

Sumner

ÖREBROPROJEKTET

Delstudier

3.

SOCIALA RELATIONER OCH SKOLPRESTATION

En empirisk studie av barn i olika åldrar.

Licentiatavhandling

Inger Josephson

Oktober 1967

Avdelningen för tillämpad psykologi

Psykologiska institutionen

Stockholms universitet

Avdelningen för tillämpad psykologi
Rådmansgatan 70
Stockholm VA
Tel. 34 08 60/427
Föreståndare: Laborator David Magnusson

Denna undersökning har utförts under generös och konstruktiv ledning av laborator David Magnusson, Avdelningen för Tillämpad Psykologi, Stockholms Universitet, och i stimulerande samarbete med de övriga deltagarna i Örebroprojektets "första skede". En stor del av arbetet har vidare genomförts i nära och ovärderligt samråd med lektor Erik Leander, Statistiska Institutionen, Stockholms Universitet.

Det råder alltså en klart systematisk och positiv samvariation mellan de sociala relationerna och denna "prestation".

Stockholm i oktober 1967

Inger Josephson

INNEHÅLLSFÖRTECKNING

	Sid,
KAP. I. UNDERSÖKNINGENS SYFTE	1
KAP. II. VAL AV SKATTNINGSVARIABLER I BELYS- NING AV TIDIGARE UNDERSÖKNINGAR	2
A. Något om validiteten i sociometriska mätningar	2
B. "Popularitet"	2
C. "Självskattning"	6
D. "Skolmotivation" och "säkerhet"	7
1. "Motivation"	8
2. "Säkerhet"	9
KAP. III. INSAMLING AV DATA	11
A. Undersökningspopulationen	11
B. Skattningsmetoder	12
1. Total rangordning	13
2. Partiell rangordning	14
3. Självskattning	14
KAP. IV. BEARBETNING AV DATA	15
A. Rangordningsvärden. Transformerings till z-värde	16
B. Antal erhållna val	17
C. Indelning av materialet i grupper. Fördelningar	17
KAP. V. TILLFÖRLITLIGHETEN I SOCIOMETRISKA DATA	21
A. Stabilitet	21
B. Överensstämmelse i elevernas skattningar	24
KAP. VI. RESULTAT AV SAMBANDSBERÄKNINGAR MELLAN DE OLIKA VARIABLERNÄ	27
A. "Klassrum, eget kön" - "rast" - "fritid"	27
B. "Klassrum, eget kön" - "ledig"	30
C. "Klassrum, eget kön" - "klassrum, mot- satt kön"	31
D. "Motivation" - "säkerhet"	33
E. "Klassrum, eget och motsatt kön" - "moti- vation" - "säkerhet"	33
F. Skattningsvariablernas samband med själv- skattning	34
1. Självskattningarnas nivå	35

	II
	Sid.
KAP. VII. SAMMANFATTNING AV SAMBANDSANA- LYS ERNA	37
KAP. VIII. STUDIE AV SAMBANDET MELLAN KAMRAT- SKATTNINGSVARIABLERN A OCH SKOL- PRESTATION	38
A. Problemställning	38
B. Tidigare undersökningar	39
C. Variabler, som ingår i undersökningen	42
D. Undersökningspopulationen	44
E. Samband mellan intelligens och skattnings- variablerna	45
F. Samband mellan socialgrupp och övriga variabler	45
G. Metodbeskrivning I. "Stela modellen"	46
H. Resultat	48
1. "Popularitet, eget kön"	48
2. "Popularitet, motsatt kön"	53
3. "Självskattning"	54
4. "Motivation"	58
5. "Säkerhet"	61
I. Metodbeskrivning II. "Mjuka modellen"	64
J. Resultat	66
K. Sambanden i termer av korrelationskoeffi- cienter	68
L. Sammanfattning av resultaten	70
KAP. IX. SLUTORD	71
LITTERATURFÖRTECKNING	73

TABELLFÖRTECKNING

	Sid.
Tabell 1. Antal klasser, deltagande i kamrat- och självskattningar, fördelade på årskurser.	11
2. Antal skattade och skattande elever, fördelade på årskurs och kön.	12
3. Förteckning över beräknade värden i de olika skattningsvariablerna.	15
4. Sambanden i kamrat- och självskattningar mellan två olika testtillfällen.	23
5. Inre överensstämmelse mellan elevernas rangordningar i de olika skattningsvariablerna. Kendalls konkordanskoefficient.	25
6. Sambandet mellan variablerna "rast" och "fritid", beräknat på ett stickprov.	28
7. Sambandet mellan variabeln "klassrum, eget kön" och variablerna "rast" och "fritid".	28
8. Sambandet mellan variabeln "klassrum, eget kön" och den hopslagna variabeln "ledig".	30
9. Sambandet mellan variablerna "klassrum, eget kön" - "klassrum, motsatt kön".	32
10. Sambandet mellan variablerna "motivation" och "säkerhet".	33
11. Sambandet mellan variablerna "klassrum, eget kön", "klassrum, motsatt kön" och variablerna "motivation" och "säkerhet".	33
12. Sambanden mellan de olika skattningsvariablerna och självskattning.	34
13. Genomsnittliga självskattningar och spridningar för pojkar och flickor i olika årskurser.	35

	Sid.
Tabell 14. Medelvärde, spridning och variationsområde i skattningsvariablerna samt i variablerna intelligens och prestation för pojkar och flickor i årskurserna 3 och 6.	43
15. Antal elever fördelade på årskurs, kön och socialgrupp.	44
16. Samband mellan "popularitet, eget kön" och "prestation" vid given intelligens för de olika socialgrupperna i de båda årskurserna och könen.	48
a. Sambandet mellan "popularitet, eget kön" och "prestation" för olika årskurs och kön.	49
b. Sambandet mellan "popularitet, eget kön" och "prestation" för olika årskurs och socialgrupp.	50
c. Sambandet mellan "popularitet, eget kön" och "prestation" för olika socialgrupp och kön.	50
d. Sambandet mellan "popularitet, eget kön" och "prestation" för olika kön, årskurs och socialgrupp.	50
17. Samband mellan "popularitet, motsatt kön" och "prestation" vid given intelligens för de olika socialgrupperna och könen i årskurs 6.	53
a. Sambandet mellan "popularitet, motsatt kön" och "prestation" för olika socialgrupper och kön.	54
18. Samband mellan "självskattning" och "prestation" vid given intelligens för de olika socialgrupperna i de båda årskurserna och könen.	55
a. Sambandet mellan "självskattning" och "prestation" för olika årskurs och kön.	56
b. Sambandet mellan "självskattning" och "prestation" för olika årskurs och socialgrupp.	56
c. Sambandet mellan "självskattning" och "prestation" för olika socialgrupp och kön.	56
d. Sambandet mellan "självskattning" och "prestation" för olika kön, årskurs och socialgrupp.	57

	Sid.
Tabell 19. Samband mellan "motivation" och "prestation" vid given intelligens för de olika socialgrupperna och könen i årskurs 6.	59
a. Sambandet mellan "motivation" och "prestation" för olika socialgrupp och kön.	59
20. Samband mellan "säkerhet" och "prestation" vid given intelligens, för de olika socialgrupperna och könen i årskurs 6.	61
a. Sambandet mellan "säkerhet" och "prestation" för olika socialgrupp och kön.	62
21. Jämförelse mellan "stel" och "mjuk" modell. F-kvoter, uppdelade på årskurs, kön och skattningsvariabel.	66
22. Närmevärden till "prestation" vid olika kombinationer av intelligensnivå och "säkerhet" enligt den mjuka modellen.	67
23. Partiella samband mellan skattningsvariablerna och "prestation" vid given intelligens. Medeltal över socialgrupp, kön och årskurs.	69

BILAGEFÖRTECKNING

- Bilaga 1. Instruktion till kamrat- och självskattningar.
2. Fördelning över antalet erhållna val.
Variabel: "LEDIG".
 3. Fördelning över rangordningsvärden (z-värden).
Variabel: "KLASSRUM, EGET KÖN".
 4. Fördelning över rangordningsvärden (z-värden).
Variabel: "KLASSRUM, MOTSATT KÖN".
 5. Fördelning över rangordningsvärden (z-värden).
Variabel: "MOTIVATION".
 6. Fördelning över rangordningsvärden (z-värden).
Variabel: "SÄKERHET".
 7. Fördelning över rangordningsvärden (z-värden).
Variabel: "SJÄLVSKATTNING".
 8. Totala korrelationskoefficienter för sambanden mellan skattningsvariablerna och intelligens för pojkar och flickor i årskurs 3 och 6 i olika socialgrupper.
 9. Medelvärden av intelligenspoäng i olika socialgrupper.
 10. Medelvärden av prestationspoäng i olika socialgrupper.
 11. Medelvärden i variabeln "Popularitet, eget kön" i de olika socialgrupperna.
 12. Medelvärden i variabeln "Popularitet, motsatt kön" i de olika socialgrupperna.
 13. Medelvärden i variabeln "Självskattning" i de olika socialgrupperna.
 14. Medelvärden i variabeln "Motivation" i de olika socialgrupperna.

- Bilaga 15. Medelvärden i variabeln "Säkerhet" i de olika socialgrupperna.
16. Partiella korrelationskoefficienter för sambanden mellan kamrat- och självskattningsvariablerna och prestation vid given intelligens.
17. Om signifikansbedömningen av jämförelser mellan partiella korrelationskoefficienter.
(Erik Leander).

KAP. I. UNDERSÖKNINGENS SYFTE

Denna undersökning ingår som en delstudie i det större forskningsprojektet "Örebroprojektet", vars huvudsyfte i första hand är att försöka kartlägga och analysera några av de viktigare faktorer, som kan anses ligga till grund för barns anpassning, beteende och prestation i skolan. Av dessa faktorer har kamratanpassningen ansetts inta en framskjutande plats, då den inte endast kan vara avgörande för ett barns aktuella situation och allmänna trivsel i skolan, utan också bedöms ha ett väsentligt prediktivt värde med avseende på den framtida sociala anpassningen. Den amerikanske forskaren Roff (1961) har t. ex. i sina undersökningar tyckt sig kunna påvisa, hur tidiga störningar i kamratrelationen är en indikator på hög risk för dålig anpassning i det vuxna livet. Han har då främst studerat anpassningssvårigheter i militärlivet. Sells och Roff (1967) har i sin digra rapport över sociometrisk undersökningar bland 38.000 skolbarn uttryckt sig på följande sätt (sid. 454): "Peer rejection, which has been shown to be a strong precursor of later severe maladjustment, is not an isolated event randomly distributed among the child population". De understryker med detta yttrande den stora vikt, som bör läggas vid ett barns kamratrelationer.

Kamrat- och självskattningar är sedan länge beprövade mätmetoder, genom vilka man anser sig kunna få tillförlitlig information om ett barns sociala status i en klass, både som det bedöms av andra och som det upplevs av eleven själv. Syftet med vår del av undersökningen är att med hjälp av dessa metoder mer allmänt och grovt kartlägga och studera de sociala relationerna i vårt stora undersökningsmaterial och klassificera eleverna i grupper, som kan bedömas ha mycket god, genomsnittlig och mycket dålig kamratanpassning. Dessa grupper kan sedan bli föremål för intensivare studier. Dessutom - och det betraktar vi som tyngdpunkten i undersökningen - vill vi studera och analysera kamrat- och självskattningarnas relation till skolprestationen, såsom den har kunnat mätas i denna första stora screeningundersökning.

KAP. II. VAL AV SKATTNINGSVARIABLER I BELYSNING AV TIDIGARE UNDERSÖKNINGAR

A. Något om validiteten i sociometriska mätningar

Den sociometriska litteraturen är omfattande alltsedan Moreno's insatser på 1930-talet. En mängd olika valkriterier har utnyttjats vid kamratskattningar, kriterier, som betraktats som mer eller mindre generaliserbara mått på kamratanpassning. Pepinsky (1949) varnar för alltför hög grad av generalisering från sociometriska data, talar om motivationen som den mest "validitetsbefrämjande" åtgärden och ifrågasätter, om man kan tala om validitet i klassisk mening, när den gäller sociometri, eftersom det enligt hans mening är (sid. 48): "the sociometric test data themselves that are the behaviour which is studied". Han anför vidare "Choice responses are not right or wrong answers to test questions in terms of reference to an outside criterion". Extrema synpunkter i detta avseende framläggs av t. ex. Evans (1962), som menar att något yttre validitetskriterium inte är aktuellt för sociometriska mätningar eftersom, som han säger (sid. 16): "the sociometric test is designed to elicit the actual behaviour being studied and so far it does this it is a valid measure of that behaviour". Byrd (1951) uttrycker det sålunda: "a sociometric test is valid insofar as the choice criterion has reality value for the subjects". Ett lika extremt yttrande kan man finna av Gottheil (1952) som påstår (sid. 19): "the sociometric index is valid to the extent that it represents actual participant behaviour". Ej fullt så utrerade uppfattningar i denna fråga finner man hos forskare som exempelvis Bronfenbrenner (1945), Jennings (1950), Johannesson (1954), Bjerstedt (1956), Gronlund (1959) och Stensaasen (1962), som alla betonar vikten av att välja ett fåtal valaspekter som kan ge uttryck för betydelsefulla och verklighetsanknutna situationer i individernas relationer till varandra.

B. "Popularitet"

Popularitet och impopularitet är vidsträckta och komplexa begrepp, som kan sammanhånga med en mängd yttre sociala och inre personlighetspsykologiska mer eller mindre svåråtkomliga faktorer. Man finner i litteraturen en mängd olika sätt att närma sig dessa begrepp alltifrån den enklaste och direkta frågan: "Vem tycker du bäst och sämst om i klassen?" till de mer sofistikerade och indirekta frågeställningarna. Det är ju otvetydigt så, att popularitet och impopularitet kan tolkas

mycket olika av olika människor, t.ex. av lärare och elever, och att dessa begrepp också kan vara mer eller mindre situationsbundna. För vissa barn gäller säkerligen, att de är eftersökta för vissa ändamål, som t.ex. att vara klassens representant inför kollegiet eller att vara ledare för handbollslaget, medan de kanske inte alls är lika populära som medlem i en mer teoretisk arbetsgrupp. Andra kan kanske vara mycket eftertraktade som kamrat på fritiden, men är så bråkiga och dåliga i skolan, att de inte har någon större auktoritet bland sina kamrater under lektionerna. Viktigt är också att man skiljer på begreppen popularitet och ledarskap, egenskaper som ibland kan sammanfalla hos samma person men långt ifrån behöver göra det. Evans (1962) har understrukt denna skillnad och säger (sid. 40): "it is not safe to assume, that the children who are most often chosen and thus have the highest sociometric status are in fact the most influential members of the class."

Säkerligen finns det dock också barn, som är mer generellt populära, som alltså är omtyckta och högt accepterade i de flesta situationer, medan det finns andra barn som kan vara isolerade och utstötta från varje form av kamratgemenskap både i och utanför skolan. Ett flertal forskare har försökt att strukturera det mönster av egenskaper, som kan inbegripas i ett mer generellt och ej så situationsbetingat popularitetsbegrepp. Sells och Roff (1967) har uttryckt sig på följande sätt (sid. 452): "In general the network of relationships found suggests that (1) high peer status (acceptance) is a function of outgoing personality pattern, good health, high IQ, and self-esteem of the individual child, which are in turn (2) related to loving and casual attitudes of both parents, perceived equally by both parents and the child and also (3) to high SES (socioeconomic status) and absence of family tension." Många andra egenskaper betraktas av andra forskare ligga till grund för hög resp. låg kamratstatus. Så har t.ex. Bonney (1943) framlagt två syndrom av popularitetsegenskaper hos skolbarn i årskurs 4 (sid. 458): "1) composed of strong, aggressive personality traits such as leadership, enthusiasm, daring and active participation in recitations, 2) traits which count the most in direct interpersonal contests, such as pleasing appearance, a cheerful disposition and friendly attitudes. The traits most important in the second syndrome are tidy, good-looking, frequent laughter, happy, friendly and welcomed." Bonney har även i gemensamma studier med Norway (1960) påpekat att en riktig balans mellan aggressivitet och vänlighet är popularitetsbefrämjande egenskaper. Kuhlen och Lee (1943) har i sina undersökningar

av barn i årskurserna 6, 9 och 12 presenterat en rad personlighetspsykologiska egenskaper, som främjar resp. motverkar popularitet bland kamraterna. Bland de förra egenskaperna nämns exempelvis bra utseende, vänlighet, initiativrikedom, utåtriktning. Till de senare räknas exempelvis egocentricitet, pratsamhet, bråkighet. Den norske forskaren Stensaasen (1962) har bland sina undersökningsobjekt i årskurs 7 funnit, att de populäraste eleverna var emotionellt balanserade, harmoniska, omtänksamma och rättfärdiga, medan de mer impopulära verkade vara oharmoniska, egocentriska, tröga, ouppmärksamma och i avsaknad av uthållighet.

Vid Göteborgs Universitet har gjorts en del liknande studier, exempelvis av Bergman (1965), Bilting och Haglöf (1965). De senare har bland 150 ungdomar i årskurs 8 försökt kartlägga vad det är, som bidrar till att man blir populär hos det motsatta könet. Där har man funnit sådana egenskaper viktiga som: att se bra ut, ha lätt för att prata och skoja, snygg klädsel, solidarisk, ordentlig och skötsam, att inte vara blyg och barnslig.

Man skulle kunna fortsätta länge och hänvisa till en rad undersökningar, som alla presenterar ganska divergerande och mer eller mindre väl underbyggda uppfattningar om vad som ligger bakom popularitetsbegreppet. Med all sannolikhet spelar härvid samhällets och gruppens normsystem en avgörande roll, ett normsystem, som också kan växla inom gruppen, exempelvis vid olika åldrar. Så betonar exempelvis Bjerstedt (1956), att barn i högre åldrar tenderar att välja efter andra värderingsnormer, som inte har lika stor samgång med den intellektuella prestationsförmågan som hos tidigare åldersstadier.

Inte heller bör man generellt och kategoriskt konstatera, att hög popularitet alltid är något i sig eftersträvansvärt. Det kan finnas starkt neurotiska, kompensatoriska krafter, som driver ett barn att till varje pris sträva efter anpassning och popularitet på bekostnad av exempelvis självständighet och inre säkerhet. Två forskare vid namn Alexander (1952) har i sin studie av "personality and social traits" belyst detta fenomen och säger (sid. 212): "it is not indicated, that simply because a child is most chosen by his peers that he is effectively meeting his developmental task or possesses desirable personal characteristics". De fortsätter: "It is further indicated that his very popularity may be an indication of difficulty".

Det finns inget, som talar för, att man i varje skolklass skall kunna finna elever med extremt hög popularitet, resp. impopularitet. Själva det sociala klimatet i en klass kan antagas i hög grad påverkas

av andra faktorer än själva elevmaterialet. En god lärare kan t.ex. göra mycket för att sammanhållningen bland eleverna i en klass ökar och att grogrunden för hackkycklingsystemet så mycket som möjligt elimineras. I andra klasser kan olyckliga och destruktiva element bland eleverna få härja ganska fritt och endast understödja de tendenser, som bidrar till att vissa elever aldrig kan nå gemenskap med sina kamrater. Det blir alltså rimligt att antaga, att det både är individuella egenskaper hos resp. elev och gruppsykologiska faktorer, som i hög grad samverkar vid bestämningen av en elevs kamratstatus i en klass. Vi kan i vår undersökning endast försöka närma oss de förstnämnda. Vidare kan vi alltså enbart komma åt kamratanpassningen till klasskamraterna. Man kan naturligtvis tänka sig, att det finns en hel del barn, som i sin egen klass är isolerade, men som har gemenskap med barn från andra grupper. Björso (1958) påpekar just det förhållandet, att en stor del av de 2.000 barn hon undersökt i årskurs 5 och som blivit lågt uppskattade i sin egen klass, i en frågeenkät deklarerat, att de har sina bästa vänner utanför klassen. Hur pass mycket detta är ett kompensatoriskt svar är svårt att veta. - Kanske man dock vågar utgå ifrån, att de elever, som är klart utstötta och isolerade i sin egen klass ändå har uttalade anpassningsproblem.

Vi har för kamratskattningarna valt tre olika "valsituationer", klassrummet, rasten och fritiden för att försöka täcka några av vad vi tror väsentliga områden för kamratgemenskapen och därmed få ett grepp om vad man kan mena med mer allmän popularitet.

Klassen informerades om att de skulle få vara med om ett experiment i vilket eleverna ställdes inför situationen, att klassen skulle förflyttas till ett annat klassrum, men att alla klasskamraterna inte kunde få följa med på grund av utrymmesbrist. Uppgiften bestod i att rangordna kamraterna i den ordning man ville att de skulle komma med vid en sådan flyttning. Eleverna fick utföra dessa skattningar dels av sina kamrater av det egna könet (samtliga årskurser), dels av kamraterna av motsatt kön (årskurs 6 och 8). Eleverna fick därefter i uppgift att rangordna de tre kamrater (av egna könet) i klassen, som de helst skulle vilja vara tillsammans med under rasterna och de tre kamrater (av egna könet) de helst skulle vilja vara tillsammans med under fritiden.

Motiveringen till differentieringen av årskurserna är dels att vi förväntade oss (vilket även bekräftades), att explorationen i årskurs 3 skulle bli mer tidskrävande och dels att vi delvis med stöd av andra undersökningar - exempelvis Johannesson (1954, sid. 115, 1962,

sid. 231-232) och Bjerstedt (1956), sid. 185-194) - bedömt samspelet mellan pojkar och flickor betydligt mindre utvecklat och avgörande för kamratanpassningen i de lägre årskurserna.

Vid valet av ovan nämnda variabler har vi utgått ifrån, att en elev, som inte har någon kamrat, som vill vara tillsammans med honom/henne i någon av dessa tre situationer måste ha vissa betydande kamratsvårigheter. De elever, som å andra sidan i alla tre variablerna av många väljs bland de första måste med ganska stor tillförlitlighet betraktas som mycket omtyckta i sin klass. Vi ska nedan i samband med presentationen av resultaten diskutera sambandet mellan dessa tre olika valkriterier, men vi kan redan nu nämna, att en viss differentiering i valet ändå finns, vilket motiverar att hänsyn kan tas till alla tre variablerna vid vissa studier av kamratstatus och dess samband med andra faktorer.

C. "Självskattning"

Det ligger ändå nära till hands att anta, att värderingen av den egna personen - och detta kan säkerligen gälla både för barn och vuxna - spelar en väsentlig roll för den sociala anpassningen och för möjligheten att få kontakt med andra.

I den sociometriska litteraturen är sådana synpunkter framhållna av exempelvis forskare som Kipnis (1961) och Berger (1952). Den senare har i sin studie av ungdomar funnit en positiv korrelation mellan att acceptera sig själv och acceptera andra, och han finner även en tendens hos flickor att överskatta andra. Goslin (1962) har i sin undersökning tyckt sig kunna bekräfta hypotesen att (sid. 287): "rejected subjects would show significantly higher disparity between their self-rating and the way they were rated by their peers than accepted subjects". Shiff (1954) har i en sociometrisk studie av pojkar och flickor i 16-årsåldern mätt diskrepansen mellan deras "verkliga" kamratstatus och hur de trott sig vara skattade. Han finner en tendens till undervärdering, en tendens som han säger (sid. 210): "is related to tendency to have relatively low selfexpectations". Shiff försöker även ge en viss karakteristik av "sel-underestimators" och säger (sid. 224): "they perceive themselves as neither very accepting nor as very acceptable persons. They tend to be better adjusted than over-estimators". I sin fortsatta beskrivning märker man hos författaren en klart positiv inställning till de s.k. "self-underestimators" och han belyser genom detta hur i hög grad synen på självvärderingen är bundet av normer och värderingar, inte bara hos skattarna själva, utan även hos forskarna.

I detta sammanhang kan även nämnas en intressant artikel av Ausubel (1955), där han redogör för begreppet "socioempathy" och dess relation till sociometrisk status. "Socioempathy", som kanske bäst kan översättas med "inlevelseförmåga" gäller här alltså främst förmågan att uppfatta både egen och andras sociometriska status i en grupp. Ausubel finner i sitt material av 16-åringar inte något generellt samband över hela materialet mellan "socioempathy" och sociometrisk status oavsett "the direction of influence". Dock finner han i gruppen av flickor med hög kamratstatus en signifikant relation mellan de två variablerna. Detta ger honom anledning att spekulera kring alternativa teorier om orsak och verkan, där han som väntat betonar det ömsesidiga växelspelet. Att den sociala inlevelseförmågan intar en mer framskjutande plats hos flickorna, tillskriver han något kulturmönstret, som mer tycks sanktionera och uppmuntra denna egenskap hos det kvinnliga könet, något som kanske också gäller i någon grad i vårt svenska samhälle.

Av svenska undersökningar kan framför allt nämnas Magnusson (1960, 1961, 1962 och 1964) samt Johannesson (1960 och 1967), som båda funnit klart positiva samband mellan kamrat- och självskattning. De har även gjort ålders- och könsjämförelser, studier, som är väsentliga även i vår undersökning. Både Magnusson och Johannesson finner en tendens till en allmän undervärdering av sig själva både hos pojkar och flickor, en tendens som dock är mer uttalad hos flickorna. Magnusson (1962) finner vidare, att självskattningen hos båda könen ökar upp till 14-årsåldern, varefter den åter sjunker.

Vi har använt oss av exakt samma självskattningsmetodik som Magnusson och Johannesson. Självskattningarna avser alltså kamratstatus som den upplevs när det gäller klassrumssituationen. Eleverna fick följande instruktion: "Nu ska du gissa hur dina kamrater valde, när de tänkte just på dig. Vilka tror du valdes före dig och vilka tror du valdes efter dig? Du ska sätta ett plus efter namnet på den, som du tror att de flesta valde före dig själv och ett minus efter den, som du tror att de flesta valde efter dig".

D. "Skolmotivation" och "säkerhet"

Dessa båda skattningsvariabler faller ju något utanför vår undersöknings sociometriska ram. Vi har dock bedömt det som meningsfullt att även utnyttja kamratskattningsmetoden för att få information om eleverna i dessa mer direkta beteendevariabler, som kan anses viktiga för skolanpassningen, och vars samband med kamratanpassningen

också kan vara av intresse att studera. Kamraterna kan vara en mycket viktig informationskälla, när det gäller att bedöma en elevs grad av skolmotivation och likaså, när det gäller att bedöma graden av säkerhet resp. blyghet i beteendet, såsom det främst visar sig under lektionerna. Elevernas iakttagelser kan vara mer nyanserade och korrekta än lärarnas. Bara ett så enkelt faktum som att eleverna konfronteras med varandra under hela dagen, medan lärarna kanske bara ser dem (tillsammans med ett otal andra elever) två timmar i veckan, talar för möjligheten av att kamratbedömningarna kan bli mer tillförlitliga. Andra faktorer, t. ex. mognad och erfarenhet av beteendestudier, talar å andra sidan till fördel för lärarskattningar. Det kan vara av intresse att studera sambandet mellan värden, erhållna genom de två olika typerna av bedömning, en studie, som dock ej ingått i denna undersökning.

1. "Motivation"

Inom den sociometriska litteraturen finns det många undersökningar som belyser begåvningens och skolprestationernas samvariation med kamratstatus, men det visar sig svårare att finna undersökningar som behandlar skolmotivationens relation till denna variabel. Att en god kamratanpassning kan öka en elevs motivation för skolarbetet och vice versa ter sig dock knappast som en främmande tanke. Här kan i detta sammanhang nämnas två svenska undersökningar av Flinck (1965) och Öbrink (1964). Flinck har i Lund gjort en omfattande studie bland grundskolans högstadium och ställt skolmotivationen i relation till en mängd anpassnings- och bakgrundsfaktorer, som man sökt komma åt via elev- och föräldraenkäter samt lärarbedömningar. Han konstaterar här ett tydligt samband mellan elevernas kamratstatus och deras intresse för skolarbetet, framför allt hos gruppen med hög kamratstatus. Liknande grad av samvariation finner han, när han sätter elevernas egen uppfattning om sina kamratrelationer i relation till motivation. Öbrink har undersökt skolkare i årskurs 7. Skolkning kan ju i hög grad betecknas som ett symptom på bristande skolmotivation. I sin jämförelse med en matchad grupp av icke skolkare finner Öbrink att skolkarna har betydligt sämre kamratrelationer.

Eleverna (endast i årskurs 6 och 8) fick rangordna alla sina klasskamrater av det egna könet i denna variabel och uppmanades då att sätta den först, som de ansåg ha mest intresse för skolarbetet. Att skattningarna begränsades till de högre årskurserna berodde dels på tidskäl, och dels på grund av att dessa bedömningar ansågs kräva en större

mognad och observationsförmågan, än vad vi kunde förvänta oss av alla barn i årskurs 3.

2. "Säkerhet"

Elevernas olika grad av säkerhet i uppträdande och också grad av inre säkerhet och dessa egenskapers samvariation med kamratstatus och självskattning finns belyst i ett flertal undersökningar. Man har därvid främst kanske koncentrerat sig på att studera den andra polen av variabeln, nämligen ängslan och blyghet. Ofta finner man ett samband mellan ängslan och låg kamratstatus, och liksom vid de flesta sambandsanalyser är det oerhört svårt att ta ställning till vilken av variablerna, som är mest utslagsgivande. Kanske man dock lutar åt hypotesen, att hög ängslighet i högre grad orsakar kamratsvårigheter än att det är kamratsvårigheter, som framkallar ängslan och blyghet, men sådana spekulationer blir svåra att bekräfta empiriskt. Samtidigt kan man här skjuta in, att det i barnpsykiatrisk verksamhet, där kamratsvårigheter är en ofta förekommande problemställning, är mycket vanligt, att både barn och föräldrar ha en benägenhet att exempelvis tillskriva barnets ängslan och osäkerhet i skolan till olämpliga klasskamrater. De framhårdar i tron, att allt skulle bli bättre bara barnet fick byta klass, en åtgärd, som dock ofta visar sig effektlös med fortsatta kamratsvårigheter och ihållande ängslan. Man blir då så småningom mer övertygad om, att kamratsvårigheterna mer beror på barnets egen problematik. Tolkningen av de förnyade svårigheterna i och med klassbytet kan dock vara svår, då klassbytet i sig ofta tillför nya komplikationer för eleven.

Amerikanska forskningar har gjorts på detta område. Bl.a. har Mc Candless (1956) i sina studier av barn i årskurserna 4, 5 och 6 funnit samvariation mellan ängslan och kamratstatus, främst då bland flickor i årskurs 5. Candless anser, att klassatmosfären och lärarna kan påverka detta samspel i hög grad. Horowitz (1962) finner bland barn i samma årskurser, att hög ängslighet tenderar att samvariera med dålig självkänsla och låg sociometrisk status, även om korrelationerna ej är så höga. Kuhlen (1960) har i sin studie av nära 700 pojkar i 14-årsåldern påpekat (sid. 413): "in general children low in social status among their peers reveal in their problem feeling of social insecurity, a senses of isolation, a sensitivity to lack of social skills Feeling of in acceptability constitute a problem, regardless of externaly determined status". Phillips (1960) finner också att mer ängsliga barn i årskurs 7 tenderar att vara mer missnöjda med sig själva

och andra, men att dessa tendenser varierar med intelligens och kön. Han påpekar att ängslighet spelar en mer avgörande roll bland flickorna, som av, som han säger, kulturella skäl har lättare än pojkarna att medge sin ängslan.

Johannesson har i en nyligen publicerad rapport (1967) även behandlat sambandet mellan ängslighet och kamratstatus, resp. självvärdering hos ungdomar i årskurserna 7, 8 och 9. Ängsligheten är då mätt genom ett formulär, där eleverna får bedöma sin grad av ängslighet inför lärarnas krav, i förhållande till kamraterna och inför skolprestationerna. Johannesson finner positiva samband, men framhåller att de är så låga, att de inte kan anses bekräfta antagandet att ängslighetsnivån och kamratstatus, resp. självskattning samvarierar i någon nämnvärd grad i de undersökta klasserna.

I denna undersökning har eleverna fått rangordna varandra på det viset, att den, som de bedömt som säkrast i uppträdandet under lektionerna, fått rangordningsnumret 1, och den, som de ansett blygast och ängsligast, har blivit placerad sist på skalan. Av samma skäl, som angivits ovan, har skattningarna begränsats till årskurserna 6 och 8.

KAP. III. INSAMLING AV DATA

Insamlingen av data gjordes under våren 1965 i Örebro grundskolor i årskurserna 3, 6 och 8. En av de tre undersökningstimmarna utnyttjades till kamrat- och självskattningarna. I bil. 1 presenteras den instruktion och de uppgifter, som eleverna ställdes inför vid dessa skattningar.

Som helhetsintryck efter konfrontationen med eleverna under c:a 4 veckor kvarstår, att de flesta klasserna medverkade över förväntan aktivt och positivt. Några klasser, speciellt i årskurs 8, utstrålade en viss skeptisism och negativism, men det fanns ingen klass, som vägrade helt att medverka. Kanske vågar man generellt anta, att den negativism, man kunde finna bland de äldre barnen inte bara var ett allmänt uttryck för deras oppositionslust, utan även kunde hänga samman med ett med åldern ökat behov av kamratlojalitet. Denna form av kamratbedömningar kunde kanske för vissa elever kännas som ett hot mot denna lojalitet, hur starkt anonymiteten än garanterades.

Vid genomgång av materialet finner man dock sällan tecken, som tyder på, att eleverna slarvat med skattningarna eller missförstått instruktionerna. Vissa generella korrigeringar har gjorts vid vissa återkommande typer av "felskattningar", som t.ex. när en elev även skattat sig själv vid rangordningen av klasskamraterna. I samtliga normalklasser har könen hållits isär vid skattningarna, men i de specialklasser (fem i årskurs 3 och tre i årskurs 6), där flickgruppen varit mindre än 5 har könen slagits ihop.

A. Undersökningspopulationen

Nedanstående tabeller visar antalet medverkande klasser i de olika årskurserna (tab. 1) samt antalet elever i de olika årskurserna (tab. 2), som blivit skattade och antalet elever, som deltagit i skattningarna.

Tabell 1. Antal klasser, deltagande i kamrat- och självskattningar, fördelade på årskurser.

	<u>Normalklasser</u>	<u>Specialklasser</u>
Årskurs 3	42	6
Årskurs 6	32	5
Årskurs 8	<u>43</u>	<u>4</u>
S:a	117	15

Tabell 2. Antal skattade och skattande elever, fördelade på årskurs och kön.

<u>Årskurs 3</u>	<u>Normalklasser</u>			<u>Specialklasser</u>		
	<u>Pojkar</u>	<u>Flickor</u>	<u>S:a</u>	<u>Pojkar</u>	<u>Flickor</u>	<u>S:a</u>
Skattade	475	490	965	42	20	60
Bortfall	27	28	55	1	2	3
Skattande	<u>448</u>	<u>462</u>	<u>910</u>	<u>41</u>	<u>18</u>	<u>59</u>
% deltagare	94	94	94	98	90	95
 <u>Årskurs 6</u>						
Skattade	443	448	891	42	25	67
Bortfall	17	23	40	2	2	4
Skattande	<u>426</u>	<u>425</u>	<u>851</u>	<u>40</u>	<u>23</u>	<u>63</u>
% deltagare	96	95	96	95	92	94
 <u>Årskurs 8</u>						
Skattade	627	628	1255	27	19	46
Bortfall	57	43	100	-	3	3
Skattande	<u>570</u>	<u>585</u>	<u>1155</u>	<u>27</u>	<u>16</u>	<u>43</u>
% deltagare	91	93	92	100	84	93

Det framgår av ovanstående tabell, att deltagarantalet varit stort. Det är endast bland flickorna i specialklasserna i årskurs 8, som representationen varit under 90 %.

Bortfallet uppträder som totalt bortfall endast i samband med bearbetningen av självskattningarna, eftersom en elev trots sin frånvaro vid undersökningstillfället ändå blivit föremål för kamraternas bedömningar.

I den fortsatta framställningen kommer endast normalklassbarnen att behandlas.

B. Skattningsmetoder

Den s. k. totala rangordningen har valts som huvudsakliga metod för kamratskattningarna. Eleverna får därvid rangordna samtliga av sina kamrater och endast utelämna sig själv. Det är endast vid valet av kamrater i variablerna "rast" och "fritid", som vi använt oss av s. k. partiell rangordning, d. v. s. eleverna har endast fått välja och rangordna de tre av sina kamrater, som de helst vill vara tillsammans med på rasten resp. på sin fritid.

Bjerstedt (1956) har i sin omfattande avhandling gjort en jämförande studie av olika sociometriska skattningsmetoder och funnit, att resultaten blir rätt lika. I varje fall blir det aldrig så, att en elev med hög status kommer i lågstatusgruppen med en annan metod. Han påpekar också, att olika metoder med fördel kan användas vid sidan av varandra.

1. Total rangordning

Enligt erfarenheter från tidigare undersökningar är rangordningsmetoden lättillgänglig för barn att använda, när de skall ta ställning till varandra i olika avseenden. Om man använder sig av den totala rangordningen blir övergången till de negativa valen ej så märkbar som om man skulle kräva direkt negativa ställningstaganden, som t. ex. "vilka kamrater vill du inte vara tillsammans med?". Det finns forskare, exempelvis Jennings (1950), Johannesson (1954) och Bjerstedt (1956), som påpekat det positiva tillskottet till en klarare diagnostisering, som negativa val kan utgöra. Andra forskare som t. ex. Bronfenbrenner (1945) har dock klart deklarerat risken med sådana frågor i och med att uppmärksamheten på de missanpassade barnen kan accentueras. Vi har i denna undersökning velat undvika dessa typer av frågor, då det ju i denna första kontakt med ett så stort antal barn varit viktigt, att så mycket som möjligt undvika opposition och misstänksamhet mot projektet och den känsla av olust och obehag, som direkt negativa uttalanden om kamraterna kan medföra. Man får ju ändå genom den totala rangordningen mått på dem, som av de flesta placeras sist på skalan - (även denna placering av sina kamrater syntes för många elever vara svårt att göra) - och som då måste betraktas som relativt aktivt utstötta och isolerade. De elever, som mer möts av allmän likgiltighet bör snarare återfinnas mer i mitten av skalan.

Bjerstedt (1956) påpekar, att vid sidan av den totala rangordningens klara fördelar finns vissa nackdelar. Detta gäller just den ovan nämnda mellangruppen. Han säger (sid. 62): "It has been found, that the placing of the largest part of the subjects - those who belong neither to the top nor to the bottom level - is highly inconsistent". Han fortsätter: "it is possible that in investigation with total ranks, an attempt is made to measure something that does not exist: clearly specified and ordered attitudes toward all the pupil in the class". Denna sistnämnda aspiration har inte heller vi kunnat ha, men i och för sig kan man vid bearbetningarna av de totala rangordningarna endast koncentrera sig på extremerna.

2. Partiell rangordning

Denna metod är enklare och mindre tidskrävande både vid insamlingen och bearbetningen av materialet. Nackdelen med denna skattningsmetod kan vara, att somliga elever tvingas välja fler än de känner sig motiverade till. Andra kan tycka att kravet på att begränsa antalet val utesluter valet av några för dem viktiga kamrater.

Eftersom värdena i variablerna "rast" och "fritid" huvudsakligen står som kompletterande information i bestämningen av elevernas olika grad av popularitet, har vi ansett det rimligt att här använda denna enklare metod.

3. Självskattning

Som självskattningsmetod har vi som ovan nämnts valt en av Magnusson och Johannesson tidigare använd metod, som tycks ha fungerat väl både ur insamlings- och bearbetningssynpunkt. Eleverna får enligt denna metod bedöma sin egen popularitet i jämförelse med kamraternas. Detta blir också en typ av rangordning, genom att de anger vilka kamrater de trots i allmänhet blivit valda före dem själva.

KAP. IV. BEARBETNING AV DATA

Tabell 3 ger en anvisning på de typer av mått och värden, som beräknats i de olika variablerna. De enskilda beräknade värdena förklaras och kommenteras efter tabellen. Gruppmaßen diskuteras i samband med redovisningen av resultaten av dessa första beräkningar. Samtliga värden utom självskattningsvärdena har kodats som underlättande åtgärd för olika extremgruppsanalyser i andra delstudier. Tabellen ger variationsområdet för den kodade variabeln.

Tabell 3. Förteckning över beräknade värden i de olika skattningsvariablerna.

<u>Variabel</u>	<u>Värde</u>	<u>Kod (gränser för extremer)</u>	<u>Årskurs</u>
1. "Klassrum, eget kön".	Rangordningsvärde, M och s. (z-värde)	1 - 3	3, 6, 8.
2. "Klassrum, motsatt kön".	Rangordningsvärde, M och s. (z-värde)	1 - 3	6, 8.
Enskilda mått för varje elev.	3. "Ledig" ("rast" + "fritid"). (eget kön)	Antal erhållna val. 1 - 3 1 - 2	3, 6, 8.
	4. "Motivation". (eget kön)	Rangordningsvärde, M och s. (z-värde)	1 - 3 6, 8.
	5. "Säkerhet". (eget kön)	Rangordningsvärde, M och s. (z-värde)	1 - 3 6, 8.
	6. "Självskattning".	Rangordningsvärde, (z-värde)	3, 6, 8.
	1. Samtliga.	Korrelationskoeff. mellan två testtillfällen.	3, 6. (stickprov)
Gruppmaß för varje könsgrupp i de olika årskurserna.	2. "Klassrum, eget kön", "Klassrum, motsatt kön", "Motivation", "Säkerhet".	Internal-consistencykoeff. för varje klass- och könsgrupp.	3, 6, 8.
	3. "Självskattning".	M och s i varje klass- och könsgrupp.	3, 6, 8.
	4. "Klassrum, eget kön" - "rast" - "fritid".	Korrelationskoeff.	3, 6, 8. (stickprov)
	5. Samtliga.	Korrelationskoeff. mellan de olika skattningsvariablerna.	3, 6, 8.

A. Rangordningsvärden. Transformerings till z-värde

Varje elev har av sina kamrater erhållit ett antal olika rangordningsvärden, som uttrycker var de placerat honom/henne på sin rangordningsskala i de olika variablerna. Ett medelvärde av dessa rangordningsvärden är beräknat för att få ett mått på resp. elevs genomsnittliga ställning i klassen. Likaså är ett spridningsmått beräknat för de skattningar varje enskild elev har erhållit. Det anger hur samstämmiga kamraterna varit i sin bedömning av resp. elev. Innan dessa beräkningar har gjorts har dock värdena i varje rangordning transformerats till standardpoäng - z (enligt en utarbetad tabell för ordinaldata av Fisher o. Yates, 1953, sid. 76), varigenom värden från olika klassstorlekar blir mera jämförbara. En rangordningsplats på 8 innebär inte detsamma i en klass på 15 elever som i en klass på endast 10 elever. Vid transformationen har konstanten 3 lagts till alla z -värden för att undvika att erhålla negativa värden. Detta ger medelvärdet 3 och standardavvikelsen 1.0 i samtliga transformerade fördelningar. En transformation av detta slag eliminerar självfallet inte den grundsvaghet, som karakteriserar ordinaldata, nämligen att det "verkliga" avståndet mellan de olika värdena är okänt och kan vara mycket olika i olika klassers rangordningar.

Även självskattningsvärdena har, för att göra värden från olika klasser jämförbara, transformerats till z -värden. Varje självskattat rangordningsvärde överförs därvid på samma sätt som ovan till ett standardvärde. De självskattningsmått, som analyseras är emellertid ej helt jämförbara med kamratskattningsmättet. Om en klass omfattar t. ex. 15 elever, kommer detta att ge upphov till 15 serier av kamratskattningar, där varje serie innehåller de z -värden, som motsvarar rangerna 1 till 14. Medeltalet av z -värden för en sådan serie kommer av tekniska skäl alltid att vara 3. När man karakteriserar en individ med avseende på kamratstatus utnyttjas alltså samtliga kamraters avgivna z -värden för denna individ. Man använder då medeltal över dessa värden som sammanfattande mått. När man karakteriserar en individ med avseende på självskattning existerar däremot endast ett mått - det som individen själv avgivit. Det är alltså tänkbart, att varje elev skulle kunna placera sig själv sist i självskattningen, och detta skulle leda till genomgående låga z -värden för hela klassen, vilka skulle återspeglas i ett lågt medelvärde. Medelvärdet av självskattningarna i varje klass innehåller således information i motsats till medelvärdet i kamratskattningarna.

B. Antal erhållna val

I variabeln "ledig" anger värdet enbart en summering av antalet val, som resp. elev fått av sina kamrater av eget kön i de två partiella rangordningarna (3 val i varje) i variablerna "rast" och "fritid". Någon vägning har inte gjorts av de olika rangordningssiffrorna, då "avståndet" mellan dem ändå kan vara så olika. Anledningen till att vi ansett det motiverat att slå ihop dessa båda variabler till en enda, skall diskuteras nedan i samband med redovisningen av resultaten. Värdena är heller inte lika beroende av klasstorleken, varför någon transformation inte är gjord.

Dessa data har, som nämnts, till största delen utnyttjats som komplement vid extremgruppsurvalet av elever med olika hög kamratstatus samt vid sambandsanalys, som fallit utanför denna delundersöknings ram.

C. Indelning av materialet i grupper. Fördelningar

I samband med andra delstudier har man velat karakterisera barn som extremt höga, "normala" och extremt låga i de olika variablerna, varför en sådan karakteristik har utarbetats. En beskrivning av barnen i dessa termer har visserligen inte utnyttjats i vår delundersökning, men vi anser ändå att metodiken för ett dylikt extremgruppsurval bör redovisas här.

Besluten av var och hur gränserna skall sättas för vad man skall räkna som mycket högt resp. mycket lågt skattningsvärde, måste i viss mån bli godtyckliga. Beroende på dessa beslutsval får extremgrupperna olika karaktär. Man kan gå till väga på olika sätt från att t.ex. ta ut de tre "bästa" och de tre "sämsta" i varje klass till att fastställa fixa gränser, som ej relateras till klassen. Det senare kan innebära, att man i vissa klasser inte får fram några "extrema" individer, ett tillvägagångssätt, som enligt vår mening har fördelar. Som vi påpekat tidigare bör det ju finnas klasser, där det t.ex. varken finns några speciellt populära eller speciellt impopulära barn, utan där alla barn har positiva kontakter med någon eller några av sina kamrater.

När man väljer ut extremfall kan det finnas anledning att få med endast "verkligt extrema fall". Ett skäl för detta skulle vara, att man kan anta, att effekten av att vara extremfall är särskilt uttalad för mycket extrema individer. Sambanden mellan olika variabler skulle framträda mycket klart i ett material som selegerats på detta sätt. Om man samtidigt vill studera extremfallen i flera variabler kan det emellertid vara en nackdel att ha mycket få fall, eftersom man då kanske ej

får med representanter för olika kombinationer av extremfall. Antag t.ex. att man vill undersöka hur prestation i skolan varierar för individer, som har extremt hög eller låg popularitet och dessutom extremt hög eller låg skolmotivation. Om extremgrupperna gjorts mycket små, kan det visa sig, att man saknar individer med exempelvis kombinationen extremt hög popularitet och hög motivation. Det finns således även skäl att välja någorlunda stora extremgrupper. Man kan då söka en kompromiss, och härvid kan det vara motiverat att sätta gränserna för extremgrupperna så, att dessa grupper blir olika stora för olika variabler.

Om man - som här gjorts - antar, att betydelsen av att vara ett extremfall i popularitetsvariabeln är alldeles särskilt markerad för mycket impopulära resp. mycket populära barn, medan barn, som ändå har några vänner kan antas vara hyggligt anpassade liksom barn med rätt många vänner, finns det skäl, att i denna variabel låta extremgrupperna vara små. Detta jämfört med andra variabels extremgrupper, om man beträffande dessa variabler ej har samma skäl att anta, att effekten blir uttalad endast för de extremaste individerna. Vi har antagit, att detta gällt variablerna "motivation", "säkerhet" och "klassrum, motsatt kön". Den metod, som utnyttjats, har också inneburit, att man fått mindre extremgrupper i variablerna "klassrum, eget kön" och "ledig" än i de övriga.

Beträffande de variabler, som baseras på totala rangordningar och som uttrycks som medeltal av z-värden, har gränserna satts vid 2.5 resp. 3.5, vilket innebär, att varje elev, som har ett rangordningsvärde under 2.5 anses höra till den s.k. "nedre extremgruppen" och får kodsiffran 3. Elever med ett värde över 3.5 anses höra till den s.k. "övre extremgruppen" och får kodsiffran 1. Gränserna är då i det närmaste $M - s$ och $M + s$ (där s är 1 spridning bland medeltal över skattningar, som givits av olika elever). Däremellan ligger den s.k. "normalgruppen", som kodas med siffran 2. Vi har på bilagorna 3-6 angivit hur stor procent av eleverna, som faller inom de olika grupperna. Härav framgår, att extremgrupperna, valda på detta sätt, omfattar mellan 10 till 30 procent av eleverna. För variabeln "klassrum, eget kön" omfattar extremgrupperna förhållandevis få elever - mellan 10 till 17 procent - för de övriga variablerna omfattar de mellan 20 till 30 procent.

Mellangruppen kan misstänkas bli heterogen i popularitetsvariabeln. Denna grupp blir egentligen den mest diffusa och anses också vara den grupp, som visar upp minst stabila värden. Gruppen ut-

görs säkerligen av elever, som kan betraktas som genomsnittligt accepterade av de flesta av sina kamrater, men även av andra som är mötta av stor likgiltighet och som egentligen utgör en annan typ av "negativ extremgrupp" än den, som bildas av de mer aktivt utstötta. Jennings (1950) berör i sin avhandling "Leadership and Isolation" dessa två grupper av "neglected" och "isolated" och menar, att man bör skilja på dessa olika typer av barn. Han beskriver "the neglected" som ofta osjälvständig, tillbakadragen, opersonlig och "the isolated" mer som aktivt utagerande, klistrig, gåpåig och hävdande. Dessa olika typer av kamratstörda barn skulle kräva en specialstudie.

I fördelningen av antalet erhållna val har gränssättningen för extremgrupperna gjorts enligt ett annat system. Vi har därvid använt oss av en av Bronfenbrenner (1945) utarbetad statistisk metod, som senare även använts av andra forskare i sociometriska undersökningar (exempelvis Gottheil, 1952 och Gronlund, 1959). Bronfenbrenner har med utgångspunkt från sannolikhetsteoretiska beräkningar utarbetat "a fixed frame of reference", varvid han i tabellform presenterar "critical sociometric status scores" för olika antal tillåtna val vid 1-3 olika valkriterier. Man kan här finna s. k. förväntade värden och en övre och undre gräns, utanför vilka extremindividerna skulle falla, om bedömningarna hade skett helt "på måfå". Dessa värden gäller approximativt för alla grupper från 10 upp till 50 individer, varför vi även här kan jämföra värden från olika klasstorlekar. Detta kods-system har även använts för grupper som är mindre än 10, även om systemet då blir något mindre tillämpligt. I denna undersökning har individer, som fått 11 val eller flera i den sammanslagna variabeln "ledig" räknats till den "övre extremgruppen" och fått kodsiffran 1. Elever, som fått 1 eller 0 val, har räknats till den "nedre extremgruppen" och fått kodsiffran 3. Däremellan faller "normalgruppen" med kodsiffran 2. Som framgår av fördelningen i bil. 2 omfattar extremgrupperna i detta fall mellan 6 till 13 procent av eleverna.

Framhållas bör att denna metod även har blivit utsatt av kritik av exempelvis Thompson (1951), som framhåller (sid. 14): "the procedure of identifying stars and neglectees is basically a psychological problem ... the concept of star probably carries quite a different meaning in an extremely 'cohesive' social group than in a 'loosely-knit' social grouping". Thompson menar därför vidare, att man aldrig kan tala om en individ med högt resp. lågt kamratstatus utan att relatera det till en bestämd social struktur. "In other words there appears to be no general index of social acceptability for a particular individual

in the sense that an intelligent quotient may be general". Denna metodkritik kan naturligtvis ha giltighet även beträffande den andra metoden för extremgruppsuttagande.

Som framgår av tabell 3 har vi i denna variabel en ytterligare kodning av eleverna i två grupper. Denna kod anger om eleverna faller över (1) eller under (2) medianen i resp. klass- och könsgрупп. Denna gruppindelning har gjorts för att möjliggöra vissa enklare korrelationsberäkningar.

KAP. V. TILLFÖRLITLIGHETEN I SOCIOMETRISKA DATA

Man kan studera tillförlitligheten i sociometriska data ur olika aspekter, bl. a. med avseende på stabiliteten över tidsintervaller och överensstämmelsen hos skattarna i deras rangordningar av kamraterna. Båda fenomenen har varit föremål för många studier och undersökningar.

A. Stabilitet

Att barn och ungdomar kan växla snabbt i sin inställning till varandra, och att det ibland kan vara tillfälligheter, som avgör hur de vid en bestämd tidpunkt uttrycker sina preferenser, är ett välkänt faktum. Detta måste naturligtvis betraktas som en faktor vid sociometriska undersökningar av elevers kamratstatus, om man vill lägga diagnostisk och prognostisk vikt vid de erhållna värdena.

Bjerstedt (1956, sid. 127-134) har behandlat frågan om "spurious stability and instability", och menar, att det ofta kan vara oriktigt att betrakta stabiliteten av sociometriska mätningar som tecken på testets grad av tillförlitlighet. Han anser, att man i detta sammanhang inte bör använda begreppet test-retest reliabilitet i vanlig mening. Olika grad av stabilitet kan ju vara ett mått på hur själva beteendet har förändrats - ett fenomen som enligt Ekmans (1947) terminologi kallas konstans - och låga test-retest koefficienter behöver inte misskreditera själva testmetoden. Mycket höga test-retest koefficienter kan å andra sidan ge uttryck för en "spurious stability". Forskare som exempelvis Pepinsky (1949), Mouton (1955) och Lindzey (1956) framhåller t. o. m. önskvärdheten av att inte få alltför höga test-retest koefficienter, då detta i stället kan vara tecken på att testet inte varit ett tillräckligt känsligt mätinstrument av reella fluktuationer. Bjerstedt betonar dock (sid. 129): "even though it is recognized that a low coefficient of retest stability above all reflects 'real' changes of 'pure preferential orientations' (and hence may indicate good 'validity'), nevertheless an assessment of stability is of the utmost importance, since the utility of one measure for predictive purposes is lessened to an important degree, of the behaviour studied is highly instable from day to day".

Stabiliteten i mätningarna blir naturligtvis - och detta gäller inte bara de sociometriska metoderna - även beroende på tidsintervallet mellan de olika mättillfällena. Man kan med avseende på detta

vänta sig mer eller mindre stora förändringar hos individen och gruppstrukturen. Johannesson (1954, sid. 63) har pekat på olika undersökningsresultat, som visar avtagande test-retest koefficienter alltefter som tidsintervallet ökar. Sells och Roff tycker sig dock vid sina undersökningar få stöd för åsikten att stabiliteten är relativt hög, även vid så långa tidsintervaller som fyra år. Många forskare, bl. a. Gronlund (1955) och Ausubel (1955) betonar, att stabiliteten främst kan anses gälla extremgrupperna. Den senare säger t. ex. (sid. 79): "sociometric status of high status persons is probable more stable and undergoes fewer and less drastic fluctuations than the corresponding status positions of members of other status groups". Andra som t. ex. Witryol (1953), Mouton (1955) och Stensaasen (1962) framhåller, att man kan vänta sig högre test-retest koefficienter bland barn i högre åldrar, eftersom deras val då ofta är bättre underbyggda av långvarigare kännedom om varandra.

Vi kunde inte göra vår test-retestundersökning särskilt omfattande, eftersom det var förenat med många organisatoriska svårigheter att få tillträde till klasserna på nytt. Vi valde slumpmässigt ut tio klasser i årskurs 3 (114 pojkar och 126 flickor) och åtta klasser i årskurs 6 (106 pojkar och 89 flickor), som utsattes för exakt samma uppgifter som vid första testtillfället. Årskurs 8 uteslöt vi helt vid omtestningen, då proceduren skulle bli alltför tidskrävande, och då vi också, stödda av vissa erfarenheter, utgick ifrån att årskurs 8 skulle vara ganska svår att få att samarbeta vid ett andra testtillfälle. Tidsintervallet mellan de båda mättillfällena var c:a två och en halv månad.

Tabell 4 ger resultaten uttryckta i korrelationskoefficienter (produktmomentkorrelationer) i de olika variablerna mellan de båda testtillfällena. Dessa korrelationer ger alltså en uppfattning om interindividuell stabilitet i elevernas sociometriska status och uttrycker sambandet mellan erhållna genomsnittsvärden av de olika rangordningarna. De ger däremot inte något mått på överensstämmelsen i varje elevs avgivna skattningar. Om varje elev avger liknande skattningar vid bägge tillfällena kommer detta naturligtvis att leda till hög korrelation, men det är ej ett nödvändigt villkor för att erhålla en sådan korrelation. När det gäller självskattningarna kommer på ett liknande sätt en hög korrelation att uppträda, om varje elev placerar sig själv och sina kamrater på ungefär samma plats vid de två tillfällena. En hög korrelation kräver dock ej, att det är samma kamrater, som placeras före resp. efter eleven själv.

Tabell 4. Sambanden i kamrat- och självskattningar mellan två olika testtillfällen.

<u>Variabel</u>	<u>Årskurs 3</u>		<u>Årskurs 6</u>	
	<u>Pojkar</u> (N=114)	<u>Flickor</u> (N=126)	<u>Pojkar</u> (N=106)	<u>Flickor</u> (N=89)
"Ledig"	0.74	0.79	0.73	0.53
"Klassrum, eget kön"	0.86	0.84	0.83	0.84
"Klassrum, motsatt kön"			0.88	0.84
"Motivation"			0.95	0.96
"Säkerhet"			0.85	0.92
"Självskattning"	0.57	0.45	0.62	0.40

Samtliga korrelationer kan ändå betraktas som relativt höga, men talar för, att en icke obetydlig variation i valen och framför allt i självskattningarna skulle öka med högre ålder fann vi inte något belegg för. Snarare pekar ju det lägre sambandet i variabeln "ledig" hos flickor i årskurs 6 på motsatsen. Som väntat visar sig skattningarna i variablerna "motivation" och "säkerhet" vara de mest stabila. Det finns anledning att anta, att både elevernas grad av skolmotivation och deras säkerhet, resp. blyghet i uppträdandet, inte förändras avsevärt under en termin. Det finns vidare anledning att tro, att kamraterna bedömer dessa egenskaper hos kamraterna någorlunda enhetligt, i varje fall när det gäller de extremare individerna.

De lägsta korrelationerna mellan de båda testtillfällena återfinns i självskattningarna, ett resultat, som överensstämmer rätt väl med Johannessons (1967). Detta är ett genomgående drag för båda årskurserna i båda könen. Detta kan vara naturligt med hänsyn till flera faktorer. Dels kan det vara svårare att bedöma hur man själv ligger, och det kan vara förenat med större obehag och hämmande impulser att göra en sådan bedömning. Härtill kommer att självskattningarna grundar sig på ett enda värde, medan kamratskattningarna utgör medeltal av många värden. Vidare är självskattningen nog mer influerat av tillfälliga strömningar i klassatmosfären och av elevernas aktuella upplevelser, Här kan anföras att Magnusson i en tidigare undersökning (1960) studerat konsekvensen i elevernas självskattningar, om man sammanställer dem med kamraternas skattningar. Han fann därvid överensstämmelsen så pass stor, att det inte fanns - och detta kan kanske även gälla vår undersökning - anledning misstänka "brist på samvetsgrannhet och eftertanke" i någon av skattningarna.

B. Överensstämmelse i elevernas skattningar

Två elever i en klass kan få samma genomsnittliga rangordningsvärde, men deras sociala position i klassen kan ändå se annorlunda ut. Den ene kan vara placerad mycket högt på skalan av vissa av sina kamrater, mycket lågt av andra, medan den andre kan vara placerad i mitten på skalan av de flesta. Det blir i viss mån en subjektiv avvägningsfråga om någon, och i så fall vem av dem, som skall anses ha en högre kamratstatus än den andre. Mycket talar väl ändå för, att det är gynnsammare för den sociala anpassningen, att det finns någon eller några, som tycker mycket bra om en, trots att man kan vara riktigt illa omtyckt av andra, mot att man möter en relativt neutral och likgiltig inställning från alla. För att få ett extremt högt eller lågt genomsnittsvärde fordras det dock att de flesta kamraterna är i ganska hög grad överens i sina rangordningar.

Även i detta sammanhang framhåller Bjerstedt (1956) att ett internal-consistency mått inte bör ligga till grund för mer allmänna slutsatser om "reliabilitet". Han säger (sid. 128): "Although results from this procedure may be interesting per se (and rather high coefficients have normally been found), nevertheless such a measure (showing how consistently an individual reacts to others or how consistently others react to the individual) cannot be used for more general conclusions about "reliability", since i high degree of consistency is not necessarily expected."

Man kan genom att studera det enskilda spridningsvärdet i varje elevs erhållna rangordningsvärden få ett mått på kamraternas grad av överensstämmelse i skattningarna, när det gäller just den enskilde eleven. Sedan kan man dessutom räkna ut ett mått för hela gruppen, ett mått, som uttrycker den genomsnittliga överensstämmelsen i elevernas skattningar av varandra. Vi har beräknat båda måtten, men uppehåller oss härvid endast vid det senare.

Det genomsnittliga "internal-consistency måttet" för hela klassen kan beräknas med olika statistiska metoder. Här har valts en beräkningsmetod utarbetad av Kendall (1948, kap. 6). Kendall utnyttjar ett mått - konkordanskoefficienten - som är nära besläktad med Spearman's rho, tagen i medeltal över samtliga par av rangordningar, som kan erhållas om m bedömare skattar n individer. Om "rho_{av}" betecknar ett sådant medeltal, råder följande relation mellan konkordanskoefficienten W och rho_{av}:

$$\text{rho}_{av} = \frac{mW - 1}{m - 1} \quad \text{varför } W = \text{rho}_{av} + \frac{1}{m} (1 - \text{rho}_{av})$$

W är således något större än rho_{av}. (Kendall, sid. 81).

Formeln för beräkning av konkordanskoefficienten enligt denna metod är

$$W = \frac{12 S}{m^2(n^3 - 1)}$$

S = summan av kvadraterna på varje enskilt medelvärdes avvikelser från gruppmedelvärdet.

m = antalet bedömare

n = antalet bedömda

Den erhållna konkordanskoefficienten kan sedan approximativt signifikansprövas enligt formeln

$$X^2 = m(n - 1)W \quad (n - 1) \text{ frihetsgrader}$$

där sannolikheten under nollhypotesen för att erhålla olika χ^2 -värden kan studeras i tabell (t. ex. Siegel, 1956, tabell C).

När vi använder konkordanskoefficienten i denna undersökning är situationen något annorlunda än standardsituationen så till vida, att bedömare och bedömda i regel är samma personer, samt att bedömaren ej tar med sig själv vid rangordningen. Härigenom uppstår ett partiellt bortfall i rangordningsmatriserna. Om man beräknar W utan att ta hänsyn till detta tenderar man få för litet värde på konkordanskoefficienten och därför att underskatta överensstämmelsen. Detta gäller ej variabeln "klassrum, motsatt kön", som av detta skäl ej är helt jämförbar med de övriga koefficienterna, som nedan presenteras i tabell 5.

Tabell 5. Inre överensstämmelse mellan elevernas rangordningar i de olika skattningsvariablerna. Kendalls konkordanskoefficient.

Variabel	<u>Årskurs 3</u>		<u>Årskurs 6</u>		<u>Årskurs 8</u>	
	Pojkar	Flickor	Pojkar	Flickor	Pojkar	Flickor
"Klassrum, eget kön	0.289	0.263	0.251	0.288	0.248	0.223
"Klassrum, motsatt kön"			0.568	0.520	0.438	0.484
"Motivation"			0.589	0.642	0.668	0.663
"Säkerhet"			0.496	0.548	0.437	0.523
Samtliga koefficienter är mycket starkt signifikant skilda från noll.						

Som framgår ovan och som också var väntat, är överensstämmelsen minst, när det gäller popularitetsvariabeln "klassrum, eget kön". Här fungerar ju mycket mer hela det sociometriska mönstret, där de flesta barn avger relativt olika rangordningar. Då det gäller "motivation" och "säkerhet" är eleverna mer överens i sina bedömningar. Säkerligen är det i de flesta klasser ganska klart för de flesta eleverna, vilka av kamraterna, som lägger ner stort, resp. litet intresse på skolarbetet. Något svårare är det antagligen för dem att vara överens i sin bedömning om vilka som verkar säkra, resp. blyga.

KAP. VI. RESULTAT AV SAMBANDSBERÄKNINGAR MELLAN DE OLIKA VARIABLERNA

Det finns naturligtvis en viss risk för att det finns elever som, när de rangordnat sina kamrater en gång i ett visst avseende, av ren bekvämlighet, slentrian eller oförstånd rangordnar dem på samma sätt nästa gång, även om kriteriet då är ett helt annat. Den felkälla, som på så sätt kan smyga sig in i skattningarna är omöjlig att komma åt i efterhand, och bidrar alltså till, att korrelationen mellan två variabler kan bli missvisande hög. Samtidigt kan man inte veta, om en total överensstämmelse i en elevs rangordningar av sina kamrater i olika avseenden kan härledas till noggrant övervägda ställningstaganden. Vi har försökt att vid själva insamlingsförfarandet vidtaga åtgärder, som så mycket som möjligt skulle kunna eliminera ovanstående felkälla. Eleverna fick utföra rangordningarna på olika blanketter, och så fort en rangordning var klar skulle namnlistan stoppas in i ett kuvert och ej studeras vid nästa rangordning. Detta gällde dock inte de tre valen till "rast" resp. "fritid", där skattningarna gjordes i två kolumner på samma namnlista, men där det i instruktionen underströks, att man kunde välja olika kamrater till de olika situationerna.

Man kan å andra sidan tänka sig, att det finns andra opåvisbara faktorer, som bidrar till att göra korrelationerna mellan de olika kriterierna för låga. Det kan finnas elever, som av någon slags missriktad ambition eller av någon form av lojalitetskänsla strävar efter att göra rangordningarna mer olika varandra än vad som svarar mot deras egentliga uppfattning om kamraterna. De kan t. ex. av olika skäl undvika att placera samma kamrat sist i de olika rangordningarna, trots att det för dem skulle vara den adekvata placeringen. Kanske kan man våga hoppas på, att nämnda felkällor - och det finns säkerligen andra - har en utjämnande effekt i ett stort material.

A, "Klassrum, eget kön" - "rast" - "fritid"

Som första sambandsanalys vill vi studera i hur hög grad samma elever blir valda i de tre "popularitetskriterierna": klassrum, rast och fritid. Det förefaller ju mycket troligt, att många elever föredrar samma kamrater i de olika situationerna och att våra data skulle bestyrka de tendenser, som t. ex. Bronfenbrenner (1945) finner i sina undersökningar. Han framhåller att (sid. 50): "the data indicate that children, who are accepted on the basis of one criterion are likely

to be accepted on the basis of other criteria as well, particularly when the activities or situations are simultaneous or overlapping". Men han påpekar också, att "there is room for considerable variation and as the members of the group become better acquainted, differentiation on the bases of the activity may become slightly more pronounced. The data leave indeterminate the question of whether older children discriminate more finely on the basis of the criteria than children at lower age levels".

Sambandsberäkningar har gjorts på ett stickprov ur materialet. Varannan klass har tagits ut. Tabell 6 visar sambanden mellan de två variablerna "rast" och "fritid", som redan i den större bearbetningen av skäl, vi framför nedan, slagits ihop till en variabel som vi kallat "ledig".

Tabell 6. Sambandet mellan variablerna "rast" och "fritid", beräknat på ett stickprov.

	<u>Årskurs</u>		
	3 (N=239)	6 (N=219)	8 (N=317)
Pojkar	0.84	0.79	0.75
Flickor	(N=247) 0.87	(N=223) 0.85	(N=298) 0.82

I omedelbar anslutning till denna tabell vill vi presentera tabell 7, som ger koefficienterna för sambanden mellan variabeln "klassrum, eget kön" och de båda variablerna "rast" och "ledig".

Tabell 7. Sambandet mellan variabeln "klassrum, eget kön" och variablerna "rast" och "fritid". (Samma N som i tabell 6).

	<u>Årskurs</u>					
	3		6		8	
	"Rast"	"Fritid"	"Rast"	"Fritid"	"Rast"	"Fritid"
Pojkar	0.77	0.72	0.65	0.66	0.69	0.62
Flickor	0.77	0.78	0.75	0.75	0.70	0.66

Innan vi något försöker tolka korrelationskoefficienterna i de båda tabellerna ovan, kan det vara av intresse att bedöma hur "osäkra" dessa koefficienter är. För grova bedömningar kan man utnyttja sig av att medelfelet för den korrelationskoefficient r över N oberoende,

bivariat normalfördelade observationer är

$$\frac{1 - \rho^2}{\sqrt{N}}$$

där ρ är den sanna korrelationen. (Se t. ex. Mc Nemar, 1954, sid. 145).

För material av den storleksordning vi har här (ex. $N = 219$) och korrelationskoefficienter på exempelvis 0.8 blir detta medelfel då 0.024. Vid jämförelse av två oberoende korrelationskoefficienter r_1 och r_2 skulle skillnadens medelfel därför bli $0.024 \sqrt{2} = 0.034$. Skillnaden mellan de yngsta och de äldsta pojkarna i tabell 6, d. v. s. $0.84 - 0.75 = 0.09$ skulle därför överstiga 2 gånger ett medelfel, som beräknas på detta sätt och därför kunna betraktas som signifikant.

Föreställningen om oberoende observationer, som ligger bakom detta betraktelsesätt kan emellertid ifrågasättas. Om t. ex. ett barn får ovanligt många val till både "rast" och "fritid" kommer konsekvensen att bli, att hans klasskamrater kommer att få dela på färre val. Observationer inom samma klass kan därför inte betraktas som oberoende. En försiktigare signifikansbedömning skulle erhållas, om man utgick från klassen som enhet, varvid man skulle beräkna en korrelationskoefficient för varje variabel och klass och låta dessa observationer utgöra den enskilda observationen i den statistiska analysen. Sådana beräkningar har inte genomförts, utan vi nöjer oss med de grova överläggningar man får vid medfelsberäkning av ovan nämnda typ. Tabellerna ger en antydning om två tendenser:

- 1) De yngre barnen visar större överensstämmelse än de äldre.
- 2) Flickorna visar större överensstämmelse än pojkarna.

Man kan kanske våga spekulera något kring de antydda tendenserna till köns- och åldersskillnader, även om de är små. Ligger det något i den allmänna uppfattningen om att flickor mer än pojkar etablerar intensiva kamratrelationer till någon eller några och är mer beroende av att ha en enda "bästa vän", som de kan vara tillsammans med i **alla** situationer? Är det så att äldre barn mer än yngre väljer olika kamrater för olika ändamål? Vi är tveksamma om svaret på dessa frågor, som aktualiseras även i nästa avsnitt.

Vid de fortsatta beräkningarna har för enkelhets skull variablerna "rast" och "fritid" slagits ihop till en variabel, som vi kallat "ledig". Genom att summera antalet erhållna val i båda variablerna utnyttjar man information från dem båda.

Det hade kunnat vara av intresse att komplettera korrelationsstudierna med undersökningar av linjäriteten hos sambanden. Detta har vi ej genomfört närmast av arbetsekonomiska skäl. Vi har ju heller inte valt att lägga tyngdpunkten på det här slaget av sambandsberäkningar utan snarare på senare studium av sambandet mellan skattningsvariablerna och prestation vid given intelligens.

B. "Klassrum, eget kön" - "ledig"

På hela materialet har vi beräknat sambandet mellan variablerna "klassrum, eget kön" och den hopslagna variabeln "ledig". Tabell 8 ger resultaten av nämnda beräkningar.

Tabell 8. Sambandet mellan variabeln "klassrum, eget kön" och den hopslagna variabeln "ledig".

	<u>Årskurs</u>		
	3	6	8
Pojkar	0.78	0.74	0.68
Flickor	0.76	0.70	0.65

Vi märker här att:

- 1) Korrelationerna är även här högre för de yngre barnen.
- 2) Korrelationerna är något högre för pojkarna, alltså motsatt tendens mot vad som kom fram i tabellerna 6 och 7.

Beträffande storleken av medelfel gäller nu och i fortsättningen, att observationsunderlaget utgörs av samtliga undersökta barn. Antalet N blir därför större här än i samband med tabellerna 6 och 7. Detta gör att medelfelen enligt formel $(1 - \rho^2 / \sqrt{N})$ tenderar att bli mindre. Å andra sidan är korrelationskoefficienterna något mindre här än i tabellerna 6 och 7, och en minskning i ρ har motsatt effekt på medelfelen. Man kan därför räkna med att medelfelet för en enskild korrelationskoefficient är av grovt sett samma storlek som tidigare, d. v. s. 0.024.

Tidigare har vi uppmärksammat, att flickorna uppvisat en högre korrelation mellan "klassrum, eget kön" och de två variablerna "rast" och "fritid" än pojkarna gjort. Nu framträder däremot en högre korrelation för pojkarna än för flickorna, då man studerar den sammanslagna variabeln "ledig" = "rast" + "fritid". Vi har vidare uppmärksammat, att flickorna överensstämmer mer i sina val till "rast" och "fritid" än pojkarna. Detta kan bero på, att flickorna bildar

mindre sociometriska "klickar" än pojkarna. Pojkarna skulle därför kunna behöva flera positioner än de givna tre för att ange sina preferenser, medan tre kan vara tillräckligt för många flickor. Härigenom skulle det kunna inträffa, att en sammanslagning av variablerna "rast" och "fritid" ger ett större informationstillskott om pojkarnas vänkrets än om flickornas. Det skulle kunna förklara, att det blir en starkare korrelation mellan variablerna "ledig" och "klassrum, eget kön" för pojkarna än för flickorna, trots att tendensen är den omvända, när man betraktar variablerna "rast" och "fritid" separat. - En annan förklaring till den observerade motsättningen kan vara att den "beror på slumpen". De observerade skillnaderna mellan könen är ju som framgår små.

Till sist bör nämnas, att man vid tolkningen av korrelationskoefficienterna ovan bör vara uppmärksam på, att variabeldefinitionerna är sådana, att man ej kan vänta sig att korrelationen blir 1, ens om samtliga barn sätter samma kamrater på de tre första platserna i både den totala och den partiella rangordningen. Den totala rangordningen bör rimligtvis innehålla information utöver vad man kan få genom en partiell rangordning, och därför kan de två variablerna ej väntas samvariera fullständigt. För att belysa detta förhållande, har vi beräknat en fiktiv variabel "ledig" för vissa klasser. Variabelvärdena har härvid bestämts under antagandet, att varje elev väljer just de tre barn, som han placerat främst vid kamratskattningen "klassrum, eget kön". Den fiktiva variabeln har korrelerats med klassrumsvariabeln, och detta har gett korrelationskoefficienter, som varierat mellan 0.63 och 0.99. (Sex rangordningsmatriser har studerats och korrelationskoefficienterna blivit 0.63, 0.71, 0.75, 0.83, 0.93 och 0.99).

C. "Klassrum, eget kön" - "klassrum, motsatt kön"

Att det inte alltid är samma egenskaper, som gör en elev populär bland flickor och pojkar, och att dessa båda grupper också har olika uppfattningar om vilka karaktärsdrag, som är viktiga för att bli omtyckt av det motsatta könet, har blivit föremål för en del undersökningar, bl. a. inom den stora skolbarnsundersökningen i Göteborg (UG-65). Vi har inte gjort några jämförelsestudier mellan t. ex. de elever, som skattas mycket högt av det egna könet och de, som skattas mycket högt av det motsatta könet, en studie som kunde vara av intresse. Vi presenterar här korrelationskoefficienter för sambandet över hela materialet.

Tabell 9. Sambandet mellan variablerna "klassrum, eget kön" - "klassrum, motsatt kön".

	<u>Årskurs</u>	
	6	8
Pojkar	0.66	0.58
Flickor	0.57	0.57

I denna tabell märker vi att:

- 1) För pojkarna framträder en lägre korrelation för årskurs 8 än för årskurs 6.
- 2) En större överensstämmelse framträder mellan könens bedömning av pojkarna än av flickorna i årskurs 6.

En tänkbar, men klart spekulativ förklaring till detta skulle kunna vara, att pojkarna - som generellt ändå anses komma upp i puberteten senare än flickorna - först i årskurs 8 har etablerat närmare relationer till flickor, som bidrar till att de kan väcka olika former av sympati- och antipatityttringar från kamrater av det egna och motsatta könet. Flickorna däremot kan redan vid 12-årsåldern splittras i olika typer, där några av de mer mogna och avancerade kan verka lockande på avstånd för pojkarna, medan de kan ses med oblida, för att inte säga avundsjuka ögon av kamraterna av det egna könet. Den tidigare mognaden hos flickorna skulle alltså kunna ses som en förklaring till, att korrelationen blir lägre för flickorna redan i årskurs 6.

Man bör vidare kanske uppmärksamma, att de korrelationer, som framträder i denna tabell är lägre, än vi tidigare träffat på. Härvid bör anmärkas, att korrelationerna tidigare avsett samvariation mellan bedömningar av två kriterier - säg "rast" och "ledig" - som utförts av samma bedömare. Här är det däremot frågan om korrelation mellan bedömningar av samma slag, som utförts av två olika grupper av bedömare, nämligen pojkar och flickor. Det skulle kunna ligga nära till hands att tolka de lägre korrelationskoefficienterna som ett tecken på systematiska skillnader i könens värderingar av olika egenskaper. Låga korrelationer kan emellertid bero på en så banal faktor som att bedömningarna är oenhetliga. Om t. ex. en grupp pojkar delades i två grupper, och man lät pojkarna i den ena gruppen bedöma varandra och pojkarna i den andra gruppen bedöma individerna i den förra gruppen, skulle man kunna få låg korrelation mellan dessa bedömningar redan av det skälet, att pojkarnas bedömning uppvisar

stor spridning. En låg korrelation skulle ej utan vidare kunna tolkas som uttryck för en systematisk skillnad mellan grupperna.

D. "Motivation" - "säkerhet"

Det är inte något överraskande eller speciellt intressant resultat att finna, att det över hela materialet i årskurserna 6 och 8 (vi behandlar hela tiden endast normalklasserna) finns ett relativt högt samband mellan elevernas skattningar i variablerna "motivation" och "säkerhet". Sambandet framgår i nedanstående tabell 10.

Tabell 10. Sambandet mellan variablerna "motivation" och "säkerhet".

	<u>Årskurs</u>	
	6	8
Pojkar	0.84	0.78
Flickor	0.87	0.71

Sambandet är som framgår något mindre i årskurs 8 än i årskurs 6. Om detta hänger samman med de äldre elevernas större förmåga till differentiering och nyansering i sina omdömen, eller att det verkliga sambandet mellan dessa båda personlighetsegenskaper är mindre i högre åldrar, kan man naturligtvis inte yttra sig om, men det förra verkar troligare. Jämförelse med lärarskattningar av samma variabler kommer här att vara av större intresse.

E. "Klassrum, eget och motsatt kön" - "motivation" - "säkerhet"

Vi har även bedömt det vara av ett visst värde, att presentera korrelationerna mellan "popularitetsvariabeln" och "motivation" och "säkerhet".

Tabell 11. Sambandet mellan variablerna "klassrum, eget kön", "klassrum, motsatt kön" och variablerna "motivation" och "säkerhet".

		<u>Årskurs 6</u>		<u>Årskurs 8</u>	
		"Motivation"	"Säkerhet"	"Motivation"	"Säkerhet"
Pojkar	"Klassrum, eget kön"	0.34	0.44	0.36	0.44
	"Klassrum, motsatt kön"	0.35	0.44	0.31	0.46
Flickor	"Klassrum, eget kön"	0.42	0.41	0.25	0.33
	"Klassrum, motsatt kön"	0.34	0.47	0.29	0.45

Kamratstatus både hos det egna och motsatta könet tycks samvariera mer med "säkerhet" än med "motivation". (Undantag gäller härvid för flickorna i årskurs 6, "klassrum, eget kön", där korrelationen är lika stor). Detta kan sägas något återspegla de olika värderingsnormer, som kan finnas bland eleverna, när det gäller att välja kamrater man vill vara tillsammans med, även när det som här berör själva klassrumssituationen. Man kan även tolka det så, att den negativa polen av skalorna, d. v. s. bristande skolmotivation resp. ängslan och blyghet har olika samvariation med popularitet, där ängslan och blyghet kan antas försvåra kontakten med andra mer än dålig skolmotivation. Denna senare egenskap kan ju uppskattas av vissa grupper av barn. Naturligtvis måste man vara klar över, att det kan finnas väsentliga bakomliggande faktorer, som t. ex. begåvningen, som här kan vara mer bestämmande för sambanden.

F. Skattningsvariablernas samband med självskattning

För att få en mer överskådlig bild av olika skattningsvariablers relation till självskattning återger vi här i tabellform samtliga korrelationskoefficienter.

Tabell 12. Sambanden mellan de olika skattningsvariablerna och självskattning.

	Årskurs					
	3		6		8	
	Pojkar	Flickor	Pojkar	Flickor	Pojkar	Flickor
"Klassrum, eget kön"	0.20	0.28	0.39	0.32	0.30	0.17
"Klassrum, motsatt kön"			0.36	0.33	0.21	0.27
"Motivation"			0.09	0.23	0.11	0.03
"Säkerhet"			0.18	0.32	0.19	0.19

Koefficienterna i tabell 12 är låga men utan undantag positiva. Detta tyder på en generell samgång mellan den självvärdering, som kommer till uttryck i de skattningar, som har insamlats, å ena sidan och kamraternas skattningar i vissa avseenden å den andra. Resultaten från en tidigare undersökning (Magnusson, 1964) tyder på att sambanden mellan självskattningar och andra mått visar tendenser till krökta regressioner. Detta innebär, att de erhållna koefficienterna

för linjär korrelationsanalys sannolikt är underskattningar av de samband, som skulle erhållits med en noggrannare analys med hänsynstagande till ev. krökta regressioner.

En annan förklaring till de relativt låga korrelationerna skulle kunna vara det tidigare nämnda normsystem, som pålägger eleverna att bedöma sig själva som "något under genomsnittet", och att denna norm skulle vara gemensam både för populära och impopulära elever, för skolmotiverade och ej skolmotiverade, för säkra och blyga. Johannesson (1967) har inte funnit bekräftelse på att ängsliga elever ger sig själva en låg status vid sin självvärdering, men han har dock funnit samvariation mellan kamratstatus och självvärdering. - Vi har prickat data för en del klasser (fem klasser i varje årskurs), och det framgår där, att ett mycket stort antal elever anser sig vara strax under genomsnittet. Man finner emellertid elever både med hög och med låg självskattning, och dessa tycks förekomma både i den s.k. övre och nedre extremgruppen i samtliga variabler. Att döma av det lilla material, som prickats, så visar även reaktioner hos de elever, som alltså bryter mot nämnda normsystem, lågt samband med de övriga variablerna. Här kommer tydligen andra personlighetsfaktorer med i bilden, som är svåra att kartlägga i denna studie.

1. Självskattningarnas nivå

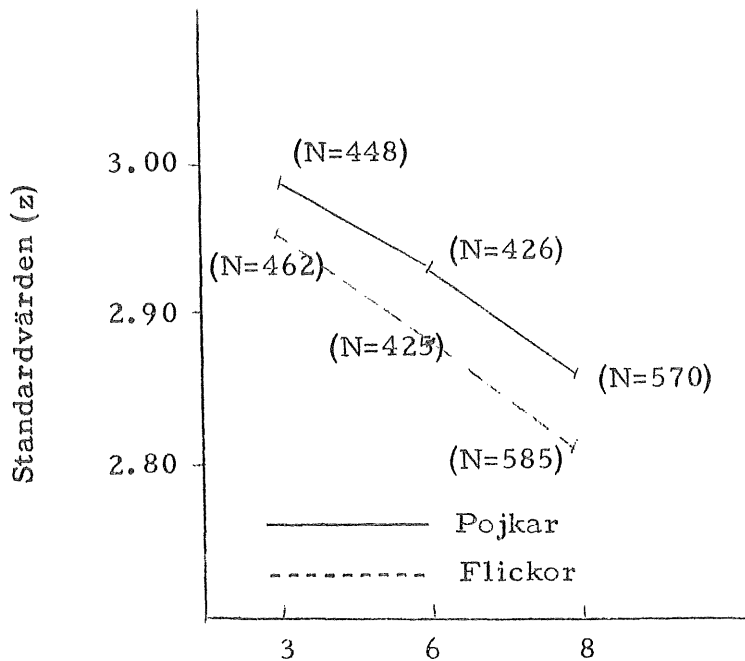
Vi har ovan studerat självskattningarnas samband med de övriga skattningsvariablerna. Det kan i anslutning till detta även vara av intresse att - analogt med andra undersökningar - presentera den genomsnittliga självvärderingsnivån i de olika årskurserna för pojkar och flickor. Tabell 13 ger en uppfattning om de genomsnittliga självskattningsvärdena och deras spridning. Figur 1 återger grafiskt utvecklingskurvorna över de tre olika årskurserna.

Tabell 13. Genomsnittliga självskattningar och spridningar för pojkar och flickor i olika årskurser.

Årskurs	Pojkar		Flickor	
	M	^s M	M	^s M
3	2.99	0.45	2.96	0.34
6	2.93	0.53	2.89	0.48
8	2.86	0.58	2.81	0.57

Vid "korrekt" självskattning skulle genomsnittsvärdet ligga på 3.

Figur 1. Grafisk återgivning av genomsnittliga självskattningar för pojkar och flickor i olika årskurser.



Magnussons (1962) och Johannessons (1967) undersökningar om elevers självvärdering och deras studier av bl.a. köns- och åldersskillnader kan vara ett intressant jämförelsematerial. Exakt samma självskattningsmetod har använts vid samtliga undersökningar, och självvärderingsmättet anger alltså, hur eleverna tror sig vara bedömda av sina kamrater av det egna könet, när det gäller "klassrumssituationen". Våra resultat tycks peka mot samma tendenser som ovan nämnda undersökningar, nämligen att både pojkar och flickor tycks underskatta sig själva, och att detta gäller i ännu högre grad för flickorna. Det framgår vidare, att de båda köns utvecklingskurvor - som följer varandra mycket väl - har en sjunkande tendens med stigande ålder. På en punkt är resultatet här ett annat än Magnussons, hos vilken kurvan steg från 10-årsåldern till 14-årsåldern och först därefter sjönk.

Våra värden kan ses i belysning av det ofta framhållna antagandet, att trycket från gruppens normer är starkare för ungdomar än för mindre barn, och att bland dessa normer uppfattningen gäller, att man inte skall fälla positiva omdömen om sig själv. Man kan även misstänka, att detta normtryck är ännu mer uttalat för flickornas del. Kanske finns hos flickorna alltså i vår kultur även en djupare liggande osäkerhets- och underlägsenhetskänsla, som präglar deras självvärdering.

KAP. VII. SAMMANFATTNING AV SAMBANDSANALYSERNA

Gjorda sambandsanalyser har avsett att i stora drag belysa de olika skattningsvariablerna, som rört popularitet, självvärdering, skolmotivation och säkerhet och studera dessa variablers relation till varandra.

I huvudsak har resultaten gett en antydning om nedanstående tendenser:

1) Det finns en positiv samvariation mellan samtliga skattningsvariabler;

2) De yngre barnen visar större överensstämmelse än de äldre i sina val till de tre olika valsituationerna klassrummet, rasten och fritiden;

3) Flickorna visar högre samband än pojkarna mellan variablerna "klassrum, eget kön" - "rast" - "fritid". Pojkarna visar däremot något högre samband mellan den förstnämnda variabeln och den hopslagna variabeln "ledig" ("rast" + "fritid");

4) Pojkarna har en lägre korrelation mellan val från det egna och från det motsatta könet i "klassrumsvariabeln" i årskurs 8 än i årskurs 6. I årskurs 6 är det större överensstämmelse för pojkarna än för flickorna mellan dessa båda typer av val;

5) Samvariationen mellan variablerna "motivation" och "säkerhet" är mindre i årskurs 8 än i årskurs 6;

6) Kamratstatus hos både det egna och det motsatta könet tycks samvariera något mer med variabeln "säkerhet" än med variabeln "motivation";

7) Självskattningen samvarierar mer med "klassrumsvariablerna" än med variablerna "motivation" och "säkerhet", där korrelationerna är relativt låga;

8) Självskattningsnivån är för samtliga årskurser och då speciellt för flickorna under genomsnittsnivån. Självvärderingen sjunker med stigande ålder.

I följande avsnitt vill vi nu belysa hur dessa skattningsvariabler samvarierar med skolprestationen.

KAP. VIII. STUDIE AV SAMBANDET MELLAN KAMRATSKATT- NINGSVARIABLERNÄ OCH SKOLPRESTATION

A. Problemställning

Då en av huvudmålsättningarna för hela Örebroprojektet är att få ett ökat grepp om faktorer, som kan tänkas sammanhänga med, att vissa elevers skolprestationer ligger över resp. under vad som är genomsnittligt för deras intelligensnivå - ett förhållande, som kan betraktas som en form av bristande anpassning till skolan - har en stor del av bearbetningarna av kamrat- och självskattningarna koncentrerats till att studera, hur dessa skattningsvariabler samvarierar med prestationsdata. Magnusson (1964) har gjort mycket analoga undersökningar, som därför haft betydelse för problemställningen och uppläggningsen av denna studie. Han har i sin undersökning av "anpassning och prestation" bland elever i årskurs 6, bl. a. just sammanställt kamrat- och självskattningar med s. k. "över- och underprestation". Sambandsanalyser har därvid gjorts med en något annorlunda statistisk metodik. Resultaten stöder därvid hypotesen om ett linjärt, systematiskt samband - om dock ej så betydande - mellan kamratstatus och "över- och underprestation". Likaså konstaterar Magnusson ett systematiskt linjärt samband mellan självskattning och "över- och underprestation" hos pojkarna, men inte hos flickorna. Vi får anledning att något mer gå in på dessa resultat i samband med presentationen av våra egna resultat.

Vårt huvudintresse har varit att i första hand belysa och diskutera "popularitetsvariabelns" betydelse, då vi betraktar den som den centrala i vår del av screeningsundersökningen, och då den dessutom fått stå som urvalskriterium för intensivundersökningen. I denna variabel innefattar vi enbart den tidigare presenterade "klassrumsvariabeln" (eget och motsatt kön), som vi i den fortsatta framställningen för enkelhets skull kallar för popularitet. Vi kommer dock även att presentera och diskutera resultaten av sambandsberäkningarna med de övriga skattningsvariablerna.

När det är fråga om att studera samband mellan ett så komplext och mångtydigt begrepp som popularitet och det i vår undersökning mer entydiga begreppet skolprestation - definierat genom poäng i standardprov i svenska och matematik - infinner sig omedelbart problemställningen vilka faktorer, som bör hållas under kontroll. Man kan närma sig problemställningen på olika sätt från den enklaste

modellen, där enbart två variabler sätts i relation till varandra, till mer komplicerade modeller, där man inbegriper och konstanthåller en mängd faktorer i analysen. I det första fallet kan det bli stora tolkningsvårigheter, i det senare fallet kan man förlora i överskådlighet. Vanligast är väl, att man försöker gå en medelväg, där man konstanthåller ett fåtal faktorer, som man tror är väsentliga i sammanhanget, och som också är relativt lätta att mäta, och att man sedan i sina tolkningar hela tiden är medveten om, att det kan finnas andra bakomliggande faktorer, som kan ha påverkat sambandet. Dessa senare faktorer kan man sedan söka närma sig i mer ingående studier. Vi har i denna undersökning valt att hålla intelligensnivån och socialgruppstillhörigheten under kontroll och stöder oss därvid delvis på tidigare undersökningar, som påpekat klara samband mellan dessa båda faktorer och kamratstatus. Vi vill här nedan i korthet presentera några av dessa.

B. Tidigare undersökningar

a. När det gäller sambandet mellan kamratstatus och intelligens finns åtskilliga undersökningar gjorda, där de flesta talar för en ganska betydande samvariation. Det finns dock även andra forskare, som framhåller, att sambandet är av underordnad betydelse. Bland de senare märks Jennings (1950) som i sin bok "Leadership and Isolation" presenterar sociometriska undersökningar bland ungdomar i åldern 12 - 18 år, hos vilka han inte finner någon signifikant korrelation mellan social status och intelligens. Dock påpekar han, att man inte kan finna ledartyperna bland de minst begåvade. Ej heller Gronlund (1959) finner anledning att tala om någon direkt relation mellan kamratstatus och intelligens, men säger (sid. 190): "this does not imply, however, that intelligence is not an important factor in sociometric choosing. When pupils with extremely low and extremely high intelligence are compared distinct differences in sociometric status may be noted". Han säger vidare (sid. 192): "Low intelligence may interfere with acceptance by peers, but high intelligence is not a sufficient condition for high peer acceptance. Other qualities and characteristics must also be present. This probably account for the relatively low correlation coefficients reported between intelligence and sociometric status where an entire group has been considered". Sells (1967) betraktar Jennings undersökningsresultat som undantag och vill i stället anföra att de flesta andra undersökningar av liknande slag ger korrelationer på omkring 0.30 - 0.40, korrelationer som kan betraktas som höga.

Sells och Roff pekar i sina undersökningar av c:a 30.000 barn i åldern 9-12 år på signifikanta samband "of sociometric choice status to intelligence". Av andra forskare, som visar samma tendenser kan nämnas Thorpe (1955), Lindzey (1956) och Gallagher (1958). Den sistnämnde har gjort en undersökning bland 355 barn i årskurserna 2-5 och därvid kommit fram till att (sid. 227): "pupils with higher levels of intellectual ability tended to receive more friendship choices than those with lower levels of ability, and that this trend is fairly consistent through grades II-V". Andra forskare som t.ex. Bonney (1944) framhåller (sid. 33): "there is no doubt about the intellectual superiority of the most popular children as a group over the least popular The correlations coefficients certainly are not high enough to permit of accurate predictions from one measurement to the other. Obviously there must be many exceptions to the generally positive trend shown by the coefficients". Gruppens värderingsnormer, som i sin tur bestäms av många faktorer i samhället kommer naturligtvis med som en ganska avgörande faktor i detta avseende. De flesta sociometriska undersökningarna är ju gjorda i Amerika, där prestations- och begåvningskravet på individerna är ett känt faktum. Men även i Sverige gäller nog dessa normer i ganska hög grad.

Svenska forskare som Bjerstedt (1956) och Johannesson (1954, 1962 och 1967) har båda pekat på intelligensens betydelse för möjligheten att vinna hög kamratstatus. Bjerstedt framhåller ett markant lägre samband mellan intelligens, betyg och sociometrisk status i årskurserna 6 - 8 än i årskurserna 3 - 5 och menar, att andra värderingsnormer än de intellektuella gäller ju högre upp i åldrarna eleverna kommer. Johannesson framhåller även, att det är viktigt att uppmärksamma den olika relation begåvningen kan ha till kamratstatus, beroende på i vilket avseende populariteten bedöms. När det gäller den egna värderingen av populariteten finner Johannesson i sin sista rapport (1967) inget positivt samband med intelligensnivån hos elever i årskurserna 7 - 9.

b. Ett flertal undersökningar föreligger, som ställer kamratanpassningen i relation till föräldrarnas sociala situation, deras yrkesposition, ekonomiska ställning, uppfostringsattityd och allmänna socialitet. Forskare som Bonney (1944), Lindzey (1956), Gallagher (1958) och Gronlund (1959) framhåller betydelsen av familjens socioekonomiska ställning för barnens kamratstatus. Sells och Roff (1967) har i sitt stora material funnit en allmän positiv samvariation mellan kamratstatus och familjens socioekonomiska situation. De har även gjort

en intensivstudie bland 685 barn och anser sig därvid finna stöd för följande slutsatser (sid. 326): 1) "parents with poor education and of low socioeconomic status tend to provide their children with home environments that abound in obstacles to effective adjustment and which result in low self esteem and attitudes of hostility toward them and the environment. 2) Such parents have little opportunity to learn enlightened practices of child rearing and their behaviors toward their children actually provide guidance in self-depreciation and hostility toward others. 3) Peer rejection is the reaction of peers to the backgrounds and personalities of disadvantaged children who appear poor, act hostile, and hold themselves in as low esteem as they are accorded by their classmates". Det är möjligt, att den socioekonomiska är av större betydelse i det amerikanska samhället än i vårt, där man ändå strävar efter inkomstutjämning och i varje fall efter att den ekonomiska faktorn inte skall återverka på möjligheter till skolutbildning. Samtidigt kan man inte komma ifrån att även i vårt land familjens sociala position på ett mer eller mindre direkt plan ger barn olika utgångslägen för att smälta in i samhället och skapa positiva relationer till andra människor. Här kan nämnas, att Johannesson (1964) i sina undersökningar av barn i 10-11 årsåldern i skånska städer inte funnit något generellt samband mellan kamratstatus och den ekonomiska faktorn utom för några klasser från den högre inkomstgruppen.

c. Beträffande sambandet mellan kamratstatus och skolprestation - som exempelvis mätts med skolbetyg - finner man en del undersökningar, som talar för en positiv relation. Ibland kan det stå något oklart, om intelligensen därvid varit en konstanthållen faktor. Så påpekar t. ex. Porterfield (1961) signifikanta korrelationer mellan läsförmåga och kamratstatus hos 981 elever i årskurs 6 med högre samband hos elever med högre socioekonomisk nivå. Kuhlen (1952) har i sin studie av 230 elever i årskurs 6 och 9 funnit samband mellan popularitet och senare förmåga att klara kunskapskraven i high-school. Vidare framhåller Northway (1944) i sin undersökning av s. k. "outsiders" i årskurserna 5 och 6 att "those children whose rank in achievement in school subjects was above their rank in mental age were found to have significantly higher acceptability scores". Grossman och Wrighter (1948) har också undersökt barn i årskurs 6 och funnit att de, som hade hög sociometrisk status hade signifikant högre poäng på standardiserat läs-test än de barn, som hade låg sociometrisk status. Gronlund (1959) menar att man kan lägga samma synpunk-

ter på relationen mellan kamratstatus och skolprestation som mellan kamratstatus och intelligens. Han säger t. ex. (sid. 194): "the relationship between sociometric status and achievement tends to follow the patterns reported for intelligence. It seems likely that achievement is related to social acceptance up to a point. Beyond that, other factors determine whether or not an individual is highly accepted by his peers".

Johannesson har i sina tidigare undersökningar (1954) fått resultat, som han tolkar sålunda (sid. 296): "en social värdering efter kunskapsfaktorer är starkast framträdande inom den högsta betygsgruppen vid alla sociometriska val och förefinnes hos de båda mellangrupperna endast vid val av arbetskamrater". I sina senaste undersökningar (1967) finner han, att elever i årskurserna 7 och 8, som valt tyska som tillvalsämne får signifikant högre kamratskattningsvärden än de elever, som valt praktiska tillvalsämnena. De förra avger även högre självskattningsvärden än de senare. Johannesson framhåller, att dessa resultat kan ses som ett uttryck för den dominerande roll som intellektuella värderingar alltså spelar bland skolbarn.

I övrigt kan här hänvisas till Magnussons rapport (1964), där han presenterat ett fåtal svenska undersökningar (Dureman, Ahnmé och Svensson), som ställt s. k. "över- och underprestation" i relation till andra anpassningsvariabler, och som delvis beroende av något olika undersökningsmetoder kommit till divergerande slutsatser.

C. Variabler, som ingår i undersökningen

I vår delstudie av kamrat- och självskattningarnas relation till skolprestationen ingår alltså de förstnämnda variablerna som oberoende variabler, intelligens och socialgruppstillhörighet, som hålls under kontroll och prestation som beroende variabel. Då kamrat- och självskattningsvariablerna redan är behandlade i det tidigare avsnittet, följer här endast en kort beskrivning av de övriga variablerna, varefter vi i tabell 14 presenterar medelvärden, spridning och variationsområde i de olika variablerna. Som bakgrund vid tolkningen av regressionsmodellen nedan är det nämligen av intresse att känna till dessa olika värden för de ingående variablerna.

Intelligensdata

Intelligensdata grundar sig på elevernas resultat i DBA-test, vari ingår sex deltest (Likheter, Motsatser, Bokstavsgrupper, Figurerier, Klossar och Plåtvikning). De erhållna råpoängen hos varje elev har transformerats till staninepoäng och för varje elev har beräk-

nats ett sammanfattande intelligensvärde. Det är detta sistnämnda transformerade staninevärde, som vi använt oss av i de aktuella beräkningarna. (För en utförligare redovisning av fördelningar m.m. hänvisas till huvudrapport V).

Prestationsdata

Måttet på prestation grundar sig på resultaten i standardproven i svenska och matematik. Dessa data presenteras endast i form av råpoäng, och för varje elev har en summapoäng för de två standardproven beräknats. Denna summapoäng utgör vårt mått på prestation. (Se vidare huvudrapport V).

Socialgruppsdata

I denna undersökning har den gängse indelningsgrunden enligt valstatistiken i tre olika grupper frångåtts. I stället har ett indelningssystem utformats, som på ett mer nyanserat sätt grundar sig på föräldrarnas olika grad av utbildning. En gruppering av yrkes- och utbildningsposition har skett i sju grupper. Med hänsyn till det ringa elevantalet i de båda högsta grupperna, har dessa i vår delundersökning slagits ihop till en. (Se ytterligare riktlinjer för socialgruppsindelningen i huvudrapport V).

Tabell 14. Medelvärde, spridning och variationsområde i skattningsvariablerna samt i variablerna intelligens och prestation för pojkar och flickor i årskurserna 3 och 6.

Variabel	Kön	Årskurs 3			Årskurs 6		
		M	s	Var.omr.	M	s	Var.omr.
Pop. eget kön	P	3.01	0.50	1.25-4.50	3.00	0.47	1.25-4.50
	F1	3.00	0.48	-''-	3.00	0.49	-''-
Pop. mots. kön	P				3.00	0.69	1.25-4.50
	F1				3.00	0.66	-''-
Självskattning	P	2.99	0.45	1.25-4.50	2.93	0.53	1.25-4.50
	F1	2.96	0.34	-''-	2.89	0.48	-''-
Motivation	P				3.00	0.72	1.25-4.50
	F1				3.00	0.76	-''-
Säkerhet	P				3.00	0.66	1.25-4.50
	F1				3.00	0.70	-''-
S:a intelligens	P	30.35	8.16	11-52	30.13	8.57	7-53
	F1	30.67	7.99	10-51	30.28	8.75	6-53
S:a prestation	P	73.07	20.59	27-128	91.15	25.56	32-167
	F1	76.74	18.88	18-123	91.47	25.18	24-162

D. Undersökningspopulationen

Bearbetningarna har begränsats till årskurserna 3 och 6, då prestationsdata endast föreligger för elever i dessa båda årskurser. Vidare har liksom i tidigare bearbetningar beräkningar endast gjorts på normalklassbarn. En sista nedskärning av det tidigare totalmaterialet har gjorts genom att beräkningar endast utförts på de elever, som deltagit i samtliga skattningar och prov. Tabell 15 ger en översikt över materialets slutgiltiga storlek och fördelning på olika grupper.

Tabell 15. Antal elever fördelade på årskurs, kön och socialgrupp.

Soc. gr.	Årskurs 3			Årskurs 6			S:a
	P	F1	S:a	P	F1	S:a	
1 o. 2	15	33	48	30	35	65	113
3	24	32	56	23	25	48	104
4	67	77	144	52	59	111	255
5	76	71	147	87	80	167	<u>314</u> 786
6	137	132	269	139	123	267	536
7	61	71	132	65	66	131	263 799
S:a	380	416	796	396	393	789	1585

Bortfallet blir för denna del av undersökningen i årskurs 3 ca 20 % för pojkarna och 15 % för flickorna, i årskurs 6 10 % för pojkarna och 12 % för flickorna. Någon analys av bortfallet har inte genomförts. Man kan emellertid inte utesluta, att bortfallet varit selektivt, och att detta kan inverka på de resultat, som presenteras nedan. Man kan t. ex. tänka sig, att bortfall förekommer i särskilt hög grad bland barn, som är förhållandevis mindre populära och som kompensera detta genom att överprestera. I så fall skulle ett eventuellt positivt samband mellan popularitet och prestation framträda starkare än det verkligen skulle ha varit, om samtliga elever deltagit i undersökningen. Det är emellertid ännu mer tänkbart, att man skulle kunna finna bortfall främst bland de underpresterande impopulära barnen, och i detta fall har alltså bortfallet haft motsatt effekt på korrelationen. Man kan också föreställa sig, att det kan finnas olika tendenser, som är dominerande i olika årskurser, vilket skulle verka snedvridande på flera sätt på sambandsberäkningarna. Vi kan alltså endast konstatera, att vi inte känner till den effekt bortfallet eventuellt har haft på våra resultat.

E. Samband mellan intelligens och skattningsvariablerna

I bilaga 8 presenteras de totala korrelationskoefficienterna för sambanden mellan intelligens och de olika skattningsvariablerna i de olika årskurserna, könen och sammanslagna socialgrupperna (vägningar har här gjorts med hänsyn till det olika antalet i de olika grupperna, varvid vikterna varit proportionella mot totalantalet i varje socialgrupp). Vi ser här, att sambandet är positivt i samtliga fall, utom när det gäller självskattningsvärdena hos flickorna i årskurs 3. Sambandet med självskattningarna ligger i övrigt lågt, omkring 0.1. I kamratskattningsvariablerna ligger korrelationen omkring 0.2 i båda årskurserna och för båda könen, men visar en något lägre tendens i årskurs 6. När det gäller variablerna motivation och säkerhet, ligger korrelationen betydligt högre, omkring 0.5.

F. Samband mellan socialgrupp och övriga variabler

Här har vi inte kunnat räkna ut några korrelationskoefficienter, eftersom vi från början indelade materialet i olika socialgrupper. För att ändå få en uppfattning om sambanden presenterar vi i bilagorna 9 - 15 en grafisk återgivning av medelvärdena i de olika variablerna för de olika socialgrupperna i de båda könen och årskurserna.

Detta ger oss en uppfattning om, att det finns en klar samgång mellan socialgruppstillhörighet och både intelligensnivå och prestationspoäng, varvid poängen i de båda variablerna sjunker nästan monotont ju lägre socialgrupp eleven tillhör.

När det gäller kamratskattningsvariablerna är denna tendens även uttalad vid variablerna motivation och säkerhet, men inte lika stark vid popularitetsvariablerna. Man märker dock en tendens till starkare samband hos flickorna än hos pojkarna, framför allt när det gäller populariteten hos det motsatta könet i årskurs 6.

Beträffande självskattningsvärdena ser man ovan nämnda tendens klarast hos flickorna i årskurs 6, där självskattningsvärdena sjunker kraftigt i de två lägsta socialgrupperna.

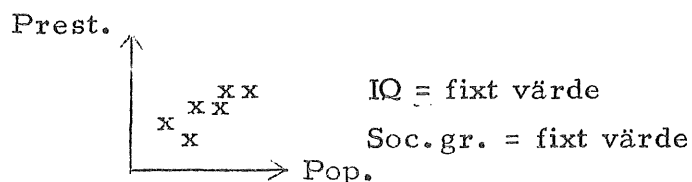
Av ovan nämnda summariska studie anser vi oss ha fog för att misstänka, att man kunnat få väsentligen annorlunda resultat än nedan, om man inte hållit socialgruppstillhörigheten och intelligensen konstant, när man betraktat samvariationen mellan skattningsvariablerna och prestation.

G. Metodbeskrivning I. "Stela modellen"

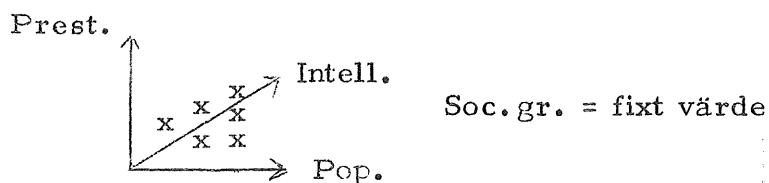
Problemställningen för våra databearbetningar har alltså varit: hur samvarierar prestation med popularitet, självskattning, motivation och säkerhet vid given intelligens och socialgrupp?

För dessa beräkningar har vi använt multipel regressionsanalys. Datamaskinsbearbetningar har därvid gjorts med BMD 02R. Genom dessa beräkningar har vi fått fram sambandsmått som regressionskoefficienter, korrelationskoefficienter, residualvarianser och varianser för var och en av de sex socialgrupperna (grupperna 1 och 2 är som nämnts sammanslagna). - För en mer detaljerad och statistiskt utförlig beskrivning av beräkningsmetodiken och dess antaganden hänvisar vi till modellrapporten inom Örebroprojektet (rapport III, Magnusson och Dunér, 1967, kap. V och VI). Vi vill här nedan endast överskådligt presentera analysmetoden och exemplifierar då med analysen av skattningsvariabeln "popularitet".

Steg 1. Idealt skulle man studera sambandet mellan popularitet och prestation för varje socialgrupp och intelligensnivå. Man skulle då betrakta en serie diagram av nedanstående slag.



Detta är dock svårt att genomföra, då man antagligen får mycket få observationer i varje diagram, kanske bara en enda, varvid man inte ser något samband. Naturligtvis kunde man dela upp även intelligensvariabeln i vissa grupper och betrakta ett mindre antal diagram - ett för varje grupp. Vi har i stället valt att för varje socialgrupp lägga in intelligensen i en 3:dje dimension enligt nedanstående figur.



Steg 2. Man söker nu en yta, som beskriver var punkterna ligger i ovanstående 3-dimensionella figur. Enklarest blir det om man väljer en plan yta, d. v. s. ett plan. Det är denna analysmetodik som vi kallar den stela modellen.

Om ett plan skall anpassa exakt måste följande villkor vara uppfyllda:

1) prestation vid given intelligens förändras linjärt med popularitet;

2) samma lutning i detta linjära samband vid olika intelligensnivåer;

3) prestation vid given popularitet förändras linjärt med intelligens;

4) samma lutning i detta linjära samband vid olika popularitetsgrader;

Om ett plan skall anpassa någorlunda måste ovanstående villkor vara approximativt uppfyllda.

Steg 3. Det anpassade planet har framställningen

$$Y = A + B_{YX_1 \cdot X_2} X_1 + B_{YX_2 \cdot X_1} X_2$$

Y = prestation
X₁ = intelligens
X₂ = popularitet

Det mått som är av största omedelbara intresse är $B_{YX_2 \cdot X_1}$, som ger ett närmevärde till den förändring som erhålles i prestation, när man ändrar popularitet med 1 enhet och samtidigt håller intelligensen konstant. Kanske kan man bättre betrakta $B_{YX_2 \cdot X_1}$, som ett approximativt värde till den skillnad, som man kan vänta sig i prestation mellan två barn, som har samma intelligens men skiljer sig med en enhet i popularitet. ($B_{YX_1 \cdot X_2}$ har en analog tolkning, som det approximativa värde till den skillnad man kan vänta sig i prestation mellan två barn som har samma popularitet men skiljer sig i en enhet i intelligens).

Steg 4. Man erhåller regressionskoefficienter av typ $B_{YX_2 \cdot X_1}$ för varje socialgrupp, årskurs och kön. Genom analys av regressionskoefficienterna kan man alltså bilda sig en uppfattning om styrkan av sambandet mellan popularitet och prestation vid given intelligens och även undersöka, om sambandet har olika styrka i olika socialgrupper och årskurser samt för olika kön.

Steg 5. För att få en överskådligare framställning av resultaten har vi först bildat vägda medeltal av regressionskoefficienterna över socialgrupper och därvid fått ett mått för "hög" och ett mått för "låg" socialgrupp inom varje årskurs och kön. Metoder att analysera dessa koefficienter presenteras i nästa avsnitt i samband med att resultaten redovisas och diskuteras.

H. Resultat

Resultaten av sambandsberäkningarna enligt den "stela modellen" mellan skattningsvariablerna och prestation vid given intelligens presenteras och kommenteras för varje variabel för sig. Vi begränsar oss därvid i första hand till regressionskoefficienterna. Förutom sammanslagningen av socialgrupperna till en "hög" och en "låg" grupp har vi dessutom genomfört genomsnittsberäkningar över samtliga sex grupper. Vid sådan sammanslagning har vi använt oss av samma vägningsmått för båda könen och årskurserna, där antalet i totalmaterialet i de olika socialgrupperna fått utgöra vägningsmättet.

1. "Popularitet, eget kön"

Resultaten av sambandsberäkningarna presenteras i tabell 16.

Tabell 16. Samband mellan "popularitet, eget kön" och "prestation" vid given intelligens för de olika socialgrupperna i de båda årskurserna och könen.

<u>Årskurs 3</u>				
<u>Kön</u>	<u>Soc. gr.</u>	<u>Regress, koeff.</u>	<u>Medelfel</u>	<u>Erhållet z-värde</u>
	Hög (1-5)	8.013	1.925	4.163**
<u>Pojkar</u>	Låg (6-7)	3.622	1.619	2.237*
	Snitt (1-7)	5.799	1.256	4.617**
	Hög (1-5)	5.262	1.797	2.928**
<u>Flickor</u>	Låg (6-7)	4.410	1.623	2.717**
	Snitt (1-7)	4.833	1.210	3.994**
<u>Årskurs 6</u>				
	Hög (1-5)	5.287	2.767	1.911
<u>Pojkar</u>	Låg (6-7)	5.863	2.274	2.578*
	Snitt (1-7)	5.577	1.788	3.119**
	Hög (1-5)	1.818	2.498	0.728
<u>Flickor</u>	Låg (6-7)	7.654	1.929	3.968**
	Snitt (1-7)	4.760	1.575	3.022**

* = signifikant på 5 %-nivån

** = signifikant på 1 %-nivån

Som framgår av tabell 16 är samtliga regressionskoefficienter utom två signifikant skilda från 0 på minst 5 %-nivån. Liksom Magnussons undersökningar (1964) stöder alltså även våra resultat antagandet, att det finns en positiv och systematisk - om dock svag - samvariation mellan popularitet hos kamrater av det egna könet och prestation vid given intelligens.

För att något mer ingående kunna studera sambandens olika grad och eventuella samspel inom de olika köns-, ålders- och socialgrupperna samt också kunna analysera, om det finns några signifikanta skillnader mellan de olika grupperna, har vi gjort vissa sammanslagningar av koefficienterna och systematiserat resultaten i nedanstående slag av fyrfältstabeller. Medelfelsberäkningar för de olika värdena har genomförts, och dessa bilda underlag för signifikansprövningar. Eftersom marginalerna i de olika tabellerna ibland avser samma grupper kommenteras de inte för varje tabell. Att dessa värden inte alltid blir exakt lika beror på olika vägningssystem bakom värdena i de olika tabellerna. I tabeller av typ a vägs socialgrupperna proportionellt mot antal över hela materialet. Marginalerna i tabeller av typ b, c och d redovisar emellertid ovägda medeltal över kategorierna "hög" och "låg" socialgrupp.

Tabell 16:a. Sambandet mellan "popularitet, eget kön" och "prestation" för olika årskurs och kön.

	3	6	
P	5.80	5.58	5.69
Fl	4.83	4.76	4.80
	5.32	5.17	5.24

Tabellkommentar:

- 1) Det är ytterst liten skillnad mellan årskurserna.
- 2) Regressionskoefficienterna för pojkarna är något större än för flickorna, men skillnaden är inte signifikant.
- 3) Samspelet är litet. Med samspel (eller interaktion) menar vi i detta sammanhang, att skillnaden mellan regressionskoefficienterna för pojkar och flickor är olika stor i årskurs 3 jämfört med årskurs 6. Samspelets storlek kan mätas med samspejsjämförelsen $(5.80 - 4.83) - (5.58 - 4.76)$. Alternativt kan man då säga, att skillnaden mellan regressionskoefficienterna för olika årskurs är en annan för pojkar än för flickor. Samspelet mäts då med jämförelsen $(5.80 - 5.58) - (4.83 - 4.76)$. De två samspeismåtten blir identiska.

Tabell 16:b. Sambandet mellan "popularitet, eget kön" och "prestation" för olika årskurs och socialgrupp.

	3	6	
Hög	6.64	3.55	5.10
Låg	4.01	6.91	5.47
	5.33	5.23	5.28

Tabellkommentar (utöver det vi redan sett i tabell a):

- 1) Skillnaden mellan socialgrupperna är obetydlig.
- 2) Samspelet mellan grupperna är markerat och visar sig vid beräkningar vara signifikant:

$$(6.64 - 4.01) - (3.55 - 6.91) = 5.98$$

$$\text{Medelfel} = 1.76$$

Ålderns betydelse för sambandet mellan popularitet är alltså olika för hög och för låg socialgrupp. I årskurs 3 är regressionskoefficienterna störst i högre socialgrupp, medan det är tvärtom i årskurs 6.

Tabell 16:c. Sambandet mellan "popularitet, eget kön" och "prestation" för olika socialgrupp och kön.

	Hög	Låg	
P	6.65	4.74	5.70
F1	3.54	6.03	4.78
	5.10	5.39	5.24

Tabellkommentar:

- 1) Samspelet är visserligen inte signifikant, men man märker i tabellen en tendens, att hos pojkarna finns större samband mellan popularitet och prestation i högre socialgrupperna, medan hos flickorna det tycks vara tvärtom.

Tabell 16:d. Sambandet mellan "popularitet, eget kön" och "prestation" för olika kön, årskurs och socialgrupp.

	P			F1		
	3	6		3	6	
Hög	8.01	5.29	6.65	5.26	1.82	3.54
Låg	3.62	5.86	4.74	4.41	7.65	6.03
	5.82	5.58	5.70	4.84	4.74	4.78

Tabellkommentar:

- 1) Något signifikant samspel mellan årskurs och socialgrupp märks inte hos pojkarna, även om man finner tendensen till högre koefficienter i årskurs 3 bland de högre socialgrupperna.
- 2) För flickorna finner man en klar tendens till högre samband i årskurs 6 bland de lägre socialgrupperna, men samspelet ger inte något signifikant värde.
- 3) Skillnaden mellan samspelet mellan pojkarna och flickorna är ej signifikant.

Sammanfattande kommentar

Resultaten pekar alltså på, att det finns en svag men systematisk och positiv samvariation mellan popularitet hos det egna könet och prestation vid given intelligens bland pojkarna och flickorna i årskurserna 3 och 6. Denna samvariation återfinns bland alla socialgrupper utom i de högre i årskurs 6, där framför allt bland flickorna sambandet är lågt och inte signifikant. Huruvida det vid denna samvariation är populariteten, som främst påverkar prestationen eller tvärtom kan man ej få svar på. Som vid alla sådana här typer av sambandsanalyser kan man ändå st konstatera, att det föreligger en korrelation, och instämna i Gronlunds yttrande (1959, sid. 195): "We can only speculate as to whether achievement contributes to social acceptance or social acceptance contributes to achievement. Classroom observations would seem to indicate that both directions of influence are possible and that improvement in one area is likely to result in improvement in the other area. However, the complexity of the factors entering into both school achievement and social acceptance should make the teacher wary of simple generalizations concerning cause and effect". Kanske förefaller det något naturligare att tro, att det i högre grad är förhållandet till kamraterna, som påverkar prestationen än tvärtom. Framför allt gäller detta i de högre årskurserna, om man vill anknyta till t.ex. Bjerstedts (1956) påpekanden, att intellektuella prestationer har mindre betydelse för populariteten ju högre upp man kommer, och att det då i stället blir andra värderingsnormer, som gäller för gemenskapen.

Vid närmare analys av resultaten finner man vidare, att det inte föreligger några betydande skillnader i storleksgraden av sambanden mellan årskurserna, könen och socialgrupperna, Det rör sig hela tiden om regressionskoefficienter under 10, och medelfelen är av den stor-

leksordningen, att genomsnittliga skillnader mellan årskurs, kön och socialgrupper aldrig blir signifikant skilda från 0.

Dock finner man vid analys av samspelet mellan årskurs och socialgrupp (se tabell 16:b), att samvariationen mellan popularitet och prestation är olika relaterat till socialgruppstillhörighet i de båda årskurserna. I årskurs 3 finner man de högsta regressionskoefficienterna bland de högre socialgrupperna, i årskurs 6 finner man dessa bland de lägre socialgrupperna. En förklaring till detta skulle kunna vara eventuella spridningsskillnader i de olika socialgrupperna. Man skulle t.ex. kunna tänka sig, att några av de mest populära och de mest impopulära just återfanns bland de högre socialgrupperna i årskurs 3 och bland de lägre socialgrupperna i årskurs 6. Därmed skulle sambandet mellan popularitet och prestation bli högt, utan att det genomsnittliga sambandet skulle vara så mycket högre. Vid analys av spridningsskillnader visar sig dock denna teori ej hålla för våra data.

Kanske kan det i stället förhålla sig så, att barn från högre socialgrupper i årskurs 3 är mer beroende av populariteten för sina prestationer. Prestationsmedvetenheten behöver ännu då ej vara så utvecklad och känsligheten inför kamraternas reaktioner kan vara större. I årskurs 6 kan eleverna, som kommer från hem med högre utbildningsnivå och starkare intellektuell stimulans, känna större ambition och pressen hemifrån kan göra, att prestationerna i sig värderas högre och inte blir så influerade av förhållandet till kamraterna. Svensson (1964) har t.ex. i sin undersökning av sociala faktorerers samband med över- och underprestation - huvudsakligen bland barn i årskurs 6 - funnit, att de överpresterande eleverna kommer från de högre socialgrupperna, och han vill överhuvud taget betona den sociala miljöns betydelse för prestationen. Phillips (1962) anför liknande resonemang. Man kan alltså tänka sig, att högre studiemedvetenhet medför mindre beroende av kamratkontakt. Barn från lägre socialgrupper kanske däremot inte är lika skolmotiverade vid lägre åldrar, mottagligheten och beroende av kamratkontakten spelar då inte någon större roll för prestationen. Ju högre upp i årskurserna dessa barn kommer, desto mer kan man tänka sig, att atmosfären i skolan påverkar deras prestationer, hävdelsebehovet ökar och därmed blir det viktigare att ha goda kamratrelationer för att kunna fungera i brist på intellektuell stimulans hemifrån. Kravet hemifrån på prestationer och elevernas egen studiemedvetenhet kan alltså vara något olika generellt sett för barn från olika sociala miljöer, och popularitetens betydelse för prestationen och vice versa kan variera beroende av detta.

Säkerligen skulle man kunna komma med flera alternativa tolkningar av dessa resultat, tolkningar som får betraktas som spekulationer och ingalunda kan göra anspråk på att vara sanna förklaringar till popularitetens olika betydelse för prestationen. Liksom vid de flesta sådana här försök till kausalanalys blir resonemangen lätt alltför generella och kan få karaktären av konstruktioner. Komplexiteten av alla samverkande faktorer i de reella situationerna kan man bara stegvis försöka nalkas.

2. "Popularitet, motsatt kön"

Vi har tidigare pekat på, att det kan ligga olika värderingsnormer till grund för erhållande av hög kamratstatus hos det egna och det motsatta könet. Korrelationen mellan de olika typerna av kamratskattning är i vårt material för årskurs 6 enligt tabell 9 0.66 för pojkarna och 0.57 för flickorna. En viss variation kan finnas mellan vilka som ligger högt resp. lågt i de olika skattningarna. Nedanstående tabell 17 ger en uppfattning om, hur populariteten hos det motsatta könet samvarierar med prestationen i årskurs 6.

Tabell 17. Samband mellan "popularitet, motsatt kön" och "prestation" vid given intelligens för de olika socialgrupperna och könen i årskurs 6.

<u>Årskurs 6</u>				
<u>Kön</u>	<u>Soc. gr.</u>	<u>Regress. koeff.</u>	<u>Medelfel</u>	<u>Erhållet z-värde</u>
	Hög (1-5)	2.868	1.829	1.568
<u>Pojkar</u>	Låg (6-7)	3.407	1.587	2.147**
	Snitt (1-7)	3.140	1.210	2.595**
	Hög (1-5)	2.925	1.687	1.734
<u>Flickor</u>	Låg (6-7)	6.868	1.535	4.474**
	Snitt (1-7)	4.913	1.140	4.310**

** = signifikant på 1 %-nivån

Även dessa data - som alltså är begränsade till årskurs 6 - pekar mot, att det genomsnittligt hos pojkarna och flickorna finns en positiv samvariation och ett systematiskt svagt samband mellan att vara populär hos det motsatta könet och prestation, även när man håller intelligensfaktorn under kontroll. Regressionskoefficienterna för de högre socialgrupperna är dock ej signifikant skilda från 0.

Tabell 17:a. Sambandet mellan "popularitet, motsatt kön" och "prestation" för olika socialgrupper och kön.

	Hög	Låg	
F	2.87	3.41	3.14
F1	2.93	6.87	4.90
	2.90	5.14	4.02

Tabellkommentar:

- 1) Skillnaden mellan könen är ej så stark.
- 2) Det finns en skillnad mellan socialgrupperna, framför allt hos flickorna, men skillnaden är ej signifikant.
- 3) Samspelet mellan grupperna är ej signifikant.

Sammanfattande kommentar :

Även om skillnaderna ej är signifikant pekar resultaten på, att även populariteten hos det motsatta könet har större betydelse för prestationen (eller tvärtom) särskilt hos flickorna i det lägre socialgrupperna än hos de högre. Tendensen pekar alltså åt samma håll för båda popularitetsvariablerna, och tidigare spekulativa tolknings-teori kan få gälla även här.

3. "Självskattning"

Vi presenterar här först resultaten av sambandsberäkningarna mellan självskattning och prestation vid given intelligens. Beräkningarna är gjorda med exakt samma metodik som vid kamratskattningarna. Samtidigt bör erinras om, att måtten på självskattning inte bara kan ge upphov till en variation inom klasserna utan också mellan olika klasser, något som kamratskattningsvärdena inte gör, eftersom de är avgivna med klassen som referensram.

Tabell 18. Samband mellan "självskattning" och "prestation" vid given intelligens för de olika socialgrupperna i de båda årskurserna och könen.

<u>Årskurs 3</u>				
<u>Kön</u>	<u>Soc. gr.</u>	<u>Regress. koeff.</u>	<u>Medelfel</u>	<u>Erhållet z-värde</u>
	Hög (1-5)	0.852	2.072	0.411
<u>Pojkar</u>	Låg (6-7)	1.802	1.831	0.984
	Snitt (1-7)	1.331	1.381	0.964
	Hög (1-5)	-1.516	2.732	0.555
<u>Flickor</u>	Låg (6-7)	1.810	2.356	0.768
	Snitt (1-7)	0.161	1.802	0.893
<u>Årskurs 6</u>				
	Hög (1-5)	-0.296	2.511	0.118
<u>Pojkar</u>	Låg (6-7)	3.435	2.051	1.675
	Snitt (1-7)	1.585	1.618	0.980
	Hög (1-5)	4.258	2.488	1.723
<u>Flickor</u>	Låg (6-7)	5.188	2.063	2.515*
	Snitt (1-7)	4.742	1.614	2.938**

* = signifikant på 5 %-nivån

** = signifikant på 1 %-nivån

Ovanstående resultat är kanske något förvånande. Man skulle tänka sig att självskattningen, d. v. s. inställningen till den egna populariteten såsom eleverna tror den uppfattas av kamraterna, skulle kunna ha lika stor - om inte större - betydelse för prestationen som själva graden av popularitet. Det förefaller ligga nära till hands att tro, att en upplevelse av t. ex. låg kamratstatus borde sänka skolmotivationen och därmed kanske prestationsförmågan. Tidigare sambandsanalys (se tabell 12, sid. 34) talar dock för en relativt låg korrelation mellan självskattning och skolmotivation i årskurs 6, framför allt för pojkarna. (.09 för pojkarna, 0.23 för flickorna). Ovanstående tabell ger nu heller inte belägg för att självskattningen och prestationen samvarierar i någon nämnvärd grad. I motsats till Magnusson (1964), som funnit positivt samband för pojkar i årskurs 6 och en signifikant skillnad mellan pojkar och flickor, finner vi en svag systematisk samvariation endast för flickorna, och då främst i de lägre socialgrupperna. Innan vi kommenterar dessa resultat vill vi för att öka överskådlighet och tolkningsmöjligheter presentera deltabeller enligt samma system som för kamratskattningarna.

Tabell 18:a. Sambandet mellan "självskattning" och "prestation" för olika årskurs och kön.

	3	6	
P	1.33	1.58	1.46
F1	0.16	4.74	2.45
	0.75	3.16	1.96

Tabellkommentar:

- 1) Man märker ingen signifikant skillnad mellan årskurserna. Dock märks tendensen till större samband i årskurs 6.
- 2) Skillnaden mellan regressionskoefficienterna för flickor och pojkar är inte signifikant, även om sambandet för flickor i årskurs 6 tycks avsevärt större.
- 3) Något signifikant samspel finns inte utan endast en tendens, som pekar mot att i årskurs 3 sambandet är större för pojkarna och i årskurs 6 större för flickorna.

Tabell 18:b. Sambandet mellan "självskattning" och "prestation" för olika årskurs och socialgrupp.

	3	6	
Hög	-0.33	2.00	0.84
Låg	1.81	4.31	3.06
	0.74	3.16	1.95

Tabellkommentar:

- 1) Det högsta sambandet återfinns bland de lägre socialgrupperna i årskurs 6, men skillnaden mellan sambanden är inte signifikant.
- 2) Något signifikant samspel uppträder inte.

Tabell 18:c. Sambandet mellan "självskattning" och "prestation" för olika socialgrupp och kön.

	Hög	Låg	
P	0.28	2.62	1.45
F1	1.39	3.50	2.45
	0.84	3.06	1.95

Tabellkommentar:

1) Något signifikant samspel finns ej.

Tabell 18:d. Sambandet mellan "självskattning" och "prestation" för olika kön, årskurs och socialgrupp.

	P			F1		
	3	6		3	6	
Hög	0.85	-0.30	0.28	-1.52	4.29	1.38
Låg	1.80	3.44	2.62	1.81	5.19	3.50
	1.33	1.57	1.45	0.14	4.74	2.44

Tabellkommentar:

- 1) Mellan samspelet hos pojkar och flickor finns ingen signifikant skillnad.
- 2) Samspelstermerna för pojkarna och för flickorna ger inga signifikanta värden.
- 3) Varken hos pojkarna eller flickorna finner man några signifikanta skillnader mellan sambanden i olika socialgrupper och årskurser.

Sammanfattande kommentar:

Det är alltså endast för flickorna i årskurs 6, som data ger anledning till att tala om en positiv systematisk samvariation mellan självskattning och prestation vid given intelligens. Om man studerar skillnader mellan könen, årskurserna och socialgrupperna finner man dock inga signifikanta värden.

Det kan vara av ett visst intresse att något stanna inför de olika resultaten i Magnussons (1964) och vår undersökning. Naturligtvis kan man tänka sig att skillnaden till stor del beror på beräkningstekniken och att vi därvid använt oss av olika metoder för bestämmande av vad man kan kalla över- och underprestation. Men om vi bortser från denna faktor, som vi har svårt att närmare analysera, hur kan vi då försöka förklara de olika resultaten?

Magnusson har anfört alternativa förklaringar till hög- resp. låg korrelation mellan självskattning och över- och underprestation, beroende på att elevers bristande självvärdering kan ta sig olika uttryck. Ibland kan en dålig självvärdering yttra sig i ett mer öppet "missanpassat" beteende i form av t.ex. aggressivt utagerande eller likgiltighet inför skolarbetet. I andra fall kan en dålig självvärdering

leda till kompensativa strävanden till självhävdelse i form av ökad prestationsmedvetenhet. Det förra fallet höjer korrelationen mellan självskattning och över- och underprestation, det senare fallet sänker korrelationen. Magnusson anför med stöd av sina data, att man kan finna det senare kompensatoriska beteendet mer hos flickor, medan pojkarna svarar mer för det saboterande utagerande beteendet. Han anför även att relationen är mer komplicerad och att man kan finna olika samband vid olika nivåer av självskattningen.

Det kan förefalla plausibelt, att flickorna oftare än pojkarna försöker höja sin självkänsla genom goda prestationer i skolan och att de i varje fall innan den mer utvecklade studieinriktningen har utkristalliserats ofta är mer ambitiösa med själva skolarbetet. Men detta antagande kan ju lika väl leda till teorin om att just för flickorna blir relationen mellan prestation och självvärdering mer påtaglig än för pojkarna. En känsla av misslyckande i skolarbetet, att alltså inte kunna prestera i nivå med sina resurser - något som man säkerligen kan uppleva - kan ju då lätt leda till att självvärderingen sjunker och att den sprider sig mer generellt även när det gäller den egna populariteten. Analogt med detta kan en upplevelse av hög ambition och förmåga till goda prestationer trots låg stimulans hemifrån stärka självkänslan även beträffande kamratstatus. Naturligtvis kan orsaksambandet också gå i motsatt riktning, där självkänslan skulle vara den mer primära drivkällan för prestationsförmågan, och att man då kunde tänka sig, att det skulle finnas ett känsligare samspel härvid för flickorna i 12-13 årsåldern. Pojkarna, som generellt sett tycks ha något högre självvärdering än flickorna (resultat från båda undersökningarna) skulle då däremot vara mindre beroende av sina prestationer för sin självkänsla och tvärtom.

4. "Motivation"

Själva instruktionen till skattningarna av motivationsvariabeln är formulerad så, att det snarast är just graden av skolambition och prestationsinställning, som eleverna försöker bedöma hos varandra. Man kan då vänta sig, att dessa skattningsvärden skall visa en positiv samvariation med prestationspoängen. Resultaten av våra beräkningar presenteras i tabell 19.

Tabell 19. Samband mellan "motivation" och "prestation" vid given intelligens för de olika socialgrupperna och könen i årskurs 6.

Årskurs 6				
Kön	Soc. gr.	Regress.koeff.	Medelfel	Erhållet z-värde
<u>Pojkar</u>	Hög (1-5)	16.877	1.719	9.818***
	Låg (6-7)	15.127	1.462	10.347***
	Snitt (1-7)	15.995	1.127	14.193***
<u>Flickor</u>	Hög (1-5)	10.678	1.636	6.527***
	Låg (6-7)	9.708	1.502	6.463***
	Snitt (1-7)	10.189	1.110	9.179***

*** = signifikant på 0.1 %-nivån

Tabellen visar, att samtliga regressionskoefficienter är klart signifikanta och bekräftar alltså antagandet, att det rör sig om en ganska markant ökning - omkring 15 enheter för pojkarna och 10 enheter för flickorna - i prestationspoängen, när motivationen ökar med en enhet, även om man håller intelligensen konstant. I tabell 19 a, kan vi studera om det föreligger några mer signifikanta köns- och socialgruppskillnader bland eleverna i årskurs 6.

Tabell 19:a. Sambandet mellan "motivation" och "prestation" för olika socialgrupp och kön.

	Hög	Låg	
P	16.88	15.13	16.01
F1	10.68	9.71	10.20
	13.78	12.42	13.10

Tabellkommentar:

- 1) Det är inte någon större skillnad mellan socialgrupperna.
- 2) Regressionskoefficienterna är signifikant större för pojkarna i både hög och låg socialgrupp.

$$16.01 - 10.20 = 5.81$$

$$\text{Medelfel} = 2.23$$

- 3) Samspelet är litet.

Sammanfattande kommentar:

Hos både pojkar och flickor i låga och höga socialgrupper i årskurs 6 tycks alltså skolmotivationen, såsom den bedöms av kamraterna, och prestationsförmågan vid given intelligens vara systematiskt och positivt klart samvarierande. Framför allt gäller detta för pojkarna. Att dessa resultat skulle kunna sägas återspegla en mer generell differens mellan pojkar och flickor vågar vi naturligtvis inte påstå, utan vi kan endast tillåta oss vissa funderingar kring den framträdande skillnaden. Här kan också nämnas, att t. ex. Ljung (1960) i sin undersökning av 1927 elever i årskurserna 4 och 6 kommit till andra resultat. Han finner nämligen, att motivationen - mätt med ett frågeformulär - har större samvariation med prestationen hos flickorna i årskurs 6. Däremot har det större samband med prestationen hos pojkarna i årskurs 4.

Det är en ganska vedertagen föreställning, att flickorna generellt mer än pojkarna är inställda på att uppfylla de prestationskrav, som skolan ställer och att de i mindre grad än pojkarna har benägenhet att våga sabotera undervisningen. Ljung har också i sin ovan nämnda undersökning funnit klart signifikanta skillnader i graden av skolmotivation hos flickorna och pojkarna. Det kan med andra ord vara ett mer naturligt faktum för flickorna, att de ser sina kamrater av det egna könet med en viss ambition och motivation gå in för sina skoluppgifter. Bland pojkarna kan man däremot tänka sig, att man ser mer av det extrema beteendet och finner dels dem, som med ytterst låg skolmotivation missköter skolarbetet och därför presterar långt under sina begåvningsresurser och dels dem, som på ett mer avvikande sätt lägger ner hela sin kraft på att uppnå höga studieresultat. Sambandet mellan motivation och prestation vid given intelligens skulle då höjas för pojkarna. Detta förhållande skulle i och för sig kunna yttra sig i att pojkarna mer än flickorna var homogena i sina bedömningar av varandra, och spridningen av de genomsnittliga rangordningsvärdena i variabeln motivation skulle därmed bli större för pojkarna. Detta har vi inte funnit belägg för i våra data.

Liksom vid tolkningen av sambandet mellan popularitet och prestation måste man naturligtvis här även tänka sig ett ömsesidigt växelspel mellan variablerna och dessutom räkna med, att det finns åtskilliga andra bakomliggande faktorer, som påverkar samvariationen. Så bör t. ex. upplevelsen av ideliga misslyckanden i skolarbetet, misslyckanden som kanske i sin tur till största delen kan tillskrivas dåliga hemförhållanden, som omöjliggör läxläsning, starkt bidra till att

sänka skolmotivationen. Det är nog en ganska sällsynt företeelse, att barn sporras av upprepade misslyckanden, medan de flesta antagligen är högst mottagliga för uppmuntran, som inte bara behöver komma via lovord från lärarna utan också genom upplevelsen av överförväntan goda skolprestationer. Befrämjande för skolmotivationen är det säkert ändå på lång sikt, att eleverna får uppleva, att de på ett avspänt sätt utnyttjar sina resurser och att prestationerna ligger i nivå med dessa.

5. "Säkerhet"

Att en känsla av säkerhet och trygghet i skolsituationen spelar roll för prestationsmöjligheterna kan närmast betraktas som en självklarhet, och det ligger närmast till hands att tro att säkerhet befrämjar skolarbetet medan ängslan och blyghet har motsatt effekt. Naturligtvis kan man också tänka sig motsatta konsekvenser, där säkerheten medför en alltför stor avspändhet och minskning av ambitionen, medan blygheten och ängslan kompenseras genom en krampaktig och överdriven prestationsinställning. - Resultaten av våra beräkningar presenteras i nedanstående tabell 20.

Tabell 20. Samband mellan "säkerhet" och "prestation" vid given intelligens, för de olika socialgrupperna och könen i årskurs 6.

<u>Årskurs 6</u>				
<u>Kön</u>	<u>Soc. gr.</u>	<u>Regress. koeff.</u>	<u>Medelfel</u>	<u>Erhållet z-värde</u>
	Hög (1-5)	17.607	1.794	9.814***
<u>Pojkar</u>	Låg (6-7)	15.323	1.700	9.014***
	Snitt (1-7)	16.456	1.235	13.325***
	Hög (1-5)	12.090	1.758	6.877***
<u>Flickor</u>	Låg (6-7)	11.741	1.683	6.976***
	Snitt (1-7)	11.941	1.217	9.812***

*** = signifikant på 0.1 %-nivån

Denna tabell visar alltså, att samtliga regressionskoefficienter är klart signifikanta, och att det sålunda finns ett tydligt positivt samband mellan att bli bedömd som säker av sina kamrater och att prestera över vad som är genomsnittligt för sin resp. intelligensnivå. Blygheten bör då å andra sidan vara positivt samvarierande med vad man kan kalla för en viss underprestation. Dessa resultat överens-

stämmer exempelvis med Ljungs (1960) tidigare nämnda undersökning bland barn i årskurserna 4 och 6, där han finner ett klart positivt samband (omkring 0.35) mellan ångslighet (mätt genom analys av ett frågeformulär) och skolprestation (standardprov i läsning, skrivning och matematik) och skolframgång (betyg).

I tabell 20:a kan vi studera, om det föreligger någon skillnad mellan könen och socialgrupperna.

Tabell 20:a. Sambandet mellan "säkerhet" och "prestation" för olika socialgrupp och kön.

	Hög	Låg	
P	17.61	15.32	16.46
F1	12.09	11.74	11.92
	14.85	13.53	14.19

Tabellkommentar:

- 1) Det är ej stor skillnad mellan socialgrupperna.
- 2) Det finns en tendens till högre samband för pojkarna än för flickorna. Denna skillnad är signifikant i de högre socialgrupperna.

$$17.61 - 12.09 = 5.52$$

$$\text{Medelfel} = 2.51$$

- 3) Samspelet är ej starkt.

Sammanfattande kommentar:

För pojkarna och flickorna i årskurs 6 finns alltså i denna undersökning en positiv och systematisk samvariation mellan skattningsvärdena, när det gäller säkerhet i uppträdandet under lektionerna å ena sidan och prestation vid standardproven å andra sidan, även om man bortser från intelligensfaktorns inverkan. Tendensen är starkare för pojkarna, speciellt bland de högre socialgrupperna, där regressionskoefficienterna är signifikant större för pojkarna än för flickorna. Någon socialgruppskillnad märks i övrigt ej över hela materialet.

Vi vill här endast sätta våra resultat i belysning av ett par undersökningar, där graden av ångslan (mätt genom en attitydskala) satts i relation till skolprestation (mätt genom olika test och betyg). Mc Candless och Castaneda (1956) har gjort en undersökning bland skolbarn i årskurserna 4, 5 och 6 och finner därvid, att ångslan vid konstanthållen intelligens stör skolprestationen. Störningen blir

kraftigare ju mer komplicerad prestationen är, t.ex. större vid matematikprov än vid stavningsprov. Mc Candless finner denna tendens starkare för flickorna än för pojkarna utom i årskurs 6 och i matematikprovet, där han inte finner någon könsskillnad. Att flickorna i genomsnitt får högre samband motiveras med att flickorna överhuvud taget har högre "ängslighetspoäng", större spridning och högre skolmotivation.

Phillips (1962) har gjort en liknande undersökning bland barn i årskurs 7 och därvid undersökt samvariationen mellan kön, socialgruppstillhörighet, ängslan och skolprestation. Phillips framhåller där som ett faktum, att barn från medelklassen har större skolambition än barn från lägre samhällsklasser. Likaså säger han, att man i genomsnitt finner större ambition hos flickorna än hos pojkarna. Han framhåller vidare argument, som talar för att högt ängsliga barn presterar bättre under neutrala förhållanden, medan mer säkra barn presterar bättre, om de känner sig, som han säger "ego-involved". Phillips tycker sig med sin undersökning kunna få stöd för antagandet, att ängslan har minst störande inverkan på skolprestationen för pojkar från lägre socialgrupper, då dessa inte är så prestationsinställda.

I motsats till ovan nämnda undersökningar finner vi alltså en tendens till att säkerhet, resp. ängslan och blyghet har större betydelse för pojkarna än för flickornas prestation. Utan att fastslå något orsakssammanhang, kan man tänka sig, att egenskaper som ängslan och blyghet hos flickorna lättare leder till kompensativa strävanden och inte behöver inverka lika kraftigt på skolprestationen, som det kan göra för pojkarna. För att fortsätta med spekulativa antaganden, kan man kanske våga påstå, att ängslighet och tillbakadragenhet ännu så länge i vår kultur är ett beteende, som är mer sanktionerat för och hos flickorna, medan det alltjämt är mer otillåtet för pojkarna och därför också kan vara tecken på en allvarigare och mer genomgripande störning, om det hos dem kommer till öppet uttryck. De pojkar, som därför av sina kamrater bedöms som blygast och ängsligast kan också därför vara mer kraftigt hämmade än de "blygaste" flickorna och kan då bli mer underpresterande. Å andra sidan kanske man också kan hitta de "säkraste" och mest överpresterande bland pojkarna.

Generellt kan man ändå tro att resultaten belyser förhållandet, att säkerhet i skolsituationen kan inverka gynnsamt på skolprestationen, medan ängslan och blyghet försvårar utnyttjandet av de intellektuella resurserna. Denna senare grupp av ängsliga barn blir allt viktigare att uppmärksamma. De kan ofta på grund av att de sällan orsakar

några disciplinsvårigheter lätt glida undan och därmed inte göra omgivningen klar på, att de kan vara minst lika störda och hjälpbehövande som t.ex. de mer aggressivt utagerande barnen.

I. Metodbeskrivning II. "Mjuka modellen"

Analyserna ovan har gällt sambanden mellan prestation och skattningsvariablerna vid given intelligens. Sambandsmått har utgjorts av regressionskoefficienter, som erhållits genom anpassning av ett plan på formen

$$Y = A + B_{YX_1 \cdot X_2} X_1 + B_{YX_2 \cdot X_1} X_2$$

Y = prestation
X₁ = intelligens
X₂ = popularitet

Som tidigare nämnts kommer ett plan att ge mindre god anpassning, om sambandet mellan prestation och skattningsvariabeln är av olika styrka för olika intelligensnivåer och/eller olika nivåer på skattningsvariabeln. Som ett alternativ kan man därför anpassa en mer komplicerad yta än planet - en yta som medger bättre anpassning till sådana samband, där styrkan varierar. Man kan sedan jämföra den anpassning, som man får med den mer komplicerade "mjuka" varianten med den anpassning, som erhålles med den "stela" varianten, nämligen planet. Om man uppnår nästan lika god anpassning med den stela varianten som med den mjuka, kan det förefalla motiverat att observationerna beskrivs i relation till den enklare, stela modellen - vilket vi gjort i tidigare avsnitt. Om man emellertid får mycket bättre anpassning med den mjuka modellen, kan detta uppfattas som en indikation på att den stela varianten ger en alltför grov bild. Man kan då finna det motiverat att acceptera den extra komplikation som den mjuka varianten innehåller. Det är diskutabelt var man skall dra gränsen i fall som detta. Följande tillvägagångssätt har utnyttjats:

Graden av anpassning mäts i residualvarianstermer, vilket innebär, att man betraktar kvadrerade avvikelser mellan observationer och den yta, som anpassar till dem. Om man erhåller en signifikant minskning av residualvariansen, när man övergår från den stela varianten till den mjuka, betraktas detta som en indikation på att den stela varianten ger en alltför grov beskrivning. Signifikansprövning genomförs därvid med F-test (enligt t.ex. Draper and Smith, 1966, sid. 67).

Som närmare framgår av följande avsnitt visar det sig, att den mjuka modellen sällan ger signifikant bättre anpassning än den stela. Det finns därför inte så stora empiriska skäl för oss att uppehålla oss

vid den mjuka varianten i denna undersökning. Vi har emellertid ändå genomfört vissa beräkningar enligt den mjuka varianten, och då dessa kan ha visst metodiskt intresse, vill vi nedan kortfattat försöka presentera analysmetoden.

För att kunna genomföra en analys av ovan skisserat slag måste man välja en specifik mjuk variant bland många tänkbara sådana. En enkel ansats är härvid att utöka den linjära modellen ovan med termer av typ X_1^2 , X_2^2 och X_1X_2 , varvid man betraktar samband på formen

$$Y = A + BX_1 + CX_2 + DX_1^2 + EX_2^2 + FX_1X_2$$

För att beskriva ett erhållet samband av detta slag kan det vara lämpligt att tabellera funktioner. Man kan få en enkel och överskådlig tabell på följande sätt:

Bestäm ett "lågt" värde, ett "mitten" värde och ett "høgt" värde för varje variabel. Då det gäller t.ex. popularitet är det enkelt att ta 2 som det låga värdet, 3 som mittenvärde och 4 som det høga värdet. Det høga och det låga värdet kommer då att avvika från mittenvärdet med ungefär 2 spridningsenheter, och mittenvärdet kommer att nära överensstämma med medelvärdet. - För intelligensvariabeln kan motsvarande värde t.ex. väljas som 20, 30 och 40, varvid det høga och det låga värdet avviker från mittenvärdet med ungefär 1.25 spridningsenheter (spridningsenheter beräknade inom årskurs och kön men över socialgrupper). Man kan sedan beräkna de värden på prestation, som erhålles för olika kombinationer av de valda värdena på intelligens och popularitet. Dessa kan redovisas i en tabell av nedanstående slag

		Intelligens		
		Låg	Mitten	Høg
Popularitet	Låg			
	Mitten			
	Høg			

Av tabellen kommer man att kunna utläsa de närmevärden rörande den prestation, som erhålles vid olika kombinationer av intelligens och popularitet. Diskussioner kring en tabell av detta slag illustreras i nästa avsnitt, där vi presenterar vissa av våra resultat enligt denna senare beräkningsmetod.

J. Resultat

Som ovan nämnts jämförs den stela varianten med den mjuka varianten genom att man betraktar minskningen i residualkvadratsumman, när man övergår från den förra till den senare. Vid signifikansbedömningen jämföres denna minskning med den residualvarians, som erhålles med den mjuka modellen. Man betraktar härvid F-kvoten, som är uttryck för förhållandet mellan "minskning" och "kvarstående residualvarians". I det fall som vi här studerar får dessa F-kvoter $3 \cdot 6 = 18$ frihetsgrader i täljaren, vilket sammanhänger med, att den mer komplicerade modellen innehåller 3 regressionskoefficienter fler än den enklare modellen, samt att anpassningen skett inom 6 socialgrupper i varje enskilt fall. Frihetsgraderna i nämnaren kan i samband med de kvoter, som redovisas nedan, betraktas som "mycket stort". En F-kvot som är större än 1.67 kan betraktas som signifikant på 5 %-nivån.

I tabellen nedan redovisas F-kvoter med uppdelning på årskurs, kön och skattningsvariabel. Dessa baseras på residualvarianser, som beräknats genom anpassning inom varje socialgrupp, varefter residualkvadratsummor och minskningar i residualkvadratsummor adderats över socialgrupper.

Tabell 21. Jämförelse mellan "stel" och "mjuk" modell. F-kvoter, uppdelade på årskurs, kön och skattningsvariabel.

	Pop. eget kön.	Pop. mots. kön.	Självsk.	Motivat.	Säkerh.
Årskurs 3, pojkar	1.07	-	0.80	-	-
-"- 3, flickor	0.62	-	0.69	-	-
-"- 6, pojkar	1.61	1.11	0.86	1.28	1.09
-"- 6, flickor	1,05	1.39	1.00	1.56	2.03*

* = signifikant på 5 %-nivån

Som framgår av tabellen är det endast en signifikans i denna tabell, och den avser variabeln säkerhet för flickor i årskurs 6. Värdet 2.03 ligger strax under gränsen för signifikans på 1 %-nivån. Det kan vara diskutabelt huruvida man skall fästa sig vid en enstaka signifikans bland 14 möjliga. Vi kommer emellertid här att illustrera skillnaden mellan den mjuka och den stela varianten genom att betrakta anpassningen för flickor i årskurs 6, när man studerar sambandet mellan prestation och säkerhet. Vi inskränker oss därvid även till socialgrupp 6, eftersom skillnaden mellan de olika modellerna är

markant för denna grupp. Dessutom omfattar den ett relativt stort antal individer. (128 ind.)

För socialgrupp 6 ger den stela varianten följande regressionsplan

$$Y = -1.373 + 1.959 X_1 + 10.623 X_2$$

Skillnaden mellan två individer, som skiljer sig med 1 enhet i variabeln säkerhet och som har samma intelligens skulle alltså uppskattningsvis vara 10 enheter i prestation. Skillnaden mellan två individer som har samma värden i säkerhet, men skiljer sig med 1 enhet i intelligens skulle vara av storleksordningen 2. De närmevärden, som erhålles vid anpassningen av den mjuka modellen framgår av nedanstående tabell.

Tabell 22. Närmevärden till "prestation" vid olika kombinationer av intelligensnivå och "säkerhet" enligt den mjuka modellen.

		Intelligens		
		20	30	40
Säkerhet	2	60	78	99
	3	71	88	107
	4	91	107	124

Av tabellen framgår t. ex. att skillnaden mellan prestationer för barn med låg intelligens, som skiljer sig med 2 enheter i säkerhet är $(91 - 60) = 31$, d. v. s. skillnaden är drygt 15 enheter i prestation per enhet i säkerhet. Motsvarande skillnader för medel resp. hög intelligens är $(107 - 78)/2 = 14.5$ och $(124 - 99)/2 = 12.5$. (Att "trappstegen" mellan 15.5, 14.5 och 12.5 är olika stora är en följd av avkortningar). Man ser alltså, en antydning om ett visst samspel mellan säkerhet och intelligens. Säkerheten "betyder mer" för individer med låg intelligensnivå.

Vidare kan vi uppmärksamma, att sambandet framträder något starkare i den mjuka än i den stela varianten, där regressionskoefficienten, som förknippar prestation med säkerhet var 10.6 enheter.

På liknande sätt kan man studera sambandet mellan prestation och intelligens vid given säkerhet. Man finner att prestationsökningen med 1 enhets ökning i intelligens och given säkerhet är närmast 2 enheter vid låg säkerhet och 1.6 enheter vid hög säkerhet. Man kan även därmed konstatera ett visst samspel mellan variablerna, men detta är obetydligt.

Det är intressantare att se på hur sambanden kröker. Vi kan t. ex. konstatera, att ökningen i prestation vid låg intelligens är 11 enheter, om man ökar i säkerhet från värdena 2 till 3. Motsvarande prestationsökning är 20 enheter, om man tar steget från 3 till 4 i säkerhet. Samma tendens återfinns, när man i stället fixerar intelligens till 30 och 40, vilket är en följd av modellens egenskaper. Tolkningen skulle vara att "en enhet i säkerhet" betyder mer för prestation i den övre delen av säkerhetsskalan än i den undre delen. - På samma sätt kan man konstatera en liknande krökning i sambandet mellan prestation och intelligens vid given säkerhet. Denna krökning är dock mindre markant.

Vi skall inte längre uppehålla oss vid den mjuka varianten, men avslutningsvis påpeka, att det regressionsprogram som valts ej medger beräkning av medelfel hos de termer som uppträder i tabellen ovan, Medelfelen hos dessa termer beror dels på osäkerheten hos regressionskoefficienterna och dels på hur dessa samvarierar. Programmet BMD 02R ger ingen uppfattning om samvariationen.

K. Sambanden i termer av korrelationskoefficienter

De samband, som studerats ovan, har beskrivits i termer av partiella regressionskoefficienter. Huvudintresset har därvid gällt sambanden mellan skattningsvariabler och prestation vid given intelligens. Det mått, som kommit i fråga har som tidigare diskuterats varit koefficienter, som ger närmevärden på hur stor skillnad man kan vänta sig i prestation mellan två individer, som skiljer sig med en enhet i skattningsvariabeln, men som har samma intelligens. Måtten är besläktade med de mått man skulle få, om man betraktade regressionskoefficienter, som relaterar till skattningsvariabeln prestation inom material med samma intelligens och därefter tog medeltal över sådana koefficienter.

Alternativt skulle man kunna beskriva sambanden i korrelationskoefficienter. Den partiella korrelationskoefficienten mellan skattningsvariabeln och prestation vid given intelligens är också besläktad med den vanliga totala korrelationskoefficienten, som uppstår vid studiet av material, där skattningsvariabeln och prestation varierar, men man har samma intelligens. Den partiella korrelationskoefficienten liknar ett medeltal över sådana totala koefficienter, En total korrelationskoefficient av detta slag kan i sin tur uppfattas som en regressionskoefficient i ett material, där skalorna uttrycks i spridningsenheter. Korrelationskoefficienten ger därför ett närmevärde till

hur stor skillnad man kan vänta sig i prestation mellan två individer, som skiljer sig med en spridningsenhet i skattningsvariabeln. Skillnaden i prestation uttrycks härvid i termer av spridningsenheter i prestationsvariabeln. Man bör då observera, att det är frågan om spridningsenheter i skattningsvariabeln inom material med samma intelligens resp. om spridningsenheterna i prestationsvariabeln i material med samma intelligens.

Vi har genomfört samma beskrivning av sambanden, som ovan presenterats i termer av regressionskoefficienter, även i termer av korrelationskoefficienter. Beskrivande tabeller återfinns i bilaga 16. Man får i stort sett samma bild av sambanden i bägge fallen.

I följande tabell ges genomsnittliga regressions- och korrelationskoefficienter för de partiella sambanden mellan prestation och skattningsvariablerna vid given intelligens. Koefficienterna är tagna genomsnittligt över socialgrupp, kön och årskurs. Samma vägnings-system har använts i bägge fallen.

Tabell 23. Partiella samband mellan skattningsvariablerna och "prestation" vid given intelligens. Medeltal över socialgrupp, kön och årskurs.

<u>Variabel</u>	<u>Part. regr. koeff.</u>	<u>Part. korr. koeff.</u>
Popularitet, eget kön	5.70	0.20
Popularitet, motsatt kön	4.02	0.19
Självskattning	1.96	0.07
Motivation	13.10	0.52
Säkerhet	14.19	0.51

Även i termer av korrelationskoefficienter framträder alltså en positiv samvariation för samtliga variabler. Starkaste sambandet ser vi även här för variablerna motivation och säkerhet. Popularitet intar en mellanställning och sambandet är mycket svagt vid självskattning.

Ser vi - i termer av korrelationskoefficienter - till skillnaden mellan kön, årskurs och socialgrupper samt till tidigare analyserade samspel mellan dessa indelningsgrunder, framträder i allt väsentligt samma bild, som vi redan sett vid analysen av regressionskoefficienterna. Vi har ej genomfört någon signifikansanalys i detta sammanhang, utan nöjt oss med vissa överslagsberäkningar. Bakgrunden till dessa beräkningar skisseras kortfattat i bilaga 17, som skrivits av

Erik Leander. Överslagsberäkningarna antyder, att man skulle ha fått signifikanser på samma enstaka ställen som tidigare.

L. Sammanfattning av resultaten

En sambandsanalys med s. k. "multipel regressionsmetodik" har utförts för att studera kamrat- och självskattningsvariablernas relation till skolprestationen hos eleverna i årskurserna 3 och 6 (s:a 1585 barn). Måttet på skolprestationen har då varit standardproven i svenska och matematik. Vid denna analys har barnens intelligensnivå (mätt med DBA-testet) och socialgruppstillhörighet - faktorer som generellt sett kan sägas ha positiv samvariation med de övriga variablerna - hållits under kontroll. Vi presenterar här huvud dragen av resultaten av denna sambandsanalys:

1) Det märks en positiv och systematisk - om dock svag - samvariation mellan popularitet hos kamraterna av det egna könet och prestation vid given intelligens. Denna tendens till positiv samvariation är mest utpräglad bland de högre socialgrupperna i årskurs 3 och bland de lägre socialgrupperna i årskurs 6. Minst märks den bland de högre socialgrupperna i årskurs 6, framför allt hos flickorna.

2) En något svagare men dock positiv samvariation återfinns mellan popularitet hos det motsatta könet och prestation hos pojkarna och flickorna i årskurs 6. Denna samvariation är inte signifikant bland de högre socialgrupperna, varken för pojkarna eller flickorna.

3) Självskattningsvärdena samvarierar ej systematiskt med skolprestationen utom hos flickorna i årskurs 6, där man framför allt bland flickorna i de lägre socialgrupperna finner en positiv - om dock svag - samvariation.

4) Skolmotivationen i årskurs 6 - såsom den bedöms av kamraterna av det egna könet - samvarierar klart positivt med skolprestationen vid given intelligens. Starkast framträder detta bland pojkarna i samtliga socialgrupper.

5) Även kamraternas skattningar av säkerheten resp. ängslan, såsom den framträder under lektionerna, samvarierar - om dock ej i lika hög grad som skolmotivationen - med prestation hos både pojkar och flickor i årskurs 6. Starkaste sambandet återfinns bland pojkarna i de högre socialgrupperna.

KAP. IX. SLUTORD

Att bestämma avgränsningen för bearbetningar av ett så här stort material måste bli föremål för subjektiva överväganden, som till stor del dirigeras av arbetsekonomiska faktorer. Ständigt dyker nya problemställningar upp under bearbetningarnas gång och nya frågor inställer sig, som skulle kräva ytterligare penetrering. Ofullständigheten blir därför helt enkelt ett ofrånkomligt faktum. Man kan bara hoppas, att en sådan här undersökning, som väsentligen blir av deskriptiv karaktär, kan tillskjuta något till en grundligare kartläggning av de olika faktorer, som kan tänkas påverka skolanpassningen.

Föreliggande arbete kan i stort sett anses stå i överensstämmelse med tidigare teorier om att en god kamratanpassning är en av de faktorer, som kan bidra till att göra skoltillvaron positiv och skolarbetet konstruktivt, och att en bristande förmåga till kamratanpassning å andra sidan kan hindra ett barns möjligheter att komma till sin rätt, såsom det bl. a. kan yttra sig i skolprestationerna. Vi har under arbetets gång märkt, att det varit svårt att avgöra, huruvida man ska bedöma s. k. överprestation som ett tecken på missanpassning i skolsituationen. Däremot förefaller det ligga närmare till hands att betrakta s. k. underprestation som ett mer negativt uttryck för skolanpassning. Säkerligen kan en alltför kraftig anspänning i förhållande till de intellektuella resurserna vara tecken på bristande psykisk balans. Men man kan å andra sidan också tänka sig, att upplevelsen av goda prestationer i så pass hög grad kan stärka självkänslan, att skolanpassningen och skoltrivseln på längre sikt blir bättre, och att en mer avspänd och avvägd attityd till uppgifterna kan uppnås. Detta är svårare att hoppas på, om en elev upplever ideliga misslyckanden och får känslan av att inte kunna prestera i nivå med sina tillgångar. Samtidigt bör man vara medveten om, att det finns risk för, att dagens skola med dess prestationshets och poängjakt kan utsätta eleverna för alltför stark press. Detta kan i sin tur bidra till att den genomsnittliga prestationsnivån höjs, och att det därigenom bildas en grupp av s. k. underpresterande, som i en mer avspänd skolmiljö skulle vara mer normalt fungerande. Det är alltså inte självklart, att man skall betrakta den prestation, som barn vid en viss intelligensnivå genomsnittligt uppnår som normerande. Även "normalprestationen" kan vara en "överprestation" (eller också en "underprestation").

Det är en banal sanning, att orsakerna till god resp. dålig kamratanpassning kan vara oräkneliga. Dels kan de tillskrivas den enskilde

elevens personlighet och dels den socialpsykologiska miljö, som skolan erbjuder. I barnpsykiatriskt arbete, där kamratsvårigheter är en ofta förekommande bild i en allmänare psykisk störning, märker man en tydlig tendens hos både föräldrar och barn att tillskriva skolmiljön dessa svårigheter. De kan övertygat argumentera för att byte av skolklass snabbt skulle undanröja den dåliga kamratkontakten. Som vi tidigare påpekat visar sig dock sådana praktiska åtgärder sällan leda till åsyftad positiv verkan, utan kamratsvårigheterna uppstår ganska snart igen i den nya skolmiljön. Ofta blir man alltså stärkt i den uppfattningen, att allvarliga kamratsvårigheter måste ses som ett uttryck för en allmänare och mer genomgripande missanpassning hos den enskilde eleven. Men därför framstår det inte som något mindre väsentligt, att elevernas sociala relationer till varandra i klassen uppmärksammas, och att skolan försöker göra vad som står i dess makt för att hjälpa den, som av olika skäl tycks stå utanför kamratgemenskapen, vare sig det gäller den aggressivt störande eleven eller den ängsliga och hämmade. Mycket kanske ändå ibland kan göras för att förbättra det sociala klimatet i en klass och därmed öka elevernas allmänna skoltrivsel, deras självkänsla och deras möjligheter att på ett konstruktivt sätt ge uttryck för både sina intellektuella och emotionella resurser.

LITTERATURFÖRTECKNING

- Alexander, T. och Alexander, M. A study of personality and social status. *Child Development*; 1952, 23, sid. 207-223.
- Ausubel, D.P. Socioempathy as a function of sociometric status. *Human Relations*; 1955, 8, sid. 75-84.
- Berger, E.M. The relation between expressed acceptance of self and expressed acceptance of others. *Journal of Abnormal and Social Psychology*; 1952, 47, sid. 778-782.
- Bergman, J. Impopulära elever - en explorativ studie av lågstadielevs som visat låg social status i årskurs 1, 2 och 3 enligt lärarskattningar och sociogram. Göteborg 1965. Trebetygsuppsats vid Pedagogiska Institutionen, Göteborg.
- Bilting, M. och Haglöf, C. Vem är populär och vem kommer med i det ledande gänget? Göteborg 1965. Trebetygsuppsats vid Pedagogiska Institutionen, Göteborgs universitet.
- Bjerstedt, Å. Interpretations of sociometric choice status. Lund 1956.
- Björso, M. Val av kamrater i skolklassen. *Folkskolan* 1958, 12, sid. 20-25.
- Bonney, M.F. Personality traits of socially successful and socially unsuccessful children. *Journal of Educational Psychology*; 1943, 34, sid. 449-472.
- Bonney, M.F. Relationships between social success family size, socioeconomic background and intelligence among school children in grade III and IV. *Sociometry*; 1944, 7, sid. 26-39.
- Bonney, M.F. och Northway, M.L. Childhood and early adolescent, high school and college level. *Moreno: The sociometry reader*, 1960, sid. 401-405.
- Bronfenbrenner, U. The measurement of sociometric status, structure and development. New York 1945.
- Byrd, E. A study of Validity and Constancy of Choice in a Sociometric Test. *Sociometry*; 1951, 14, sid. 175-181.
- Candless, R. och Castaneda, A. Anxiety in children, school achievement and intelligence. *Child development*; 1956, 22, sid. 379-382.

- Draper, N.R. och Smith, H. Applied regression analysis.
New York 1966.
- Ekman, G. Reliabilitet och konstans. Ett bidrag till testpsykologiens metodologi. Stockholm 1947.
- Evans, K.M. Sociometry and Education. London 1962.
- Fisher, R.A. och Yates, F. Statistical tables for biological agricultural and medical research. London 1953.
- Flinck, R. Skolanpassning hos elever på enhetsskolans/grundskolans högstadium. Report from the Institute of Education, nr 8, 1965, University of Lund.
- Gallagher, J.J. Social status of children related to intelligence, propinquity and social perception. Elem. School Journal; 1958, 58, sid. 225-231.
- Goslin, D. Accuracy of self perception and social acceptance. Sociometry; 1962, 25, sid. 283-296.
- Gottheil, E. Sociometric technique and experimental method in social psychology. Journal of Social Psychology; 1952, 35, sid. 9-21.
- Gronlund, N.E. The relative stability of classroom status with unweighted and weighted sociometric status scores. Journal Educ. Psychol.; 1955, 46, sid. 345-354.
- Gronlund, N.E. Sociometry in the Classroom. New York 1959.
- Grossman, B. och Wrighter, J. The relationship between selection - rejection and intelligence, social status and personality amongst sixth grade children. Sociometry; 1948, 11, sid. 346-355.
- Horowitz, F.D. The relationship of anxiety, self concept and sociometric status among fourth, fifth and sixth grade children. Journal of Abnorm. and Soc. Psychol., 1962, 65, sid. 212-214.
- Jennings, H.R. Leadership and Isolation. New York 1950.
- Johannesson, I. Sociala relationer mellan barn i folkskoleklasser. Lund 1954.
- Johannesson, I. Tonåringar i skolan. En follow-up studie av högstadieelevers skolanpassning i skilda skolmiljöer. Delrapport III. Självvärdering och kamratvärdering. Stockholm 1967.
- Kendall, M.G. Rank correlation methods. London 1948.
- Kipnis, D.M. Changes in self-concepts in relation to perception of others. Journal of Personality; 1961, 29, sid. 449-465.

- Kuhlen, R.G. och Lee, B. Personality characteristics and social acceptability in adolescence. *Journal of Educational Psychology*; 1943, 34, sid. 321-340.
- Kuhlen, R.G. och Collister, E.G. Sociometric status of sixth- and ninth-graders who fail to finish high school. *Educational and Psychological Measurement*; 1952, 12, sid. 632-637.
- Kuhlen, R.G. och Bretsch, H.S. Sociometric status and personal problems of adolescents. *Moreno: The sociometry reader*, Glencoe 1960, sid. 406-416.
- Lindzey, G. och Borgatta, E.F. Sociometric measurement. *Handbook of Social psychology*, 1956, vol. I, sid. 405-448.
- Ljung, B.-O. Skolmotivation, ängslighet och prestation. *Lärarhögskolan i Stockholm*, 1960.
- Mc Nemar, Q. *Psychological Statistics*, New York 1959.
- Magnusson, D. Självvärdering och skolmiljö. SOU 1960:42. Stockholm 1960.
- Magnusson, D. Self-evaluation as a function of age. An empirical investigation. *Rap. Psychol. Lab. Univ. Stockholm*, No 124, 1962.
- Magnusson, D. Anpassning och skolprestation. Stencil, dec. 1964.
- Mouton, J., Blake, R.R. och Fruchter, B. The validity of sociometric responses. *Sociometry*; 1955, 18, sid. 181-206.
- Northway, M.L. Outsiders. A study of the personality patterns of children least acceptable to their age mates. *Sociometry*; 1944, 7, sid. 10-25.
- Pepinsky, R.N. The meaning of "validity" and "reliability" as applied to sociometric tests. *Educ. Psychol. Measur.*; 1949, 9, sid. 39-49.
- Phillips, B.N., Hindsman, E. och Jennings, E. Influence of intelligence on anxiety and perception of self and others. *Child Development*; 1960, 31, sid. 41-46.
- Phillips, B.N. Sex, social class, and anxiety as sources of variation in school achievement. *Journal of Educational Psychology*; 1962, 53, sid. 316-322.
- Porterfield, O.V. och Schlichting, H.F. Peer status and reading achievement. *Journal of Educational Research*; 1961, 54, sid. 291-297.

- Schiff, H. Judgemental response sets in the perception of sociometric status. *Sociometry*; 1954, 17, sid. 207-227.
- Sells, S.B. och Roff, M. Peer acceptance-rejection and personality development. Texas and Minnesota, 1967.
- Siegel, S. Nonparametric statistics for the behavioral sciences. New York 1956.
- Stensaasen, S. Sociale relasjoner i klasserommet. *Forskning og danning*, 1962, 7, sid. 71-138.
- Svensson, A. Sociala och regionala faktorerers samband med över- och underprestation i skolarbetet. *Rapporter från Pedagogiska Institutionen, Göteborgs Universitet*, 1964.
- Thorpe, J.G. An investigation into some correlates of sociometric status within school classes. *Sociometry*; 1955, 18, sid. 49-61.
- Witryol, S.L. och Thompson, G.G. A critical review of the stability of social acceptability scores obtained with the partial-rank-order and the paired comparison scales. *Genetic Psychology Monograph*; 1953, 48, sid. 221-260.
- Öbrink, J. Skolbarns skolkning. En psykologisk-pedagogisk undersökning. *Pedagogiska skrifter* 237. Örebro 1964.

Kamrat- och självskattningarKlass 3

Övningsex.
på svarta
tavlan.

1. Skriv upp 5 fingerade namn på tavlan med 3 rutnader vid sidan.
2. Dela ut kuverten. I varje kuvert skall finnas 3 numrerade namnlistor (3 roterade, 3 raka, eget kön).

Syfte.

3. "Den här timmen ska vi göra något annat. Som ni vet allihopa, så är det ju ganska viktigt att man har någon eller några klasskamrater, som man tycker om att vara tillsammans med om man ska trivas i skolan. Det ni ska skriva om nu gäller just era klasskamrater. Och så måste ni komma ihåg igen, att det inte är någon annan än vi som gör undersökningen som får se vad ni skriver."

Skriv 1.
Korrigera
namnlistan.

4. "Nu kan ni ta fram den översta namnlistan ur kuvertet och skriv siffran 1 överst." Pojkarna har nu framför sig namnen på pojkarna i klassen och flickorna har namnen på flickorna. (Om någon elev kommit till eller slutat i klassen får barnen nu själva skriva dit resp. stryka namnet. Kontrollera också att alla känner igen varandra, t. ex. om det är fler som har samma förnamn och kanske inte vet varandras efternamn.)

Ringa in
namnet.
Demonstration.

5. "Sätt nu en ring kring ditt eget namn. Tänk dig nu att det blir bestämt, att ni måste byta klassrum och att inte alla får rum i det nya klassrummet. Vilka vill du då helst ha med dig? Ni kommer säkert att välja väldigt olika allihopa, eftersom ni är så olika varandra. Så ska ni göra så här. Ni ser att efter namnen finns det tre rutnader men ni ska bara skriva i den första. Sätt en 1 efter namnet på den du allra helst vill ska med i det nya klassrummet, en 2 efter nästa o. s. v. och fortsatt tills du har satt siffror efter alla namn utom ditt eget. Ni ska också välja de som är borta i dag. (Visa ett ex. på tavlan med fingerad namnlista och rita då också upp de tre rutnaderna, så att barnen riktigt förstår hur de ska skriva). Har alla förstått? Fråga gärna om det är något ni undrar över. Försök att skriva precis som ni tycker och för det mesta är det som man först tänker det viktigaste, så tänk inte för länge." (Gå gärna runt i klassrummet och kontrollera, att alla gör rätt, inte glömmer någon). När alla är färdiga: Lagg in blanketten i kuvertet igen.

Skriv 2.
Ringa in
namnet.
Demonstration.

6. "Nu tar ni ut nästa namnlista, som ser precis likadan ut fast namnen står litet i annan ordning. Skriv en 2 överst på den. (Låt barnen korrigera namnlistan som tidigare). Sätt en ring kring ditt eget namn. Nu ska du gissa hur dina kamrater valde, när de tänkte just på dig. Vilka tror du valdes före dig och vilka tror du valdes efter dig. Du ska sätta ett plus efter namnet på den som du tror att de flesta valde före dig själv och ett minus efter den, som du tror att de flesta valde efter dig. (Visa ett ex. på tavlan och använd första rutraden igen). Har alla förstått? Ni kan självklart bara gissa hur de andra har valt, inte veta det". När alla är färdiga: Lägg in blanketten i kuvertet.

Skriv 3.
Ringa in
namnet.
Demonstration.

7. "Nu ska ni ta fram det sista papperet ur kuvertet och skriva en 3 överst på det. Hoppas att pojkarna igen har fått samma namnlista på pojkarna i klassen och flickorna har fått en flicklista. (Korrigera namnlistan som vanligt). Skriv en ring igen kring ditt eget namn. Nu ska vi göra litet annorlunda. Nu låter första frågan så här:
Vilka av dina klasskamrater vill du helst vara tillsammans med på rasterna? Du får välja 3 stycken. (Om någon absolut vill välja 4 så får den väl göra det). Sätt en 1 efter namnet på den du helst vill vara tillsammans med, en 2 och en 3 efter de två andra. Sätt siffrorna i den första rutraden. (Visa ett ex. på tavlan). Har alla gjort det? Då kommer nästa fråga: Vilka tre av dina klasskamrater vill du helst eller skulle du helst vilja vara tillsammans med, när du är ledig från skolan? Tänk inte så mycket på om det går eller inte går, för att ni t. ex. bor långt ifrån varandra, utan tänk på vilka du helst skulle vilja vara tillsammans med. Gör på samma sätt som vid förra frågan och sätt siffrorna 1, 2 och 3 i den mellersta rutraden (visa på tavlan). Ni får självklart välja samma kamrater, som vid förra frågan, men också ta andra kamrater, om ni tycker att ni hellre vill vara med andra, när ni är lediga från skolan. (Kontrollera att alla har förstått).

Kuverten
klistras
igen av
eleverna.

8. När alla är färdiga läggs sista listan in i kuvertet och barnen får klistra igen sitt kuvert.

Kamrat- och självskattningarKlass 6 och 8

Övningsex.
på svarta
tavlan.

1. Skriv upp 5 fingerade namn på tavlan med 3 rutrader vid sidan.

Dela ut
kuvert.

2. Dela ut kuverten. I varje kuvert ska finnas 6 numrerade namnlistor. (3 raka, 3 roterade. 5 listor eget kön, 1 rak lista motsatt kön.)

Syfte.

3. "Den här timmen ska vi göra något helt annorlunda. Som ni vet allihopa, så är det ju ganska viktigt, att man har någon eller några klasskamrater, som man tycker om att vara tillsammans med, om man ska trivas i skolan. Det ni ska skriva om nu gäller just era klasskamrater. Och så måste ni komma ihåg igen, att det inte är någon annan än vi som gör undersökningen som får se vad ni skriver."

Skriv 1.
Korrigera
namnlistan.

4. "Nukan ni ta fram den översta namnlistan ur kuvertet. Skriv siffran 1 överst. Pojkarna har nu framför sig namnen på pojkarna i klassen och flickorna har namnen på flickorna." (Om någon elev kommit till eller slutat i klassen får barnen nu själva skriva dit resp. stryka namnet. Kontrollera också att alla vet vad kamraterna heter, om t.ex. två har samma förnamn och kanske inte vet varandras efternamn).

Ringa in
namnet.
Demonstration.

5. "Sätt nu en ring kring ditt eget namn. Tänk dig nu att det blir bestämt, att ni måste byta klassrum och att inte alla får rum i det nya klassrummet. Vilka vill du då helst ha med dig? Ni kommer säkert att välja väldigt olika allihopa, eftersom ni är så olika varandra. Så ska ni göra så här. Ni ser att efter namnen finns det tre rutrader, men ni ska nu bara skriva i den första. Sätt en 1 efter namnet på den du allra helst vill ska med i det nya klassrummet, en 2 efter nästa o.s.v. och fortsätt tills du har satt siffror efter alla namn utom ditt eget". (Visa ett ex. på tavlan med fingerad namnlista och rita då också upp de tre rutraderna, så att barnen riktigt förstår hur och var de ska skriva). "Har alla förstätt? Ni kan också välja dem som är sjuka i dag. Fråga gärna om det är något ni undrar över. Försök att skriva precis som ni tycker och för det mesta är det som man först tänker på det viktigaste, så tänk inte för länge. (Gå gärna runt i klassrummet och kontrollera att

alla gör rätt och inte glömmer någon). (När alla är färdiga): Lagg in blanketten i kuvertet igen".

Skriv 2.
Ringa in
namnet.
Demonstration.

6. "Nu tar ni ut nästa namnlista, som ser precis likadan ut fast namnen står i litet annan ordning. Skriv en 2 överst på den. (Låt barnen korrigera namnlistan som tidigare). Sätt en ring kring ditt eget namn. Nu ska du gissa hur dina kamrater valde, när de tänkte just på dig. Vilka tror du valdes före dig och vilka tror du valdes efter dig. Du ska sätta ett plus efter namnet på den som du tror att de flesta valde före dig själv och ett minus efter den, som du tror att de flesta valde efter dig. (Visa ett ex. på tavlan och använd första rutraden igen). Har alla förstått? Ni kan självklart bara gissa hur de andra har valt och ni kan ju inte veta om ni gissar rätt". (När alla är färdiga): "Lagg in blanketten i kuvertet igen".

Skriv 3.
Ringa in
namnet.
Demonstration.

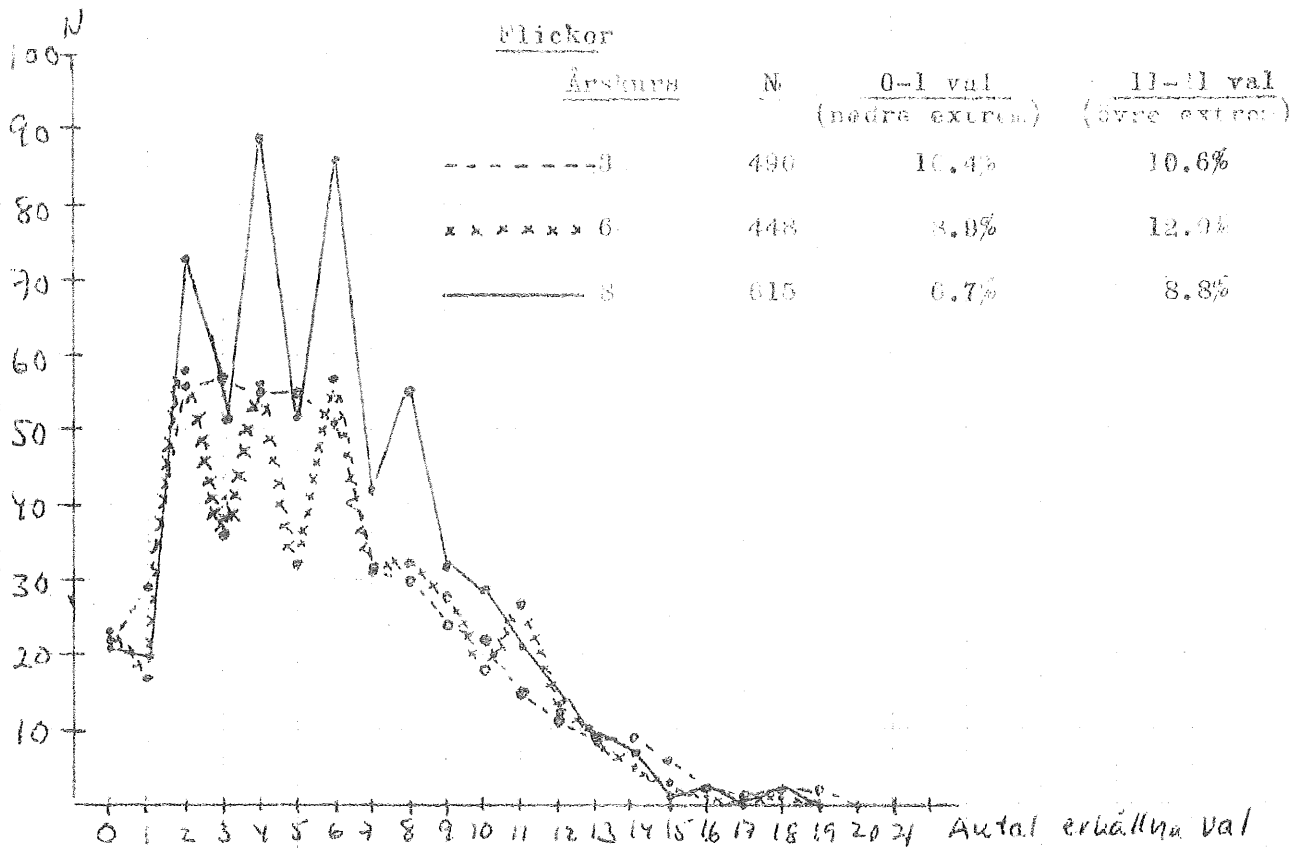
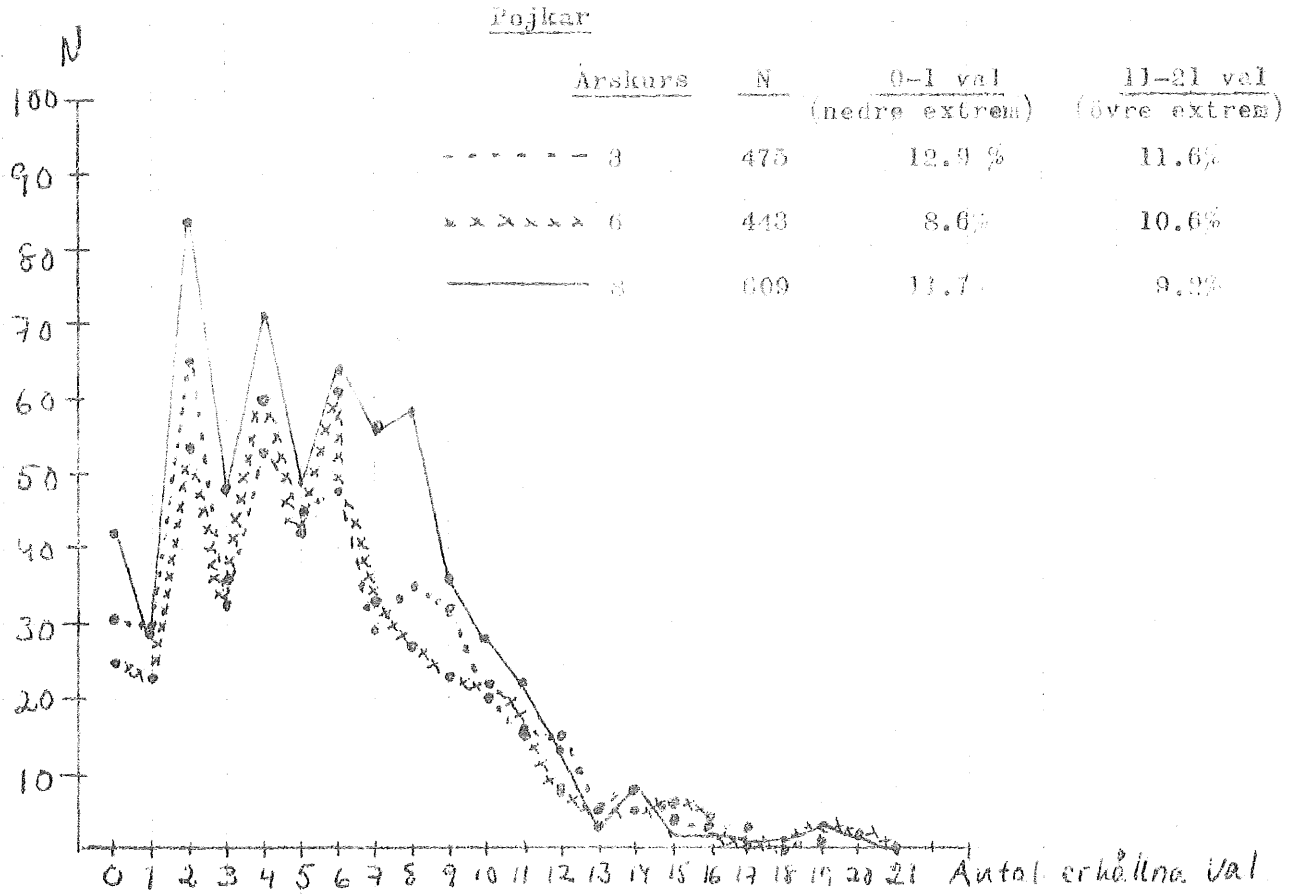
7. "Så tar ni ut nästa namnlista och skriver en 3 överst på den. Pojkarna har nu fått en lista med flickornas namn och flickorna har en lista med pojkarnas namn. (Glöm inte att låta eleverna korrigera listorna vid behov). Nu ska ni göra precis likadant som på första listan. Tänk efter vilka du helst vill ha med dig i det nya klassrummet och sätt liksom förut en 1 efter det namnet, 2 efter den du vill ska komma sen o. s. v. och fortsätt tills du har satt siffror efter alla namnen. Är alla färdiga? Lagg in blanketten i kuvertet igen".

Skriv 4.
Ringa in
namnet.

8. "Nu kan ni ta fram nästa namnlista och skriva en 4 överst på den. (Det är mycket viktigt att dessa siffror kommer på alla listorna, annars vet man inte vilken slags rangordning det gäller. Sätt en ring kring ditt eget namn. Nu ska ni tänka på era klasskamrater på ett litet annorlunda sätt. Ni är ju alla säkerligen väldigt olika varandra på olika sätt, t. ex. när det gäller att tycka om att gå i skolan, att vara intresserade av skolämnena och att överhuvudtaget ha lust att jobba med skolarbetet. Somliga av er tycker antagligen att det är viktigt att få bra betyg och går in för att klara sig bra både på lektionerna och på skrivningarna. Andra av er kanske inte alls bryr sig så mycket om hur det går i skolan. Nu ska ni försöka numrera era kamrater precis som ni gjort förut. Men nu ska ni sätta en 1 efter den som ni tycker verkar ha mest intresse för skolan, en 2 efter den som kommer därnäst o. s. v. och den sista siffran (t. ex. 11 om ni har elva klasskamrater, får då den som ni tycker verkar ha minst arbetslust. Ni behöver alltså inte sätta någon siffra efter ert eget namn. Har alla förstått?" (Kontrollera att alla har förstått, och visa gärna på tavlan vid behov).

Fördelning över antalet erhållna val;

Variabel: "LBYIG".

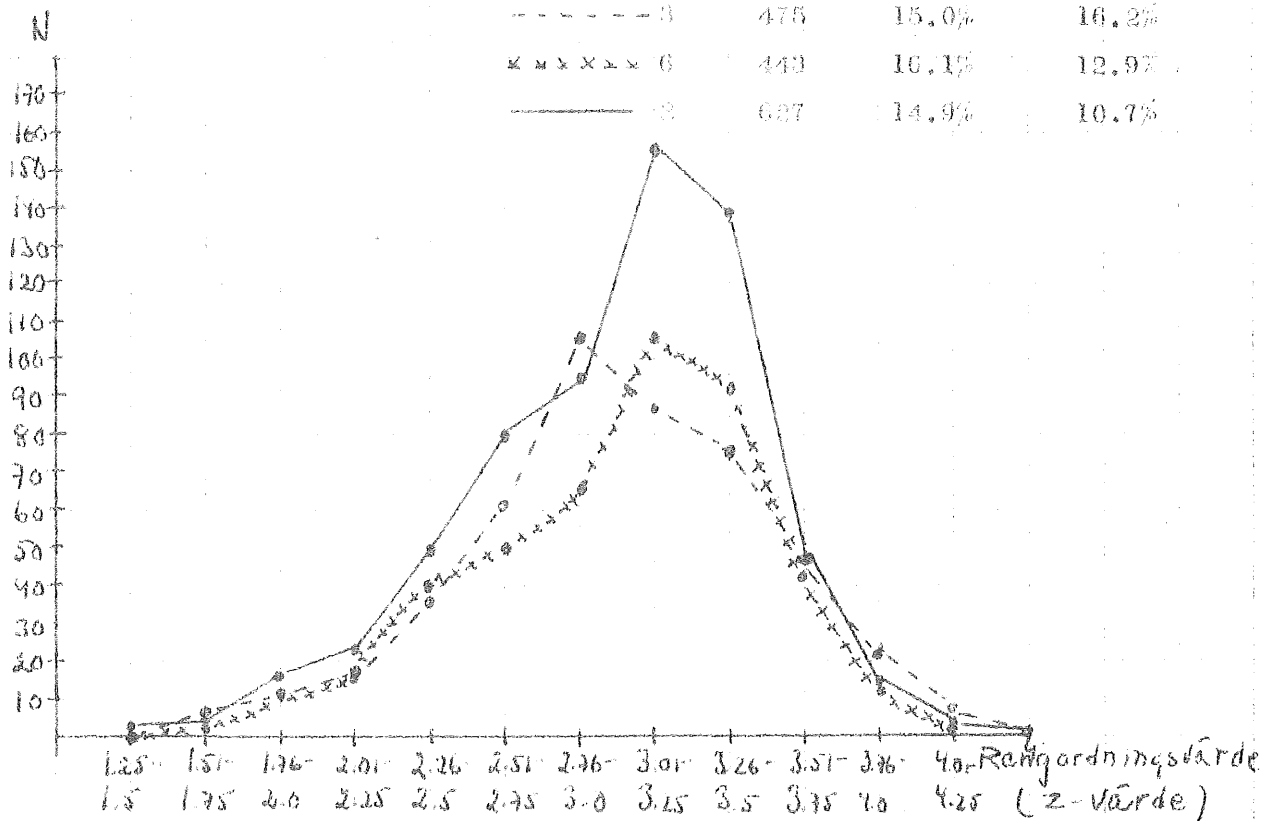


Fördelning över rangordningsvärden (z-värden).

Variabel: "Klass. 90", "Skilf 10N".

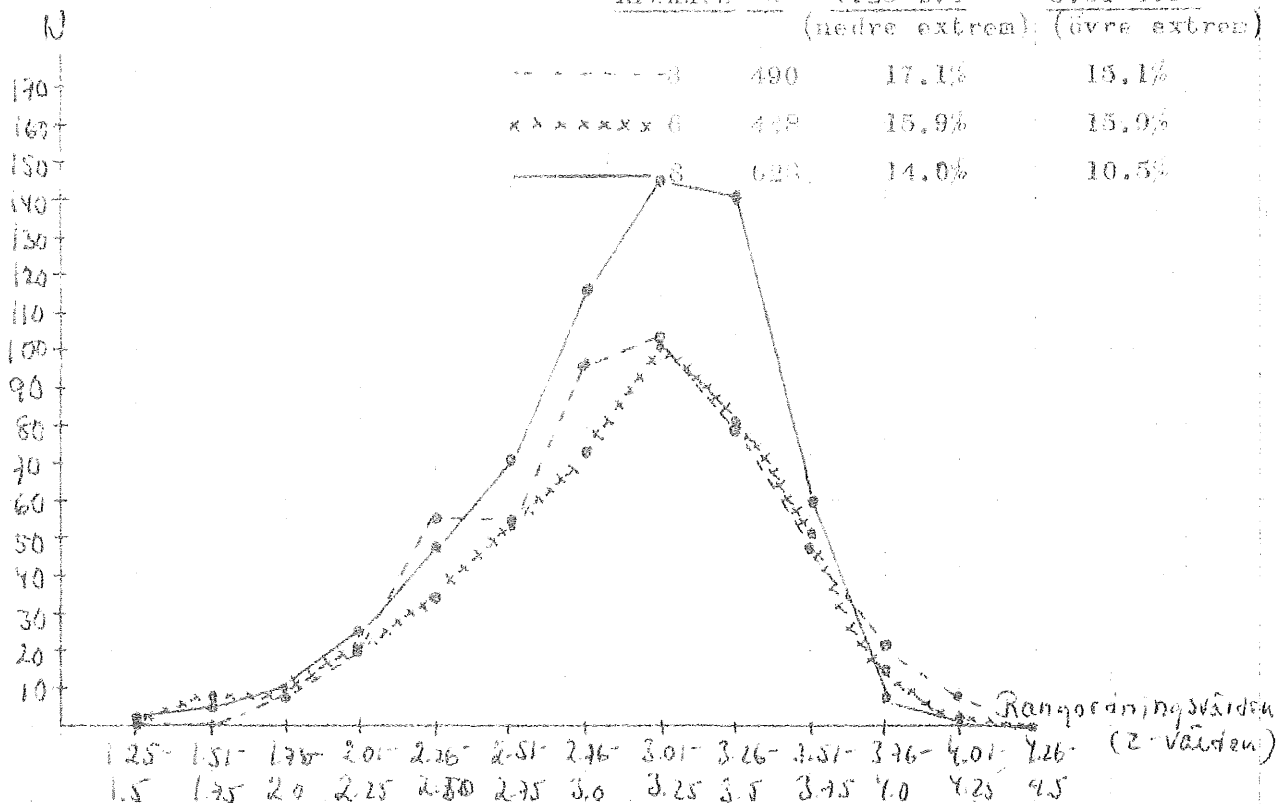
Pojkar

Årskurs	N	1.25-2.5 (nedre extrem)	3.51-4.5 (övre extrem)
----- 3	475	15.0%	16.2%
x x x x x x 6	449	16.1%	12.9%
----- 8	627	14.9%	10.7%



Flickor

Årskurs	N	1.25-2.5 (nedre extrem)	3.51-4.5 (övre extrem)
----- 3	490	17.1%	15.1%
x x x x x x 6	448	15.9%	15.9%
----- 8	623	14.0%	10.5%

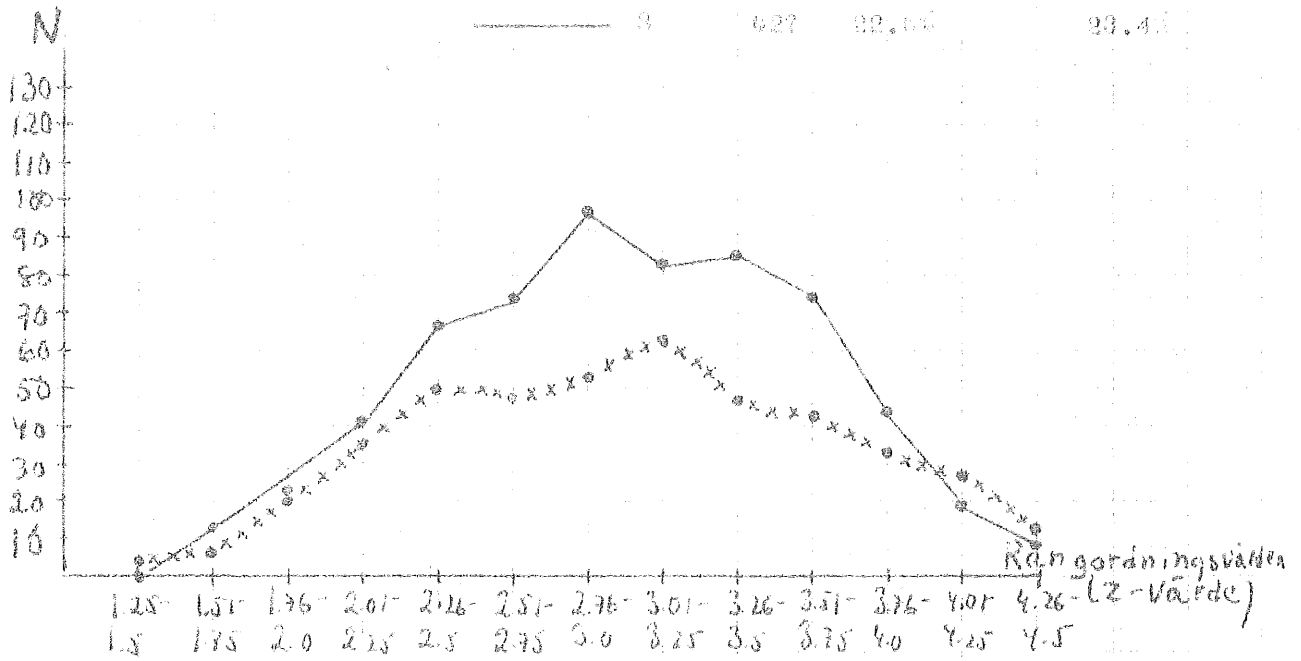


Ärskur för fyra månadars ålder (2-värde)

Variabel: "Klass Ök, (1-100 N)".

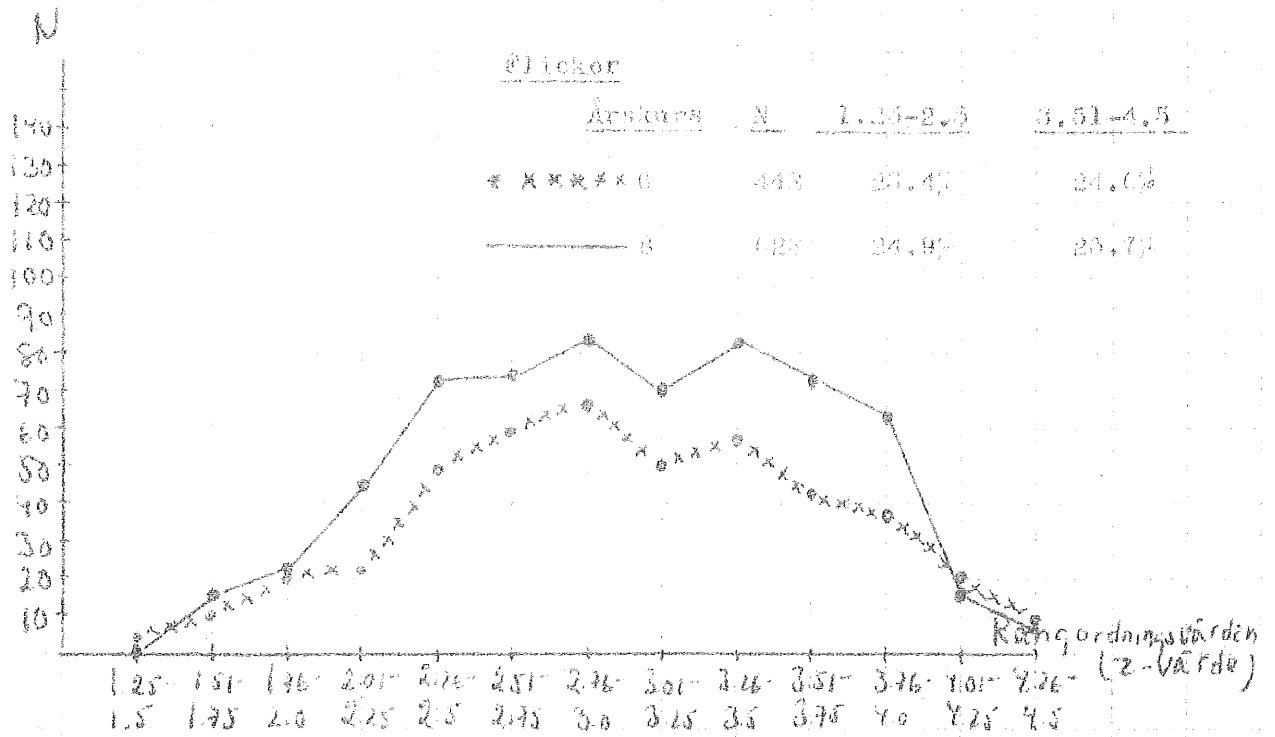
Pojkar

Årskurs	N	1.25-2.5 (nedre extremit)	3.51-4.5 (övre extremit)
* * * * *	443	28.6%	26.0%
—	627	22.6%	23.4%



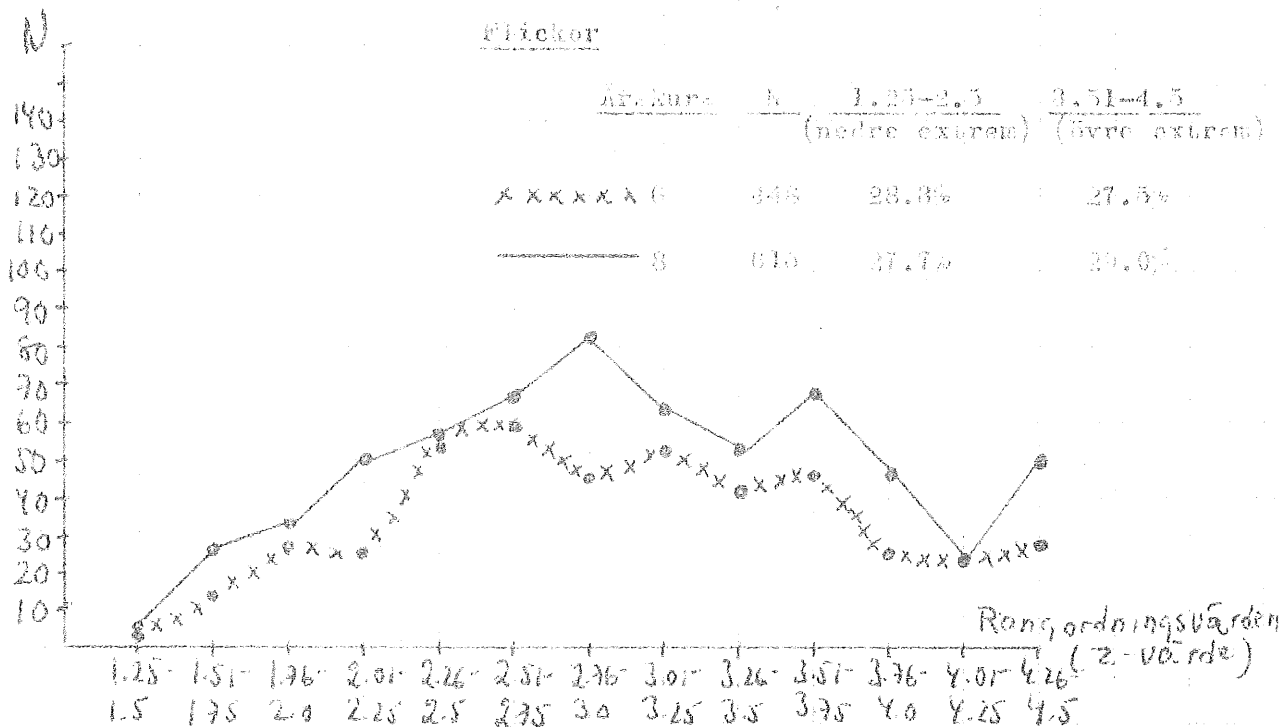
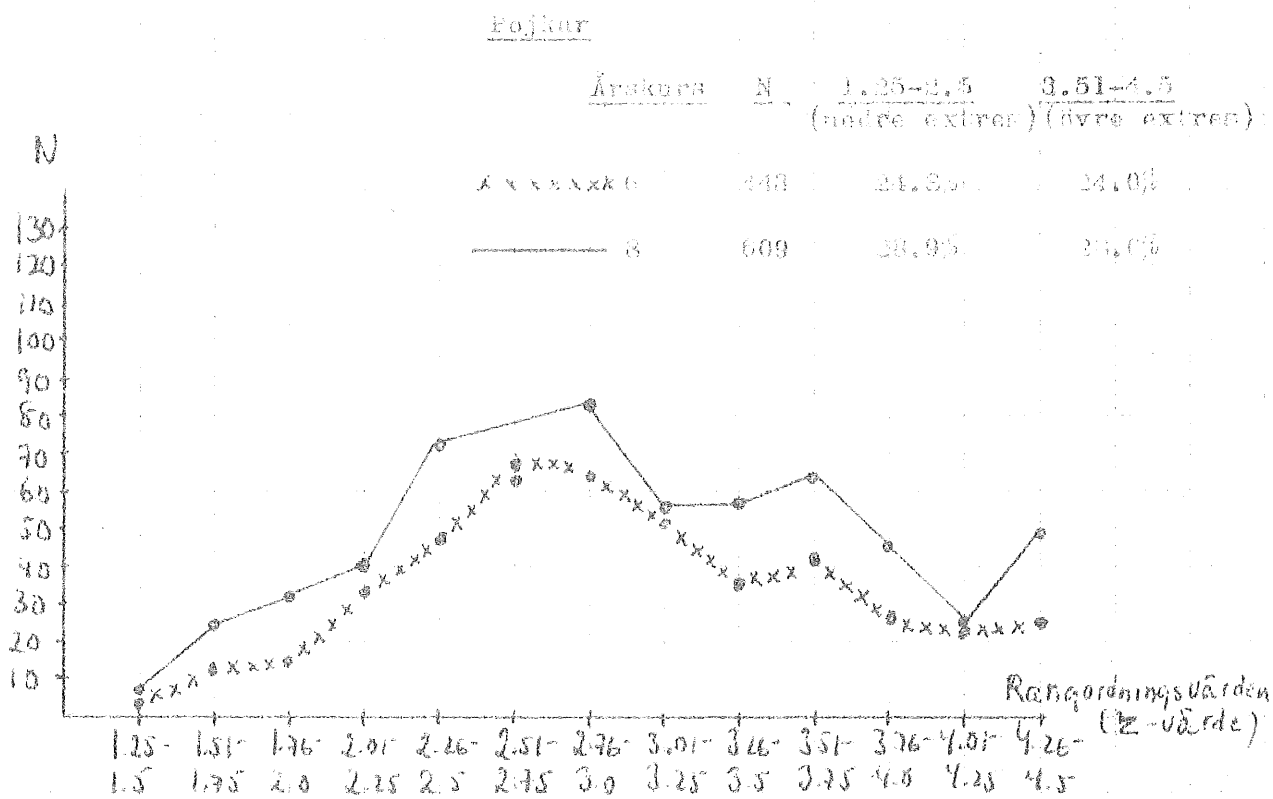
Plickor

Årskurs	N	1.25-2.5	3.51-4.5
* * * * *	443	23.4%	24.0%
—	627	24.9%	20.7%



Samling över rangordningsvärderna (-värden)

Variabel: "POSITIV BUN".



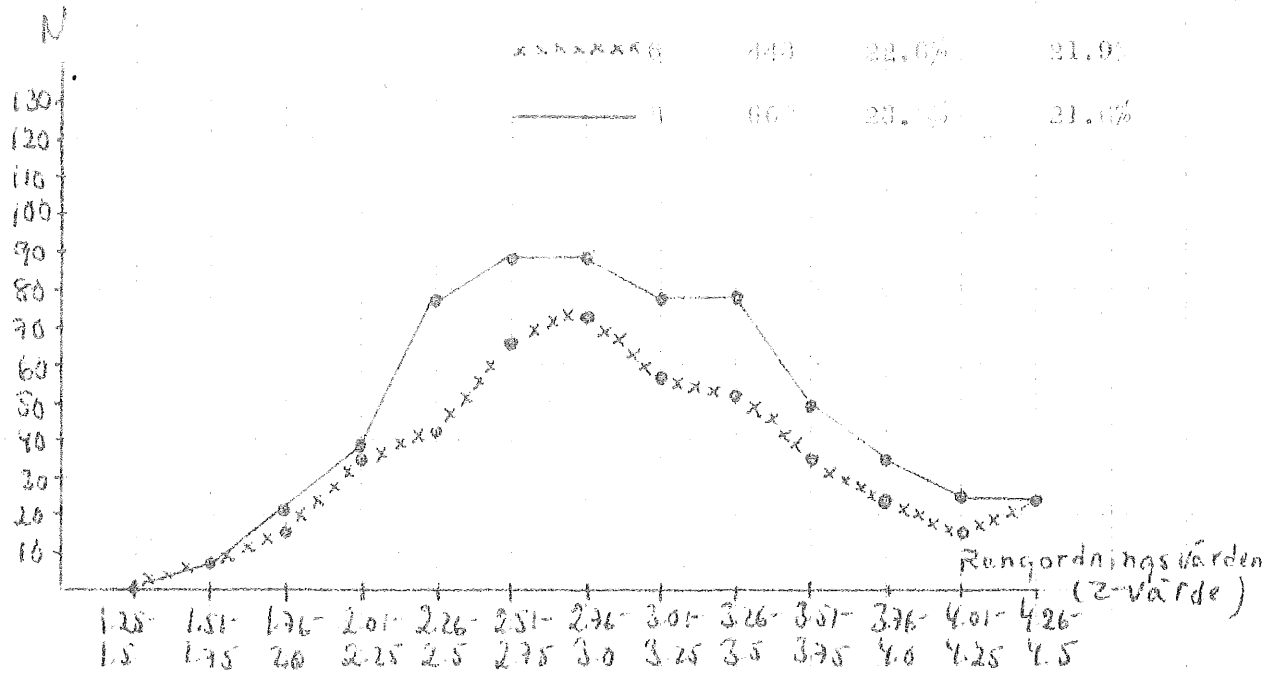
Fördelning över rangordningsvärdet (z-värde)

Variabel: "SAKALLET".

Pojkar

Årskurs	N	1.25-2.5 (nedre extremitet)	3.51-4.5 (övre extremitet)
---------	---	--------------------------------	-------------------------------

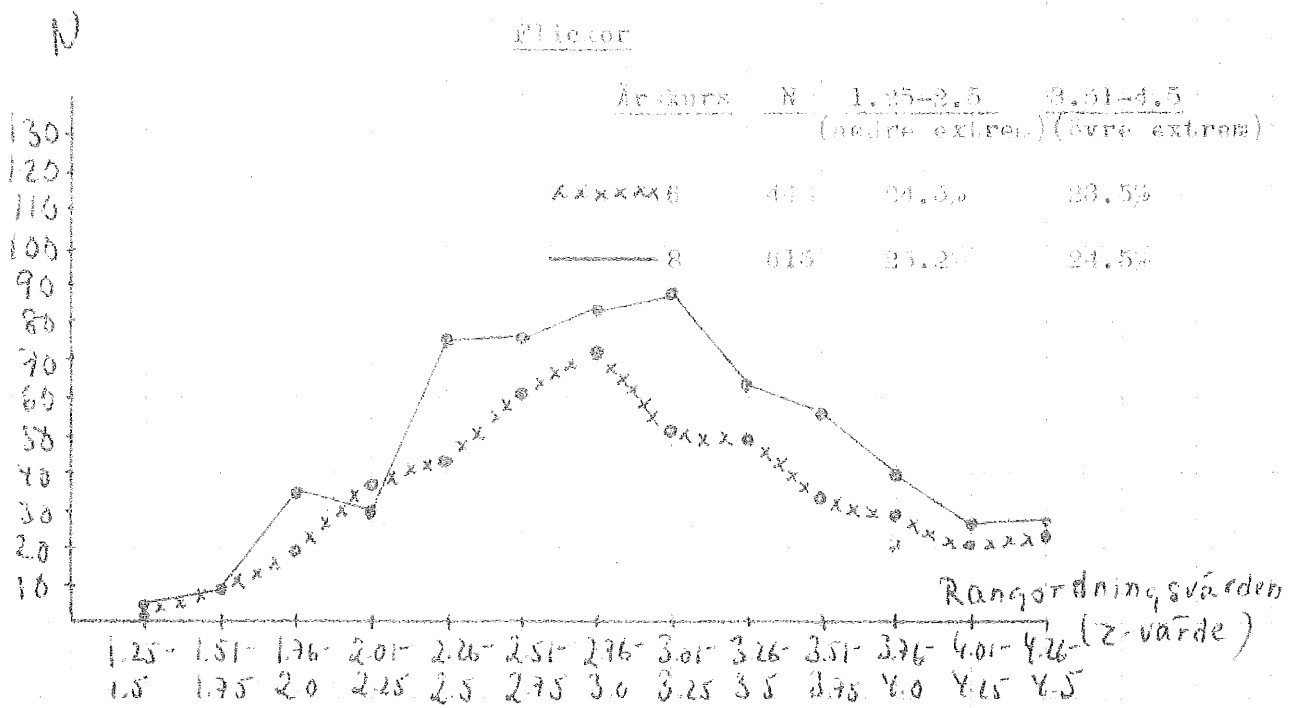
xxxxxxx	443	22.6%	21.9%
—	667	23.5%	21.6%



Plickor

Årskurs	N	1.25-2.5 (nedre extremitet)	3.51-4.5 (övre extremitet)
---------	---	--------------------------------	-------------------------------

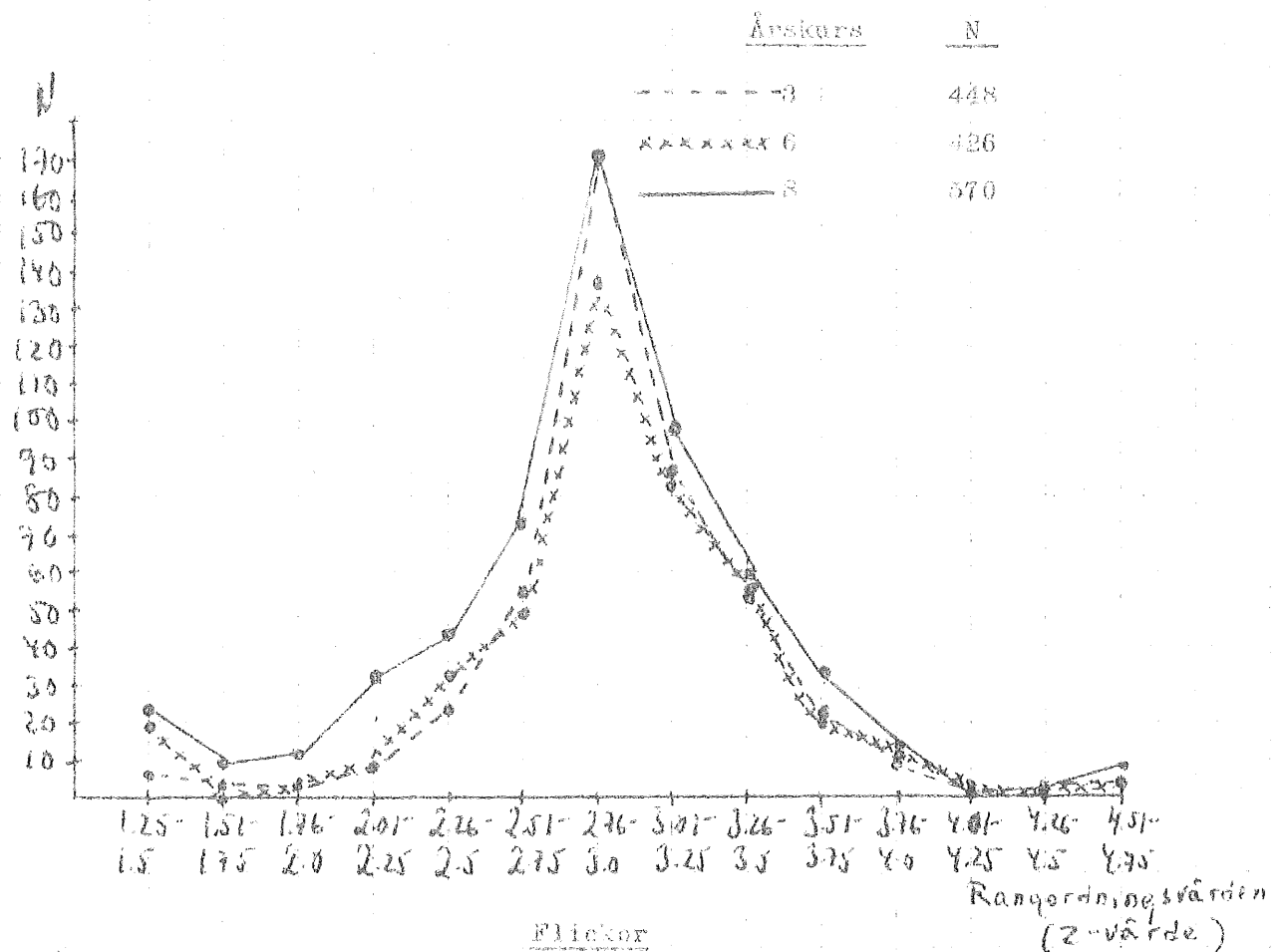
xxxxxxx	411	24.3%	23.5%
—	615	25.2%	24.5%



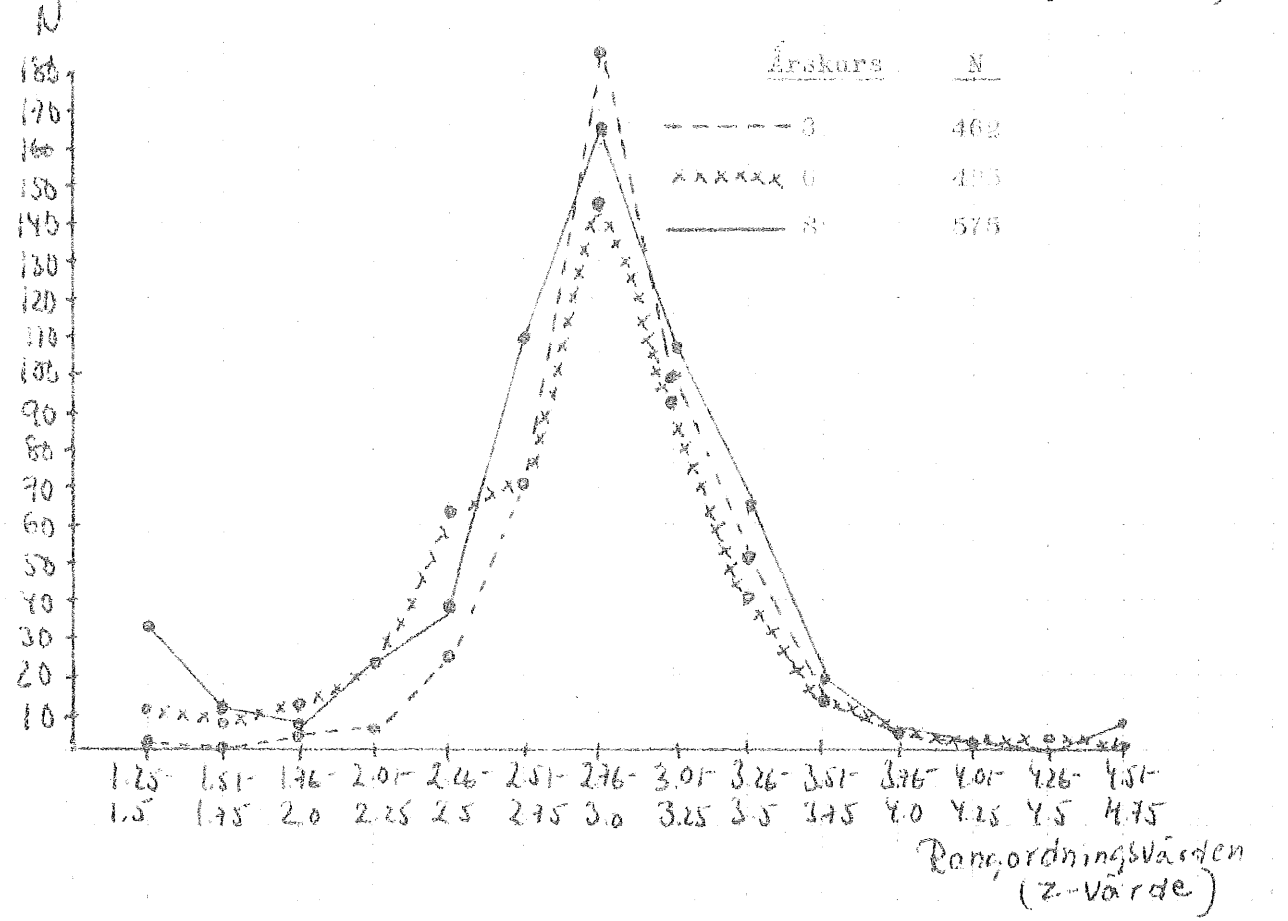
Samling över rangordningsvärden (-värden)

Värdet: $\frac{1}{2}(\frac{1}{N} + \frac{1}{N-1} + \dots + \frac{1}{2} + \frac{1}{1})$

Pojkar



Flickor



Totala korrelationskoefficienter för sambanden mellan skattningsvariablerna och intelligens för pojkar och flickor i årskurs 3 och 6 i olika socialgrupper.

Tabell 1. Samband mellan "popularitet, eget kön" och intelligens.

Kön	Soc. gr.	Årskurs 3	Årskurs 6
<u>Pojkar</u>	Hög (1-5)	0.230	0.151
	Låg (6-7)	0.216	0.168
	Snitt (1-7)	0.223	0.160
<u>Flickor</u>	Hög (1-5)	0.230	0.285
	Låg (6-7)	0.292	0.084
	Snitt (1-7)	0.261	0.184

Tabell 2. Samband mellan "popularitet, motsatt kön" och intelligens.

Kön	Soc. gr.	Årskurs 6
<u>Pojkar</u>	Hög (1-5)	0.239
	Låg (6-7)	0.146
	Snitt (1-7)	0.192
<u>Flickor</u>	Hög (1-5)	0.236
	Låg (6-7)	0.076
	Snitt (1-7)	0.145

Tabell 3. Samband mellan "självskattning" och intelligens.

Kön	Soc. gr.	Årskurs 3	Årskurs 6
<u>Pojkar</u>	Hög (1-5)	0.022	0.086
	Låg (6-7)	0.178	0.076
	Snitt (1-7)	0.101	0.081
<u>Flickor</u>	Hög (1-5)	-0.126	0.174
	Låg (6-7)	-0.043	0.041
	Snitt (1-7)	-0.084	0.107

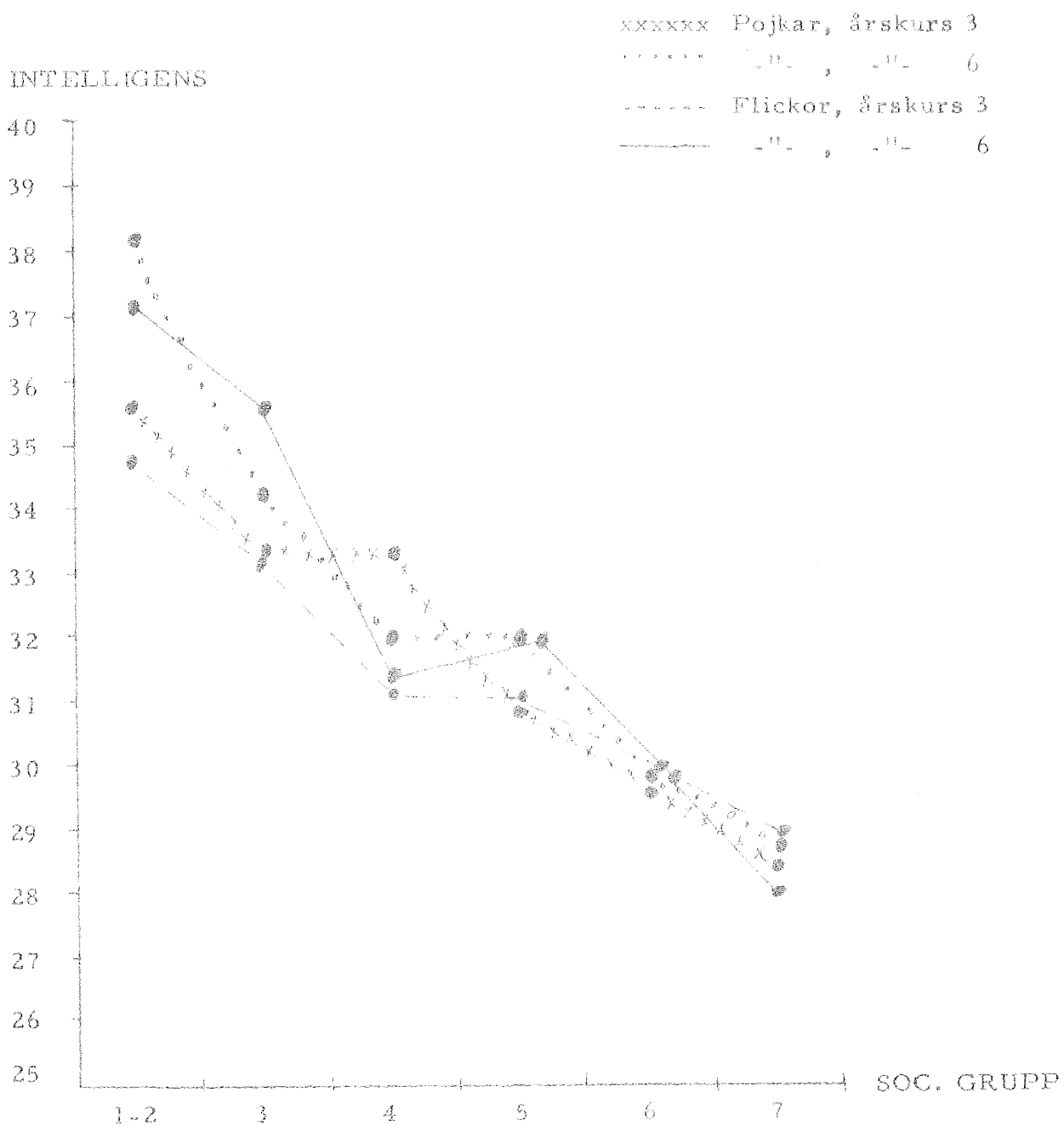
Tabell 4. Samband mellan "motivation" och intelligens.

<u>Kön</u>	<u>Soc.gr.</u>	<u>Årskurs 6</u>
	Hög (1-5)	0.546
<u>Pojkar</u>	Låg (6-7)	0.519
	Snitt (1-7)	0.532
	Hög (1-5)	0.523
<u>Flickor</u>	Låg (6-7)	0.390
	Snitt (1-7)	0.456

Tabell 5. Samband mellan "säkerhet" och intelligens.

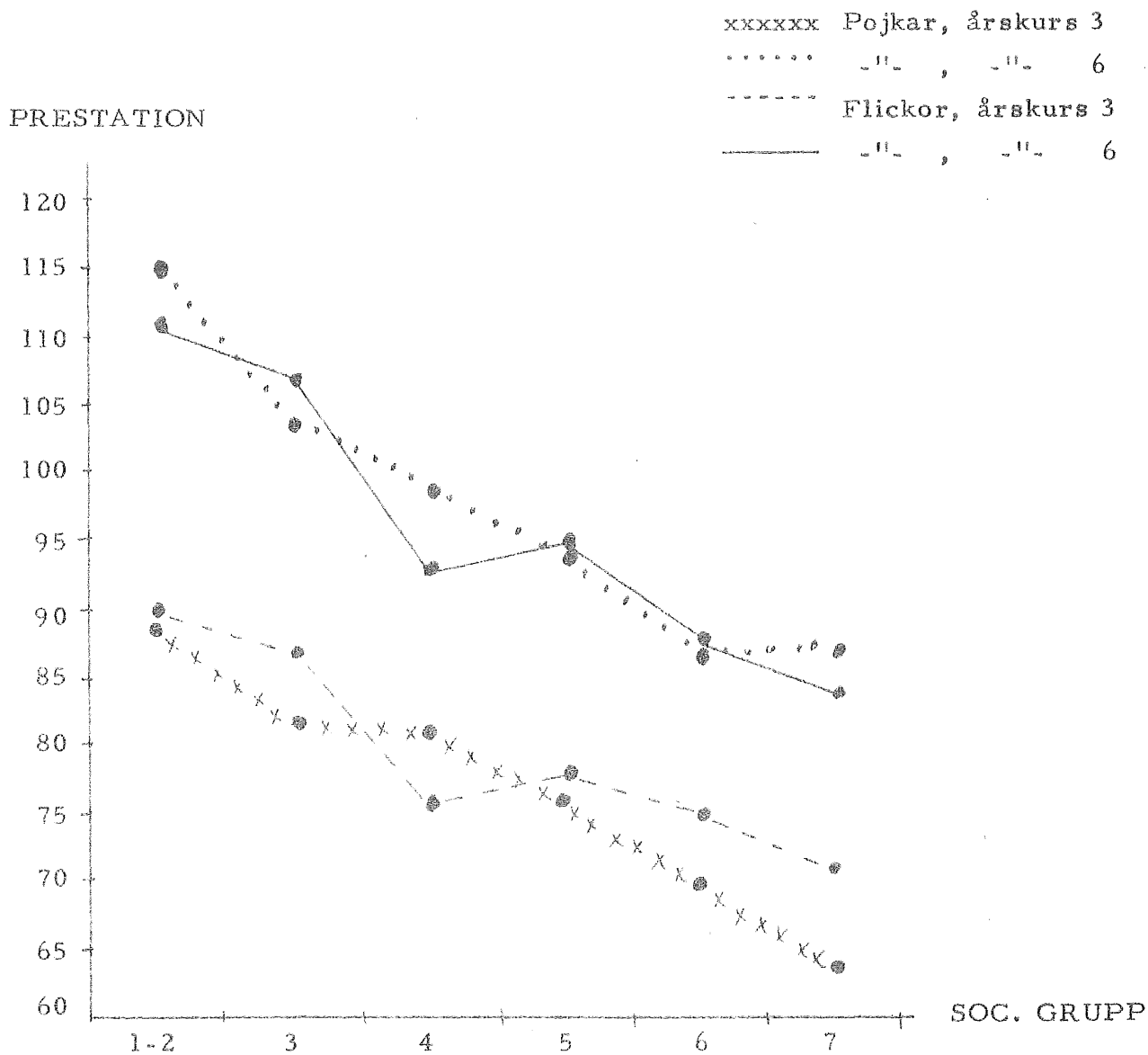
<u>Kön</u>	<u>Soc.gr.</u>	<u>Årskurs 6</u>
	Hög (1-5)	0.509
<u>Pojkar</u>	Låg (6-7)	0.527
	Snitt (1-7)	0.518
	Hög (1-5)	0.565
<u>Flickor</u>	Låg (6-7)	0.430
	Snitt (1-7)	0.497

Medelvärden av intelligenspoäng i olika socialgrupper



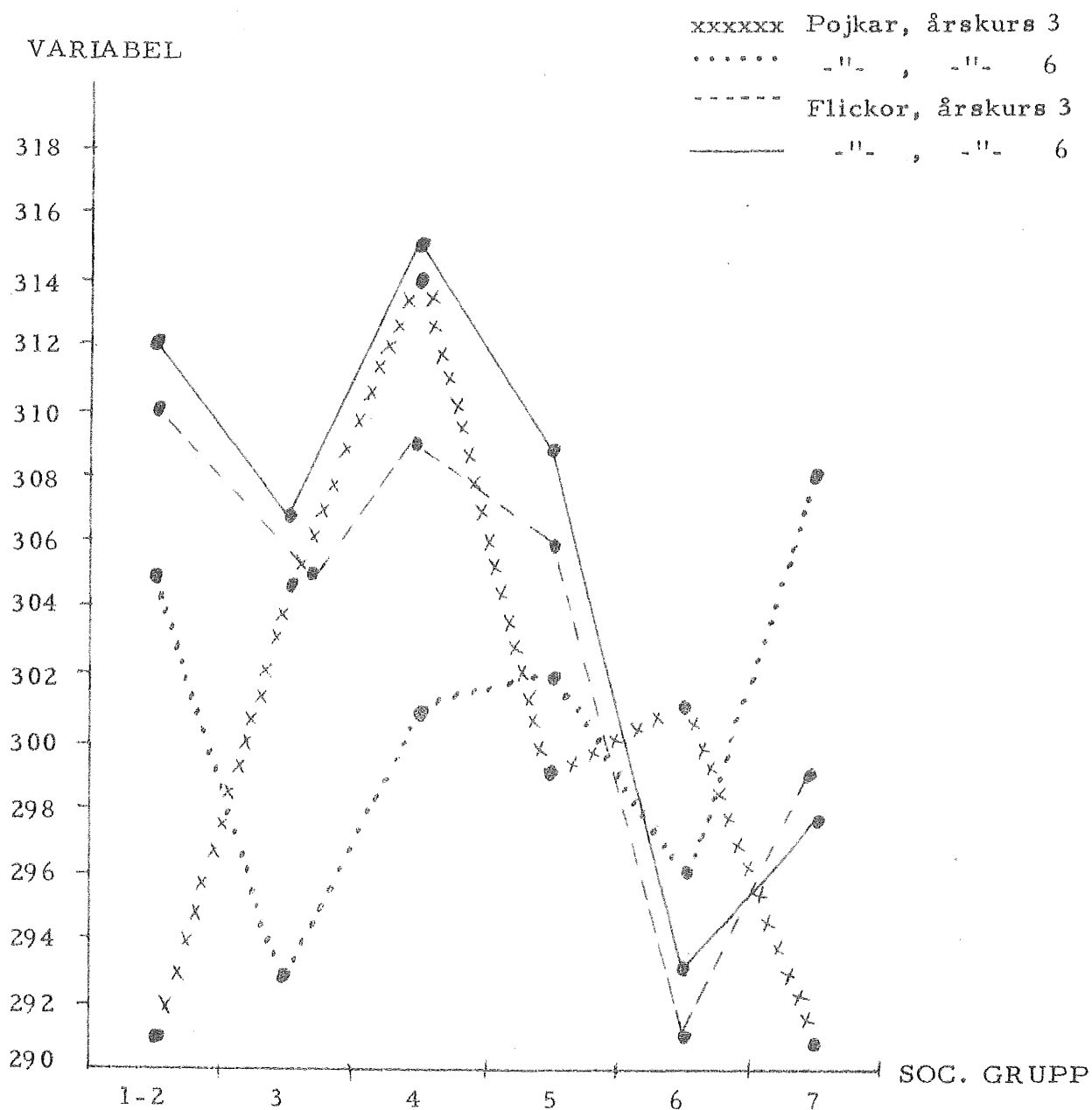
Pojkar, 3	35.6	33.4	33.3	30.9	29.6	28.5
" , 6	38.2	34.3	32.0	31.9	29.8	28.7
Flickor, 3	34.7	33.3	31.1	31.0	29.8	28.9
" , 6	37.1	35.5	31.3	32.0	29.8	28.0

Medelvärden av prestationspoäng i olika socialgrupper.



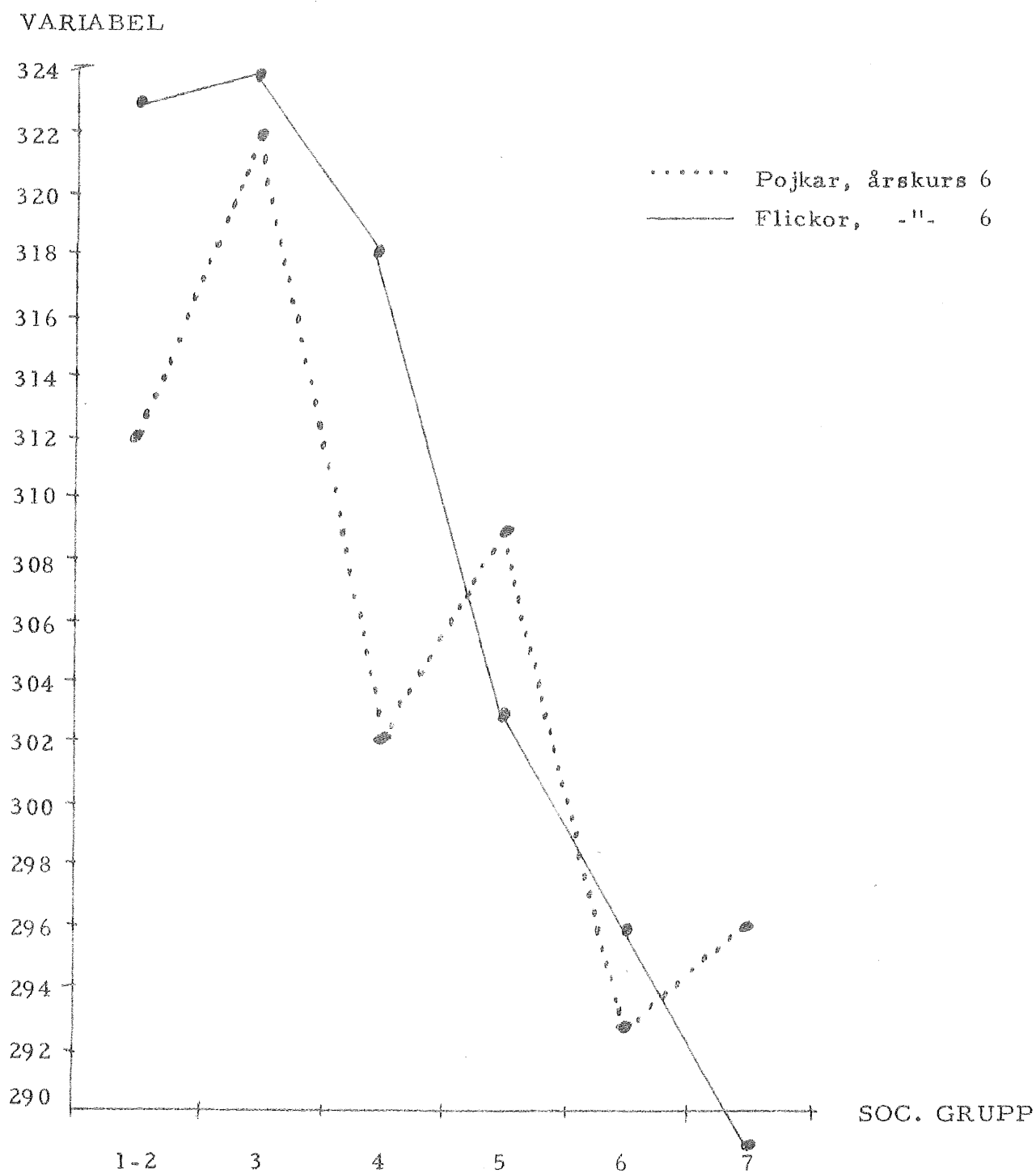
Pojkar, 3	87.5	83.8	80.9	75.6	70.0	64.7
" , 6	115.3	104.4	97.7	94.1	87.4	86.9
Flickor, 3	89.6	87.3	75.8	78.3	75.0	71.9
" , 6	111.2	107.3	92.5	94.9	87.3	84.2

Medelvärden i variabeln "Popularitet, eget kön"
i de olika socialgrupperna.



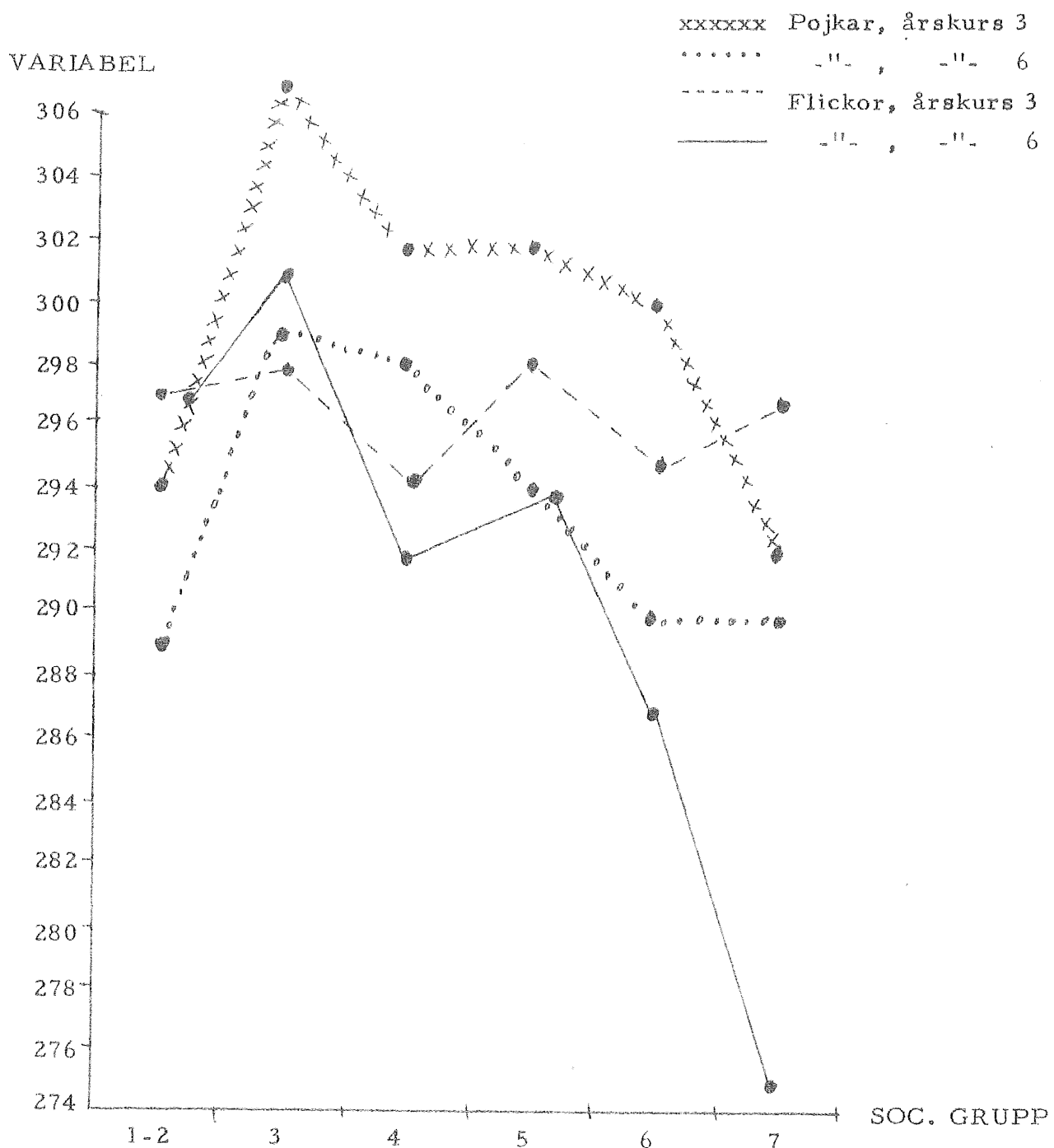
Pojkar, 3	291.3	305.1	313.9	299.4	301.3	291.1
" , 6	305.2	293.0	301.3	302.4	296.4	307.9
Flickor, 3	309.7	305.0	308.9	305.8	291.4	298.6
" , 6	311.6	307.3	314.7	309.5	293.2	297.8

Medelvärden i variabeln "Popularitet, motsatt kön"
i de olika socialgrupperna.

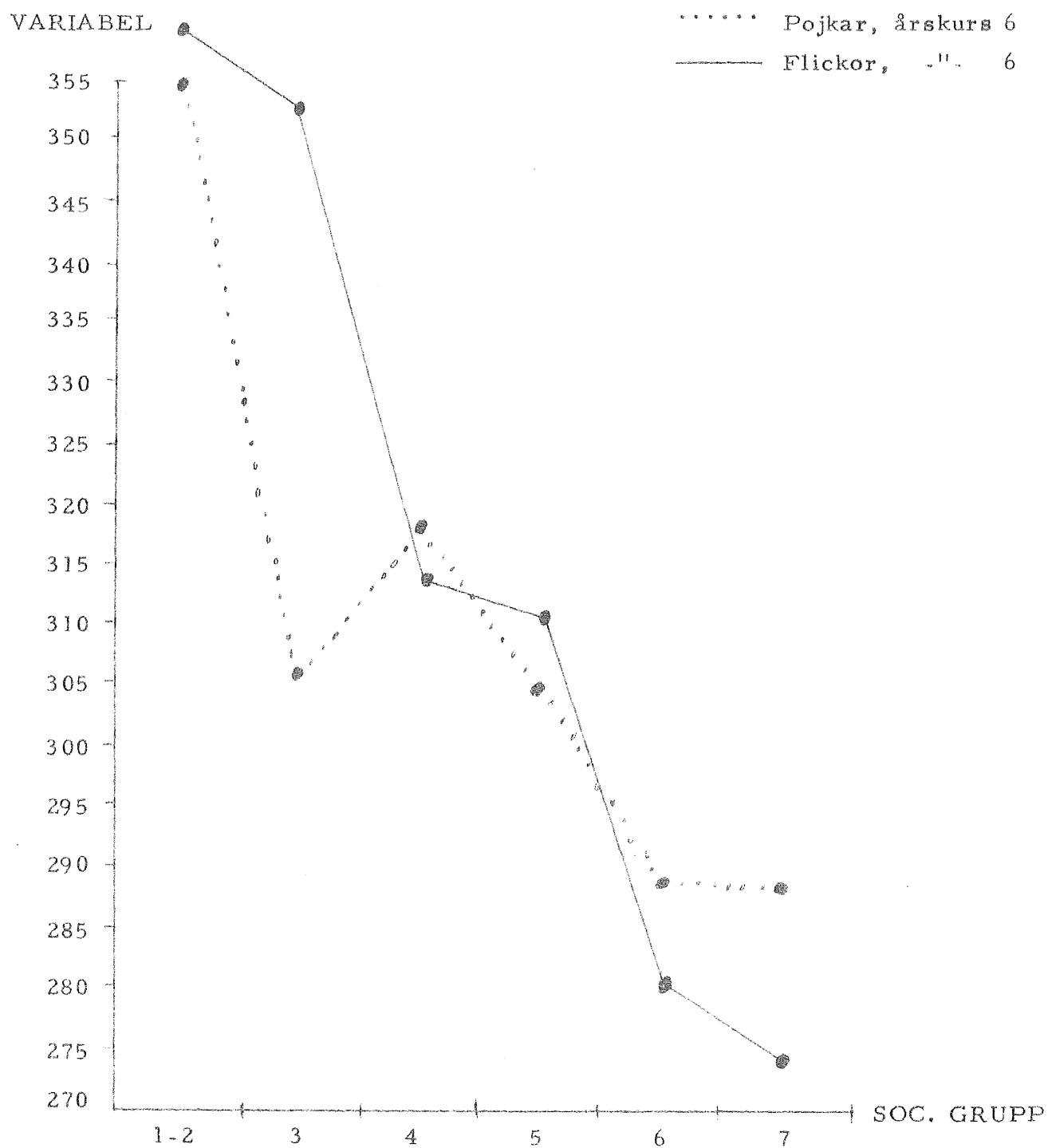


Pojkar, 6	311.9	322.7	302.5	308.9	293.1	296.2
Flickor, 6	323.2	324.1	318.4	303.1	296.3	288.8

Medelvärden i variabeln "Självskattning" i de olika socialgrupperna.

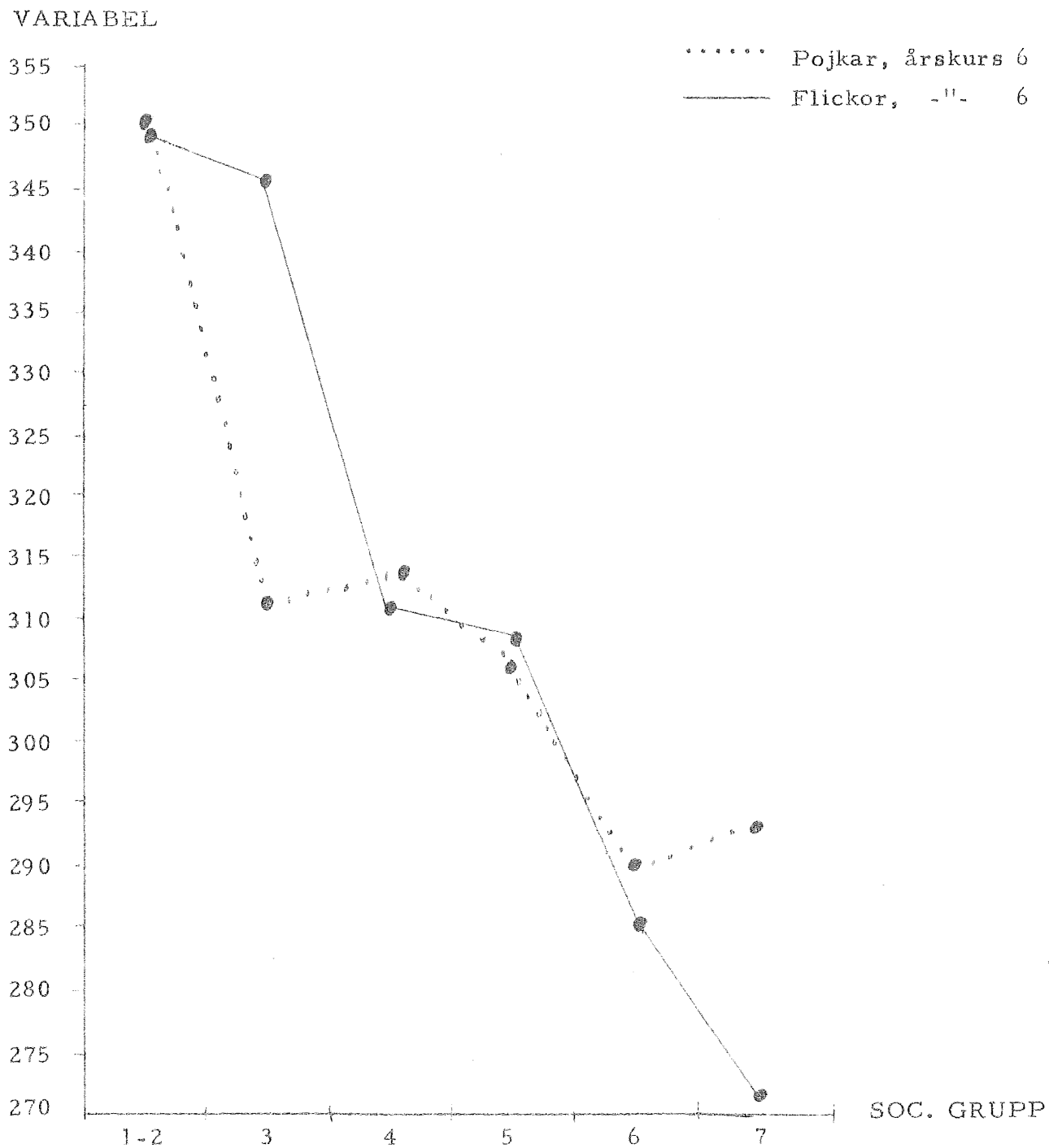


Pojkar, 3	293.7	307.2	301.7	302.1	299.8	293.0
" , 6	288.8	298.8	298.4	293.9	290.6	290.8
Flickor, 3	296.6	297.9	293.8	298.3	295.3	297.3
" , 6	297.3	300.9	292.2	294.2	286.8	274.7

Medelvärden i variabeln "Motivation" i de olika socialgrupperna.

Pojkar, 6	354.9	306.2	317.8	305.2	288.1	288.4
Flickor, 6	358.9	352.7	313.7	311.0	279.7	274.7

Medelvärden i variabeln "Säkerhet" i de olika socialgrupperna.



Pojkar, 6	351.5	311.0	314.1	305.9	289.4	293.2
Flickor, 6	350.1	345.6	312.5	307.5	286.4	271.1

Partiella korrelationskoefficienter för sambanden mellan kamrat- och självskattningsvariablerna och prestation vid given intelligens.

Tabell 1. Samband mellan "popularitet, eget kön" och "prestation" vid given intelligens för de olika socialgrupperna i de båda årskurserna och könen.

Kön	Soc. gr.	Årskurs 3	Årskurs 6
<u>Pojkar</u>	Hög (1-5)	0.304	0.141
	Låg (6-7)	0.168	0.176
	Snitt (1-7)	0.235	0.159
<u>Flickor</u>	Hög (1-5)	0.181	0.072
	Låg (6-7)	0.190	0.280
	Snitt (1-7)	0.186	0.177

Tabell 1:a. Samband mellan "popularitet, eget kön" och "prestation" för olika årskurs och kön.

	3	6	
P	0.236	0.158	0.197
F1	0.186	0.176	0.181
	0.211	0.167	0.189

Tabell 1:b. Samband mellan "popularitet, eget kön" och "prestation" för olika årskurs och socialgrupp.

	3	6	
Hög	0.242	0.106	0.174
Låg	0.179	0.228	0.203
	0.216	0.167	0.188

Tabell 1:c. Samband mellan "popularitet, eget kön" och "prestation" för olika socialgrupp och kön.

	Hög	Låg	
P	0.222	0.172	0.197
F1	0.126	0.235	0.180
	0.174	0.204	0.189

Tabell 1:d. Samband mellan "popularitet, eget kön" och "prestation" för olika kön, årskurs och socialgrupp.

	P			F1			
	3	6		3	6		
Hög	0.304	0.141	0.222	Hög	0.181	0.072	0.126
Låg	0.168	0.176	0.172	Låg	0.190	0.280	0.235
	0.236	0.158	0.197		0.186	0.176	0.181

Tabell 2. Samband mellan "popularitet, motsatt kön" och "prestation" vid given intelligens.

Kön	Soc. gr.	Årskurs 6
<u>Pojkar</u>	Hög (1-5)	0.122
	Låg (6-7)	0.151
	Snitt (1-7)	0.137
<u>Flickor</u>	Hög (1-5)	0.192
	Låg (6-7)	0.310
	Snitt (1-7)	0.251

Tabell 2:a. Samband mellan "popularitet, motsatt kön" och "prestation" för olika socialgrupp och kön.

	Hög	Låg	
P	0.122	0.151	0.136
F1	0.192	0.310	0.251
	0.157	0.230	0.194

Tabell 3. Samband mellan "självskattning" och "prestation" vid given intelligens.

Kön	Soc. gr.	Årskurs 3	Årskurs 6
<u>Pojkar</u>	Hög (1-5)	0.029	-0.003
	Låg (6-7)	0.068	0.120
	Snitt (1-7)	0.049	0.059
<u>Flickor</u>	Hög (1-5)	-0.063	0.146
	Låg (6-7)	0.055	0.178
	Snitt (1-7)	-0.035	0.162

Tabell 3:a. Samband mellan "självskattning" och "prestation" för olika årskurs och kön.

	3	6	
P	0.048	0.058	0.053
F1	-0.004	0.162	0.079
	0.022	0.110	0.066

Tabell 3:b. Samband mellan "självskattning" och "prestation" för olika årskurs och socialgrupp.

	3	6	
Hög	-0.017	0.072	0.028
Låg	0.062	0.149	0.106
	0.022	0.110	0.067

Tabell 3:c. Samband mellan "självskattning" och "prestation" för olika socialgrupp och kön.

	Hög	Låg	
P	0.013	0.094	0.054
F1	0.042	0.116	0.079
	0.028	0.105	0.066

Tabell 3:d. Samband mellan "självskattning" och "prestation" för olika kön, årskurs och socialgrupp.

	P				F1		
	3	6			3	6	
Hög	0.029	-0.003	0.013	Hög	-0.063	0.146	0.042
Låg	0.068	0.120	0.094	Låg	0.055	0.178	0.116
	0.048	0.058	0.053		-0.004	0.162	0.079

Tabell 4. Samband mellan "motivation" och "prestation" vid given intelligens.

Kön	Soc. gr.	Årskurs 6
<u>Pojkar</u>	Hög (1-5)	0.602
	Låg (6-7)	0.593
	Snitt (1-7)	0.597
<u>Flickor</u>	Hög (1-5)	0.432
	Låg (6-7)	0.431
	Snitt (1-7)	0.431

Tabell 4:a. Samband mellan "motivation" och "prestation" för olika socialgrupp och kön.

	Hög	Låg	
P	0.602	0.593	0.598
F1	0.432	0.431	0.432
	0.517	0.512	0.515

Tabell 5. Samband mellan "säkerhet" och "prestation" vid given intelligens.

Kön	Soc. gr.	Årskurs 6
<u>Pojkar</u>	Hög (1-5)	0.604
	Låg (6-7)	0.540
	Snitt (1-7)	0.572
<u>Flickor</u>	Hög (1-5)	0.456
	Låg (6-7)	0.454
	Snitt (1-7)	0.455

Tabell 5:a. Samband mellan "säkerhet" och "prestation" för olika socialgrupp och kön.

	Hög	Låg	
P	0.604	0.540	0.572
F1	0.456	0.454	0.455
	0.530	0.497	0.514

Erik Leander

Oktober 1967

Om signifikansbedömningen av jämförelser mellan
partiella korrelationskoefficienter

När det gäller signifikansbedömningen av skillnader mellan partiella regressionskoefficienter resp. skillnader mellan partiella korrelationskoefficienter ställs man inför en del metodproblem. Ett problemkomplex gäller valet av slumpmodell och då i synnerhet vilka observationer som skall betraktas som oberoende. Man kan i detta sammanhang t.ex. fråga sig om det finns felkällor som är gemensamma för barnen i en klass och som kan ha starkare effekt på regressions- och korrelationskoefficienter än man skulle få om det vore frågan om oberoende fel. Utan att ha tänkt så mycket på sådana problem, skulle jag nu i efterhand vara benägen att anse att en sund ansats skulle vara att anpassa alla samband inom den enskilda klassen och att utnyttja de koefficienter som karakterisera klassen som enhet i den statistiska analysen. Om man till exempel beräknade en partiell regressionskoefficient $B_{YX_2 \cdot X_1}$ för varje klass för pojkarna i årskurs 3 skulle jag vara benägen att beteckna dessa koefficienter såg U_1, \dots, U_m och pröva nollhypotesen genom att betrakta variabeln

$$t = \frac{\bar{U} - 0}{\sqrt{\frac{s^2(U)}{m}}}$$

På liknande sätt skulle man behandla partiella korrelationskoefficienter. Om man å andra sidan ville se på skillnaden mellan pojkar och flickor med avseende på samma partiella regression, skulle detta betraktelsesätt leda till att man bildar differenser mellan koefficienter för pojkar och flickor inom varje klass. Om dessa differenser betecknas D_1, \dots, D_m skulle man pröva nollhypotesen med variabeln

$$t = \frac{\bar{D} - 0}{\sqrt{\frac{s^2(D)}{m}}}$$

Härvid skulle det emellertid förmodligen bli problematiskt att bygga in socialgruppsvariabeln i analysen.

Den ansats som utnyttjats har i stället varit att göra anpassningarna inom den enskilda socialgruppen och att betrakta alla observationer som oberoende. För att få översikt ha vi bildat vägda medeltal av regressionskoefficienterna för de olika socialgrupperna. När det gäller partiella regressionskoefficienter ha vi uppskattat medelfelen för dessa vägda medeltal och linjärfunktioner över den på konventionellt sätt. Detta innebär ett visst mått av räknearbete. När det gäller de partiella korrelationskoefficienterna ha vi sökt förenkla arbetet genom att göra vissa grova överslagsberäkningar. Tankegången har då varit följande. Om det t. ex. gäller att betrakta en jämförelse mellan regressionskoefficienterna B_1 , B_2 , B_3 och B_4 på formen

$$B_1 + B_2 - B_3 - B_4$$

och motsvarande jämförelse mellan korrelationskoefficienterna nämligen

$$R_1 + R_2 - R_3 - R_4$$

kan man ställa dessa jämförelser i relation till regressionskoefficienternas storlek - mätt t. ex. med summan $B_1 + B_2 + B_3 + B_4$ - resp. i relation till korrelationskoefficienternas storlek som man kan mäta på analogt sätt. Medelfelen för uttrycken

$$\frac{B_1 + B_2 - B_3 - B_4}{B_1 + B_2 + B_3 + B_4} \quad (1)$$

och

$$\frac{R_1 + R_2 - R_3 - R_4}{R_1 + R_2 + R_3 + R_4} \quad (2)$$

blir då approximativt proportionella mot de relativa spridningarna $\sigma(B)/\beta$ resp. $\sigma(R)/\rho$. Under normalfördelningsantaganden ha vi vidare att den relativa spridningen för korrelationskoefficienten är mindre eller lika med den relativa spridningen för regressionskoefficienten. Om man är villig att satsa på att detta gäller mera allmänt, kan det ligga något i att betrakta uttrycken (1) och (2). Om det då visar sig att (2) är till beloppet lika stor som (1) och man vet att (1) är signifikant, kan man våga gissningen att (2) även skulle visa sig vara signifikant vid en närmare analys. Om däremot (1) ej är signifikant och (2) till beloppet understiger (1) kan man våga gissningen att (2) ej skulle visa sig vara signifikant vid närmare analys. Vi ha analyserat korrelationskoefficienterna på det sätt som här skisserats.