,4	0,4	15	70,0	44,3
5	6,8	0,8	16	75,8	52,9
6	10,1	1,5	17	80,9	61,1
7	14,4	2,7	18	85,1	68,9
8	19,7	4,5	19	88,5	75,8
9	26,0	7,0	20	91,2	81,6
10	33,0	10,6	21	93,4	86,4
11	40,6	15,4	22	95,1	90,2
12	48,4	21,2	23	96,4	93,1
13	56,0	28,2	24	97,3	95,3

olikhet medför dock icke att våra beräkningsresultat skulle vara inaktuella i nuvarande intagningsystem. Tvärtom torde det vara så att det vid nuvarande system är svårt att använda folkskolebetygen som prognosvariabel vid likartade beräkningar, varför det är tur att data kunnat hämtas från det gamla systemets tid.

Nästa steg i beräkningarna har varit att med därtill svarande sannolikhetsvärden multiplicera frekvenserna på resp. betygsnivåer av sådana som ej fått försöka sig på ifrågavarande utbildning. Av exempelvis 50 med betygssumman 15, som stannat på folkskolenivån, har vi genom multiplikering med 70 % enligt tab. 23 funnit att 35 borde kunnat ta realexamen. Om de femtio i stället haft 17 poäng, där sannolikheten uppgår till 80 %, kunde 40 av dem ha väntats klara denna utbildning. Dessa produkter eller väntade värden har sedan adderats för hela gruppen.

Den grupp, på vilken realexamenssannolikheterna tillämpats, har bestått av kodgrupperna 01 och 12 — övriga har ju fått försöka med eller utan framgång — inom de lägre socialgrupperna. Enligt grundantagandet finns ingen reserv i socialgrupp 1. Den grupp, på vilken studentexamenssannolikheterna tillämpats, har bestått av kodgrupperna 01, 12, 21, 23 och 24 inom lägre socialgrupper. Grupp 11 har ju misslyckats redan i realskolan och är därför utesluten. Grupp 22 skall givetvis lika lite med som de som framgångsrikt har genomgått gymnasium.

Dessa beräkningar har skett med materialet uppsplittrat på olika ortstyper och skolformer. De har lett fram till en uppdelning av dem inom lägre socialgrupper, som ej avlagt resp. examen, i en grupp som antas vara kapabla för examen ifråga och en grupp som antas icke vara kapabla. Den absoluta fördelningen på grupperna examinerade, ytterligare kapabla och ej kapabla framgår av tab. 24 för realexamen och tab. 25 för studentexamen.

Antalet enligt beräkningarna ytterligare kapabla är avsevärt både för realexamen och för studentexamen. Det kan därför vara skäl att innan vi

Tabell 24. Folkskolematerialet fördelat efter visad resp. beräknad förmåga att avlägga minst realexamen inom olika socialgrupper

Ortstyp	Socialgrupp 1		Övriga			Samtliga		
	realex. el. högre	utan realex.	realex. el. högre	utan realex.		realex. el. högre	utan realex.	S:a
				kapabla	ej kapabla			
1	172	34	256	269	502	428	805	1 233
2	141	32	309	386	633	450	1 051	1 501
3	55	22	220	416	661	275	1 099	1 374
4 A	43	18	155	403	572	198	993	1 191
4 B ₁	53	33	236	895	1 147	289	2 075	2 364
4 B ₂ -D	22	13	113	701	936	135	1 650	1 785
Totalt	486	152	1 289	3 070	4 451	1 775	7 673	9 448

Tabell 25. Folkskolematerialet fördelat efter visad resp. beräknad förmåga att avlägga minst studentexamen inom olika socialgrupper

Ortstyp	Socialgrupp 1		Övriga			Samtliga		
	stud.ex. el. högre	utan stud.ex.	stud.ex. el. högre	utan stud.ex.		stud.ex. el. högre	utan stud.ex.	S:a
				kapabla	ej kapabla			
1	119	87	87	167	773	206	1 027	1 233
2	95	78	107	256	965	202	1 299	1 501
3	27	50	63	256	978	90	1 284	1 374
4 A	25	36	46	234	850	71	1 120	1 191
4 B ₁	32	54	74	505	1 699	106	2 258	2 364
4 B ₂ -D	14	21	30	365	1 355	44	1 741	1 785
Totalt	312	326	407	1 783	6 620	719	8 729	9 448

går vidare rekapitulera de gjorda antagandena. De innebär att de lägre socialgruppernas elever på *samma betygsnivå i folkskolan* skall ha lika chanser att komma in i realskolan resp. gymnasiet som elever i socialgrupp 1 och att sedan, när det gäller studiernas fullföljande till examen, de skall ha samma chanser som de elever på en viss betygsnivå från deras egen socialgrupp, som nu får börja realskola resp. gymnasium. Vi har funnit att avvikelser från dessa antaganden förmodligen leder till viss överskattning av den andel som i realiteten skulle kunna tillgodogöra sig utbildningen. I motsatt riktning verkar å andra sidan i någon mån, att antagandet om fullständigt utnyttjande av studiekapaciteten i socialgrupp 1 ej heller är helt realistiskt. Slutligen må påpekas att ett fullständigt utnyttjande av reserverna kräver fritt tillträde till de högre utbildningsformerna, ty det finns ingen intagningsmetod som tillnärmelsevis fullständigt kan åtskilja dem som har studieförutsättningar och dem som inte har det. Detta innebär också att den stora avgång som sker redan vid nuvarande tillströmning till högre utbildning inte kan tas som tecken på att reserverna skulle vara små. Brister i intagningsmetoden gör att det i icke ringa utsträckning är fel elever som kommer in. Men för varje sänkning av intagningskraven och motsvarande ökning av tillströmningen kan å andra sidan den relativa andelen, som lyckas, väntas bli mindre.

Efter denna utveckling skall vi sammanställa totalerna i tab. 24—25 och studera den procentuella fördelningen på avlagda examina resp. enligt beräkningarna kapabla och icke kapabla bland dem som ej fått försöka.

	Realexamen		Studentexamen	
	abs.	i %	abs.	i %
Avlagt examen.....	1 775	18,8	719	7,6
Ytterligare kapabla.....	3 070	32,5	1 783	18,9
Ej kapabla.....	4 603	48,7	6 946	73,5
Summa	9 448	100	9 448	100

I materialet har alltså 18,8 % avlagt realexamen, 32,5 % ytterligare kan — med anförda reservationer — beräknas vara kapabla till det. Motsvarande siffror för studentexamen är 7,6 och 18,9. Varannan skulle alltså kunna avlägga realexamen, var fjärde studentexamen.

Om vi återgår till vår uppdelning på socialgrupper, finner vi i tab. 21 att 76,2 % i socialgrupp 1 avlägger minst realexamen mot 14,6 % i övriga socialgrupper. Enligt beräkningarna skulle den senare andelen kunna ökas till 49,5 % (samtliga kapabla enligt tab. 24). Kvar står en skillnad på 26,7 % till socialgrupp 1. På samma sätt finner vi i tab. 22 att 48,9 % i socialgrupp 1 nu avlägger minst studentexamen mot 4,6 % i de lägre socialgrupperna. Enligt beräkningarna skulle sistnämnda andel kunna ökas till 24,9 %, fortfarande dock 24,0 % lägre än andelen i socialgrupp 1.

Försök till korrektion för skillnader i betygsnivå

Tab. 26—27 omfattar tre sektioner som alla ger praktiskt taget identiska totalvärden men olika stora variationer mellan ortstyper och skolformer. Detta har följande grund. Enligt Huséns (1946 b) och andra undersökningar kan man vänta sig att betygssättningen, åtminstone före standardprovns införande, har varit något mera frikostig i lägre skolformer än i högre och på landsbygden än i städerna beroende på en tendens till bristande anpassning av betygsnivån till klassernas standard.

Om man antar att betygsnivån i *genomsnitt för stora grupper* bör följa genomsnittet i ett intelligenstest av konventionell typ, för att ge en rättvis bild av förutsättningarna för fortsatta studier, erhåller man en möjlighet till undersökning och korrektion på denna punkt. I vårt material föreligger intelligenstestdata men tyvärr endast från 20-årsåldern, varför skilda miljöinflytanden har kommit in mellan tidpunkterna för betygssättning och testning. Den sannolikt viktigaste typen av differentierande miljöinflytelser på testresultaten — skillnader i högre skolutbildning — kan i huvudsak

Tabell 26. Alternativa beräkningar av realexamenskapabla (i %) vid förskjutning av betygsskala enligt IK. Folkskolematerialet

Ortstyp	Realex. el. högre i % av samtliga	Ingen skalför- skjutning		»Halv» skalför- skjutning		»Hel» skalför- skjutning	
		ytterl. kapabla	ej kapabla	ytterl. kapabla	ej kapabla	ytterl. kapabla	ej kapabla
1	34,7	21,8	43,5	24,6	40,7	27,4	37,9
2	30,0	25,7	44,3	27,0	43,0	28,4	41,6
3	20,0	30,3	49,7	31,2	48,8	32,0	48,0
4A	16,6	34,8	49,6	34,8	49,6	34,8	49,6
4B ₁	12,2	37,8	50,0	36,4	51,4	35,0	52,8
4B ₂ —D	7,6	39,2	53,2	38,0	54,4	36,9	55,5
Totalt	18,8	32,5	48,7	32,6	48,6	32,7	48,5

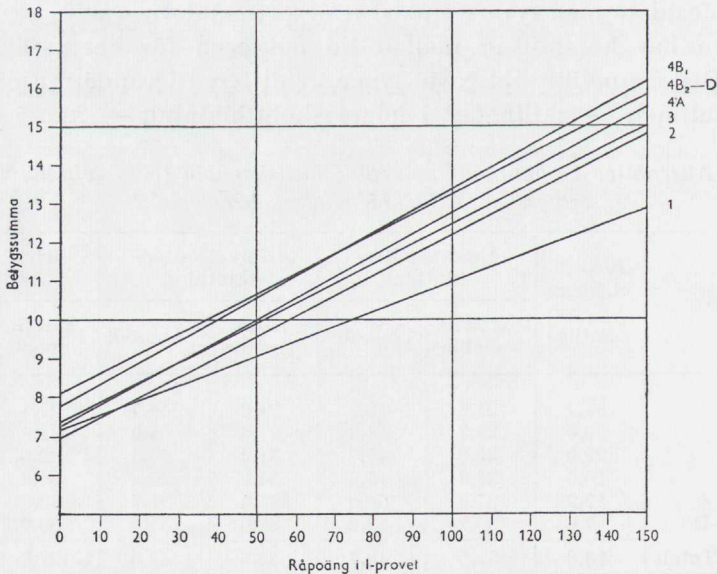
Tabell 27. Alternativa beräkningar av studentexamenskapabla (i %) vid förskjutning av betygsskala enligt IK. Folkskolematerialet

Ortstyp	Stud.ex. el. högre i % av samtliga	Ingen skalförskjutning		»Halv» skalförskjutning		»Hel» skalförskjutning	
		ytterl. kapabla	ej kapabla	ytterl. kapabla	ej kapabla	ytterl. kapabla	ej kapabla
1	16,7	13,5	69,8	16,2	67,1	19,1	64,2
2	13,5	17,1	69,4	18,4	68,1	19,7	66,8
3	6,6	18,6	74,8	19,4	74,0	20,2	73,2
4A	6,0	19,6	74,4	19,6	74,4	19,6	74,4
4B ₁	4,5	21,4	74,1	20,1	75,4	18,9	76,6
4B ₂ -D	2,5	20,4	77,1	19,4	78,1	18,4	79,1
Totalt	7,6	18,9	73,5	19,1	73,3	19,3	73,1

hållas under kontroll genom att jämförelsen mellan test- och betygsnivå begränsas till grupper som slutat skolgången med folkskola. Men därutöver får man räkna med att särskilt storstadsungdomen utsatts för mer intellektuell stimulans än övriga mellan 10- och 20-årsåldern även i de fall där skolgången avbrutits på ungefär samma nivå.

Vi har här gått tillväga på följande sätt. Regressionen mellan testpoäng och betygssumma har beräknats för normalåriga som endast genomgått folkskola med materialet uppdelat på de olika ortstyperna och inom ortstyp 4 dessutom efter skolförskjutning. De utjämnade regressionslinjerna visas i fig. 6. Regressionsekvationer och andra tekniska detaljer återfinns i bilagan.

Fig. 6. Förhållandet intelligens-betygssumma i olika ortstyper. Normalåriga i folkskolematerialet.



På samma intelligensnivå uppvisar elever i ortstyp 1 avsevärt lägre betyg än övriga. Högst ligger regressionslinjerna för B och lägre skolformer inom ortstyp 4, vilket innebär att deras elever på en och samma intelligensnivå fått högre betyg i genomsnitt än övriga. En korrektion kan nu göras på så sätt att betygsskalorna före multiplikationen med sannolikheterna för högre utbildning förskjuts lika många steg uppåt resp. nedåt som de olika regressionslinjerna är skilda från regressionslinjen för hela materialet. Med detta tillvägagångssätt (»hel» skalförskjutning) korrigerar man emellertid betygsnivåerna också för miljöinflytanden som ligger mellan betygssättning och testning. Därför har vi — låt vara något godtyckligt — också prövat effekten av »halv» skalförskjutning, dvs. betygsskalorna har förskjutits halva det antal steg som regressionslinjerna ligger skilda från totalregressionen.

Den korrektion som begreppen »hel» resp. »halv» skalförskjutning motsvarar uppgår för de olika undergrupperna av materialet till följande antal enheter i skalan av betygssummor.

	»Halv» förskjutning	»Hel» förskjutning
Ortstyp 1.....	+ 0,75	+ 1,50
2.....	+ 0,32	+ 0,65
3.....	+ 0,16	+ 0,32
4A.....	0	+ 0,01
4B ₁	— 0,26	— 0,53
4B ₂ —D.....	— 0,22	— 0,43

Effekten av dessa förskjutningar framgår av tab. 26—27. Utan skalförskjutning framstår reserverna som relativt större i de skolmässigt ogynnsammare ortstyperna än vad de gör vid korrektion. Gruppen ej kapabla för realexamen stiger från 43,5 % i ortstyp 1 till 53,2 % i ortstyp 4 B₂—D, om ingen korrektion för skillnader i betygsstandard göres. Vid halv skalförskjutning blir yttervärdena 40,7 resp. 54,4 %, vid hel förskjutning 37,9 resp. 55,5 %. Vi är benägna att betrakta mellanalternativet som det mest rättvisande uttrycket. Den godtycklighet som ligger i detta val har ej så stora konsekvenser, då korrektionen ej medför några särskilt radikala förskjutningar. Orterna utan högre utbildningsmöjligheter har enligt samtliga beräkningsgrunder en större andel av ytterligare kapabla när det gäller realexamen. I fråga om studentexamen är skillnaderna mellan ortstyperna mindre.

Ett annat sätt att illustrera variationerna mellan ortstyper visas i tab. 28, där för de olika korrektionsalternativen andelen som fått utnyttja sin kapacitet (alltså avlagt examen) beräknas i relation till samtliga som enligt vår prognos är kapabla. Där framträder skillnaderna mycket kraftigt, om det också även i storstäderna finns betydande grupper outnyttjade.

Vi har slutligen sökt samla beräkningarna av realexamens- och studentexamensreserver till en enhetlig bild, vilket kan ske om man delar upp de

Tabell 28. Alternativa beräkningar av andelen (i %) som fått utnyttja sin kapacitet för realexamens- resp. studentexamensstudier. Folkskolematerialiet

Ortstyp	Realexamen			Studentexamen		
	ingen	»halv»	»hel»	ingen	»halv»	»hel»
	skalförskjutning			skalförskjutning		
1.....	61,5	58,5	55,9	55,3	50,8	46,7
2.....	53,9	52,6	51,4	44,1	42,3	40,7
3.....	39,8	39,1	38,5	26,2	25,4	24,6
4A.....	33,0	33,0	33,0	23,4	23,4	23,4
4B ₁	24,4	25,1	25,9	17,4	18,3	19,2
4B ₂ —D.....	16,2	16,7	17,1	10,9	11,4	12,0
Totalt	36,6	36,6	36,6	28,7	28,5	28,2

enligt prognosen ytterligare studentexamenskapabla i sådana som avlagt realexamen och sådana som endast genomgått folkskola eller lägre påbyggnadsutbildning (avbruten realskola givetvis undantagen). Vi har därvid uteslutande hållit oss till alternativet med »halv» skalförskjutning. De absoluta frekvenserna i olika grupper framgår av tab. 29 och de relativa frekvenserna av fig. 7.

Tabell 29. Folkskolematerialiet fördelat efter visad resp. beräknad förmåga att avlägga realexamen resp. studentexamen. Absoluta tal. Alternativ: »halv» skalförskjutning

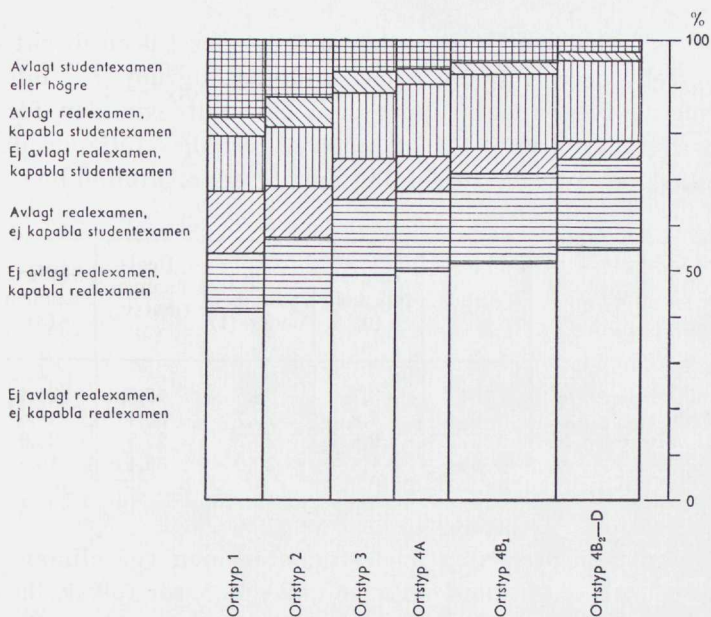
	Ortstyp/skolform						
	1	2	3	4A	4B ₁	4B ₂ -D	S:a
Avlagt studentexamen eller högre.....	206	202	90	71	106	44	719
Avlagt realexamen, kapabla studentexamen.....	56	81	66	41	62	29	335
Ej avlagt realexamen, kapabla studentexamen.....	144	195	201	193	414	318	1 465
Avlagt realexamen, ej kapabla studentexamen.....	166	167	119	86	121	62	721
Ej avlagt realexamen, kapabla realexamen.....	159	211	227	210	447	361	1 615
Ej avlagt realexamen, ej kapabla realexamen.....	502	645	671	590	1 214	971	4 593
Sammanlagt	1 233	1 501	1 374	1 191	2 364	1 785	9 448

För materialet som helhet erhåller vi följande procentvärden för olika utbildningsgrupper.

	%
Avlagt studentexamen eller högre.....	7,6
Avlagt realexamen, kapabla studentexamen.....	3,5
Ej avlagt realexamen, kapabla studentexamen.....	15,5
Avlagt realexamen, ej kapabla studentexamen.....	7,6
Ej avlagt realexamen, kapabla realexamen.....	17,1
Ej avlagt realexamen, ej heller kapabla realexamen...	48,6

Summa 100

Fig. 7. Fördelning efter visad resp. beräknad förmåga att avlägga realexamen resp. studentexamen. Folkskolematerialet



Det stora antalet ytterligare studenter skulle alltså vara att hämta bland dem som nu ej ens fått börja realskola. Från realskolan fungerar däremot vidarerekryteringen till högre studier mera tillfredsställande, vilket framstår än mera markerat om man därtill beaktar att realexamensgruppen innehåller sådana som går i handelsgymnasium och fyraårigt seminarium och i flertalet fall når en utbildningsnivå jämförlig med studentexamen. Denna grupp utgör 1,6 % av folkskolematerialet.

Försök till prövning av vissa antaganden vid reservberäkningarna

Som utgångspunkt för reservberäkningarna har vi fått göra en rad antaganden som utförligt redovisats i kap. 6. Vi skall nu se om materialet erbjuder några möjligheter till prövning av vissa av dessa antaganden.

Det första och för kalkylerna grundläggande antagandet är att ingen utbildningsreserv föreligger inom socialgrupp 1. Detta är emellertid en rätt heterogen grupp, och tidigare undersökningar av den sociala rekryteringen till högre utbildning har påvisat betydande skillnader i studentexamensfrekvens inom denna grupp. Sålunda beräknar Moberg (1951) med hjälp av uppgifter om studenternas fördelning efter faderns yrke resp. folkräkningsdata för 20-åringar 1950, att omkring 70 % av akademikersönerna avlägger studentexamen mot 60 % av sönerna till officerare, 45 % av

sönerna till folkskollärare och 26 % av sönerna till affärsmän. Uppgifter som tyder på liknande variationer inom socialgrupp 1 anföras av Neymark (1952).

Vårt undersökningsmaterial ger här möjligheter till en direkt beräkning av sådana frekvenser. Om uppgifterna för socialgrupp 1 i tab. 10 differentieras på de fyra undergrupper som särhållits vid den förberedande kodningen av faderns yrke i vårt material, erhålles följande data om de manliga folkskoleelevernas fördelning enligt senare utbildning.

	Antal	Endast folkskola (0)	Lägre påbyggnader (1)	Real-examen (motsv.) (2)	Student-examen (3)	Högskola (4)
1 A Akademiker.....	164	3,7	8,5	19,5	24,4	43,9
1 B Ingenjörer.....	82	4,9	20,7	35,4	19,5	19,5
1 C Övriga i valstat.grp 1 ..	327	9,5	20,2	27,5	22,9	19,9
1 D Folkskollärare.....	65	1,5	20,0	35,4	18,5	24,6

Den sammanlagda procenten med studentexamen (på allmänt eller tekniskt gymnasium) är för akademikersönerna 68,3, för folkskollärarsönerna 43,1, för ingenjörssönerna (civilingenjörerna dock i akademikergruppen) 39,0 samt för övriga i valstatistikens socialgrupp 1 42,8. På de punkter, där jämförelse med Mobergs på indirekt väg beräknade frekvenser är möjlig, visar de båda undersökningarna en mycket god överensstämmelse. Särskilt markant är skillnaden mellan högskolefrekvensen i 1 A och övriga undergrupper.

För gruppen 1 C kan de ekonomiska möjligheterna till högre studier i genomsnitt antas vara minst lika goda som i akademikergruppen, men studentexamensfrekvenserna skiljer sig kraftigt. Med hjälp av betygen i folkskolan kan man fastställa i vilken utsträckning detta sammanhänger med skillnader i studielämplighet i utgångsläget för prognosen. Med hjälp av regressionen mellan betygssumma och andelen som börjat resp. fullföljt gymnasiestudierna kan följande sannolikheter beräknas. Endast några punkter på betygsskalan har medtagits.

Betygssumma	Sannolikheten (i %) att börja gymnasiestudier			Sannolikheten (i %) att avlägga studentexamen för dem som börjat gymnasium		
	1 A	1 C	Differens	1 A	1 C	Differens
14	72,9	49,2	23,7	79,7	72,9	6,8
16	84,8	64,1	20,7	89,4	83,4	6,0
18	92,5	77,0	15,5	95,2	90,7	4,5
20	96,9	87,1	9,8	98,2	95,2	3,0

Sannolikheterna är genomgående högre för 1 A på en och samma betygsnivå, men skillnaden mellan de båda undergrupperna är 3—4 gånger större i sannolikheten att börja än i sannolikheten att fullfölja. Detta får anses tyda på att en studentexamensreserv finns också inom delar av socialgrupp 1.

Som förklaring till de anförda skillnaderna ligger det närmast till hands att anta en olikhet i värdering av högre utbildning. Denna värdering är mera positiv inom grupper som själva har erhållit en högre utbildning än inom grupper med samma ekonomiska standard men med lägre utbildning (jfr Husén 1954). Såsom vi framhållit, särskilt i samband med antagande nr 5, kan sådana olikheter i värderingar påverka storleken av den grupp som vid undanröjande av ekonomiska och geografiska utbildningshinder skulle skaffa sig en utbildning som motsvarar de individuella förutsättningarna för högre studier. För uppskattningar på kortare sikt kan det därför vara lämpligt att bygga beräkningarna på en grupp, där värderingen av högre utbildning ej ligger på maximal nivå men där ekonomiska förutsättningar för högre studier på det hela taget finns. Detta torde få anses gälla om grupp 1 C. På längre sikt är det å andra sidan intressant att göra en beräkning som bygger på en grupp där inställningen till högre utbildning är maximalt gynnsam, vilket kan sägas gälla om grupp 1 A.

Som alternativ till vår beräkning av reserver med utgångspunkt i sannolikheten att inom socialgrupp 1 börja gymnasiestudier har vi därför gjort likartade beräkningar med sannolikheter att börja utbildningen byggda på data ur socialgrupp 1 A resp. socialgrupp 1 C. Vi erhåller då en uppskattning av reserven som ligger högre och en som ligger lägre än den förut redovisade.

Måttet på sannolikheten att fullfölja studierna fram till examen har vi här hämtat från socialgrupp 2 i stället för som tidigare från socialgrupperna 2—X. Det har nämligen vid närmare analys visat sig att *sambandet* mellan betyg och examensfrekvens bland dem som börjat gymnasium är avsevärt lägre i grupperna 3 och X än i övriga. Den andel som klarat utbildningen varierar mindre från betygsnivå till betygsnivå än i övriga grupper, vilket torde sammanhänga dels med det utomordentligt stränga och rätt speciella urvalet till högre studier i dessa grupper, dels med att yttre, i förhållande till betygen slumpvis verkande hinder här kan antas spela en större roll än i övriga grupper. Av detta skäl har vi ansett regressionen inom enbart socialgrupp 2 som ett mera rättvisande uttryck för folkskolebetygens prognosvärde och därmed för deras användbarhet i reservberäkningarna. Skillnaden är dock ej så betydande i förhållande till det tidigare i undersökningen tillämpade tillvägagångssättet att den motiverar en omräkning.

I nedanstående tablå har vi sammanfört de olika uppskattningarna av studentexamensreserven med angivande av vilka sannolikhetsfunktioner som i de olika fallen begagnats.

Sannolikheten att börja gymnasium beräknad inom	Sannolikheten att ta examen beräknad inom	Reserven tillhör	Antal i reserven	Studentexamens-reserv i % av hela folkskole-materialet
1	2—X	2—X	1 800	19,0
1 A	2	1 B—D, 2—X	2 336	24,7
1 C	2	2—X	1 493	15,8

¹ Som mått på reserven har valts totalantalet vid »halv» skalförskjutning. Variationen mellan totalantalen i de olika alternativen är dock obetydlig.

Eftersom 7,6 % nu har tagit studentexamen inom materialet, innebär alternativet 1 A att det för varje student skulle finnas ytterligare tre kapabla, som ej fått denna utbildning. Alternativet 1 C innebär ytterligare två kapabla för varje nuvarande student, medan den ursprungliga beräkningen ligger mellan dessa båda uppskattningar.

En mera nyanserad bild av reserverna i olika socialgrupper i relation till nuvarande utbildningsfrekvenser erhålles i nedanstående tablå, där alternativen benämns efter den grupp i vilken sannolikheten att börja utbildningen beräknats. Som synes är i nuläget studentexamensfrekvensen ungefär 15 gånger högre bland akademikersöner än bland pojkar ur socialgrupperna 2—X. Om endast betygen i folkskolan varit avgörande, skulle frekvensen i 1 A ha varit 2—3 gånger högre än i 2—X.

Alternativ	Socialgrupp	Studentexamensfrekvens		
		Nuläge	Ytterligare kapabla	S:a
1 A	1 A	68,3	—	68,3
	1 B—D	42,2	16,2	58,4
	2—X	4,6	25,6	30,2
1	1 A	68,3	—	68,3
	1 B—D	42,2	—	42,2
	2—X	4,6	20,3	24,9
1 C	1 A	68,3	—	68,3
	1 B—D	42,2	—	42,2
	2—X	4,6	16,9	21,5

Ett antagande som det i detta sammanhang också skulle ha haft stort intresse att kunna pröva är nr 4, som gäller jämförbarheten av betyg hos dem som avsett att fortsätta till högre utbildning och dem som ej avsett att göra det. Någon direkt prövning av detta antagande är emellertid ej möjlig i detta material, utan vi får nöja oss med några reflexioner på denna punkt. Om undersökningen hade gjorts i nuvarande läge i fråga om intagning i realskola, hade man säkerligen kunnat räkna med en tydlig förhöjning av fjärdeklassbetygen hos dem som avser att söka in i realskolan. I vårt material utgjorde betygen däremot ej urvalsinstrument, utan intag-

ningen skedde på grundval av kunskapsprov i modersmålet och räkning. Förberedelserna för dessa prov bör dock indirekt ha kunnat få en betygs-
höjande effekt och därmed lett till en underskattning av reserverna vid våra
beräkningar.

Från en sådan allmänt nivåhöjande faktor, som verkar på betygen inom
en viss del av materialet, måste man skilja variationer i betygsnivå mellan
olika klasser, tillfällenheter påverkande betygen för en viss elev och andra
liknande felkällor som ej systematiskt påverkar jämförelserna mellan dem
som fortsatt till högre utbildning och dem bland vilka reserven beräknas. I
vår beräkningsmetodik verkar dessa senare fel så, att de minskar lutningen
på regressionslinjen mellan betygen och andelen som fortsatt till resp. full-
följt högre utbildning. Indirekt gör de därmed prognosen osäkrare.

KAPITEL 8

Studentexamensreserver beräknade i realskolematerialet

Beräkningen av allmänna reserver i realskolematerialet har följt samma huvudschema som i folkskolematerialet och kan därför redovisas ganska kortfattat under hänvisning till den i kap. 7 givna redogörelsen.

I tab. 30—31 har vi för manliga resp. kvinnliga elever angivit fördelningen på olika betygssummor för samtliga i materialet liksom för dem som börjat gymnasium och för dem som avlagt minst studentexamen. Materialet är delat efter socialgrupp.

Tabell 30. Frekvensen av påbörjade och genomförda gymnasiestudier i olika betygsklasser och socialgrupper. Manliga elever i realskolematerialet

Betygssumma	Socialgrupp 1			Övriga			Hela materialet		
	samtliga	börjat gymnasium	avlagt stud.ex. el. högre	samtliga	börjat gymnasium	avlagt stud.ex. el. högre	samtliga	börjat gymnasium	avlagt stud.ex. el. högre
	1	2	3	4	5	6	7	8	9
—10,5	28	6	6	101	8	4	129	14	10
11,0—13,0	167	82	52	403	70	37	570	152	89
13,5—15,5	269	160	116	679	176	123	948	336	239
16,0—18,0	250	202	162	577	236	198	827	438	360
18,5—20,5	175	148	138	323	168	148	498	316	286
21,0—23,0	107	103	98	214	145	140	321	248	238
23,5—25,5	49	46	46	135	98	94	184	144	140
26,0—28,0	31	31	31	63	53	53	94	84	84
28,5—	14	14	14	16	16	16	30	30	30
Totalt	1 090	792	663	2 511	970	813	3 601	1 762	1 476

I tab. 32—33 ges motsvarande relativa frekvenser för påbörjande resp. fullföljande av gymnasiestudier.

Som synes är socialgrupperna kraftigt åtskilda, när det gäller andelen som fått börja gymnasiestudier, men däremot praktiskt taget lika i fråga om fullföljande av påbörjad utbildning — det senare en avvikelse i förhållande till folkskolematerialet. I båda socialgrupperna övergår de kvinnliga eleverna mindre ofta till gymnasium än de manliga men de andelar som fullföljer bland dem som börjat är lika i båda könen. Sammanfattningsvis är procentandelarna följande.

Tabell 31. Frekvensen av påbörjade och genomförda gymnasiestudier i olika betygsklasser och socialgrupper. Kvinnliga elever i realskolematerialet

Betygs- summa	Socialgrupp 1			Övriga			Hela materialet		
	samt- liga	börjat gymna- sium	avlagt stud.ex. el. högre	samt- liga	börjat gymna- sium	avlagt stud.ex. el. högre	samt- liga	börjat gymna- sium	avlagt stud.ex. el. högre
	1	2	3	4	5	6	7	8	9
—10,5	13	—	—	42	1	—	55	1	—
11,0—13,0	61	17	12	249	11	6	310	28	18
13,5—15,5	146	57	34	529	52	29	675	109	63
16,0—18,0	149	80	63	499	102	81	648	182	144
18,5—20,5	139	95	80	345	96	82	484	191	162
21,0—23,0	100	87	82	222	98	90	322	185	172
23,5—25,5	56	48	45	134	65	62	190	113	107
26,0—28,0	21	18	17	61	38	36	82	56	53
28,5—	13	13	13	11	9	8	24	22	21
Totalt	698	415	346	2 092	472	394	2 790	887	740

Tabell 32. Sannolikheten (i %) att påbörja och genomföra gymnasiestudier i olika betygsklasser och socialgrupper. Manliga elever i realskolematerialet

Betygs- summa	Socialgrupp 1			Övriga			Hela materialet		
	börjat gymn./ samt- liga	avlagt stud.ex./ börjat gymn.	avlagt stud.ex./ samtliga	börjat gymn./ samt- liga	avlagt stud.ex./ börjat gymn.	avlagt stud.ex./ samtliga	börjat gymn./ samt- liga	avlagt stud.ex./ börjat gymn.	avlagt stud.ex./ samtliga
	2:1	3:2	3:1	5:4	6:5	6:4	8:7	9:8	9:7
—10,5	21,4	.	21,4	7,9	.	4,0	10,9	(71,5)	7,8
11,0—13,0	49,1	63,5	31,2	17,4	52,9	9,2	26,7	58,5	15,6
13,5—15,5	59,5	72,5	43,1	25,9	69,9	18,1	35,4	71,2	25,2
16,0—18,0	80,8	80,2	64,9	40,9	84,0	34,3	53,0	82,2	43,5
18,5—20,5	84,5	93,3	78,9	52,0	88,1	45,8	63,5	90,5	57,4
21,0—23,0	96,3	95,2	91,6	67,8	96,5	65,5	77,2	96,0	74,1
23,5—25,5	93,8	100,0	93,8	72,6	96,0	69,6	78,3	97,2	76,0
26,0—28,0	100,0	100,0	100,0	84,1	100,0	84,1	89,3	100,0	89,3
28,5—	(100,0)	(100,0)	(100,0)	(100,0)	(100,0)	(100,0)	100,0	100,0	100,0
Totalt	72,7	83,7	60,8	38,6	83,8	32,4	48,9	83,7	41,0

Procent som
börjat gym-
nasium

Procent som tagit
examen bland dem
som börjat

Manliga elever, socialgrupp 1	72,7	83,7
Manliga elever, övriga socialgrupper	38,6	83,8
Kvinnliga elever, socialgrupp 1	59,5	83,4
Kvinnliga elever, övriga socialgrupper	22,6	83,5

Dessa tendenser går igen också på de olika betygsnivåerna, vilket bäst framgår av diagrammen med utjämnade sannolikhetsfunktioner. Även här har sannolikheterna uttryckts i basenheter av normalkurvan och utjämnats

Tabell 33. Sannolikheten (i %) att påbörja och genomföra gymnasiestudier i olika betygsklasser och socialgrupper. Kvinnliga elever i realskolematerialet

Betygs- summa	Socialgrupp 1			Övriga			Hela materialet		
	börjat gymn./ samt- liga	avlagt stud.ex./ börjat gymn.	avlagt stud.ex./ samtliga	börjat gymn./ samt- liga	avlagt stud.ex./ börjat gymn.	avlagt stud.ex./ samtliga	börjat gymn./ samt- liga	avlagt stud.ex./ börjat gymn.	avlagt stud.ex./ samtliga
	2:1	3:2	3:1	5:4	6:5	6:4	8:7	9:8	9:7
—10,5	(0)	—	(0)	2,4	.	0	1,8	.	0
11,0—13,0	27,9	(70,6)	19,7	4,4	(54,5)	2,4	9,0	64,4	5,8
13,5—15,5	39,0	59,6	23,3	9,8	55,7	5,5	16,2	57,8	9,3
16,0—18,0	53,7	78,8	42,3	20,4	79,5	16,2	28,1	79,2	22,2
18,5—20,5	68,3	84,2	57,5	27,8	85,4	23,8	39,5	84,8	33,5
21,0—23,0	87,0	94,2	82,0	44,2	91,8	40,5	57,5	93,0	53,4
23,5—25,5	85,7	93,8	80,5	48,5	95,4	46,3	59,5	94,6	56,3
26,0—28,0	(85,7)	94,5	(81,0)	62,3	94,8	59,0	68,2	94,6	64,5
28,5—	(100,0)	(100,0)	(100,0)	(81,8)	.	(72,7)	(91,7)	95,5	(87,5)
Totalt	59,5	83,4	49,6	22,6	83,5	18,8	31,8	83,4	26,5

med förstagrads ekvationer, varefter de utjämnade värdena återförts till procentdelar (fig. 8—11).

Vi har för reservberäkningarna använt sannolikheten att börja gymnasium sådan den framträtt i socialgrupp 1 och sannolikheten att fullfölja påbörjade gymnasiestudier till examen enligt övriga socialgrupper.¹ Dessa sannolikheter för en viss betygsnivå har hopmultipliserats och tillämpats på frekvensen av dem som slutat sin utbildning med realexamen. Därvid har ett väntat antal som skulle ha kunnat ta studentexamen bland dessa erhållits.

För kvinnliga elever har sannolikhetsberäkningen skett enligt två olika alternativ. Alternativ 1 bygger helt på sannolikheter beräknade bland kvinnliga elever i socialgrupp 1. En jämförelse av utbildnings- resp. examensfrekvenser hos de båda könen styrker emellertid tydligt den uppfattningen, att studiekapaciteten bland kvinnliga elever ej är helt utnyttjad ens inom socialgrupp 1, vilket våra antaganden förutsätter. Valet av gymnasiestudier påverkas där också av speciella värderingar av denna utbildnings lämplighet och nytta för kvinnliga elever. När vi på övriga socialgrupper tillämpar sannolikheter från socialgrupp 1 att börja högre utbildning, sätter vi skillnader i värderingar ur spel som differentierande faktor. Något motsvarande kan det vara skäl att göra här. Därför har vi i alternativ 2 för kvinnliga elever använt sannolikheten att börja gymnasiestudier beräknad på *manliga* elever i socialgrupp 1, och får då fram det antal som skulle börja gymnasium, om studentexamen värderades lika för kvinnliga som för manliga elever och betygen alltså finge vara ensamt avgörande. På denna grupp

¹ Nästan lika väl hade sannolikheten från hela materialet kunnat användas i sistnämnda fall, eftersom just ingen skillnad mellan socialgrupperna föreligger.

tillämpas sedan sannolikheter att fullfölja studierna beräknade på de kvinnliga elever ur lägre socialgrupper som nu gått i gymnasium.

De totala sannolikheterna att med en viss betygssumma i realskolan avlägga studentexamen motsvaras av de procenttal som angetts i tab. 34.

Tabell 34. Sannolik förmåga vid olika betygssummor att avlägga studentexamen. Realskolematerialiet

Betygs- summa	Manl. elever	Kvinnl. elever		Betygs- summa	Manl. elever	Kvinnl. elever	
		alt. 1	alt. 2			alt. 1	alt. 2
9	13,5	6,0	13,7	20	79,4	60,6	75,0
10	17,9	8,3	17,8	21	83,9	66,4	79,7
11	22,9	11,2	22,4	22	87,6	71,9	83,6
12	28,8	14,7	27,7	23	90,6	77,0	86,9
13	35,0	18,9	33,4	24	93,1	81,5	89,7
14	41,7	23,8	39,5	25	94,9	85,3	92,0
15	48,7	29,2	45,8	26	96,4	88,6	93,9
16	55,5	35,2	52,2	27	97,5	91,2	95,4
17	62,3	41,4	58,4	28	98,3	93,4	96,5
18	68,5	47,9	64,4	29	98,8	95,1	97,4
19	74,3	54,3	69,9	30	99,2	96,4	98,1

I tab. 35 visas i absoluta tal uppdelningen mellan studenter, ytterligare studentexamenskapabla och övriga inom olika socialgrupper och ortstyper. Här har för de kvinnliga endast alternativ 1 angivits. Det andra alternativet framgår av tab. 36. Där tillkommer det förhållandet att en reserv beräknats också inom socialgrupp 1, eftersom enligt vårt kompletterande antagande en sådan bör finnas också där, när det gäller kvinnliga elever. Den både absolut och relativt sett största reserven återfinns dock i de lägre socialgrupperna.

Tabell 35. Realskolematerialiet fördelat efter visad resp. beräknad förmåga att avlägga minst studentexamen inom olika socialgrupper

Ortstyp	Socialgrupp 1		Övriga			Samtliga		
	stud.ex. el. högre	utan stud.ex.	stud.ex. el. högre	utan stud.ex.		stud.ex. el. högre	utan stud.ex.	S:a
				kapabla	ej kapabla			
Manl. 1.....	259	139	207	139	292	466	570	1 036
2.....	303	181	404	249	447	707	877	1 584
3.....	101	107	202	269	302	303	678	981
Totalt manl.	663	427	813	657	1 041	1 476	2 125	3 601
Kvinnl. 1.....	127	60	85	92	214	212	366	578
2.....	140	138	212	196	432	352	766	1 118
3.....	79	154	97	303	461	176	918	1 094
Totalt kvinnl.	346	352	394	591	1 107	740	2 050	2 790

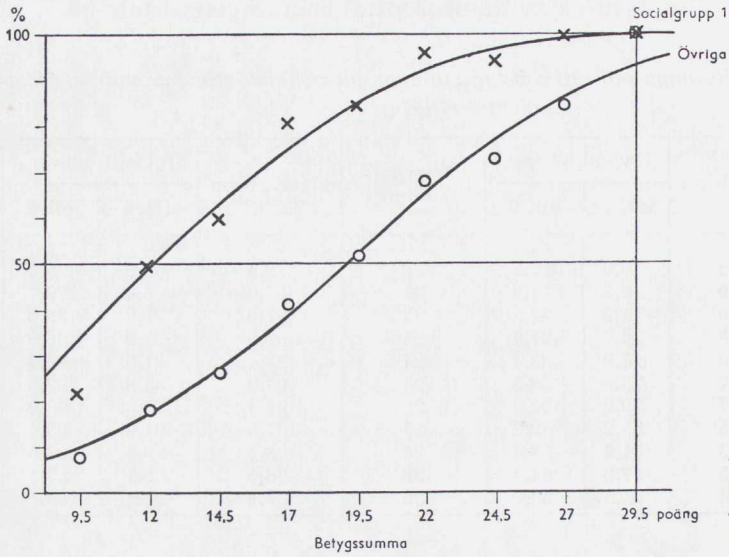


Fig. 8. Sannolikheten att få börja gymnasium. Manliga elever i realskolematerialet.

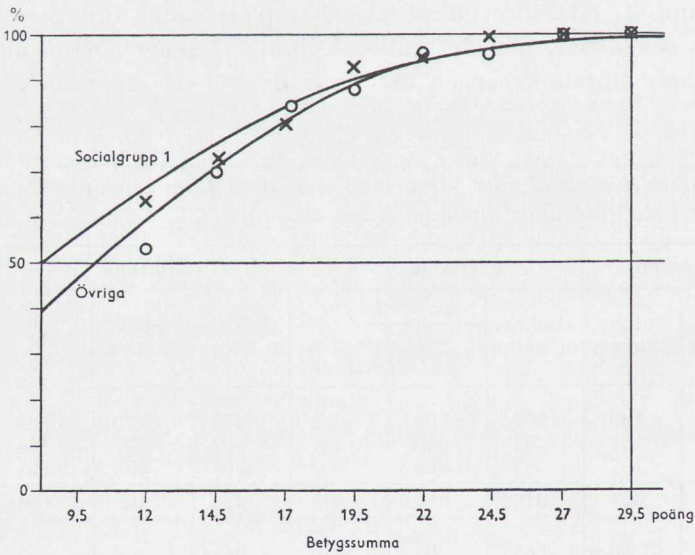


Fig. 9. Sannolikheten att avlägga studentexamen bland dem som börjat gymnasium. Manliga elever i realskolematerialet.

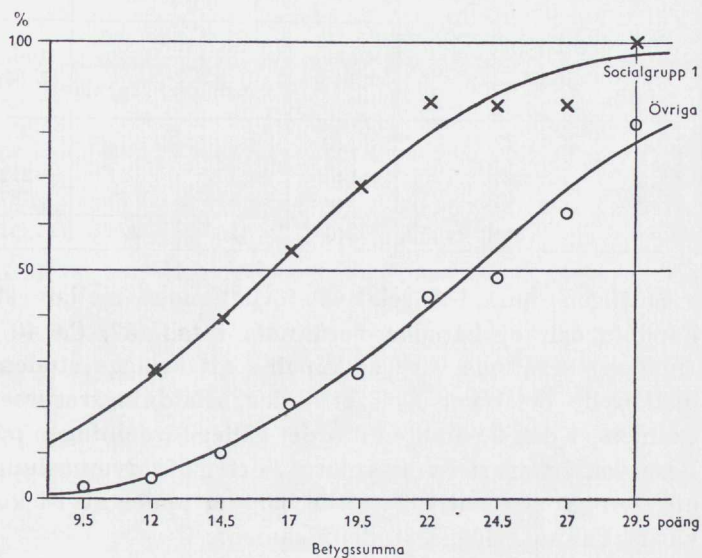


Fig. 10. Sannolikheten att få börja gymnasium. Kvinnliga elever i realskolematerialet.

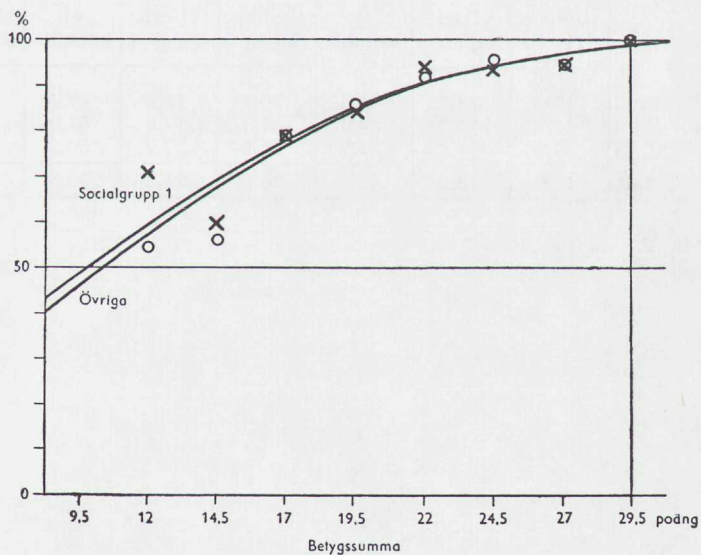


Fig. 11. Sannolikheten att avlägga studentexamen bland dem som börjat gymnasium. Kvinnliga elever i realskolematerialet.

Tabell 36. Realskolematerialet fördelat efter visad resp. beräknad förmåga att avlägga minst studentexamen i olika socialgrupper. Alternativ beräkning för kvinnliga elever

Ortstyp	Socialgrupp 1			Övriga		
	stud.ex. el. högre	utan stud.ex.		stud.ex. el. högre	utan stud.ex.	
		kapabla	ej kapabla		kapabla	ej kapabla
1.....	127	18	42	85	128	178
2.....	140	47	91	212	269	359
3.....	79	61	93	97	401	363
Totalt kvinnl.	346	126	226	394	798	900

Slutligen har det relativa förhållandet mellan studenter, ytterligare kapabla och ej kapabla beräknats i tab. 37. Ca 40 % av eleverna i 4⁵ (motsv.) beräknas vara ej kapabla att avlägga studentexamen. Skillnaden mellan de ortstyper som erbjuder utbildningsresurser fram till studentexamen (1 och 2) är liten när det gäller fördelningen på de tre kategorierna. Reserven är störst i realskolor på orter där gymnasium ej finns. Vid beräkning enligt alternativ 2 skulle samma andel av flickorna som bland pojkarna kunna avlägga studentexamen.

Tabell 37. Alternativa beräkningar av andelen studentexamenskapabla (i %) av eleverna i klass 4⁵ och 3⁴. Realskolematerialet

Ortstyp	Manl. elever			Kvinnl. elever alt. 1			Kvinnl. elever alt. 2		
	stud.ex. el. högre	ytterl. kapabla	ej kapabla	stud.ex. el. högre	ytterl. kapabla	ej kapabla	stud.ex. el. högre	ytterl. kapabla	ej ka- pabla
1	45,0	13,4	41,6	36,7	15,9	47,4	36,7	25,3	38,0
2	44,7	15,7	39,6	31,5	17,5	51,0	31,5	28,3	40,2
3	30,9	27,4	41,7	16,1	27,7	56,2	16,1	42,2	41,7
Totalt	41,0	18,2	40,8	26,5	21,2	52,3	26,5	33,1	40,4

KAPITEL 9

Teknisk-matematiska utbildningsreserver

Förutsättningarna att beräkna speciella reserver med utgångspunkt i folkskolebetygen

Såsom framhållits i metoddiskussionen måste man för speciella reservberäkningar ha tillgång till prognosinstrument som differentierar mellan elever med olika inriktning i valet av utbildningslinje. Ett sådant differentierande instrument skulle vid beräkning av teknisk-matematiska reserver vara relationen mellan betyg i matematisk-naturvetenskapliga och i humanistiska ämnen. I folkskolan är den förra gruppen företrädd av endast räkning och naturkunnighet, det senare ett ämne som man i fjärde klassen nyss börjat läsa och där betygen troligen ännu saknar något mera självständigt prognostiskt värde.

Användbarheten av folkskolebetygen för differentiella prognoser kan grovt undersökas genom jämförelser mellan betygsmedeltalen i resp. ämnesgrupper bland dem som senare sökt sig till olika högre utbildningslinjer. Dessa återfinnes i tab. 38.

Tabell 38. Betygsmedeltal från klass 4 i matematik-naturkunnighet resp. modersmålet-kristendom-historia hos olika studentgrupper. Folkskolematerialet

	Antal	Medelbetyg		Differens
		matematik-naturkunnighet	modersmål-krist.-hist.	
Studenter latinlinje	103	1,74	1,84	— 0,10
reallinje	204	1,88	1,78	+ 0,10
Läroverksingenjörer	87	1,76	1,69	+ 0,07
Inskrivna hum., teol., jur. fakultet + handelshögskola	138	1,92	1,92	± 0
medicinsk fakultet	30	2,03	1,93	+ 0,10
naturvetenskaplig fakultet	43	1,92	1,82	+ 0,10
teknisk högskola	83	2,01	1,88	+ 0,13
annan naturvetenskaplig fackhög- skola	31	2,01	1,89	+ 0,12

Betygsdifferenserna mellan matematik—naturkunnighet och modersmålet—kristendom—historia går genomgående i den riktning som kunde väntas. Matematik—naturkunnighetsbetygen ligger i genomsnitt något högre hos dem som valt realbetonade linjer, såväl på studentexamens- som på högskolenivån. Det omvända förhållandet påträffas hos latinare, medan

de i vidsträckt mening humanistiska högskolelinjerna ligger lika i båda betygsmedeltalen. På sätt och vis är redan en differentiering av denna storleksordning i betygen mer än tio år före undersökningstillfället märklig, men den kan knappast bedömas vara tillräcklig för mera hållbara beräkningar av olikheterna i inriktning. Vi har därför ansett oss böra skjuta på de speciella reservberäkningarna till i realskolematerialet.

Beräkning av speciella reserver i realskolematerialet

Tab. 39 utgör en parallell till den föregående. Den visar betygsmedeltalen i matematisk-naturvetenskapliga resp. humanistiska ämnen i realskolematerialet uppdelat efter vald utbildningslinje. De differenser i betygsrelationerna mellan olika linjer, till vilka en antydan kunde spåras i folkskolebetygen, framträder här markant och i sådan grad att de tyder på att betygsrelationerna nu är någorlunda användbara för en linjedifferentiering inom den del av materialet som avbröt utbildningen med realexamen. Störst är övervikten åt det matematisk-naturvetenskapliga hållet hos läroverksingenjörer, teknologer och kvinnliga naturvetare. Störst i motsatt riktning är den hos latinare och icke naturvetenskapligt inriktade högskolestuderande. Antalsmässigt överväger de manliga eleverna i alla grupper utom bland latinare som ej ännu fortsatt till högskola. Störst är frekvensskillnaden mellan könen bland läroverksingenjörer och teknologer.

Tabell 39. Betygsmedeltal från klass 4⁵ (3⁴) i matematisk-naturvetenskapliga och humanistiska ämnen. Realskolematerialet

	Manliga elever				Kvinnliga elever			
	Antal	Medelbetyg		Diff.	Antal	Medelbetyg		Diff.
		matem.-naturv.	hum.			matem.-naturv.	hum.	
Studenter								
latinlinje	175	1,17	1,41	— 0,24	213	1,30	1,59	— 0,29
reallinje	396	1,39	1,35	+ 0,04	150	1,57	1,57	± 0
Läroverksingenjörer	103	1,51	1,20	+ 0,31	1	.	.	.
Inskrivna vid hum., teol., jur. fakultet samt handels-högskola	388	1,40	1,55	— 0,15	277	1,44	1,65	— 0,21
medicinsk fakultet	75	1,80	1,66	+ 0,14	19	1,84	1,94	— 0,10
naturvetenskaplig fakultet	98	1,58	1,45	+ 0,13	21	1,67	1,45	+ 0,22
teknisk högskola	158	1,74	1,49	+ 0,25	3	.	.	.
annan naturvetenskaplig fackhögskola	83	1,60	1,52	+ 0,08	56	1,67	1,62	+ 0,05

Först har vi då att beräkna hur fördelningen på betygen i matematisk-naturvetenskapliga resp. humanistiska ämnen ser ut hos dem ur lägre socialgrupper, som skulle ha kunnat gå vidare till gymnasium. För över-skådlighetens skull skall vi beskriva vårt tillvägagångssätt i punkter.

1. I en tabell med medelbetygen i humanistiska ämnen utefter x -axeln och medelbetygen i matematisk-naturvetenskapliga ämnen efter y -axeln (jfr den starkt sammandragna tab. 41) har vi antecknat frekvensen dels av samtliga elever i socialgrupp 1 i realskolematerialet dels av dem däribland som gått vidare till gymnasium, i båda fallen med manliga och kvinnliga elever var för sig.

2. Alla celler i denna tabell som ligger på en och samma diagonal, dragen från vänster och uppåt om uppställningen är densamma som i tab. 41, representerar lika *summor* av medelbetygen i de båda ämnesgrupperna men med olika tonvikt på resp. delar. Om frekvenserna enligt mom. 1 adderas utefter dessa diagonaler erhålles fördelningen efter sammanlagd betygsnivå för dem som börjat gymnasium resp. samtliga elever i socialgrupp 1. Härur kan andelen som på varje betygsnivå börjat gymnasium beräknas och utjämnas enligt samma metod som tillämpats i övrigt. Därvid erhålles sannolikheten att vid viss betygskombination börja gymnasium.

3. I en motsvarande tabell har de fördelats som tillhör lägre socialgrupper och avbrutit utbildningen med realexamen (motsv.). Därefter har frekvensen i varje cell multiplicerats med sannolikheten för resp. betygskombinationer att börja gymnasium enligt beräkningen i mom. 2. Det antal i varje betygskombination som kunde tänkas fortsätta har då erhållits.

Nästa steg har varit att beräkna hur många i varje sådan betygskombination som skulle välja en realbetonad gymnasieutbildning bland dem som enligt mom. 3 ovan kunde tänkas fortsätta till gymnasium. Hur detta skett beskrivs i de följande punkterna.

4. För de elever ur socialgrupp 2—X som gått vidare till gymnasium har en likadant uppställd tabell uppgjorts med angivande av frekvensen som valt reallinje eller tekniskt gymnasium resp. andra linjer. Om diagonaler dras genom denna tabell i motsatt riktning mot i mom. 2, alltså från höger och uppåt i exemplet, representerar cellerna utefter en och samma diagonal lika *differenser* mellan medelbetygen i de båda ämnesgrupperna. Andelen realare och tekniska gymnasister har nu beräknats för varje diagonal, alltså för varje differens mellan medelbetygen. Sedan har andelen realbetonade gymnasister vid viss differens utjämnats på vanligt sätt. Sannolikheten att vid viss differens mellan medelbetygen välja reallinje eller tekniskt gymnasium visas i tab. 40.

Där de matematisk-naturvetenskapliga betygen tydligt överväger över de humanistiska tenderar man att välja reallinjen, i motsatt fall latinlinjen. Med en och samma medelbetygskombination är tendensen att välja real-

Tabell 40. Sannolikheten att vid olika differens mellan medelbetygen i matematisk-naturvetenskapliga och humanistiska ämnen välja reallinjen eller tekniskt gymnasium. Socialgrupp 2-X i realskolematerialet

Medelbetyg i matematisk-naturvetenskapliga ämnen — medelbetyg i humanistiska ämnen (genomsnittlig diff.)	Antal bland gymnasister som valt R el. TG		Utjämnat sannolikhetsvärde i %	
	manliga	kvinnliga	manliga	kvinnliga
— 1,25	.	.	4,3	0,7
— 1,00	.	.	11,1	2,4
— 0,75	40,0	20,0	23,6	6,8
— 0,50	50,0	11,3	41,7	15,9
— 0,25	54,7	28,2	61,4	30,5
0	76,8	47,9	78,5	48,8
+ 0,25	93,0	56,5	90,1	67,7
+ 0,50	96,5	100,0	96,3	82,9
+ 0,75	100,0	.	98,9	(92,4)
+ 1,00	(100,0)	—	99,7	(97,6)
+ 1,25	.	—	99,9	(99,2)

betonad utbildning avsevärt starkare bland manliga än bland kvinnliga elever. En beräkning har också visat att denna tendens till reallinjens förmån är starkare inom lägre socialgrupper än inom socialgrupp 1, vilket vi antog vid metodikens utformning.

5. Från mom. 3 känner vi den beräknade fördelningen på betygskombinationer av dem som skulle kunna tänkas fortsätta till gymnasium i real-examensgruppen men ej gjort det. Om sannolikheterna enligt mom. 4, diagonal för diagonal, tillämpas på denna fördelning, erhåller vi betygsfördelningen hos dem som på gymnasiet kunde tänkas välja realbetonad utbildning. I starkt sammandrag visas i tab. 41—42 fördelningen på betygskombinationer av dem som enligt denna beräkning skulle kunna väntas välja reallinje eller tekniskt gymnasium resp. övriga gymnasielinjer. De väntade frekvenserna har för undvikande av alltför stora avrundningsfel angivits med en decimal.

Tabell 41. Den beräknade fördelningen i förhållande till medelbetygen i matematisk-naturvetenskapliga och humanistiska ämnen med väntad uppdelning på gymnasielinjer. Manliga elever ur socialgrupp 2-X som slutat med realexamen. Realskolematerialet

Medelbetyg i matematisk-naturvetenskapliga ämnen	Medelbetyg i humanistiska ämnen		
	—0,9	1,0—1,6	1,7—
—0,9	R 23,7 Övr. 7,7	R 39,5 Övr. 38,1	R 0,1 Övr. 0,8
1,0—1,6	R 59,5 Övr. 4,5	R 401,7 Övr. 116,1	R 13,5 Övr. 15,1
1,7—	R 4,7 Övr. 0,0	R 67,0 Övr. 3,0	R 35,3 Övr. 7,1

Tabell 42. Den beräknade fördelningen i förhållande till medelbetygen i matematisk-naturvetenskapliga och humanistiska ämnen med väntad uppdelning på gymnasielinjer. Kvinnliga elever ur socialgrupp 2-X som slutat med realexamen. Sannolikheter enligt kvinnliga elever. Realskolematerialet

Medelbetyg i matematisk-naturvetenskapliga ämnen	Medelbetyg i humanistiska ämnen		
	—0,9	1,0—1,6	1,7—
—0,9	R 4,5 Övr. 5,0	R 13,6 Övr. 58,3	R 0,1 Övr. 4,6
1,0—1,6	R 12,8 Övr. 4,6	R 194,8 Övr. 239,6	R 15,0 Övr. 25,5
1,7—	— —	R 49,2 Övr. 13,8	R 37,4 Övr. 34,1

Efter summering av frekvenserna i diagonaler med olika differenser kan följande andelar, som kan väntas välja reallinje eller tekniskt gymnasium, beräknas.

	R + TG i %	
	manliga	kvinnliga
Matematisk-naturvetenskapliga betyg högre.....	94,6	77,2
Betygen lika.....	78,0	46,0
Humanistiska betyg högre.....	49,5	32,4

Det bör observeras att dessa siffror rörande linjevalet hänför sig till läget före allmänna linjens genomförande. Även om siffrorna som sådana alltså knappast är aktuella, antyder våra beräkningar ett sätt att studera linjevalsolikheter.

Det tredje steget i beräkningen av teknisk-matematiska reserver är att skapa en motsvarighet till urvalet till kriteriegruppen bland dem som genomgår en realbetonad utbildning. Detta behandlas i följande punkter.

6. De väntade frekvenserna av elever som väljer en realbetonad gymnasieutbildning summeras i varje rad i tabeller av den typ som tab. 41—42 ger exempel på. Därvid erhålles fördelningen enligt matematisk-naturvetenskapliga medelbetyg för »realgymnasiereserven».

7. Bland realgymnasisterna från socialgrupp 2—X beräknas på vanligt sätt sannolikheten att på en viss betygsnivå i matematisk-naturvetenskapliga ämnen i klass 4^s och 3^a tillhöra kriteriegruppen eller besitta med den jämförliga kvalifikation. Dessa sannolikheter återges i tab. 43. Till kriteriegruppernas sammansättning återkommer vi nedan.

8. Sannolikheten för tillhörighet till kriteriegruppen (motsv.) tillämpas på den fördelning enligt de matematisk-naturvetenskapliga medelbetygen som framräknats i mom. 6. Därvid erhålles storleken på den teknisk-matematiska utbildningsreserven.

Innan vi redovisar resultaten av de nu beskrivna beräkningarna skall vi se på kriteriegruppernas sammansättning. Vi har som nämnts i det föregående laborerat med två olika krav för tillhörighet till kriteriegruppen. I båda fallen har alla teknologer fått ingå i kriteriegruppen. Till denna har också förts studerande vid naturvetenskapliga fakulteter och icke högskoleinskrivna studenter, i ena fallet om de haft ett medelbetyg i reallinjens matematik, fysik och kemi på lägst Ba, i andra fallet om de haft lägst medelbetyget AB i dessa ämnen eller, om även specialmatematik ingått, en betygssumma i de fyra ämnena motsvarande minst tre AB och ett Ba. Vid sannolikhetsberäkningen har också i täljaren fått medtas de som uppfyller de angivna betygsstipulationerna men valt annan högskoleutbildning än de nu nämnda.

Antalet som tillhör dessa kriteriegrupper eller har därmed jämförliga betyg framgår av nedanstående tablå. De båda betygsstipulationerna har vi betecknat med Ba-nivån resp. AB-nivån. »Övriga» innefattar realare utan stipulerade betyg samt studerande från andra gymnasielinjer. Även andelen i sådana övriggrupper, som ej tillhör kriteriegrupperna, har för jämförelsens skull medtagits men satts inom parentes.

	Manliga			Kvinnliga		
	AB-nivå	Ba-nivå	Övriga	AB-nivå	Ba-nivå	Övriga
Tekniska högskolor.....	86	33	39	1	1	1
Naturvetenskapliga fakulteter	25	31	(42)	6	6	(9)
Ej högskoleinskrivna studenter....	40	59	(575)	5	11	(348)
Andra högskolelinjer.....	63	85	(398)	13	41	(298)

Efter summering får kriteriegrupperna (motsv.) följande omfång:

	Manliga		Kvinnliga	
	krit. grp	jämförl.	krit. grp	jämförl.
Ba-nivån.....	313	148	31	54
AB-nivån*.....	223	63	14	13

* Antalet för AB-nivån utgör en del av det antal som redovisas för Ba-nivån.

De sannolikhetsberäkningar, som avser kvalifikationer motsvarande kriteriegruppens, skulle bygga på eleverna i lägre socialgrupper. Endast de manliga eleverna är här tillräckligt många för att ge underlag för en sådan beräkning. För de kvinnliga eleverna har endast en beräkning gjorts, nämligen för Ba-nivån, därtill inom hela materialet utan uppdelning på socialgrupper. De erhållna sannolikheterna redovisas i tab. 43.

Som synes är sambandet mellan realskolebetygen i matematik, fysik och kemi och tillhörighet till kriteriegruppen markerat. Den starka stegringen av procenttalen med stigande betygsnivå gör realskolebetygen till en an-

Tabell 43. Sannolikheten för tillhörighet till teknisk-matematisk kriteriegrupp vid olika medelbetyg i matematisk-naturvetenskapliga ämnen bland dem som börjat gymnasium på reallinjen. Manliga elever ur socialgrupp 2-X. Kvinnliga elever, samtliga. Real-skolematerialet

Medelbetyg i matema- tisk-natur- vetenskap- liga ämnen	Manliga elever 2—X					Kvinnliga elever 1—X		
	Börjat R el. TG	Därav i krite- rie-grupp		Utjämnad sannolikhet		Börjat R el. TG	Därav i kri- terigrupp Ba-nivå	Utjämnad sannolikhet Ba-nivå
		Ba- nivå	AB- nivå	Ba- nivå	AB- nivå			
0,50 — (BC)	9	2	—	4,6	1,7	2	—	1,4
0,75 —	48	3	3	8,5	3,5	9	—	3,1
1,00 — (B)	126	17	8	14,5	6,5	41	3	6,4
1,25 —	130	28	14	23,0	12,3	56	5	12,1
1,50 — (Ba)	160	56	30	33,4	20,3	84	15	20,6
1,75 —	106	55	34	45,2	30,8	68	30	31,9
2,00 — (AB)	93	47	36	57,5	42,9	47	21	45,2
2,25 —	45	33	31	69,2	56,0	22	11	59,1
2,50 — (a)	6	4	4	79,1	68,4	1	—	71,9
Totalt	723	245	160	—	—	330	85	—

vändbar prognosvariabel, också fastän procentalen ej ens på de högsta betygsnivåerna är särskilt höga.

I tab. 44 kan vi följa de olika stegen i beräkningen av teknisk-matematiska reserver. För de kvinnliga eleverna redovisas liksom vid de allmänna reservberäkningarna två olika alternativ. Alternativ 1 bygger helt på sannolikheter beräknade bland kvinnliga elever. Alternativ 2 använder genomgående samma sannolikheter som beräknats bland manliga elever och som tillämpats vid reservberäkningarna inom den manliga gruppen. De kalkyler som på detta sätt erhålles representerar två ytterlighetsfall. Med beräkningar som tar vissa sannolikheter från den kvinnliga och andra från den manliga gruppen av gymnasister skulle ett par mellanalternativ kunnat erhållas, vilka vi dock ej vill tynga framställningen med.

Reserven inom den manliga realskolegruppen och reserven enligt alternativ 2 inom den kvinnliga är av samma storleksordning, vilket sammanhänger med att flickor och pojkar betygsmässigt varit ungefär likvärdiga i realskolan. Om däremot inställning till högre utbildning och intresse-riktning får verka likadant vid dessa beräkningar som de gör i nuläget (alt. 1), blir reserven för teknisk-matematisk utbildning bland de kvinnliga eleverna bara ungefär en tredjedel så stor som i alternativ 2. Någonstans mellan dessa yttervärden torde väl den riktiga uppskattningen vara att söka.

I beräkningarna ingår ett mellanled som motsvarar de tendenser vid linjevalet, som gällt i det föreliggande materialet. Dessa tendenser kan givetvis förskjutas, och det är därför av intresse att även veta hur stor reserven skulle visa sig vara om alla fick pröva på reallinjens krav. En

Tabell 44. Beräkningen av reserven för teknisk-matematisk utbildning inom den grupp som slutat den högre utbildningen med realexamen. Realskolematerialet

	Manliga elever social-grupp 2-X	Kvinnliga elever			
		Alt. 1 Social-grupp 2-X	Alternativ 2		S:a för alt. 2
			Social-grupp 2-X	Social-grupp 1	
Antal som slutat med realexamen	1 196	1 382	1 382	230	1 612
Beräknat antal som skulle kunna börja gymnasium	837	748	1 012	163	1 175
därvid skulle välja reallinje eller TG skulle kunna kvalificera sig för tillhörighet till kriteriegrupp, Ba-nivå	645	328	704	113	817
därav på AB-nivå	167	63	183	28	211
Hela det antal som väntas kunna ta studentexamen (enligt tab. 35—36)	100	38*	110	16	126
	657	591	798	126	924

* Uppskattat ur relationen mellan reserverna på AB-nivå och Ba-nivå i övriga grupper.

antydanden härmed erhålles, om man tillämpar kriteriegruppens sannolikheter direkt på dem som kunde tänkas börja gymnasium. Det bör dock anmärkas att vi därvid antagligen gör oss skyldiga till en viss överskattning av den teknisk-matematiska reserven i och med att ett mellanled i gallringen överhoppas — ett förhållande som vi diskuterat i det föregående. Med den reservationen skall följande siffror anföras.

	Manliga	Kvinnliga	
		alt. 1	alt. 2
Med linjedifferentiering som mellanled i beräkningarna			
Ba-nivån	167	63	211
AB-nivån	100	38*	126
Utan sådant mellanled i beräkningarna			
Ba-nivån	202	118	279
AB-nivån	119	72*	171

* Uppskattat ur relationen mellan reserverna på AB-nivå och Ba-nivå i övriga grupper.

De största tillskotten vid överhoppande av detta mellanled erhålles naturligt nog bland flickorna enligt alternativ 1, eftersom andelen som väljer reallinjen där är lägst. Bland pojkarna har relativt få bland latinarna haft sådana betyg i matematik, fysik och kemi, att de haft någon mera betydande chans att komma i kriteriegruppen.

I slutavsnittet i kap. 10 skall vi ersätta de absoluta måtten på reservgrupperna med relationstal.

KAPITEL 10

Sammanfattande reservberäkningar

Realexamens- och studentexamensreserver

Vi disponerar två uppskattningar av studentexamensreserven och en av realexamensreserven. Dessa skall nu jämföras. Närmast kommer vi att behandla resultaten för de *manliga* eleverna, vilket i det följande ej utsägs i varje särskilt avsnitt av diskussionen.

Med hjälp av tab. 29 efter viss komplettering enligt tab. 19 samt tab. 35 efter komplettering enligt de absoluta tal som ligger till grund för tab. 17, kan kolumnerna för folkskola och allmänna realskolelinjer i tab. 45 uppgöras.

Tabell 45. Sammanfattning av allmänna reservberäkningar avseende manliga elever

	Folkskole- materialet	Manliga elever i realskolematerialet		
		allm. linje	högre folkskola	prakt. linje
Avlagt studentexamen eller mera...	719	1 476	31	41
Avlagt realexamen, kapabla student- examen.....	335	657	30*	89**
Ej gått i realskola, kapabla student- examen.....	1 465	—	—	—
Avlagt realexamen, ej kapabla stu- dentexamen.....	721	1 039	34*	169**
Ej gått i realskola, kapabla realex- amen.....	1 615	—	—	—
Gått i realskola, ej avlagt realexamen	444	429	11*	59
Ej gått i realskola, ej kapabla real- examen.....	4 149	—	—	—
Totalt	9 448	3 601	106	358

* Fördelning av 75 elever enligt antagande om samma fördelning på de tre kategorierna som i ortstyp 3.

** Fördelning av 258 elever enligt antagande om samma fördelning på de två kategorierna som i ortstyp 1—2.

I realskolematerialet saknas reservberäkningar för högre folkskolor. Där har vi med ledning av vårt primärmaterial från högre folkskolor och sannolikheterna för tillhörighet till olika lämplighetskategorier i allmänna realskolor i ortstyp 3 gjort en uppskattning av fördelningen på kategorier. Användandet av sannolikheter från ortstyp 3 stöds av överensstämmelsen i fråga om dels orternas typ, dels studentexamensfrekvensen. Flertalet av de

högre folkskolorna i vårt material har också senare omorganiserats till allmänna realskolor.

Likaså måste vi göra vissa uppskattningar för att få med de praktiska realskolelinjerna. Dessa finns till större delen på gymnasieorter, och därför har vi delat dem som slutat med realexamen i reservgrupp och övriggrupp enligt de proportioner mellan dessa lämplighetskategorier som erhållits på allmänna realskolelinjer i ortstyp 1—2. Vi skulle förmoda att reservgruppen härigenom kan ha blivit något för stor, eftersom de särskilt studielämpliga relativt oftare torde välja allmänna realskolelinjen än de övriga. Eftersom gruppen som helhet är ganska liten, kan ett fel här dock ej åstadkomma någon starkare förskjutning av beräkningarna.

Folkskolematerialet är en fjärdedelssampel med en beräknad uppgiftsfrekvens av 92,3 %. Realskolematerialet är en hälftensampel med en uppgiftsfrekvens av 93,7 %, om även högre folkskola och praktiska linjer inräknas. De absoluta talen skall alltså förhålla sig till varandra som 1 : 2,03.

I folkskolematerialet har 1 775 avlagt realexamen eller mera, i realskolematerialet 3 566, om högre folkskolor och praktiska linjer inräknas efter gjorda uppskattningar. Dessa tal förhåller sig som 1 : 2,01, vilket får betraktas som en god överensstämmelse med förväntningarna.

I folkskolematerialet har 719 avlagt studentexamen eller mera. I totala realskolematerialet har 1 548 gjort det. Relationen är här 1 : 2,15. Studentexamensfrekvensen tycks alltså vara för låg i folkskolematerialet. Närmare bestämt borde 54 ytterligare ha tagit studenten i det materialet för att relationen skulle bli den rätta. Nu måste emellertid olikheterna i materialens åldersfördelning beaktas (tab. 7 och tab. 14). 84 % av folkskolematerialet är födda 1934 eller senare mot 36 % av realskolematerialet. De som försenats i studierna har i folkskolematerialet alltså haft mindre tid på sig att ta studentexamen. Som redan nämnts har vi funnit 20—30 elever som fortfarande går i gymnasium i folkskolematerialet. Därtill lär vissa privatister komma.

Bland dem som stannat med realexamen hör 335 i folkskolematerialet till studentexamensreserven. I realskolematerialet torde det faktiska värdet ligga någonstans mellan det strikt framräknade värdet 657 och det antal på 776 som erhållits efter tillägg av det uppskattade värdet för högre folkskola och praktiska linjer. Relationen blir här i ena fallet 1 : 1,96, i det andra 1 : 2,32. Det troliga är att beräkningarna i folkskolematerialet lett till en underskattning, och den torde i sin tur sammanhänga med att de mest försenade studenterna — i genomsnitt de minst kvalificerade — ej hunnit komma bland studenterna i folkskolematerialet. Jämförelsegruppen vid reservberäkningarna har därigenom blivit bättre och kraven för tillhörighet till reserven strängare.

Det är svårt att föreställa sig att en överensstämmelse av denna grad kunnat uppnås i två olika material med två skilda utgångspunkter för

prognosen om metoden för beräkningarna varit mera påtagligt otillförlitlig. I varje fall har prognosen från folkskolebetygen ej överskattat studentexamensreserven bland dem som slutat med realexamen, om man jämför med motsvarande beräkning från realskolebetygen, som både i tid och innehåll ligger närmare det kriterium som skall förutsägas och därför givetvis vid individuella prognoser kan väntas vara tillförlitligare. Därför kan vi också se med rätt stor tillförsikt på den efter *exakt samma grunder* gjorda studentexamensprognosen bland dem som ej fått börja realskola. Denna reservgrupp innehåller 1 465 elever i folkskolematerialet, vilket är ett vida större antal än det som tillhör reserven bland dem som slutat med realexamen. Även uppdelningen av återstoden i en realexamensreserv och i sådana som ej är kapabla för en utbildning med nuvarande realexamenskrav får ett starkt indirekt stöd i dessa jämförelser.

Reserven för högre teknisk-matematisk utbildning

Av den allmänna realskolelinjens manliga elever har 1 476 tagit studentexamen vid allmänt eller tekniskt gymnasium. Av dem tillhör 313 vår kriteriegrupp för högre teknisk-matematiska studier, när Ba-kravet upprätthålles, och 148 studenter på andra högskolelinjer än de tekniska och naturvetenskapliga uppvisar motsvarande betygskvalifikationer i studentexamen, sammanlagt alltså 461 eller 31,2 % av de manliga studenterna. Med AB-kravet för tillhörighet till kriteriegruppen kommer den att utgöra 19,4 % av de manliga studenterna.

Av dem som avlagt realexamen på allmän linje och som enligt våra beräkningar skulle kunna avlägga studentexamen, sammanlagt 657, har 167 sådana betyg i realskolan att man kunde vänta att de skulle kunna kvalificera sig för tillhörighet till kriteriegruppen på Ba-nivån, 100 därav även på AB-nivån. Denna teknisk-matematiska reserv utgör 25,4 % av studentexamensreserven (15,2 % vid det strängare betygskravet). Om samma proportionstal antas gälla inom den uppskattade studentexamensreserven på praktiska linjer och i högre folkskolor, tillkommer ytterligare 30 (resp. 18) elever i den teknisk-matematiska reservgruppen, medan antalet i kriteriegruppen kan väntas stiga med 22 (resp. 14) och antalet i hela studentgruppen ökas med 72.

Nu återstår att fastställa hur många i studentexamensreserven *bland dem som ej börjat realskola* som kan tänkas tillhöra den teknisk-matematiska reserven. Denna grupp omfattar 1 465 elever i folkskolematerialet. Om lika proportion antas också där skulle 372 (resp. 223) personer hamna i den teknisk-matematiska reserven, men detta antagande är sannolikt inte rimligt, då betygsfördelningen i folkskolan har ett högre medeltal hos dem som med avlagd realexamen tillhör studentexamensreserven än hos övriga i denna reserv.

En uppfattning om den allmänna nivån i denna studentexamensreserv av enbart folkskoleutbildade i jämförelse med den teknisk-matematiska reserven i realskolematerialet kan erhållas efter ekvivalering av betygsskalorna i de båda materialen. Däremot kan inget fastställas om särskild inriktning åt det teknisk-matematiska hållet, utan på den punkten får vi nöja oss med ett antagande om lika fördelning på olika typer av studieinriktning i de båda materialen.

Folkskolebetygens skala kan överföras till realskolebetygens och omvänt med hjälp av sannolikhetsfunktionerna för avläggande av studentexamen. Ett folkskolebetyg och ett realskolebetyg som utvisar samma sannolikhet att avlägga studentexamen (tab. 23 och tab. 34) kan ur våra synpunkter anses likvärdiga. Som exempel kan anföras att medelbetyget Ba i folkskolan enligt våra beräkningar i detta hänseende ungefär motsvarar medelbetyget B i klass 4^s och 3^a, AB i folkskolan knappt Ba i realskolan och a ungefär AB —. Denna relation är exakt linjär för de med normalkurveenheter utjämnade sannolikhetsfunktionerna, vilka efter vad vi har sett anpassar sig väl till de empiriskt funna procenttalen (jfr bilaga).

Denna metod för övergång mellan de båda materialens betygsskalor har vi tillämpat vid de följande beräkningarna för att komma över från sannolikheter beräknade i realskolematerialet till data i folkskolematerialet. På den del av detta material som ej börjat realskola har vi applicerat följande sannolikhetsfunktioner:

a) sannolikheten att på en viss betygsnivå börja gymnasiestudier beräknad inom folkskolematerialet på grundval av data från socialgrupp 1 i enlighet med tidigare antaganden;

b) sannolikheten att på en viss betygsnivå välja reallinje eller tekniskt gymnasium beräknad inom realskolematerialet på data från de lägre socialgrupperna;

c) sannolikheten att på en viss betygsnivå kvalificera sig för tillhörighet till kriteriegruppen beräknad inom realskolematerialet på data från lägre socialgrupper.

Detta förfaringssätt avviker från det vi tillämpat i de speciella reservberäkningarna i att sannolikheten b) i detta fall avser *summan*, i det andra fallet *differensen* mellan matematisk-naturvetenskapliga och humanistiska betyg, vilken ej varit åtkomlig här och därför endast de indirekta effekterna på totalbetyget kunnat utnyttjas. Även sannolikheten c) avser totalbetyget och ej den speciella teknisk-matematiska prognosvariabeln, betygen i matematik, fysik och kemi i realskolan. Också här blir det alltså endast en indirekt registrering av urvalets verkan på den allmänna nivån i gruppen.

Med denna metod finner vi att 111 av de 1 465 (7,6 %) kunde väntas kvalificera sig för tillhörighet till kriteriegruppen och alltså utgöra en teknisk-matematisk reserv. (Om det strängare betygskravet väljes blir siff-

rorna 79 resp. 5,4 %.) Andelen är sålunda avsevärt mindre än i den del av studentexamensreserven (i realskolematerialet) som avlagt realexamen.

För kontroll har vi gjort motsvarande beräkningar inom denna senare reserv inom *folkskolematerialet* (antal 335). Den teknisk-matematiska reserven blir där 49 elever vid användning av denna indirekta beräkningsmetod mot de 85 som kunde väntas, om proportionen mellan studentexamensreserv och teknisk-matematisk reserv varit densamma som i realskolematerialet. (Vid det strängare betygskravet 32 mot väntade 51.) Det är här troligt att realskolematerialet ger det riktigare värdet med hänsyn både till att prognosvariabeln där ligger närmare kriteriet och till att beräkningen där gått direkt på den teknisk-matematiska inriktningen. I folkskolematerialet har vi fått gå en indirekt väg över allmänna nivåbestämningar. Detta gör det befogat att ifrågasätta om inte uppskattningen i den del av folkskolematerialet, som består av enbart folkskoleutbildade och ej kunnat bli föremål för direkt kontroll, också den är för låg. Om graden av underskattning antas vara lika i de båda delarna av folkskolematerialet, skulle i så fall 192 (resp. 126) elever mot nu beräknade 111 (resp. 79) i denna del av materialet höra till den teknisk-matematiska reserven. Låt oss ta detta som det ena och övre gränsvärdet för vår uppskattning.

Beräkning av relationstal

Överensstämmelsen mellan folkskole- och realskolematerialet i fråga om antalet elever med realexamen eller mera gör en sammanvägning av de båda materialen möjlig och berättigad. I folkskolematerialet som är en fjärdedelssampel har 1 775 av 9 448 elever avlagt realexamen eller mera. I realskolematerialet som är en hälftensampel har 3 566 elever nått denna utbildningsnivå. Om det senare antalet antas utgöra samma andel av en sampel ur en ogallrad åldersklass som den i folkskolematerialet beräknade andelen, kan totalantalet i en sådan sampel uppskattas till 18 981 elever. Med hjälp av antalen 9 448 resp. 18 981 skall vi nu beräkna relationstal för den manliga delen av en åldersklass. Vi väljer därvid att uttrycka de olika utbildningsgruppernas relativa storlek i andelar av 10 000. De frekvenser som kan hämtas ur realskolematerialet tas där, övriga frekvenser ur folkskolematerialet, vilket anges med ett R resp. F efter siffrorna i tab. 46.

Som framgår av tabellen hör 2,5 % (158 + 96 av 10 000) av hela åldersgruppen till kriteriegruppen på Ba-nivå eller har med den jämförliga studentbetyg. Motsvarande reserv uppgår till mellan 2,2 och 3,0 % — beroende på vilket gränsvärde som väljes — varav 1,0 % finns i realexamensgruppen, övriga i den grupp som endast genomgått folkskola. Det innebär att ungefär lika många ytterligare skulle kunna tillföras kriteriegruppen som det antal som nu tillhör den. Den del av studentgruppen som ej har teknisk-matematisk inriktning eller mindre goda förutsättningar i denna

Tabell 46. Relativ fördelning efter visad resp. beräknad lämplighet för högre utbildning.
Per 10 000 manliga i en åldersklass

Avlagt studentexamen eller högre		816 R
Därav i teknisk-matematisk kriteriegrupp (motsv.)		
AB-nivå	158 R	
tillkommer på Ba-nivå	96 R	
Avlagt realexamen, kapabla för studentexamen		409 R
Därav i teknisk-matematisk kriteriegrupp (motsv.)		
AB-nivå	62 R	
tillkommer på Ba-nivå	42 R	
Ej gått i realskola, kapabla för studentexamen		1 551 F
Därav i teknisk-matematisk kriteriegrupp (motsv.)		
AB-nivå	84—134 F	
tillkommer på Ba-nivå	34—70 F	
Avlagt realexamen, ej kapabla för studentexamen		654 R
Ej gått i realskola, kapabla för realexamen		1 709 F
Gått i realskola, ej avlagt realexamen		470 F
Ej gått i realskola, ej kapabla för realexamen		4 391 F
	Sammanlagt	10 000

riktning skulle däremot kunna ökas förhållandevis mera vid utnyttjande av förefintliga studentexamensreserver. Därvid är dock att märka att denna övriggrupp i större utsträckning än den teknisk-matematiska reserven kommer från relativt låga betygsnivåer, vilka vid en ökning av tillströmningen till gymnasierna knappast skulle komma i fråga i första hand.

För den kvinnliga delen av åldersklassen finns beräkningar endast för realskolestadiet och uppåt. Därför har vi ej en lika säker grund för beräkning av relationstal. Något större fel torde dock ej införas om vi även här använder det uppskattade antalet 18 981 som divisor vid beräkningarna, ty bortfallet är ungefär lika i båda könen och könsfördelningen i hela populationen i skolåldern någorlunda jämn.

Tabell 47. Relativ fördelning efter visad resp. beräknad lämplighet för högre utbildning.
Per 10 000 kvinnliga i en åldersklass

	Alt. 1	Alt. 2
Avlagt studentexamen eller högre	401	401
Därav i teknisk-matematisk kriteriegrupp (motsv.)		
AB-nivå	15	15
tillkommer på Ba-nivå	32	32
Avlagt realexamen, kapabla för studentexamen	370	579
Därav i teknisk-matematisk kriteriegrupp (motsv.)		
AB-nivå	24	79
tillkommer på Ba-nivå	16	53
Avlagt realexamen, ej kapabla för studentexamen	783	574
	Sammanlagt	1 554
		1 554

Anm. Återstoden 8 446 flickor har antingen ej nått realexamen eller också har de via flickskola nått en motsvarande eller högre utbildningsnivå. Ingendera gruppen ingår i realskolematerialet.

Sådana beräkningar redovisas i tab. 47 för de båda alternativ som särskilt inom det kvinnliga realskolematerialet — »kvinnliga» resp. »manliga» sannolikheter. Till de kvinnliga elever som redovisats i tabeller över

allmänna realskolelinjer har efter uppskattningar motsvarande dem som gjorts i tab. 45 för de manliga lagts elevantalen på praktiska linjer och vid högre folkskolor. Vid jämförelse med tab. 46 är att märka att de kvinnliga elever som gått till högre utbildning via flickskolor ej finns med i materialet, såvida de ej just i 4^s eller 3^a tillhört en realskola. De frekvenser för högre utbildning som redovisas för flickorna torde därför vara något i underkant.

I än högre grad gäller detta naturligtvis reserverna, eftersom vi saknar data för den grupp som endast gått i folkskola och inom vilken man har all anledning att anta reserver i en omfattning som ungefärligen överensstämmer med dem vi beräknat i den manliga delen av materialet. Till den stora skillnaden i studentexamensfrekvens bidrar också att de relativt kvinnligt betonade handelsgymnasierna och seminarierna ej hänförts till studentgruppen, medan de tekniska gymnasierna som domineras av manliga elever gjort det. I fråga om de teknisk-matematiska reserverna gäller att de hos flickorna överstiger kriteriegrupperna i storlek, vilket bör jämföras med den jämvikt mellan kriteriegrupper och reserver som påträffats i den manliga delen av materialet.

*

Vi har därmed genomfört vårt försök att belysa omfånget av s. k. utbildningsreserver för högre studier i allmänhet och för högre teknisk-matematiska studier. De resultat som har det största intresset finns samlade på de närmast föregående sidorna och i de båda sammanfattningstabellerna 46 och 47. Det övriga i rapporten utgöres av huvudsakligen metoddiskussion och detaljresultat som brukas som underlag för dessa båda tabeller. När vi i slutavsnittet tämligen oreserverat har presenterat resultaten i en mera generell form såsom uttryck för faktiska utbildningsfrekvenser och reserver, har detta skett under den förutsättningen att de antaganden som angivits i utgångsläget och de brister i materialet som påtalats vid den detaljerade redovisningen också beaktas vid tolkningen och bedömningen av resultaten.

Sammanfattning¹

Problem

Det har i undersökningen gällt att uppskatta hur stor del av en åldersklass som skulle kunna avlägga realexamen resp. studentexamen samt hur stor del av en åldersklass som har kvalifikationer jämförliga med deras som nu går till teknisk högskoleutbildning. Med reserver avses de grupper som enligt beräkningarna skulle kunna tillgodogöra sig utbildning av nämnda slag men nu ej får tillfälle att göra det.

Metoder och antaganden

För beräkningar av ifrågavarande art är det nödvändigt att ha tillgång till ett mått på förutsättningarna för högre studier som möjliggör förutsägelser om studieresultaten. Det är vidare nödvändigt att ha ett undersökningsmaterial där detta mått finns tillgängligt både för sådana individer som fått fortsätta till högre studier och för sådana som ej fått fortsätta och bland vilka reserver för högre utbildning kan tänkas förefinnas. Dessa reserver skall sedan uppskattas genom jämförelser mellan förutsättningarna hos dem som gått vidare och dem som stannat kvar.

Nu finns det emellertid inga mått på studieförutsättningar som tillåter helt säkra förutsägelser. Låt oss ta den betygssumma som intagningen i realskolan grundas på. En elev med ett visst poängtal har en viss sannolikhet att klara läroverksstudierna, men denna sannolikhet är knappast någonsin 100 %. Den är emellertid högre för en elev med en högre betygssumma än för en elev med en lägre, och detta möjliggör för grupper av elever med en viss betygssumma förutsägelser om hur stor del av gruppen som kommer att lyckas, förutsägelser som alltså är säkrare för gruppen än vad de är för de enskilda individerna.

Om vi nu skall försöka beräkna hur många som skulle kunna avlägga realexamen i en grupp av elever med vissa betygssummor, måste vi alltså känna till sannolikheterna att lyckas om man har betygssumma 12, om man har 13, om man har 14 osv. för olika poängtal. Dessa sannolikheter kan emellertid inte beräknas utan vidare, ty i en grupp av folkskoleelever var det vid den tidpunkt vår undersökning avser endast en mindre del som fick

¹ Detta avsnitt innehåller en allmän beskrivning av undersökningen snarare än en sammanfattning av kap. 1—10 i mera strikt bemärkelse.

börja i realskolan också bland dem som av betygen helt allmänt att döma skulle ha goda förutsättningar för fortsatta studier. Vi har här tagit fasta på en beräkningsmetod som introducerats av Ekman (1951) och som bygger på antagandet att i socialgrupp 1 alla elever som överhuvud taget bedöms ha några förutsättningar för studier i realskola och gymnasium också får fortsätta. Därför kan sannolikheterna beräknas inom den del av elevmaterialet som tillhör socialgrupp 1 och tillämpas på övriga.

Den utformning metoden fått i föreliggande undersökning är följande. Vi har som mått på förutsättningarna för högre studier använt folkskolebetygen i fjärde klass resp. realskolebetygen i klass 4^s och 3^a. Självfallet hade det varit önskvärt att kunna förstärka underlaget för förutsägelseorna med exempelvis intelligenstag, men resultaten från sådana har ej varit tillgängliga i något större material för dessa åldersstadier. För olika betygs- summor har vi inom socialgrupp 1 beräknat sannolikheten att påbörja realskole- resp. gymnasieutbildning. Därefter har vi på material från övriga socialgrupper beräknat sannolikheten att fullfölja dessa studier fram till examen bland dem som fått börja. Genom att samtidigt ta hänsyn till båda dessa sannolikheter har vi så för elevgrupper ur de lägre socialgrupperna som ej fått börja högre studier kunnat uppskatta hur många som skulle ha kunnat tillgodogöra sig den högre utbildningen. Detta antal har utgjort ett mått på reservens storlek.

Den uppskattning som på denna väg erhållits är givetvis beroende på riktigheten i en rad antaganden som måste göras i samband med beräkningarna. Bland de viktigaste av dessa skall följande nämnas. Det antas att ingen reserv för högre utbildning finns inom socialgrupp 1. Detta lär bl. a. med tanke på denna grupps heterogena sammansättning knappast vara helt riktigt, vilket i så fall leder till en underskattning av reservernas storlek. I underskattande riktning verkar också ett sådant vid beräkningarna nödvändigt antagande som att de som avbrutit studierna utan examen ej haft tillräckliga förutsättningar för studierna.

Å andra sidan innebär vår beräkningsmetod ett antagande om lika studie- förutsättningar vid lika betygssumma hos dem som inom de lägre social- grupperna fortsatt sin utbildning och dem som ej gjort det, medan man kan ha skäl att anta att de yttre studieförutsättningarna genom hemmiljöns inverkan har varit gynnsammare i den grupp som under nuvarande för- hållanden fått fortsätta än i den grupp som ej fått fortsätta. Vidare bör det observeras att våra beräkningar avser dem ur de lägre socialgrupperna som *skulle kunna* gå vidare, vilket ej nödvändigtvis är lika många som vid fritt val av utbildning faktiskt skulle välja att gå vidare, ty värderingen av högre utbildning är åtminstone i nuläget ej lika stor i de lägre social- grupperna som i socialgrupp 1. Ett *fullständigt* utnyttjande av reserverna förutsätter dessutom att inga intagningsspärrar till högre utbildning finns, ty de metoder som finns för gallring bland de sökande vid olika spärrar

kan ej på ett helt tillförlitligt sätt förutsäga vilka individer som har tillräckliga förutsättningar och vilka som ej har det. Vid spärr blir oundvikligen en del lämpliga utestängda, medan en del olämpliga lyckas passera. Ju större andel som får komma in, desto fler av de lämpliga får den utbildning de kan tillgodogöra sig, men samtidigt stiger andelen olämpliga på ett sätt som kan beräknas utifrån de sannolikheter som ligger till grund för denna undersökning.

Det föreligger alltså felkällor i undersökningen som kan förskjuta de beräknade andelarna något uppåt eller nedåt, vilket dock ej hindrar att resultaten torde ange den ungefärliga storleksordningen för reserverna.

Undersökningsmaterial

Beräkningarna har baserats på två undersökningsmaterial. Det ena, folkskolematerialet, utgör ett urval av var fjärde avdelning av folkskolans klass 4 under vårterminen 1945, där de manliga elevernas utbildning med hjälp av olika register följts t. o. m. 1955. Det andra materialet, realskolematerialet, utgör ett urval av varannan avdelning av klass 4^s och 3^a i realskolan under vårterminen 1949, där både manliga och kvinnliga elevers fortsatta utbildning följts till samma tidpunkt som i folkskolematerialet. Grunduppgifterna har lämnats av skolmyndigheter. Vid kompletteringen med utbildningsuppgifter har arkiv inom försvaret och statistiska centralbyrån kunnat utnyttjas. Vid uppspårandet av eleverna har också i vissa fall folkbokföringsmyndigheterna fått tillfrågas.

Enligt beräkningar utifrån folkmängdsuppgifter skulle en fjärdedel av folkskolans avdelningar under vårterminen 1945 innehålla ca 10 200 manliga elever. Vi har fått betygsuppgifter från skolorna för 10 013 elever och kunnat fastställa fortsatt utbildning för 9 448 elever. Undersökningar av bortfallet har visat att det föreliggande materialet på ett tillfredsställande sätt kan anses representativt för samtliga pojkar i folkskolans fjärde klass under ifrågavarande år.

Materialet från allmänna realskolelinjer omfattar 3 601 manliga och 2 790 kvinnliga elever. Dessa utgör ca 95 % av samtliga elever i berörda klasser. Därtill kommer ett mindre material från praktiska realskolelinjer och högre folkskolor, vilka delvis blivit föremål för separata beräkningar.

Resultat av reservberäkningarna

I denna sammanfattning skall vi gå direkt på sådana beräkningar som redovisar reserverna i andelar av hela åldersklasser. Dessa har föregåtts av uppskattningar inom folkskole- och realskolematerialet. På de punkter där samma slags reserver kunnat beräknas på grundval av båda materialen är överensstämmelsen mycket god, vilket stärker tilliten även till övriga resultat.

Först redovisas resultaten för manliga elever i procent av en hel åldersklass. Där anges såväl de som avlagt olika examina som de som skulle kunna resp. ej skulle kunna göra det enligt våra på betygen i folkskola och realskola grundade beräkningar.

	I procent
1. Avlagt studentexamen eller högre.....	8,2
2. Avlagt realexamen, enligt beräkningarna kapabla för studentexamen	4,1
3. Ej gått ens i realskola men enligt beräkningarna kapabla för studentexamen	15,5
4. Avlagt realexamen men enligt beräkningarna ej kapabla för studentexamen.....	6,5
5. Ej gått i realskola men enligt beräkningarna kapabla för realexamen.....	17,1
6. Ej kapabla för realexamen.....	48,6
Sammanlagt	100,0

Sammanlagt skulle alltså drygt en fjärdedel av pojkarna kunna ta studentexamen (grupperna 1—3 ovan) och omkring hälften realexamen (grupperna 1—5 ovan). De som faktiskt avlagt resp. examina eller mera uppgår till 8 % för studentexamen (grupp 1 ovan) och 19 % för realexamen (grupperna 1, 2 och 4 ovan). I båda fallen föreligger alltså en betydande utbildningsreserv. När det gäller studentexamensreserven förtjänar det också att framhållas att denna till största delen finns bland dem som ej ens fått börja i realskola. Från realskolan till gymnasiet tycks vidarerekryteringen fungera förhållandevis bättre. Det bör dock observeras att vårt undersökningsmaterial avser sådana som normalt började i realskolan 1945. Därefter har intagningen i realskolan ökat väsentligt, vilket kan ha förändrat bilden.

För den kvinnliga delen av åldersklassen föreligger tyvärr inga lika långtgående beräkningar, eftersom det varit ogenomförbart att följa annat än sådana som redan gått i realskola i utbildningshänseende. Där fattas alltså framför allt den del av åldersklassen som stannat med folkskoleutbildning men även den del som gått till högre utbildning via flickskola i stället för realskola. Studentexamensprocenten är inom den kvinnliga delen av materialet bara hälften så stor som i den manliga, men detta beror på en tendens hos flickorna att *med samma betygsförutsättningar* mindre ofta välja att övergå från realskola till gymnasium. På gymnasiet är avbrottsfrekvensen för flickor och pojkar lika. Om man i den kvinnliga delen av materialet i fråga om sannolikheten att *börja* gymnasiestudier grundar reservberäkningen på sannolikheter beräknade bland pojkarna, blir reserven av samma storleksordning där som bland pojkarna, annars blir den mindre, vilket i så fall mera återspeglar skillnader i värderingen av gymnasieutbildning mellan pojkar och flickor än skillnader mellan könen i förutsättningar sådana de kommer till uttryck i betygen.

Vi har för pojkarna funnit att 8 % i en åldersklass med födelseår omkring 1934 tagit studentexamen och att ytterligare 19—20 % skulle kunnat göra det. Denna reserv finns i enlighet med de antaganden som ligger till

grund för beräkningen inom socialgrupp 2—3. En närmare undersökning av materialet visar att 68 % av sönerna till akademiker avlagt studentexamen och 42 % av sönerna till övriga inom socialgrupp 1. Dessa andelar bör jämföras med de 7 % av sönerna inom socialgrupp 2 och 3 % av sönerna inom socialgrupp 3, som enligt våra beräkningar avlagt studentexamen. Om den framräknade reserven läggs till, skulle studentexamensfrekvensen inom socialgrupperna 2—3 stiga från sammanlagt 5 % i nuläget till 25 %.

Den alltjämt kvarstående ojämnheten i de högre studiernas rekrytering visar sig också vid jämförelser mellan olika orter. Vi har delat in orterna efter deras utbildningsresurser (universitet, gymnasium, realskola, endast folkskola) och inom folkskolegruppen efter skolform (A, B₁, övriga). I universitetsstäderna har 17 % av pojkarna avlagt studentexamen, i gymnasieorterna 13 %, i realskoleorterna 6—7 % och i orterna utan högre skola mellan 6 % och 2 %. Hela antalet som enligt beräkningarna skulle vara kapabla att avlägga studentexamen (alltså inklusive dem som nu gjort det) varierar från 33 % i universitetsstäderna till 22 % i folkskoleorterna med lägre skolformer, vilket relativt sett är en avsevärt mindre variation än mellan de faktiska andelarna i nuläget.

Vid beräkningen av reserver för teknisk-matematisk utbildning har de ansetts uppvisa kvalifikationer för sådan utbildning som inskrivits vid tekniska högskolor eller med lägst medelbetyget Ba i matematik, fysik och kemi i studentexamen på reallinjen valt annan utbildning efter studentexamen. Reservberäkningarna har här avsett att fastställa hur många bland icke-studenterna som skulle kunna nå motsvarande studieresultat på gymnasiet och därmed kunna anses kvalificerade för teknisk-matematisk utbildning. Såsom mått på förutsättningarna har i detta fall använts betygen i matematik, fysik och kemi i realskolan.

Det har visat sig att ytterligare 2—3 % av åldersklassen borde ha förutsättningar för sådan utbildning. Eftersom gruppen nu omfattar 2,5 % av de manliga eleverna i åldersklassen, borde alltså en fördubbling av gruppen med kvalificerad teknisk utbildning vara möjlig. Därvid är att märka att denna reserv har framräknats uteslutande bland dem som ej nu tagit studentexamen. Givetvis kan en del av de nuvarande studenterna ha tillräckliga förutsättningar men av intresseskäl ha valt en annan utbildning, och på samma sätt skulle reservgruppen kanske kunna ökas med sådana som enligt nuvarande, vid beräkningarna tillämpade valtendenser går till en icke realbetonad utbildning. Detta innebär en tendens till underskattning i vår beräkning som av metodiska skäl syntts oundviklig. I den kvinnliga delen av realskolematerialet har endast omkring 0,5 % en realbetonad utbildning som fört fram till betyg på minst Ba i matematik, fysik och kemi. Beräkningarna visar att denna grupp proportionellt sett skulle kunna ökas betydligt mer än vad som är fallet bland de manliga.

Litteratur

- Agrell, J. (1950): Skolreformen och näringslivet, Stockholm.
- Anderberg, R. (1948): Skolform och intelligensnivå. *Folkskolan* h. 6—7.
- Boalt, G. (1947): Skolutbildning och skolresultat, Stockholm.
- Ekman, G. (1949): Om uppskattningen av begåvningsreservers storlek. *Pedagogisk tidskrift* h. 7—8.
- Ekman, G. (1951): Skolformer och begåvningsfördelning. *Pedagogisk tidskrift* h. 1—2.
- Fisher, R. A. (1949): *The design of experiments*. 5th ed. London.
- Fisher, R. A. & Yates, F. (1943): *Statistical tables for biological, agricultural and medical research*. 2nd ed. London.
- Husén, T. (1946 a): Intelligenskrav på olika skolutbildningsstadier. *Skola och samhälle* h. 1—2.
- Husén, T. (1946 b): Folkskolebetyg, skolform och intelligensstandard. *Skola och samhälle* h. 1—2.
- Husén, T. (1947): Begåvningsurvalet och de högre skolorna. *Folkskolan* h. 4.
- Husén, T. (1948): Begåvning och miljö. Stockholm.
- Husén, T. (1950): Testresultatens prognosvärde. Stockholm.
- Husén, T. (1954): Rekrytering och intagning av elever till högre läroanstalter. *Norsk pedagogisk årsbok 1952—53*.
- Husén, T. & Henricson, S.-E. (1951): Some principles of construction of group intelligence tests for adults. Stockholm.
- Kish, L. (1953): Selection of the sample. I: Festinger, L. & Katz, D.: *Research methods in the behavioral sciences*. New York.
- Leybourne-White, Grace (1947): The intelligence of university students. *Pilot Papers* sid. 69—83.
- Moberg, S. (1951): *Vem blev student och vad blev studenten?* Lund.
- Neymark, E. (1952): Universitetens och högskolornas rekryteringsreserv. I: *SOU 1952: 29*.
- Quensel, C.-E. (1949): Studenternas sociala rekrytering. *Statsvetenskaplig tidskrift*, sid. 309—322.
- Quensel, C.-E. (1956): Till frågan om begåvningsreservens storlek, med speciell hänsyn till den matematiska begåvningen. Manuskript.
- Sjöstrand, W. (1954): Skolreformen i stöpsleven. Stockholm.
- Thorndike, R. L. (1942): Regression fallacies in the matched groups experiment. *Psychometrika* 7, sid. 85—102.
- Wolfle, D. (1954): *America's resources of specialized talent*. New York.

Regressionskvationer och andra statistiska data

Beräkning av utjämnade sannolikhetsvärden

Andelarna som påbörjat resp. fullföljt viss utbildning har överförs i normalkurvenheter (z), varvid andelarna 0 och 100 % ersatts med andelar som beräknats efter det täljaren ökats resp. minskats med $\frac{1}{2}$ enhet, varigenom ändliga z -värden kunnat erhållas. Därefter har minsta-kvadratmetoden använts för lineär utjämning av z -värdena. De olika z -värdena har därvid vägts med det antal personer (n) som utgjort nämnaren vid beräkningen av procentalen för resp. betygsnivåer.

Detta förfaringssätt avviker från den mera exakta s. k. probitmetoden för utjämning av sannolikheter (Fisher 1949, Fisher & Yates 1943) främst däri att z -värdena för 0 och 100 % i probitmetoden uppskattas genom successiva approximationer, vilket som regel torde ge dem mer extrema värden än vad vårt »tumregelsförfarande» ger. Detta motverkas emellertid i probitmetoden i viss mån av att z -värdena väges ej med n utan med andelarnas informationsvärde ($I = ny^2/pq$, där y avser ordinatan i normalkurvan för ifrågavarande z -värde). Vägningen efter informationsvärde ger vid lika n störst vikt åt medelhöga andelar. I realiteten torde de båda förfaringssätten ge ungefär samma utslag utom i de fall där 0- eller 100 %-andelar förekommer i flera på varandra följande extremklasser. I ett sådant fall har vi använt probitmetoden, nämligen för sannolikheten att börja gymnasium i socialgrupp 1 A.

Folkskolematerialet

F i följande ekvationer avser folkskolebetyget i klass 4 summerat med 9 vikter. Sannolikheten att få börja i realskola (fig. 1)

Socialgrupp 1	$z = 0,2004 F - 1,7559$
Övriga	$z = 0,2421 F - 4,0270$

Sannolikheten att avlägga realexamen bland dem som börjat i realskola (fig. 2)

Socialgrupp 1	$z = 0,1746 F - 1,2954$
Övriga	$z = 0,1298 F - 1,1670$

Sannolikheten att få börja i gymnasium (fig. 3)

Socialgrupp 1	$z = 0,1996 F - 2,6751$
Övriga	$z = 0,2344 F - 4,7959$
Socialgrupp 1 A	$z = 0,2075 F - 2,2909$
Socialgrupp 1 C	$z = 0,1919 F - 2,7094$

Sannolikheten att avlägga studentexamen bland dem som börjat i gymnasium (fig. 4)

Socialgrupp 1	$z = 0,2350 F - 2,7510$
Övriga	$z = 0,1462 F - 1,6435$
Socialgrupp 1 A	$z = 0,2100 F - 2,1110$

Socialgrupp 1 C	$z = 0,1770 F - 1,8660$
Socialgrupp 2	$z = 0,1785 F - 2,1748$

Realskolematerialet

R i följande ekvationer avser realskolebetyget i 4^s (3^a) summerat med 13 vikter. Sannolikheten att få börja i gymnasium. Manliga elever (fig. 8)

Socialgrupp 1	$z = 0,1503 R - 1,8423$
Övriga	$z = 0,1370 R - 2,6102$

Sannolikheten att avlägga studentexamen bland dem som börjat i gymnasium. Manliga elever (fig. 9)

Socialgrupp 1	$z = 0,1165 R - 0,9754$
Övriga	$z = 0,1344 R - 1,3781$

Sannolikheten att få börja i gymnasium. Kvinnliga elever (fig. 10)

Socialgrupp 1	$z = 0,1453 R - 2,4016$
Övriga	$z = 0,1384 R - 3,2774$

Sannolikheten att avlägga studentexamen bland dem som börjat i gymnasium. Kvinnliga elever (fig. 11)

Socialgrupp 1	$z = 0,1074 R - 1,0531$
Övriga	$z = 0,1100 R - 1,1390$

Sannolikheten att välja reallinje eller tekniskt gymnasium bland dem som börjat i gymnasium (tab. 40)

D = medelbetyget i matematisk-naturvetenskapliga ämnen minus medelbetyget i humanistiska ämnen

Socialgrupp 1, manliga elever	$z = 1,7556 D + 0,5615$
Övriga, manliga elever	$z = 2,0059 D + 0,7894$
Socialgrupp 1, kvinnliga elever	$z = 1,4992 D - 0,1408$
Övriga, kvinnliga elever	$z = 1,9452 D - 0,0269$

Sannolikheten att tillhöra kriteriegrupp (motsv.) på Ba-nivån (tab. 43)

M = medelbetyget i matematisk-naturvetenskapliga ämnen

Socialgrupp 2-X, manliga elever	$z = 1,2471 M - 2,4535$
Samtliga, kvinnliga elever	$z = 1,3968 M - 3,0800$

Sannolikheten att tillhöra kriteriegrupp (motsv.) på AB-nivån (tab. 43)

Socialgrupp 2-X, manliga elever	$z = 1,3069 M - 2,9477$
---------------------------------------	-------------------------

Folkskolebetygen på olika intelligensnivåer

F avser även här folkskolebetyget i klass 4 summerat med 9 vikter. I är råpoäng i I-provet (jfr Husén & Henricson 1951).

Ortstyp 1	$F = 0,0381 I + 7,1704$
2	$F = 0,0521 I + 6,9484$
3	$F = 0,0511 I + 7,3517$
4 A	$F = 0,0530 I + 7,5166$
4 B ₁	$F = 0,0569 I + 7,7595$
4 B ₂ -D	$F = 0,0530 I + 7,9541$
Totalt	$F = 0,0481 I + 7,9038$

Vid skalförskjutningen har F vid $I = 76,87$ (totalmedeltal bland normalåriga med endast folkskoleutbildning i materialet) beräknats i de olika ortstyperna och i hela materialet. Därefter har differensen mellan F inom resp. ortstyper och i

hela materialet beräknats och använts som mått på den erforderliga skalförskjutningens storlek.

Ekvivalering av folkskole- och realskolebetyg

Om betygsskalorna i realskola och folkskola lägges så i förhållande till varandra, att betyg som innebär samma sannolikhet för avläggande av studentexamen enligt tab. 23 och 34 kommer att motsvara varandra, kan följande transformationsformel beräknas. \bar{F} avser medelbetyget i folkskolans fjärde klass, \bar{R} medelbetyget i realskolans klass 4^e (3^a). Skalan är i båda fallen C = 0, B = 1, AB = 2, A = 3.

$$\bar{R} = 0,87 \bar{F} - 0,34$$

Signifikansfrågor

Medelfel och liknande mått avsedda för signifikansbedömning har ej redovisats i rapporten. Anledningarna härtill är två. För det första är signifikansmått som utgår från antagande om enkel slumpsampling ej tillämpliga, då urvalet har skett genom en stratifierad klumpsampling med systematiskt urval inom strata. Stratifieringen har verkat felminskande medan uttagningen av hela klasser i stället för individer har haft motsatt verkan. Det kan dock ej utan komplicerade beräkningar i varje särskilt fall fastställas hur stora resp. effekter är (Kish 1953, sid. 220—223).

För det andra har undersökningens syfte ej varit hypotesprövning utan estimation av reserver för högre utbildning. Det hade givetvis varit av intresse att kunna förse dessa estimerade värden med konfidensintervall, men ingen nu tillgänglig metod torde vara tillämplig på denna mycket speciella form av beräkningar. För övrigt är det sannolikt att samplingfeLEN spelar en underordnad roll i förhållande till övriga uppskattningsfel i detta sammanhang, varför ett konfidensintervall avseende samplingfeLEN snarast skulle ge ett missvisande intryck av säkerhet i uppskattningarna. Då vi i övrigt kommenterat skillnader mellan grupper, har dessa skillnader i regel varit så synnerligen markerade att en tränad bedömare av statistiska data knappast i något fall skulle tveka i fråga om skillnadernas signifikans i material av föreliggande storleksordning, medan han däremot av arbetsekonomiska skäl skulle tveka mycket inför en strikt signifikansbedömning.

KOMMENTARER

I. CARL-ERIK QUENSEL

A. Utbildningsreservens bestämning

Ett statistiskt metodproblem

Inledning

I åtskilliga sammanhang uppdyker frågan om den s. k. begåvningsreserven. Inom en befolkning är det antal bekant, som avlägger viss examen, t. ex. studentexamen eller realexamen, men vid sidan härav är det jämväl värdefullt att uppskatta det antal i totalbefolkningen, som skulle vara kapabla att avlägga examen, om de beretts tillfälle härtill. Åtskilliga beräkningar härav har företagits med olika metoder och olika resultat, men de använda metoderna torde böra underkastas viss granskning. Frågeställningen har ett mera allmänt intresse och kan allmänt formuleras som följer. Enskilda personer inom en befolkning kunna alltefter uppställda förutsättningar hänföras till endera av de två grupperna »Godkänd» resp. »Underkänd». Hur stor andel av populationen kan anses tillhöra gruppen »Godkänd»? För en enskild individ kan bestämningen emellertid endast ske efter långvariga och kostnadskrävande undersökningar, varför en direkt bestämning är omöjlig att genomföra även på ett utvalt mindre sample.

Praktiska utgångspunkter

Inom en utvald »observationsgrupp», som icke är ett representativt sample ur totalbefolkningen utan är utvald så att andelen »Godkänd» är överrepresenterad, ha långvariga försök eller experiment resulterat i att personerna utan allt för stora fel kunnat uppdelas på »Godkända» resp. »Underkända».

Personerna inom såväl observationsgruppen som inom totalbefolkningen (eller restgruppen = totalbefolkningen-observationsgruppen) kännetecknas av ett antal variabler x_i , vilka kunna relativt lätt bestämmas. Dessa variabler kunna efter vissa regler sammansättas till en variabel $x = \sum a_i x_i$.

Därefter är fördelningen efter variabeln x given såväl för totalbefolkningen (restgruppen) som för grupperna »Godkänd» och »Underkänd» inom observationsgruppen.

Data kunna sedan bl. a. sammanfattas på följande sätt

Population	Antal	Medeltal	Spridning
Totalbefolkning ev. restgrupp	N	M_x	S_x
Observationsgrupp	n	m_x	s_x
härav »Godkänd»	n_2	m_2	
»Underkänd»	n_1	m_1	

Det kan förutsättas att $m_2 > m_1$ samt även $m_x > M_x$.

Kvoten $D = (m_2 - m_1) : S_x$ giver ett uttryck för huru starkt variabeln x kan skilja mellan »Godkänd» och »Underkänd».

Det är självklart att av två variabler den är att föredraga, som giver den största kvoten. Finnes ett flertal olika variabler x_i kan man från dessa variabler bilda den sammansatta variabeln $\sum a_i x_i$ som kännetecknas av den största kvoten. Härvid kan s. k. diskriminantanalys tillgripas för bestämning av talen a^1 .

Inom observationsgruppen kan man bestämma dels totalandelen godkända $P = n_2/n$, dels även procenttalet godkända p_x alltefter variabeln x , varvid man erhåller en med storheten x stigande funktion.

Sedan dessa procenttal äro bestämda för observationsgruppen kan det synas naturligt att med utgångspunkt från dessa och fördelningen efter variabeln x inom totalbefolkningen (restgruppen) beräkna antalet godkända enligt formeln

$$\int f(x) p_x dx \sim \sum f(x) p_x$$

Efterföljande teoretiska resonemang vill försöka bevisa att detta förfarings sätt icke är generellt riktigt. Procenttalen p_x , härledda från en viss observationsgrupp, som icke är ett representativt urval, kunna icke användas på en annan grupp annat än under vissa sällan uppfyllda förutsättningar.

Korrekationer måste införas.

Det principiellt oriktiga i en dylik metod (i fortsättningen kallad den okorrigerade procentmetoden) framgår därav att verkställes dylika beräkningar för ett flertal variabler x_i var för sig erhålles olika system av procenttal och även skilda slutresultat. Den variabel, som kännetecknas av den minsta kvoten D , giver därvid i regel det högsta slutresultatet.

Men en metod måste vara sådan att den inom rimliga gränser skall lämna identiska slutresultat, vare sig man utgår från den ena eller den andra variabeln.

Den teoretiskt-statistiska modellen

Samtliga individer kunna anses vara karakteriserade av en kontinuerlig variabel u så beskaffad att alla individer med ett värde $u > u_0$ tillhör gruppen »Godkänd» medan alla individer med värden $u < u_0$ tillhör gruppen »Underkänd».

Om man kunde bestämma fördelningen efter u för totalbefolkningen vore problemet löst, vare sig man bestämmer fördelningen för totalbefolkningen eller ett sample härifrån. Storheten u kan emellertid icke bestämmas annat än efter långvariga och tidsödande studier.

En annan storhet x (eller en av flera variabler sammansatt variabel) kan emellertid lättare bestämmas. Storheten x tänkes härvid vara samvarierande med storheten u genom sambandsuttrycket

$$x = a + bu \pm \varepsilon$$

ε är härvid ett »fel» eller en normalt fördelad stokastisk storhet med medelvärdet $= 0$ och spridningen σ . Då den bakomliggande storheten u kan angivas i godtycklig

¹ Se t. ex. Kendall: The advanced Theory of Statistics.

skala och med godtycklig nollpunkt är det icke felaktigt att i sambandsekvationen sätta $a = 0$ och $b = 1$ i vilket fall sambandsekvationen gives genom det enklare uttrycket

$$x = u \pm \varepsilon$$

Om en population är given, där fördelningen efter u antages vara normal med medeltalet M_u och spridningen σ_u , blir fördelningen av x också normal och kännetecknad av medeltalet $M_x = M_u$ och en spridning σ_x . Denna är given genom uttrycket

$$\sigma_x^2 = \sigma_u^2 + \sigma^2$$

Fördelningen efter x och u blir en bivariat normal fördelning, vars korrelationsmoment är σ_u^2 .

Vi kunna införa en kvantitet λ så att

$$\begin{aligned}\sigma^2 &= \lambda \sigma_x^2 \\ \sigma_u^2 &= (1-\lambda) \sigma_x^2\end{aligned}$$

λ anger den andel i variansen, som hänföres till »felet» medan variansen i den bakomliggande storheten u blir $1-\lambda$ av variansen i x .

Kvantiteten λ står i nära samband med korrelationskoefficienten i den bivariata fördelningen (eller rättare sagt korrelationskoefficienten kan härledas från kvantiteten λ).¹

Man erhåller nämligen

$$r = \frac{\sigma_u^2}{\sigma_u \sigma_x} = \frac{\sigma_u}{\sigma_x} = \sqrt{1-\lambda}; \quad \lambda = 1 - r^2.$$

Vi vilja nu studera den betingade fördelningen av u som funktion av x . Denna blir under de angivna förutsättningarna en normal fördelning, där medeltalet av u varierar lineärt med x och där spridningen kring medeltalet är kännetecknad av kvantiteten

$$\sigma_u \sqrt{\lambda} = \sigma_x \sqrt{\lambda(1-\lambda)} = \sigma \sqrt{1-\lambda}$$

Regressionslinjen av u på x blir

$$u - M_u = r \frac{\sigma_u}{\sigma_x} (x - M_x)$$

eller (eftersom $M_u = M_x$)

$$u = \lambda M_x + (1-\lambda) x$$

Regressionslinjen påverkas av talet λ . Detta uttryck är beroende av storheten σ men även av storheten σ_x (eller σ_u). Regressionslinjen och spridningen kring regressionslinjen blir beroende på fördelningen efter storheten u eller x . Även om sambandet

$$x = u \pm \varepsilon$$

¹ Mot bakgrunden av det allt mer välbekanta faktum att korrelationskoefficientens värde sammanhänger med urvalet av materialet, främst storheten σ_x , användes här icke korrelationskoefficienten i formlerna utan den grundläggande storheten σ och den därifrån härledda kvantiteten λ .

är oberoende av materialet är sålunda regressionen av u på x beroende av materialets beskaffenhet.

Sedan regressionslinjen av u på x är bestämd samt spridningen kring regressionslinjen är känd kan frågas »Huru stor andel av personerna med ett visst x -värde kunna tillhöra gruppen »Godkänd», dvs. ha ett u -värde större än u_0 ?» Detta värde u_0 anses tillsvdare vara bekant och kan bestämmas från antalet godkända P i materialet. Om $u_0 = M_u + h_u \sigma_u$ bestämmas h_u från

$$P = \phi(h_u); \quad \phi(h) = \int_h^{\infty} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{1}{2}x^2} dx;$$

Gränsvärdet u_0 , som skiljer mellan »Godkänd» och »Underkänd», kan skrivas

$$u_0 = M_u + h_u \sigma_u = M_x + h_u \sigma_x \sqrt{1-\lambda}.$$

Sannolikheten för att u för ett givet värde på x skall överstiga värdet u_0 blir då bestämd av det standardiserade avståndet mellan u_0 och medelvärdet av u för givet x -värde.

Detta standardiserade avstånd blir

$$h_x = \frac{u_0 - (1-\lambda)x - \lambda M_x}{\sigma \sqrt{1-\lambda}} = \frac{u_0 - (1-\lambda)x - \lambda M_x}{\sigma_x \sqrt{\lambda(1-\lambda)}},$$

eller

$$h_x = \frac{M_x \sqrt{1-\lambda}}{\sigma_x \sqrt{\lambda}} + h_u \sqrt{\frac{1}{\lambda}} - \frac{x}{\sigma_x} \sqrt{\frac{1-\lambda}{\lambda}};$$

Från sannolikhetsintegralen erhålles då procenttalet p_x

$$p_x = \phi(h_x)$$

Vi kunna emellertid först bestämma ett värde x_0 så att $p_{x_0} = \frac{1}{2}$. Detta innebär att $h_{x_0} = 0$.

Därvid blir sålunda

$$\frac{M_x \sqrt{1-\lambda}}{\sigma_x \sqrt{\lambda}} + h_u \sqrt{\frac{1}{\lambda}} = \frac{x_0}{\sigma_x} \sqrt{\frac{1-\lambda}{\lambda}}$$

eller

$$x_0 = M_x + h_u \frac{\sigma_x}{\sqrt{1-\lambda}}$$

Därefter har man

$$h_x = \frac{1}{\sigma_x} \sqrt{\frac{1-\lambda}{\lambda}} (x_0 - x)$$

$$p_x = \phi \left[\frac{x_0 - x}{\sigma_x} \sqrt{\frac{1-\lambda}{\lambda}} \right]$$

Detta uttryck giver sannolikheten för »Godkänd» alltefter värdet på x . Samband är härlett under förutsättning av normal fördelning men torde gälla med tillräcklig

Tabell 1. De med värdet $P = 33\%$ och mot skilda p_x -värden svarande standardiserade talen x för skilda värden på λ .

p_x	$\lambda = 0,2$	$\lambda = 0,4$	$\lambda = 0,6$
5 %	-0,33	-0,78	-1,32
10	-0,15	-0,48	-0,87
20	+ 0,07	-0,12	-0,34
25	0,15	+ 0,02	-0,13
30	0,23	0,14	+ 0,05
40	0,36	0,36	0,39
50	0,49	0,57	0,70
60	0,62	0,78	1,01
70	0,75	1,00	1,34
75	0,83	1,12	1,52
80	0,91	1,26	1,73
90	1,13	1,62	2,27
95	1,31	1,91	2,71

noggrannhet även för det fall att fördelningen icke alltför mycket avviker från den normala fördelningen (dock icke i ytterkanterna av fördelningen på x).

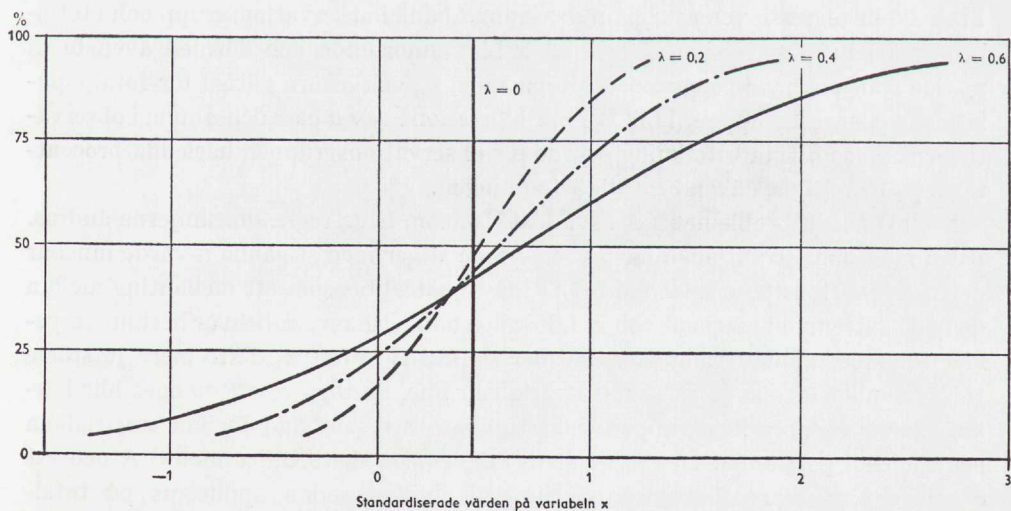
Men.

Sambandet är varierande med materialets beskaffenhet, dvs. varierande med talen M_x och σ_x eftersom såväl talet λ som talet x_0 beror av dessa storheter. *Empiriskt bestämda data för p_x för ett material gälla icke för ett annat material.*

I nedanstående tabell 1 ges detta samband för värdena $\lambda = 0,2; 0,4$ och $0,6$ på så sätt att variabeln x antages vara standardiserad ($M_x = 0, \sigma_x = 1$). I tabellen ges de standardiserade x -värden, som svara mot vissa fixa procenttal p_x . Tabellen avser det fall att totalantalet godkända är $\frac{1}{3}$ varför sålunda $h_u = 0,44$.

Resultatet är jämväl åskådliggjort i diagram I.

Diagram I. Mot $P = 33\%$ och mot skilda λ -värden svarande p_x talen



Inverkan av urvalsmetoden för observationsgruppen

Relationen mellan de båda storheterna u och x är enligt III icke den samma inom två olika material, för så vitt icke båda kunna anses vara samples från samma population. I den mån man vill tillämpa observationsgruppens resultat på totalbefolkningen måste urvalsmetodens inverkan diskuteras.

Totalpopulationen är att betrakta som en bivariat fördelning efter variablerna u och x .

I den mån urvalet av observationsgrupp icke sker slumpmässigt varierar urvalsfraktionen med storheterna x och u , $\omega(u, x)$. Två principiellt olika metoder kunna här ställas mot varandra.

A. Då urvalet sker är variabeln x helt obekant för observationsgrupp och totalbefolkning. Den fastställs först sedan urval av observationsgrupp skett och observationerna slutförts. I ett sådant fall kan urvalsfraktionen icke influeras av storheten x (annat än i den mån denna samvarierar med u) utan urvalsfraktionen blir enbart beroende av värdet u ; $\omega(u, x) = \omega(u)$, dvs. för samma u -värden är urvalet oberoende av x -värden.

B. När urvalet verkställs är storheten x känd för totalbefolkningen och inverkar på urvalet. Här kunna två olika undermöjligheter tänkas.

B I. Urvalet är för samma x -värde oberoende av u ; $\omega(u, x) = \omega(x)$.

B II. Urvalet bestämmes väl av variabeln x men hänsyn tages därjämte till andra faktorer, vilka äro korrelerade med variabeln u . För ett givet x -värde blir härigenom urvalet annorlunda alltefter u -värdet och i regel torde urvalsfraktionen för ett givet x -värde stiga med u -värdet.

$$\omega(u, x) = \omega(x) k(u: x)$$

där

$$k(u_2: x) > k(u_1: x)$$

om

$$u_2 > u_1$$

I fall A blir regressionen av x på u densamma både i observationsgrupp och i totalbefolkning men regressionen av u på x blir annorlunda och därmed även talen p_x . De från observationsgruppen giltiga talen u_0 och σ^2 äro giltiga för totalpopulationen eller restgruppen. I fall B I blir regressionen av u på x densamma i observationsgrupp som totalbefolkning och de för observationsgruppen härledda procent-talen p_x ha giltighet även för totalbefolkningen.

I fall B II blir problemet mera svårlöst eftersom båda regressionslinjerna ändras. I den mån urvalsfraktionen för givet x -värde stiger med stigande u -värde innebär detta emellertid att urvalsmetod B II måste betraktas som ett mellanting mellan de båda extremmetoderna A och B I. För den händelse x -variabeln är bestämd mycket tidigare än när urvalet sker, närmar sig fall B II fall A, desto mera ju större tidsavståndet är och ju osäkrare x -variabeln blir. Slutliga resonemanget blir härvid. Inom observationsgruppen har studerats ett samband mellan x -variabeln och andelen godkända. Det förutsattes att urvalet skett enligt metod A och ett σ^2 -värde för observationsgruppen beräknas, vilket sedan appliceras på total-

befolkningen (eller restgruppen). Procenttalen omkorrigeras med hänsyn till medeltalet och spridningen av x i totalbefolkningen (restgruppen). Härvid erhålles en ny serie procenttal p_x som avvika från observationsgruppens och detta desto mera ju större σ^2 är. Slutligen sker en diskussion och jämförelse mellan resultaten enligt metod A och B I. Dessa båda metoder kunna kallas den korrigerade procentmetoden och den okorrigerade procentmetoden.

Bestämning av λ -värdet

Av betydelse i detta sammanhang är framförallt storheten σ^2 eller den mot detta värde svarande kvantiteten λ inom observationsgruppen. En bestämning eller uppskattning av denna är nödvändig för hela studiet.

Huru skall storheten σ^2 och λ bestämmas? Två olika metoder kunna härvid tillämpas. Den ena metoden är att utgå från de i observationsgruppen erhållna procenttalen p_x och sedan genom probitanalys bestämma storheten.¹ Detta förutsätter relativt långvariga räkningar. En snabbmetod är härvid att upprita p_x -kurvan för skilda värden på x och genom en grafisk konstruktion bestämma de x -värden, som svara mot $p = 75\%$ resp. 25% . Avståndet mellan kvartilerna inom en normalfördelning skall vara 1,35 gånger spridningen. Ha värdena x_3 och x_1 konstruerats erhåller man följande ekvation.

$$\frac{x_3 - x_1}{\sigma_x} \frac{\sqrt{1 - \lambda}}{\sqrt{\lambda}} = 1.35$$

vilket möjliggör en snabb bestämning av λ och därefter σ^2 . En annan metod är att utgå från medelvärdena m_2 och m_1 av x -storheten inom gruppen »Godkänd» och gruppen »Underkänd» samt kvotvärdet $D_x = m_2 - m_1 / \sigma_x$. Skulle storheten u ha varit känd skulle motsvarande kvot D_u ha kunnat bestämmas. Denna teoretiska kvot D_u är emellertid under förutsättning av en normal fördelning beroende av procenttalet P (andelen »Godkänd») och kan beräknas från teorien för stympade normalfördelningar. I tabell 2 gives dessa kvoter D_u för skilda värden på P (procenten godkända). Om procenttalet godkända varierar mellan 25—75 % är denna kvot för u -värdena av storleksordningen 1,6—1,7.

Tabell 2. Differensen mellan medeltalen för grupperna »Godkänd» resp. »Underkänd» i en normalfördelning, alltefter procenttalet godkända P

Procenttal Godkända		Differensen D_u $m_2(u) - m_1(u)$
5 %	95 %	2,17
10	90	1,95
15	85	1,83
20	80	1,75
25	75	1,70
30	70	1,66
35	65	1,63
40	60	1,61
45	55	1,60
50	50	1,60

(Tabellen är symmetrisk kring värdet $P = 50\%$)

¹ Finney: »Probit analysis», Cambridge 1952.

Eftersom man har relationen

$$x = u \pm \varepsilon; \quad m_x = m_u; \quad \sigma_u = \sigma_x \sqrt{1 - \lambda}$$

är kvoten D_x i förhållande till kvoten D_u given genom relationen

$$D_x = D_u \sqrt{1 - \lambda}$$

dvs. korrelationen mellan u och x blir $r = \frac{D_x}{D_u}$. Ju större λ desto mindre är sålunda kvoten. Kvoten D_x kan användas för en uppskattning av faktorn λ enligt denna metod.

Den numeriska beräkningsmetoden i sammandrag

A. Observationsgruppen

1) I observationsgruppen beräknas medeltalet m_x och spridningen s_x , de båda medeltalen m_2 och m_1 och kvoten $D_x = \frac{m_2 - m_1}{s_x}$.

2) Från talet $P = n_2/n$ bestäms ett h_u -värde från relationen

$$P = \phi(h_u)$$

varefter kvoten D_u bestäms från tabeller över den stympade normalfördelningen (jfr tabell 2).

3) Storheten λ skattas från relationen

$$1 - \lambda = D_x/D_u$$

eller från ett studium av de empiriska procenttalen p_x i försöksgruppen. Storheterna $\sigma^2 = \lambda s_x^2$ och $s_u = s_x \sqrt{1 - \lambda}$ bestämmas, varjämte talet

$$u_0 = m_x + h_u s_u$$

framräknas.

4) Talet x_0 uträknas genom relationen

$$x_0 = m_x + h_u \frac{s_x}{\sqrt{1 - \lambda}}$$

5) Slutligen uträknas de teoretiska talen p_x

$$p_x = \phi \left(\frac{x_0 - x}{s_x} \cdot \frac{\sqrt{1 - \lambda}}{\sqrt{\lambda}} \right)$$

och kunna jämföras med de empiriskt funna talen.

6) Vid praktiska tillämpningar kan ett »bortfallsproblem» förekomma. Genom fullt ovidkommande omständigheter sker ett bortfall inom gruppen »Godkänd», vilka i stället felaktigt föras till gruppen »Underkänd». Denna grupp omfattar ett mindre antal, som borde tillhört gruppen »Godkänd».

Om detta bortfall sker oberoende av variablerna x och u kan korrektion dock lätt ske.

Det tänkes att bortfallet omfattar n_3 individer. Antalet i gruppen »Godkänd» skulle sålunda rätteligen varit $n_2 + n_3$, medan antalet i gruppen »Underkänd» skulle varit $n_1 - n_3$. Det riktiga procenttalet »Godkänd» bör vara $P = (n_2 + n_3)/n$.

Medeltalet m_2 har emellertid icke ändrats genom bortfallet medan däremot det observerade medeltalet m_1 i gruppen »Underkänd» blivit något för högt. Det korrigerade medeltalet i gruppen »Underkänd» blir därvid

$$m'_1 = m_1 - \frac{n_3}{n_1 - n_3} (m_2 - m_1)$$

I stället för den direkt observerade kvoten D_x bör därefter ett korrigerat värde D'_x användas

$$D'_x = D_x \left(\frac{n_1}{n_1 - n_3} \right)$$

Med bibehållande av det totala medeltalet m_x och spridningen s_x i »observationsgruppen» skall man därjämte utgå från de korrigerade talen för P och D_x vid beräkningarna enligt moment 3—5.

B. Totalpopulationen (eller restgruppen).

1) För totalpopulationen eller restgruppen framräknas talen M_x och S_x (medeltal och spridning). Dessa data kombineras därefter med de från observationsgruppen härledda storheterna σ^2 och u_0 .

2) Ett nytt λ' -värde beräknas genom relationen

$$\lambda' = \sigma^2 / S_x^2$$

varjämte ett värde S_u uträknas enligt formeln

$$S_u = S_x \sqrt{1 - \lambda'}$$

3) Ett nytt H_u värde framräknas genom relationen $u_0 = M_x + S_u \cdot H_u$. Det till detta H_u värdet svarande procenttalet

$$P = \phi(H_u)$$

bestämmer. Detta är andelen »Godkända» i totalpopulationen under förutsättning att denna kan anses vara normalfördelad.

4) Ett värde X_0 framräknas enligt relationen

$$X_0 = M_x + H_u \frac{S_x}{\sqrt{1 - \lambda'}}$$

och slutligen framräknas nya P_x -tal enligt sannolikhetsintegralen

$$P_x = \phi \left(\frac{X_0 - X}{S_x} \frac{\sqrt{1 - \lambda'}}{\sqrt{\lambda'}} \right)$$

5) Härefter erhålles antalet »Godkända» i totalbefolkningen enligt uttrycket

$$\int f(x) P_x dx \text{ eller } \Sigma f(x) P_x$$

Denna bestämning är icke i samma grad som bestämningen enligt 3) beroende av antagandet av normalfördelning i totalpopulationen.

Numeriska tillämpningar

Ett tillgängligt material omfattar samtliga, som under åren 1937—1939 avlagt realexamen och varit hemmahörande i Skåne (totalpopulationen). De, som övergått till realgymnasium, utgöra observationsgruppen och i observationsgruppen

har observerats, vilka som avlagt studentexamen med minst betyget Ba i genomsnitt i matematik och fysik.

Som x -variabel har valts betygssumman i matematik, fysik, kemi och biologi i realexamen, varvid betygen för elever på den fyraåriga linjen nedjusterats en enhet (vid analys av sambandet mellan betyg i studentexamen och i realexamen har detta konstaterats vara lämpligt). Genom diskriminantanalys har påvisats att någon nämnvärd vinst icke stått att vinna genom att inkludera ytterligare betygsdata vid studiet. De, som icke gått till realgymnasium, har uppdelats i två grupper, restgrupp A och restgrupp B. Till restgrupp B har förts de elever, som gått till latingymnasier, handelsgymnasier, tekniska gymnasier och folkskoleseminarier. Övriga bilda restgrupp A. Betygsfördelningarna gives i tabell 3 nedan. Från dessa fördelningar erhålles följande sammanställningar

Population	Antal	Medeltal	Varians	Spridning
Totalt	1 749	11,41	9,42	3,07
Restgrupp A	737	10,68	7,65	2,77
Restgrupp B	415	11,00	8,80	2,97
Observationsgrupp	597	12,60	9,84	3,14
»Godkända»	221	14,46		
»Underkända»	376	11,51		

Tabell 3. Realskolematerialet, fördelat efter betygssumman i realämnen samt efter vidare utbildning och utbildningsresultat

Betygssumma	Total population	Grupp A	Grupp B	Realgymnasiegrupp	
				Totalt	»Godkända»
4	3	2	0	1	
5	10	7	2	1	
6	25	13	11	1	
7	83	55	18	10	2
8	193	101	57	35	4
9	223	94	72	57	8
10	229	111	51	67	9
11	203	91	38	74	18
12	206	93	49	64	18
13	147	56	36	55	19
14	124	36	19	69	29
15	114	35	23	56	32
16	64	17	17	30	21
17	56	14	11	31	24
18	38	9	6	23	18
19	20	3	5	12	11
20	8			8	5
21	2			2	2
22	1			1	1
Summa	1 749	737	415	597	221

Betygssumman omfattar betygen i matematik, fysik, kemi och biologi. (B = 2, Ba = 3 etc.). Grupp A omfattar dem som icke fått någon vidare utbildning.

Grupp B omfattar dem som gått till latingymnasier, tekniska gymnasier, handelsgymnasier, folkskoleseminarier.

»Godkändsgruppen» omfattar dem som avlagt stod.ex. på reallinjen med minst 6 poäng i matematik och fysik.

	Totalgrupp	Restgrupp A	Restgrupp B
Medeltal.	11,41	10,68	11,00
Varians S_x^2	9,42	7,65	8,81
λ	0,63	0,77	0,67
S_u	1,88	1,32	1,70
H_u	0,97	1,93	1,31
P	16,6 %	2,7 %	9,5 %
Beräknat antal »Godkända»	290	20	39
X_0	16,29	21,84	17,78
$\sigma_x \sqrt{\lambda} / \sqrt{1-\lambda}$	3,98	5,08	4,23

För observationsgruppen erhålles följande data

$$D_x = 0,94;$$

$$P = 37,0 \% ; h_u = 0,32; D_u = 1,62;$$

$$\lambda = 0,66;$$

En grafisk bestämning av de x -värden, som svara mot 25 % och 75 % godkända giver värdena 11,2 och 16,7. Det standardiserade avståndet mellan dessa värden blir 1,75 och mot detta värde svarar $\lambda = 0,63$. Båda dessa bestämningar giver ett λ -värde något över 0,6. Mot detta svarar en korrelation mellan storheten x och den obekanta variabeln u av 0,64. Därtill må anföras att sambandet mellan betyg i realexamen och i studentexamen är av storleksordningen 0,6. Med hänsyn till vissa felaktigheter i materialet har det syntts vara riktigast att utgå från ett värde $\lambda = 0,60$. För totalgruppen, resp. restgrupperna A och B erhålles följande resultat under förutsättning att $\sigma^2 = 5,93$ och $u_0 = 13,23$.

Härför erhålles följande siffror över det beräknade antalet godkända P_x i totalgruppen, restgrupp A och restgrupp B (Tabell 4). Data för realgymnasiegruppen gives ock. Resultaten åskådliggöres jämväl i diagram II, där även de empiriskt funna talen för realgymnasiegruppen äro uträknade. För samma x -värde ligga talen P_x för grupp B och ännu mera för grupp A under värdena för realgymnasiegruppen. Dessa värden äro så att säga extremvärden, eftersom de förutsätta att urvalet av observationsgrupp (övergång till realgymnasier) skett så att urvalet bestämts enbart genom värdet u (eller därvid sammanhängande faktorer) utan att värdet på x influerat vid sidan härav. Skulle urvalet bestämts enbart enligt B I (dvs. inom varje betygsklass är övergången till realgymnasium rent slumpartad), äro de för observationsgruppen empiriskt erhållna talen obetingat giltiga för grupperna A och B. Emellertid torde utan tvivel övergången till realgymnasium vid ett och samma x -värde ske så att elever, som känna med sig att deras bakomliggande kapacitet (u -värdet) är större än vad som genomsnittligt svarar mot x -värdet (elever, för vilka betygen icke göra dem full rättvisa), går vidare i större utsträckning. Enligt detta betraktelsesätt är det också rimligt att sannolikheterna för grupp A sättas högre än sannolikheterna för grupp B.

Tabell 4. De mot värdet $u_0 = 13,23$ och mot värdet $\sigma^2 = 5,93$ svarande procenttalen p_x för olika delgrupper av realskolematerialiet

Betygssumma	Totalgrupp	Restgrupp A	Restgrupp B	Realgymnasiegrupp	Obs. värden
5	0,2 %	0,0 %	0,1 %	0,9 %	13 %
6	0,5	0,1	0,3	1,7	
7	1,0	0,2	0,5	3,1	
8	1,9	0,4	1,0	5,5	
9	3,4	0,6	1,9	9,0	
10	5,7	1,0	3,3	14,0	19 %
11	9,2	1,7	5,5	20,6	
12	14,0	2,6	8,5	28,8	31 %
13	20,6	4,1	12,9	38,2	
14	28,5	6,2	19,7	48,4	49 %
15	37,5	9,0	25,5	58,7	
16	47,2	12,4	33,7	68,4	74 %
17	57,1	17,1	42,9	76,9	
18	66,6	22,4	52,0	83,9	83 %
19	75,2	28,5	61,4	89,4	
20	82,4	36,0	70,2	93,5	73 %
21	88,5	43,3	77,6	96,2	

Beräknas från dessa korrigerade procenttal antalet »Godkända» i de olika grupperna erhålles följande slutresultat.

	Beräknat enligt	
	okorrigerade procenttal	korrigerade procenttal
	Totalgrupp	526
Restgrupp A	189	21
Restgrupp B	116	41
Realgymnasiegrupp	(221)	(221)

Eftersom en metod måste giva samma resultat (inom skäligen gränser) oavsett graden av sambandet mellan x -variabel och u -variabel har en kontroll gjorts på basis av en annan x -variabel, nämligen betygspoängen i tyska + engelska. Eftersom fördelningen efter denna storhet icke är normal är förutsättningarna för beräkningarna icke riktiga. Resultaten må därför blott anföras i korthet.

Data för observationsgruppen

$$m_2 = 6,74; m_1 = 5,57; s_x = 1,77; D_x = 0,66; D_x / D_u = 0,41$$

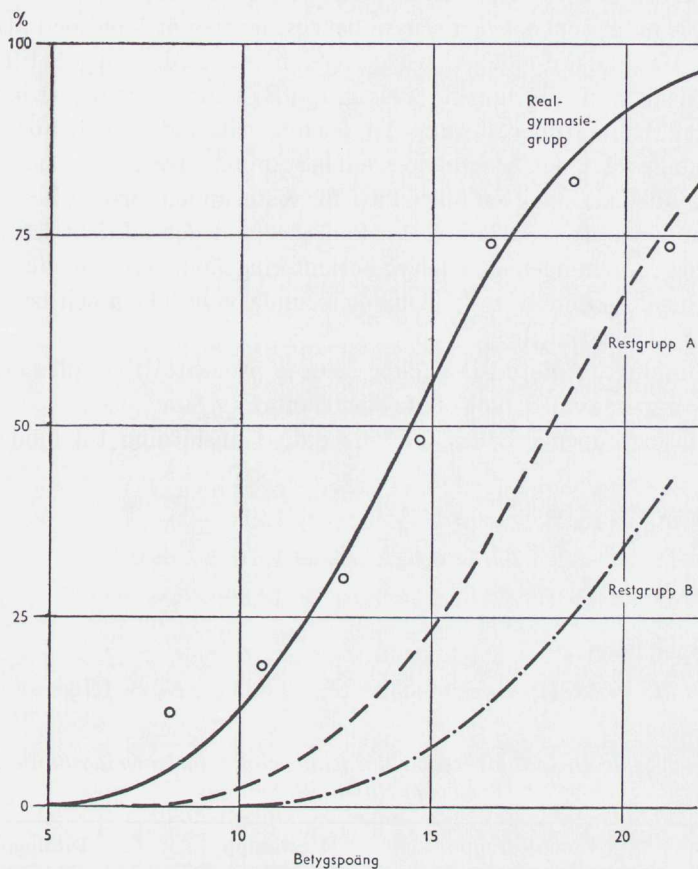
Denna variabel skiljer sålunda mycket sämre i fråga om resultaten på realgymnasiet (vilket är givet). λ befinnes vara 0,83 mot 0,66 för realämnen.

För restgruppen finner man följande data

$$M_x = 5,43; S_x^2 = 2,50$$

Värdet S_x^2 är icke förenligt med förutsättningarna och det från observationsgruppen härledda värdet. $S_x^2 < \lambda s_x^2$. Korrigeras λ -värdet ned till 0,70 finner man att 5,2 % av restgruppen skulle vara kapabel att avlägga studentexamen med kvalificerade betyg eller i runt tal 60.

Diagram II. De mot λ -värdet = 0.6 beräknade P_x värdena för olika grupper av realskolematerial. \circ = Observerade värdena



Uträknas procenttal i varje betygsklass (språken) för observationsgruppen och appliceras dessa procenttal på restgruppen erhålles värdet 331.

Dessa tal kunna jämföras med siffrorna vid utgångspunkt från betygen i real-examen. Enligt procentsiffermetoden blir de båda talen 305 och 331 (det sämre differentierande språket giver något högre värden). Metoden med omkorrigering giver från realämnena ett antal av omkring 60. Från betygen i språken är det icke möjligt att göra dylika beräkningar, men vissa approximationer giver ungefär samma värden.

Kontroll exempel

Med hänsyn till de stora divergenserna i resultaten mellan de två olika metoderna A och B I bör det vara värdefullt att klarlägga, vilken modell som bör anses vara den riktigare.

Det insamlade realskolematerialet kan härvid tjäna som exempel. I detta material finnes betygssumman i realexamen dels för realämnena, dels för orienteringsämnena modersmålet, historia, kristendom och geografi.

Det antages nu att endast den senare betygssumman är känd och att den förra icke är känd. Materialet uppdelas i två grupper, nämligen de som gått till ytterligare utbildning (Realgymnasiegruppen + restgrupp B) samt de, som gått in i förvärvslivet. Den senare omfattar restgrupp A i det numeriska exemplet. För »Gymnasiegruppen» antages att det *senare* sker en bestämning av antalet med minst 15 poäng i realämnena. Uppgiften blir då att för restgruppen försöka bestämma motsvarande antal, varefter en jämförelse kan ske med det faktiskt kända antalet. I tabell 5 ges fördelningen efter betyg i orienteringsämnen för de olika grupperna.

Betygspoängen i orienteringsämnena är sålunda x -variabeln och betygspoängen i realämnena är u -variabeln.

Med tillämpning av metod B I (okorrigerade procenttal) erhålles ett beräknat antal i restgruppen av 121 mot ett faktiskt antal av 80.

För gymnasiegruppen erhålles följande data i anslutning till modell A.

$$\begin{aligned} m_x &= 13,02; \quad s_x^2 = 8,12; \quad s_x = 2,85; \\ m_2 &= 15,28; \quad m_1 = 11,84; \quad D_x = 1,21; \\ P &= 34,3; \quad h_u = 0,405; \quad D_u = 1,61; \quad \lambda = 0,435; \\ \sigma^2 &= 3,53; \quad s_u = 2,14; \quad u_0 = 13,89; \end{aligned}$$

För restgruppen ha vi

$$M_x = 12,04; \quad S_x^2 = 6,53; \quad S_u^2 = 3,00; \quad S_u = 1,73$$

Tabell 5. Betygsfördelning för realexamensmaterialet (orienteringsämnena) (endast 4-åriga linjens elever)

Betygssumma	Gymnasiegrupp		Restgrupp		Totalpopulation	
	Totalt	Minst 15 p.	Totalt	Minst 15 p.	Totalt	Minst 15 p.
5	1				1	
6			2		2	
7	2		4		6	
8	16	3	29		45	3
9	28	1	50		78	1
10	50	2	64	3	114	5
11	47	3	77	5	124	8
12	67	11	87	7	154	18
13	51	14	64	9	115	23
14	47	18	38	6	85	24
15	36	20	34	15	70	35
16	45	31	28	19	73	50
17	36	31	12	7	48	38
18	9	6	8	5	17	11
19	11	11	5	3	16	14
20	2	2	1	1	3	3
21	1	1			1	1
Summa	449	154	503	80	952	234

$$u_0 - M_x = 1,85$$

$$H_u = 1,07; \quad P = 14,2 \%$$

Det beräknade antalet godkända enligt denna metod blir 71 och 10 % under det verkliga. Metoden med okorrigerade procenttal giver däremot värden, som är 50 % för höga.

I detta fall är kvoten $D = 1,21$ vilket angiver ett starkare samband än t. ex. sambandet mellan betyg i realskolan och framgången i gymnasier. I överensstämmelse härmed bör också skillnaden mellan de båda metoderna bli mindre.

Av detta exempel kan man naturligtvis icke draga alltför långt gående slutsatser, men det kan tala för att de »sanna» värdena ligger närmre de enligt modell A framräknade än de enligt metod B I framräknade.

Slutreflektioner

- 1) Vid bestämning av det antal, som i fråga om en viss storhet överskrider ett fastställt gränsvärde, måste man utgå från en »hjälpvariabel». Därvid bör av olika tillgängliga hjälpvariabler den variabel (eller den kombination av hjälpvariabler) väljas, som visar störst samband med den sökta storheten. Detta samband kan mätas med kvoten D_x . Ju mindre denna kvot är desto osäkrare bli alla bestämningsmetoder. Det torde vara rimligt att kräva att kvoten D_x/D_u är minst 0,5 och helst över 0,6 för att några beräkningar böra företagas.
- 2) Ett oundgängligt villkor för en bestämningsmetod måste vara att metoden som sådan formellt är oberoende av graden av samband och att tillnärmelsevis samma resultat erhållas, vare sig man utgår från en hjälpvariabel med svagare samband än med en hjälpvariabel med starkare samband.
- 3) Härav följer att en metod med okorrigerade procenttal, beräknade från en observationsgrupp, icke är obetingat giltig. Metoden kan vara av intresse, såtillvida som den giver en snabb uppskattning av en övre gräns för det sökta antalet och att man vid studiet av temporära eller regionala variationer kan bilda sig en viss uppfattning om utvecklingen eller den regionala variationen.
- 4) Beräkningarna måste kompletteras med en metod, som tager hänsyn till graden av samband mellan hjälpvariabel och sökt variabel. Även om sådana beräkningar bli osäkra giva de en inblick i begränsningen av de erhållna slutresultaten.
- 5) Eftersom ett starkt samband mellan hjälpvariabel och sökt storhet måste eftersträvas bör hänsyn tagas till skilda felkällor. Totalbefolkning och observationsgrupp måste sålunda från början uppdelas i smärre homogena grupper och beräkningarna utföras för var och en av dessa. Beräkningar på stora material, vilka äro i realiteten sammansatta av flera smärre material, på vilka olika felkällor kunna inverka, giver fördenskull alltid osäkra resultat.

B. Några kritiska anmärkningar till docent Härnqvists undersökning om utbildningsreserven

I anslutning till den diskussion om begåvningsreservens storlek, som pågått åtskilliga år och som aktualiserats under de senaste åren med särskild hänsyn till den matematiska begåvningsreserven, försökte undertecknad att belysa densamma på grundval av tidigare insamlat material, avseende vissa årgångar realskoleelever, för vilka övergången från realskola till gymnasium samt framgången i gymnasiet studerats.

Ett manuskript utarbetades under början av år 1956 och tillställdes bl. a. universitetsutredningens sekretariat.¹

De tillämpade metoderna och de resultat, som erhöles må återgivas i kort sammandrag.

Undersökningen omfattade tvenne material.

Det ena avsåg personer i Skåne med avlagd realexamen åren 1937—1939 jämte dem som åren 1936—1938 övergått från den femåriga realskolans fjärde klass till gymnasium, det andra avsåg motsvarande grupper åren 1947 resp. 1946. Efterforskning hade skett i vilken utsträckning övergång till gymnasium, tekniskt gymnasium, handelsgymnasium och folkskoleseminarium förekom. Studieresultaten i gymnasiet efterforskades, dvs. om och när studentexamen avlagts samt vitsorden i studentexamen.

För männen erhöles härvid följande data omräknade till att avse per 1 000 jämnåriga i Skåne.

	Årgång 1937—1939	Årgång 1947
Samtliga med avlagd realexamen inklusive övergångna från 4 ^s till gymnasier	98	132
Ingen vidare utbildning efter realskolan	36	58
Övergångna till handelsgymn. och tekniska gymnasier samt folkskoleseminarier	14	16
Övergångna till gymnasier	48	58

Data om hemort och faderns sociala ställning voro också tillgängliga men ha icke utnyttjats.

För dem som övergått till gymnasier var det möjligt att studera fram-

¹ Till frågan om begåvningsreservens storlek, med speciell hänsyn till den matematiska begåvningen.

gången som en funktion av betygen i realexamen, med särskiljande av skilda ämnesgrupper. Frågeställningen blev följande: Är det möjligt att mot bakgrunden av vitsorden i realexamen beräkna antalet bland gruppen »ingen vidare utbildning», som kunde anses ha möjlighet att avlägga studentexamen, dels överhuvudtaget, dels med kvalificerade vitsord på reallinjen?

De som övergått till realgymnasiet kunna uppdelas i två grupper, de som avlagt studentexamen och de som icke avlagt studentexamen. För dessa två grupper uträknades medelvärden av vitsorden i skilda ämnesgrupper. Bland olika möjliga kombinationer av vitsorden i de skilda ämnesgrupperna framräknades medelst s. k. diskriminantanalys ett uttryck, som gav den bästa möjligheten till differentiering av dessa två grupper. Betygen i realämnena och betygen i språk gav tillsammans den bästa möjligheten medan betygen i orienteringsämnena voro praktiskt taget betydelselösa. Särskiljningsmöjligheterna med avseende på kvalificerad studentexamen på reallinjen (dvs. minst Ba i gymnasiet i ämnena matematik och fysik) blevo störst då enbart betygen i realämnena i realexamen beaktades. Samtidigt visade det sig att en viss skillnad fanns mellan betygen i den fyraåriga realskolan och den femåriga realskolan varvid betygen i den fyraåriga realskolan måste justeras nedåt med en betygsenhet i den sexgradiga skalan för jämförelse med den femåriga realskolans betyg (detta avser betygssumman för samtliga realämnena).

Som en mycket förenklad beräkningsgrund antogs att utsikterna att avlägga examen bland gruppen »Ingen vidare utbildning» inom en viss betygsgrupp vore desamma som för dem, som övergått till realgymnasium. Härvid erhöles följande resultat över utbildningsreservens storlek, som framförallt bedömes vara av värde för att belysa utvecklingstendenserna mellan årgångarna.

	Årgång	
	1937—1939	1947
Totala antalet, som lämnat realskolan	98	132
Ingen vidare utbildning	36	58
Beräknad utbildningsreserv	17	22
Beräknad matematisk utbildningsreserv	8	5

Härtill kommer en reserv bland dem som gått till tekniskt gymnasium och handelsgymnasium. I vilken mån detta skall kallas »reserv» i annan bemärkelse är en annan fråga.

Resultaten visade att utbildningsreserven relativt sett hade sjunkit (i relation till gruppen »Ingen vidare utbildning») och att den matematiska utbildningsreserven överhuvudtaget visade svag minskning. (De absoluta talen för den senare årgången äro små.)

Men förutsättningen för beräkningen var, att personer med samma vitsord skulle ha samma sannolikhet att avlägga studentexamen, vare sig de gått vidare eller icke. Denna förutsättning måste anses vara orealistisk.

Bland annat måste betygens bristande tillförlitlighet tagas i beaktande. Detta innebär ett metodproblem som delvis i annan form berörts i tidigare diskussion om begåvningsreserven.³

Problemet om vitsordens tillförlitlighet med därav följande återverkningar på möjligheten att beräkna utbildningsresultaten togs därför upp och under hösten 1956 utarbetades här återgivna arbete: »Utbildningsreservens bestämning, ett statistiskt metodproblem.»

Om tillförlitligheten bedömes till det ur vissa synpunkter minimalt möjliga skulle den resterande utbildningsreserven bland gruppen »Ingen vidare utbildning efter realexamen» för årgång 1937—1939 sjunka i absolut antal från 189 till 21, medan utbildningsreserven bland dem som gått till latin-gymnasier, tekniska gymnasier och handelsgymnasier skulle sjunka från 116 till 41.

Detta innebär att korrelationen mellan realexamensbetyg och framgång i gymnasiet måste betraktas som relativt svag och icke möjliggöra exakta undersökningar. Undersökningar från andra områden i landet visar att möjligheten för beräkningar blir än mindre, t. ex. i Norrland, där eventuellt den sämre tillgången till utbildade lärare i realämnena måhända inverkar på betygssättningens reliabilitet.

Samtidigt som detta arbete avslutades framlade docent Kjell Härnqvist sin utredning »Försök till beräkning av reserver för högre utbildning» i huvudsaklig anslutning till den okorrigerade procentmetoden.

Härnqvist har som utgångsmaterial insamlat två material, folkskolematerialet och realskolematerialet. Folkskolematerialet omfattar dem, som gingo i folkskolans fjärde klass vårterminen 1945 och omfattade var fjärde skolklass.

Realskolematerialet omfattade dem, som gingo i realskolans näst högsta klass läsåret 1948—1949 och omfattade varannan klass.

Elevernas vidare utbildning har följts och följande data ha insamlats: Hemort, Faderns yrke, Skolbetygen, och vidare utbildning. Efter den senare kan uppdelning ske i följande grupper.

Enbart folkskola.

Påbörjad realskola, ej avslutad sådan.

Avslutad realskola, ej påbörjat gymnasiestudier.

Påbörjade gymnasiestudier, ej avslutade sådana.

Avlagd studentexamen.

Mot insamlingen av materialet ur representativitetssynpunkt synes inget vara att invända frånsatt det faktum att kvarsittarna medtagits. Det måste vara principiellt felaktigt att medtaga kvarsittarna vid insamlingen, efter-

³ C.-E. Quensel: Begåvningsreservens storlek. Sydsvenska Dagbladet 7/10 1948.
Gösta Ekman: Om uppskattningar av begåvningsreservers storlek. Pedagogisk Tidskrift 1949.
Jfr. även C.-E. Quensel och Christer Weibull: Skolutbildning och testresultat. Pedagogisk Tidskrift 1950.

som materialet jämväl omfattar dem som nästkommande läsår blivit kvar-sittare i folkskolans fjärde klass eller realskolans näst högsta klass och denna kategori blir dubbelt företrädd. Särskilt i realskolematerialet torde detta haft större effekt och kvarsittarnas andel torde kanske uppgå till bortåt 5 %. I Härnqvists realskolematerial har 12 % icke avlagt realexamen eller inträtt i gymnasium.

Utförliga tabeller sammanställas från dessa data, vilka sedan läggas till grund för reservberäkningarna. Som faktiska resultat av Härnqvists materialinsamling må följande data givas, som visar de olika utbildningsgrup- pernas storlek i relation till totalmaterialet.

<i>Folkskolematerialet</i>	Samtliga	Socialgrupp I	Socialgrupp II—III
Totalt	9 448	638	8 810
Påbörjad realskola	2 219 (235 ‰)	544	1 675
Avslutad realskola	1 775 (800 ‰)	486	1 289
Påbörjad gymn.stud.	928 (523 ‰)	388	540
Avlagd stud.-examen	719 (775 ‰)	312	407

(Procentsiffrorna angiver huru stor gruppen är av närmast större grupp och angiver sålunda urvalsprocenten eller framgångsprocenten.)

<i>Realskolematerialet</i>	Samtliga	Socialgrupp I	Socialgrupp II—III
Totalt	3 601	1 090	2 511
Avslutad realskola	3 172	1 006	2 166
Påbörjat gymnasium	1 762	792	970
Avlagd studentexamen	1 476	663	813

Från Härnqvists material kan även denna urvals- och reduktionsprocess studeras alltefter betyg. Beträffande betygens inverkan må följande medel- värden angivas som illustration över betygens inverkan.

<i>Folkskolematerialet</i>	Socialgrupp I	Socialgrupp II—III	Samtliga
Samtliga	15,04	12,02	12,22
Påbörjat realskola	15,58 (11,97)	15,08 (11,30)	15,20 (11,31)
Avslutad realskola	15,90 (12,82)	15,45 (13,84)	15,57 (13,71)
Påbörjat gymnasium	16,19 (14,78)	16,25 (14,87)	16,22 (14,86)
Studentexamen	16,79 (13,71)	16,63 (15,08)	16,70 (14,58)

Siffrorna inom parentes angiva medeltalet för dem, som icke påbörjat utbildningen eller som avbrutit densamma. Sålunda avser siffran 12,82 i socialgrupp I dem, som avbrutit realskolestudierna.

<i>Realskolematerialet</i>	Socialgrupp I	Socialgrupp II—III	Samtliga
Påbörjat gymnasium	18,09	18,81	18,49
Studentexamen	18,61 (15,37)	19,44 (15,58)	19,07 (15,49)

Härnqvist diskuterar följande faktorer av intresse för bedömningen av utbildningsreservernas storlek.

A. Urvalet vid påbörjandet av viss utbildning. Detta är att betrakta som ett socialt och ekonomiskt urval vid sidan av de naturliga förutsättningarna. Härnqvist jämför framförallt Socialgrupp I mot de övriga.

B. Framgången inom en viss skolform mot bakgrunden av skolbetygen och den sociala miljön. Den senare spelar enligt Härnqvists data viss mindre roll men det är framför allt betygen som är av betydelse.

Efter diskussion om dessa olika faktorer tillämpas i huvudsak den okorrigerade procentmetoden. De direkt observerade procenttalen utjämnas i huvudsaklig anslutning till probitmetoden. Men i Härnqvists utredning saknas överhuvudtaget den grundläggande diskussionen, om huruvida folkskolebetygen och realskolebetygen kunna användas som prognosvariabler vid försök att beräkna utbildningsreserven. Innan beräkningar företagas måste denna fråga genomdiskuteras och korrelationen mellan betyg och framgång bestämmas. Hur starkt är detta samband?

Från Härnqvists material kan detta blott studeras för samtliga ortsgupper. Uträknas från hans material de i den teoretiska diskussionen omnämnda kvoterna D_x finner man härvid följande data jämte talen D_u (inom parentes).

	Framgång i realskola	Framgång i gymnasium
<i>Folkskolebetygen</i>		
Socialklass I.....	1,01 (1,85)	1,08 (1,76)
Övriga.....	0,58 (1,72)	0,61 (1,70)
Totalt.....	0,65 (1,75)	0,79 (1,73)
		Framgång i gymn.
<i>Realskolebetygen</i>		
Socialklass I.....		0,78 (1,81)
Övriga.....		0,89 (1,81)
Totalt.....		0,84 (1,81)

Kvoten D_x/D_u är för Socialklass I omkring 0,6 och för övriga socialklasser blott av storleksordningen 0,35—40. Vid realskolebetygen är kvoten mindre än 0,5.

Dessa kvoter äro alldeles för låga för att betygen skall kunna användas som prognosvariabler vid beräkningar av utbildningsreserven. Det finns så många andra inverkande faktorer och »felen» äro så stora att det är meningslöst att diskutera om förutsättningarna för den okorrigerade procentmetoden är uppfyllda. Att förutsätta att övriga felfaktorer inverka likartat på både den grupp, som icke valt att påbörja viss utbildning och dem som valt utbildningen är icke rätt. Skulle den av mig uppskisserade metoden enligt Modell A användas, vilken förutsätter att de naturliga förutsättningarna äro utslagsgivande medan vid samma naturliga förutsättningar betygen icke inverka erhålles betydligt lägre värden. Några beräkningar redovisas dock icke då de leda till så absurda resultat att data icke ha något värde.

Man kan fråga sig om man skulle kunna vinna något på ytterligare upp-

delningar av materialet. Eventuellt måste beaktas betygssättningens olikheter mellan skolklasser inom orter, där övergång från folkskolans fjärde klass till realskolan är vanlig och skolklasser inom orter, där övergång i regel sker först efter sjätte klass i folkskolan. Denna omständighet skulle måhända förklara den stora skillnaden i kvoten D_x/D_u mellan socialklass I och övriga socialklasser.

För realskolematerialet skulle man väl också kunnat ifrågasätta en uppdelning på femårig och fyraårig linje då betygsnivån inom dessa båda skolor icke torde vara densamma.

För en diskussion om betygs värde som prognosvariabel måste en grundlig undersökning om variationen mellan olika klassavdelningar först företagas och beräkningar därefter eventuellt ske för smärre homogena grupper var för sig.

Personligen tror jag icke att detta lyckas. Betygs värde som prognosvariabler vid beräkning av utbildningsreserver måste bedömas som mycket ringa.

Härnqvists undersökning framlägger ett intressant material men betygen äro så osäkra att försöken till beräkning av utbildningsreserver icke kunna läggas som underlag för någon praktisk åtgärd.

Lund 1957.

II. KJELL HÄRNQVIST

Om statistiska modeller för begåvningsreservsundersökningar

Synpunkter med anledning av professor Quensels inlägg

Mitt försök till uppskattning av reserver för högre utbildning har startat en livlig debatt. Det ur undersökningstekniska synpunkter viktigaste bidraget till denna synes vara professor Carl-Erik Quensels uppsats »Utbildningsreservens bestämning. Ett statistiskt metodproblem». Han visar däri att sannolikheter att nå viss utbildningsnivå, observerade för ett visst mått på studielämplighet inom en viss gallrad del av en sampl, ej utan vidare kan tillämpas på återstoden av sampln. Detta är ett viktigt påpekande som ger anledning till viss omprövning av mina resultat. Däremot kan den statistiska modell som Quensel tillämpar icke anses förenlig med den problemställning som en undersökning av utbildningsreserver har att belysa. Jag skall i det följande söka visa konsekvenserna härav och ange en alternativ modell.

Professor Quensels modell

Inledningsvis inför Quensel en kontinuerlig variabel u , så beskaffad att individer över ett visst värde u_0 tillhör gruppen godkända, t. ex. på en viss utbildningsnivå.

Storheten u är emellertid känd för endast en icke slumpmässigt uttagen del av en population. För återstoden kan den med en viss grad av tillförlitlighet uppskattas med hjälp av den i hela populationen eller i en slumpmässigt dragen sampl observerade storheten x .

Skillnaden mellan u och x kan enligt Quensel ses som ett »fel», här betecknat e . Detta fel är normalfördelat med medelvärde noll och spridningen σ . Följande matematiska relationer antas gälla.

$$x = u + e \quad (1)$$

$$M_x = M_u \quad (2)$$

$$\sigma_x^2 = \sigma_u^2 + \sigma_e^2 \quad (3)$$

Fortfarande i enlighet med Quensels modell men presenterade i en an-

nan ordningsföljd kan följande härledningar göras. Ur ekvation (1) följer att korrelationen mellan x och u (r_{xu}) kan skrivas $r_{(u+e)u}$ och

$$r_{(u+e)u} \sigma_{(u+e)} \sigma_u = r_{uu} \sigma_u \sigma_u + r_{eu} \sigma_e \sigma_u \quad (4)$$

Eftersom definitionsvis $r_{uu} = 1$ och ekvation (3) förutsätter att $r_{eu} = 0$, kan detta uttryck förenklas till

$$r_{xu} = \frac{\sigma_u}{\sigma_x} \quad (5)$$

Härur följer att

$$\sigma_u = r_{xu} \sigma_x \quad (6)$$

I sin egen härledning använder Quensel symbolen λ , vilken motsvarar uttrycket $1 - r^2$. Matematiskt är härledningarna emellertid ekvivalenta, och vi har avsiktligt valt detta presentationssätt för att få den exakta parallelliteten mellan Quensels modell och den psykologiska reliabilitetsteorin att framträda. Storheten u motsvarar reliabilitetsteorins »sanna värde» och σ_u det sanna värdets spridning.

Är då en modell motsvarande reliabilitetsteorins tillämplig på föreliggande problemställning? Vårt svar är obetingat nej. Reliabilitet avser, allmänt uttryckt, frånvaron av slumpmässiga avvikelser i mätresultaten från ett »sant värde», bestämt av en serie parallella, experimentellt av varandra oberoende och helst samtidiga mätningar. Denna definition har sin motsvarighet i de ovan givna ekvationerna. Reliabilitet är emellertid bara en aspekt av tillförlitligheten hos psykologiska och pedagogiska mätningar och ej den som primärt gäller bestämningar av utbildningsreserver.

Vid reservbestämningen gäller det att från ett för alla i en viss samspel föreliggande mått på studielämplighet förutsäga hur många som skulle kunna nå en viss nivå av studieprestationer en följd av år senare. Detta är ett prognosproblem och faller som sådant under det tillförlitlighetsbegrepp som kallas validitet. Med användande av beteckningar från det området kan det tidiga studielämplighetsmålet betecknas prediktionsvariabel och den senare uppnådda prestationsnivån kriterium. Korrelationen mellan prediktionsvariabel och kriterium kallas validitetskoefficient.

Validitetskoefficientens storlek beror på relationen mellan den för prediktionsvariabel (x) och kriterium (k) gemensamma variansen å ena sidan, dessa variablers spridningar å den andra. Det observerade värdet på x resp. k kan emellertid ej såsom i reliabilitetssammanhang tänkas sammansatt av bara ett gemensamt värde och ett fel, utan flera olika komponenter måste förutsättas. Dessa kan här sammanföras till tre grupper, nämligen gemensamma (g), specifika (s) och fel (e). När endast endera variabelns reliabilitet avses, kan g och s i sin tur sammanföras till ett »sant värde» för variabeln. Uttryckt i ekvationer kan det anförda sammanfattas sålunda.

$$x = g + s_x + e_x \quad (7)$$

$$k = g + s_k + e_k \quad (8)$$

Då s och e antas vara okorrelerade inbördes och med g , både inom och mellan variablerna, kan korrelationskoefficienten mellan x och k — med en identitet mellan kovarianser liknande ekvation (5) såsom mellanled — visas bli

$$r_{xk} = \frac{\sigma_g^2}{\sigma_x \sigma_k} \quad (9)$$

Eftersom u i Quensels modell har karaktären av en gemensam komponent, kan den grundläggande ekvationen (1) i validitetstermer skrivas sålunda

$$x = g + e_x \quad (10)$$

$$k = g \quad (11)$$

Om vi jämför dessa ekvationer med de för prediktionsproblem adekvata ekvationerna (7)—(8), finner vi såsom den viktigaste skillnaden att Quensels modell ej räknar med specifika komponenter. Det innebär för ifrågasvarande problem att allt som är av betydelse för skolprestationerna på högstadiet skulle finnas implicerat i skolprestationerna kanske 10 år tidigare och att mellanliggande miljöinflytanden m. m. endast uppfattas som osystematiskt verkande fel. Detta är uppenbarligen ett helt oralistiskt extremfall, som ej kan tas till utgångspunkt för uppskattningar.

För att visa vad användandet av denna modell har för effekt på uppskattningarna och lägga grunden för en mera realistisk serie av antaganden, skall vi nu grafiskt åskådliggöra problemställningen vid undersökningar av utbildningsreserver.

I figur 1 har vi utefter x -axeln angivit sådana data som är kända i utgångsläget för en reservberäkning. Data motsvarar i grova drag dem som funnits att tillgå för min bestämning av realexamensreserver ur folkskolebetyg (min rapport tab. 19).

Där finns en observationsgrupp (O), som består av elever ur socialgrupp 1. Den skuggade delen av observationsgruppens fördelning utgöres av sådana som ej avlagt realexamen och alltså i enlighet med våra ursprungliga antaganden tillhör gruppen underkända. Restgruppen (R) består av socialgrupperna 2-X. Dess fördelning har av framställningstekniska skäl givits i en skala som motsvarar en tiondel av observationsgruppens skala.

Från dessa utefter x -axeln angivna data kan dessutom härledas dels hur godkändsgränsen är placerad i förhållande till observationsgruppens kriteriemedeltal i en skala där enheten är observationsgruppens spridning i kriteriet; dels korrelationen mellan x och k i observationsgruppen.

Vad som vid reservuppskattningen behöver göras är att placera in restgruppens fördelning på k -axeln och avläsa den andel som därvid kommer

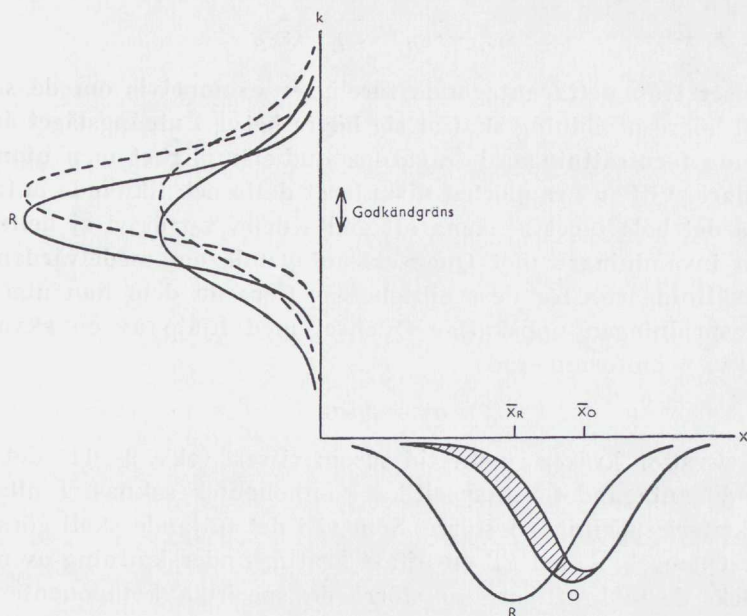


Fig. 1.

över godkändgränsen. För detta behövs värden på medeltal och spridningar. Ju större avståndet mellan observationsgruppens och restgruppens medeltal i kriteriet är, desto mindre blir reserven. Ju mindre restgruppens spridning i kriteriet, desto mindre andel kommer över godkändgränsen. I fråga om observationsgruppens kriteriespridning är konsekvenserna ej fullt så enkla: om mer än 50 % är godkända kommer en lägre spridning att ge en högre godkändgräns och därmed en mindre reserv; om mindre än 50 % är godkända inträffar motsatsen, men endast vid relativt betydande avvikelser från 50 % spelar variationer i detta hänseende någon större roll. I figur 1 har vi utefter k -axeln skisserat effekten av olika medeltal och spridningsvärden och antytt även godkändgränsens beroende av de senare.

Vi har redan återgivit Quensels antaganden i fråga om medeltal och spridning i kriteriet och kan nu granska dem mot bakgrunden av det som anförts. Först avståndet mellan medeltalen, där antagandet kan omformuleras sålunda.

$$\bar{x}_O - \bar{x}_R = \bar{k}_O - \bar{k}_R \quad (12)$$

Så länge antagandet att x och k endast skils av en felkomponent (ekv. 10—11) är hållbart, följer detta omedelbart. Men för att det skall gälla i den mera realistiska modell som ekvationerna (7)—(8) representerar, måste också följande antagande om de specifika komponenternas medeltal göras.

$$\bar{s}_{xO} - \bar{s}_{xR} = \bar{s}_{kO} - \bar{s}_{kR} \quad (13)$$

Avvikelser från detta antagande föreligger exempelvis om de som gått vidare till högre utbildning skaffat sig högre betyg i utgångsläget än elever med samma förutsättningar i fråga om studielämplighet men utan planer att gå vidare. Vi har i rapporten diskuterat detta och liknande antaganden och är på det hela taget benägna att godta dem, varför vi ej heller gärna kan rikta invändningar mot Quensels antagande om medelvärdena, även om förutsättningarna för dess giltighet är flera än dem han utgår ifrån.

Kriteriespridningen uppskattar Quensel med hjälp av en ekvation av typen (ekv. 6 omformulerad)

$$\sigma_k = r_{xk}\sigma_x \quad (14)$$

Denna ekvation kräver emellertid såsom vi sett (ekv. 9—11) det mycket långtgående antagandet att specifika komponenter saknas. I alla övriga fall blir kriteriespridningen större. Som vi i det följande skall göra sannolikt leder Quensels metod till en oftast kraftig underskattning av reservernas storlek, desto kraftigare ju större de specifika komponenternas betydelse är. Därigenom kommer resultaten av uppskattningarna att variera med valet av prediktionsvariabel — ett fel som metoden sålunda delar med vår ursprungliga metod, om också verkningarna går i olika riktning i de båda fallen.

En alternativ modell

Grunderna för en alternativ modell finns redan antydda i det föregående. Sålunda är det tydligt att en realistisk modell måste bygga på de antaganden om sammansättningen av prediktionsvariabel och kriterium som finns i ekvationerna (7)—(8). Vidare torde ekvation (13) kunna godtagas som en rimlig approximation i fråga om medeltalens inbördes förhållande. Huvudproblemet gäller alltså spridningen i kriterievariabeln. Det enda vi hittills konstaterat är att den måste vara större än den gemensamma komponentens spridning och att ekvation (14) följaktligen ej kan godtas.

Låt oss först skriva variansen i x resp. k i termer av olika varianskomponenter.

$$\sigma_x^2 = \sigma_g^2 + \sigma_{s_x}^2 + \sigma_{e_x}^2 \quad (15)$$

$$\sigma_k^2 = \sigma_g^2 + \sigma_{s_k}^2 + \sigma_{e_k}^2 \quad (16)$$

När kriterievariansen skall bestämmas ur variansen i x , är det givet att felvariansen i x ej skall ingå i bestämningen, ty då blir spridningen och därmed andelen över godkändgränsen större vid lägre reliabilitet hos prediktionsvariabeln. Däremot finns det ingen som helst anledning att vid uppskattningen av reserven eliminera felvariansen i kriteriet, eftersom de felkällor som den bygger på fortsätter att operera i den praktiska ut-

bildningssituation som det gäller att förutsäga. Vi vet definitionsvis att den gemensamma variansen är lika i x och k . Därutöver måste vi alltså göra ett antagande om specifik varians och felvarians i k . Eftersom vi ej gärna kan resonera i absoluta måttenheter, måste vi göra det i form av en jämförelse med motsvarande komponenter i x .

Vid gången från lägre till högre skolstadier med ständigt nytillkommande miljöinflytelser är det sannolikt att de specifika varianskomponenterna snarare ökar än minskar. Samtidigt är det å andra sidan troligt att bedömningen av studieprestationerna blir mera tillförlitlig i mätningsteknisk bemärkelse och felkomponentens varians följaktligen minskar. Sammanlagt torde det bästa antagandet vara att det totala tillskottet till kriteriariansen från dessa komponenter är lika stort som motsvarande komponenters tillskott till prediktionsvariabelns varians. Därmed skulle vi också kunna göra antagandet

$$\sigma_k = \sigma_x \quad (17)$$

Antagligen är det därvid minst lika stor chans att $\sigma_k > \sigma_x$ som motsatsen.

Det är tydligt att denna modell överensstämmer med professor Quensels i fråga om medeltalsbestämningen men avviker — därtill ganska kraftigt — i fråga om spridningen. Hur förhåller den sig då till den metodik som vi tillämpat i originalundersökningen? Vi använde där de sannolikheter för genomgång av högre utbildning som vi observerade i socialgrupp 1 direkt på övriga socialgruppers frekvenser i motsvarande poängklasser av prediktionsvariabeln. Detta innebär i grova drag följande antaganden om medeltal och spridning i kriteriet. Spridningen i k sättes lika med spridningen i x , vilket vi fortfarande anser vara acceptabelt. Restgruppens medeltal i kriteriet uppskattas med hjälp av regressionen mellan x och k i observationsgruppen, vilket innebär att avståndet mellan de båda gruppernas kriteriemedeltal blir mindre än avståndet mellan deras medeltal i prediktionsvariabeln, närmare bestämt enligt följande formel.

$$\bar{k}_O - \bar{k}_R = r_{xk}(\bar{x}_O - \bar{x}_R) \quad (18)$$

Korrelationskoefficienten från observationsgruppen är här insatt i stället för en regressionskoefficient, eftersom deras värden sammanfaller när spridningarna är lika.

Det antagande som ekvation (18) representerar är uppenbarligen inget gott antagande eftersom avståndet mellan kriteriemedeltalen kommer att minska med sjunkande korrelation. Å andra sidan är det på intet sätt lätt att genomskåda att ett sådant antagande är implicerat i den direkta överflyttningen av procenttal från en grupp till en annan.¹

¹ Vid tidpunkten för undersökningen var jag medveten om att vid $r = 0$ den uppskattade andelen godkända i restgruppen skulle bli lika stor som andelen godkända i observationsgruppen, eftersom sannolikheten i detta fall skulle vara lika stor i alla betygsklasser. Likaså lyckades jag härleda relationen mellan lutningen av probitvärdens regressionslinje och en vanlig korrelationskoefficient (A note on the relation between «pass-fail» and correlation methods of validation. Reports from the Psychological Laboratory, Univ. of Stockholm, no. 42).

Den här föreslagna alternativa metoden innebär sålunda en mellanform mellan den ursprungligen använda, som kan ge för höga uppskattningar av reserven, och professor Quensels metod som ger för låga. En jämförelse mellan ekvationerna (14) och (18) ger de tre modellerna i ett nötskal. Om korrelationstermen tas bort i båda erhålles den alternativa modellen.

Hittills har vi endast sysslat med medeltal och spridningar som grund för uppskattningen. Vid avvikelser från normal fördelning i x torde en stegvis metod med hjälp av procenttal för olika betygsklasser vara mera rättvisande. Därvid bör varken de direkta procenttalen, som vi tidigare använt dem, eller de enligt Quensels formler korrigerade procenttalen användas utan procenttal korrigerade på basis av spridningsuppskattningen enligt formel (17) insatt i Quensels formler i stället för den uppskattning som bygger på ekvation (14).

Om vi går till sid. 102 i Quensels uppsats, innebär detta att uttrycket $\sqrt{1-\lambda}$ sätts lika med 1 i formlerna för s_u i mom. A3, för x_0 i mom. A4 och för p_x i mom. A5. Vidare att uttrycket $\sqrt{1-\lambda}$ sätts lika med 1 i formlerna för S_u i mom. B2, för X_0 och P_X i mom. B4.

Om uppskattningen av r_{xk} är god, kommer värdena för p_x i mom. A5 att mycket nära överensstämma med de observerade procenttalen i observationsgruppen.² Korrektionen kommer att bestå i att procenttalen i restgruppen uträknas med utgångspunkt från denna grupps x -medelvärde i stället för att övertas direkt från observationsgruppen. Vid mycket höga korrelationer blir korrektionens effekt obetydlig.

Mitt undersökningsmaterials beskaffenhet

Innan jag försöker göra vissa beräkningar enligt denna alternativa modell, skall jag bemöta vissa anmärkningar mot mitt undersökningsmaterial som professor Quensel gör i tillägget till sin uppsats.

Den viktigaste anmärkningen synes vara den som avser sambandet mellan prediktionsvariabel och kriterium. Quensel uttrycker det i form av kvoten D_x/D_u , som motsvarar det som inom psykologisk och pedagogisk statistik brukar gå under namnet biserial korrelation. I den ursprungliga uppsatsen uppställer han villkoret att denna kvot skall överstiga 0,5, helst 0,6. I mitt folkskolematerial finner han kvoten omkring 0,6 för socialgrupp 1, för övriga socialgrupper 0,35—0,40. I realskolematerialet är kvoten mindre än 0,5 enligt hans beräkningar.

Till detta måste två påpekanden göras. För det första är vid vår beräkningsmetod korrelationen inom socialgrupp 1 den enda som är av direkt betydelse för beräkningarna. Korrelationen i övriga grupper kan väntas

² Bäst överensstämmelse torde erhållas vid användande av den i noten ovan omnämnda metoden.

bli mindre just på grund av den icke utnyttjade reserven. Vidare skall denna korrelation bestämmas i enlighet med antagandet att alla som ej fått börja den högre utbildningen i denna socialgrupp är att hänföra till gruppen underkända. Därvid ökas differentieringen inom gruppen och därmed också korrelationen, vilket torde vara särskilt betydelsefullt i real-skolematerialet. Professor Quensel har av de anförda data att döma bara inkluderat dem som faktiskt börjat. Korrelationerna bör alltså med all sannolikhet vara större än de anförda och tillräckliga enligt det angivna villkoret. Jag har ej redovisat några i rapporten utan nöjt mig med att studera den markanta trenden i sannolikheterna, vilken är direkt relaterad till korrelationerna.

Den andra huvudanmärkningen gäller mitt sätt att behandla materialet i en klump. Anledningen härtill var att observationsgruppen, dvs. socialgrupp 1, tenderade att bli så liten vid uppdelning att de sannolikhetsfunktioner beräkningarna skulle grundas på kunde väntas bli alltför instabila. Effekten av sammanslagningen är svår att komma underfund med. Variationer i betygskrav ger givetvis upphov till felvarians. Men eftersom vi i undersökningen kunnat konstatera en negativ korrelation mellan betygsnivån i olika ortstyper och ett mått på intelligensnivå, är det troligt att denna del av felvariansen genom att vara negativt korrelerad med summan av gemensamma och specifika komponenter snarare har minskat än ökat spridningen i x . Som vi förut sett blir effekten härav snarast en underskattning av andelen över godkändgränsen. Min förutsägelse är därför att, om en beräkning göres på materialet i uppdelat skick, den sammanlagda reserven skall visa sig vara större än den nu utan uppdelning erhållna.

Sammanfattningsvis kan jag alltså ej instämma i professor Quensels slutsats att »betygens värde som prognosvariabler vid beräkning av utbildningsreserver måste bedömas som mycket ringa».

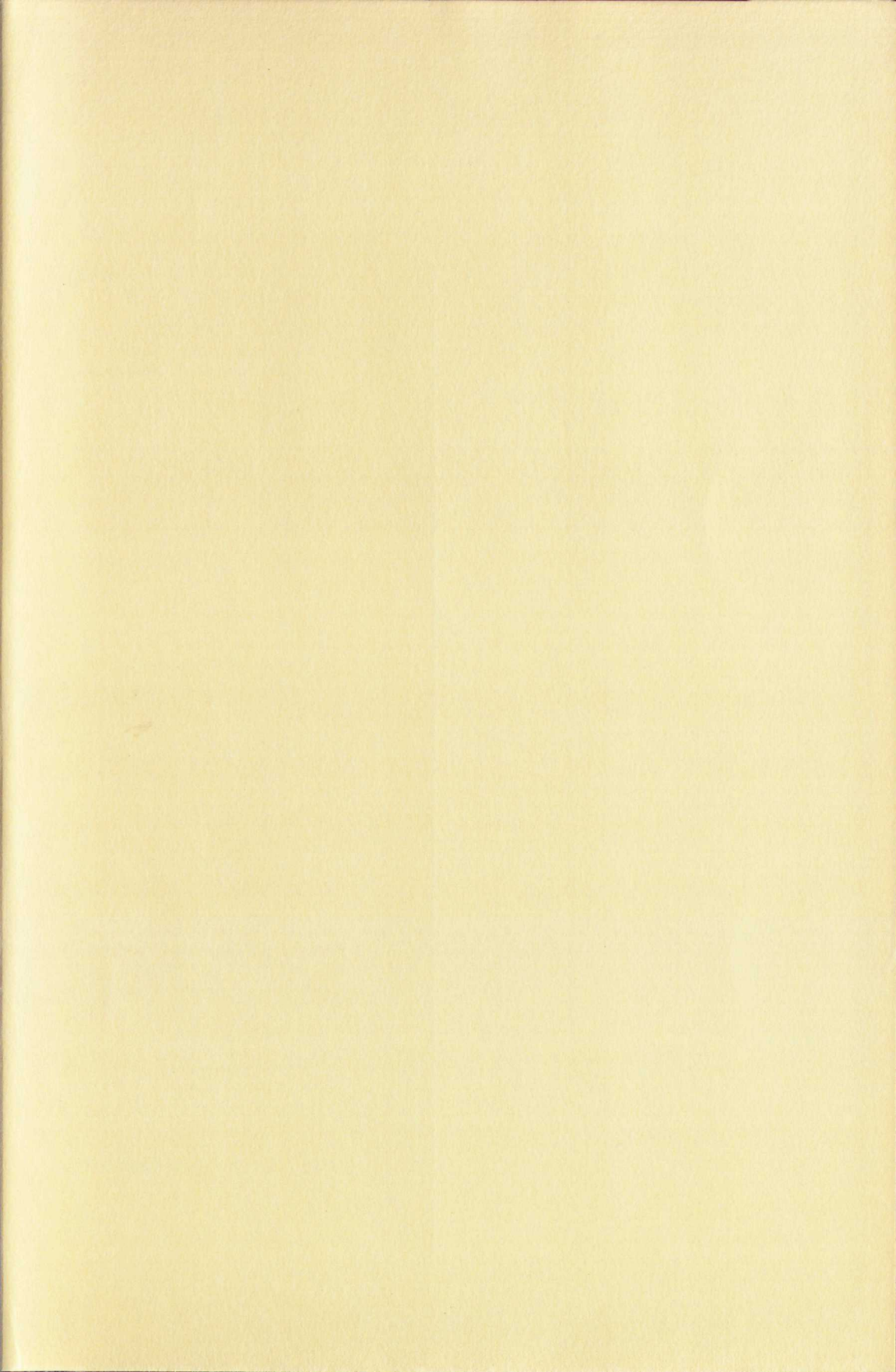
Ett försök till alternativ beräkning

Följande beräkningar grundas på socialgrupp 1 som observationsgrupp och avser andelen i övriga socialgrupper som skulle kunna avlägga real-examen resp. studentexamen. Korrelationen mellan x och k har med hjälp av kvoten D_x/D_u uppskattats till 0,65. I följande tablå anges dels andelen som nu tar examen, dels de beräknade andelarna enligt de tre olika metoderna.

	Realexamen	Studentexamen
Socialgrupp 1.....	76,2	48,9
Övriga		
Nuvarande andel.....	14,6	4,6
Quensels metod.....	22,1	5,8
Vår alternativa metod.....	41,3	16,6
Vår ursprungliga metod.....	49,5	24,9

Vår korrigerade metod ger som synes en relativt större minskning i fråga om studentexamensprocenten än i fråga om realexamensprocenten, men fortfarande är reserverna stora. I Quensels alternativ är de nästan obefintliga. Vi skulle dock tillråda, att de faktiska siffror som här angivits ej pressas, eftersom de dels grundas på beräkningar i data med rätt grov klassindelning, dels ej bygger på stegvis användning av korrigerade procenttal och dels slutligen gäller det sammanslagna materialet. Så mycket torde de emellertid tillsammans med vad som förut anförts visa att huvudresultatet av vår ursprungliga undersökning — nämligen att det finns betydande utbildningsreserver — ej så lätt kan skjutas åt sidan som vissa kritiker velat göra gällande.





Statens offentliga utredningar 1958

Systematisk förteckning

(Siffrorna inom klammer beteckna utredningarnas nummer i den kronologiska förteckningen.)

Allmän lagstiftning. Rättskipning. Fångvård.

Häradsrätts sammansättning i brottmål. [9]
Förslag till varumärkeslag. [10]

Statsförfattning. Allmän statsförvaltning.

Utredning om vissa förhållanden vid konserverings-
forskningsinstitutet. [3]
Författningsutredningen. 1. Kandidatnominering vid
andrakammarval. [6]

Kommunalförvaltning.

Statens och kommunernas finansväsen.

Politi.

Nationalekonomi och socialpolitik.

Hälso- och sjukvård.

Gemensam nordisk hälsovårdsutbildning. [8]

Allmänt näringsväsen.

Fast egendom. Jordbruk med binärningar.

Småbrukarstödet. [7]

Vattenväsen. Skogsbruk. Bergsbruk.

Industri.

Handel och sjöfart.

Kommunikationsväsen.

Vägplan för Sverige. Del 1. Riktlinjer och förslag
samt kartbilagor. [1] Del 2. Expertutredningar och
övriga textbilagor. [2]

Bank-, kredit- och penningväsen.

Försäkringsväsen.

Promemorior med förslag om fondförvaltning m. m.
i samband med en utbyggd pensionering. [4]
Permanent skördeskadestydd. [5]

Kyrkoväsen. Undervisningsväsen.

Andlig odling i övrigt.

1955 års universitetsutredning. 3. Reserverna för
högre utbildning. Beräkningar och metoddiskus-
sion. [11]

Försvarsväsen.

Utrikes ärenden. Internationell rätt.