

1998:22

Mätning av psykiskt välbefinnande bland ungdomar i Sverige

Användning av GHQ-12

Carolina Sconfienza

ARBETE OCH HÄLSA VETENSKAPLIG SKRIFTSERIE

ISBN 91-7045-493-0 ISSN 0346-7821 <http://www.niwl.se/ah/>



Arbetslivsinstitutet

Arbetslivsinstitutet

Centrum för arbetslivsforskning

Arbetslivsinstitutet är nationellt centrum för forskning och utveckling inom arbetsmiljö, arbetsliv och arbetsmarknad. Kunskapsuppbyggnad och kunskapsanvändning genom utbildning, information och dokumentation samt internationellt samarbete är andra viktiga uppgifter för institutet.

Kompetens för forskning, utveckling och utbildning finns inom områden som

- arbetsmarknad och arbetsrätt,
- arbetsorganisation,
- belastningsskador,
- arbetsmiljöteknik,
- hälsoeffekter av det nya arbetslivets psykosociala problem,
- arbetsmedicin, allergi, påverkan på nervsystemet,
- kemiska riskfaktorer och toxikologi.

Totalt arbetar omkring 400 personer vid institutet. Forskning och utbildning sker i samarbete med bl a universitet och högskolor.

ARBETE OCH HÄLSA

Redaktör: Anders Kjellberg
Redaktionskommitté: Anders Colmsjö
och Ewa Wigaeus Hjelm

© Arbetslivsinstitutet & författarna 1998
Arbetslivsinstitutet,
171 84 Solna, Sverige

ISBN 91-7045-493-0
ISSN 0346-7821
Tryckt hos CM Gruppen

Förord

Föreliggande studie hämtar sitt datamaterial från tre större undersökningar som genomförts på Arbetslivsinstitutet. Studierna har som syfte att studera övergången från skola till arbetsliv samt ungdomars möjligheter och villkor när de en gång är ute i arbetslivet. En av studierna är en tvärsnittsstudie av ett representativt urval ungdomar i Sverige (7), de två övriga är av longitudinell karaktär, den ena med blivande sjuksköterskor som undersökningsgrupp (17), den andra med blivande ingenjörer som undersökningsgrupp (18). Samtliga studier har använt General Health Questionnaire för att belysa psykiskt välbefinnande.

I denna rapport lyfts detta instrument fram och analyseras mer ingående och förslag till hur skalan kan användas presenteras. Resultaten från de tre studierna sammanfattas och normvärden från ett representativt urval ungdomar i Sverige presenteras.

Författaren riktar ett varmt tack till professorerna Francesco Gamberale och Peter Westerholm och docent Tom Hagström, som givit sitt stöd till att använda data från de tre undersökningarna. Utan dem hade denna rapport inte förelegat i nuvarande skick.

Docent Ingrid Munck skall också ha ett tack för att ha stött författaren i hennes första försök att analysera data med hjälp av strukturekvationsmodellering.

Solna i oktober 1998
Carolina Sconfienza

Innehållsförteckning

Introduktion	1
General Health Questionnaire, GHQ	1
Syfte och frågeställningar	2
Metod	3
Undersökningsgrupp	3
Ungdomsgruppen	3
Sjuksköterskegruppen	4
Ingenjörgruppen	4
Frågeformulär och databearbetning	4
Statistiska analyser	4
Resultat	7
Prövning av dimensionaliteten i GHQ-12	7
Enfaktormodell av GHQ-12	7
Prövning av oblika modeller	7
Prövning av nestade modeller	12
Prövning av faktorstrukturens stabilitet	16
Prövning av den nestade trefaktormodellens diskriminativa förmåga	17
Nivåskillnader mellan undergrupperna i faktorerna	17
Nivåskillnader mellan studiegrupperna i faktorerna	18
Psykiskt välbefinnande bland ungdomar i Sverige	19
Ungdomsgruppen	19
Sjuksköterskegruppen	20
Ingenjörgruppen	20
En jämförelse mellan ungdomarna i de tre studiegrupperna	20
Diskussion	22
GHQ-12 dimensionalitet	23
Strukturstabilitet och diskriminativ förmåga	23
Faktorernas innebörd	24
Användningen av GHQ-12 vid jämförelser mellan olika grupper	25
Kvinnors och mäns hälsa	25
Ungdomars hälsa	26
Normering av GHQ-poäng för ungdomar i Sverige	28
Slutsatser	28
Sammanfattning	29
Summary	30
Referenser	31

Introduktion

Behovet av metoder och instrument för att studera olika arbetsförhållandens inverkan på psykiskt välbefinnande är stort, och olika modeller har presenterats (exempelvis (27, 46)). En genomgång av forskningen på hälsoområdet visar att en av de bäst prövade skalorna för att mäta psykiskt välbefinnande är General Health Questionnaire, GHQ (35). Formuläret presenterades första gången 1972 av Goldberg som ett instrument för screening av psykiatrisk störning (9, 10), men har senare visat sig användbar även vid mätning av psykiskt välbefinnande i andra syften. General Health Questionnaire finns idag i ett antal versioner och är ett av de mer använda inventorierna i sitt slag (30).

Ursprungligen bestod General Health Questionnaire av 60 items (GHQ-60). Därutöver konstruerades kortare versioner för att täcka av speciella aspekter av det psykiska välbefinnandet. Dessa kortare versioner (GHQ-30, GHQ-20 och GHQ-12) har sedan använts i olika sammanhang beroende på syfte med undersökningen och respondenternas tid till förfogande (1, 47). I studier av arbetslivet använder man vanligtvis GHQ-12, både av tidsskäl, och eftersom man i dessa sammanhang oftast även täcker av andra effekter av arbetssituationen än mental hälsa.

I Sverige har General Health Questionnaire främst använts inom arbetslivsforskningen och då ofta i samband med studiet av arbetslöshetens konsekvenser (2, 6, 16, 20, 21, 26). Till exempel använde Hagström (16) GHQ-skalan i en undersökning av arbetslösas beredskap inför arbetslivet. Syftet i den studien var att studera en grupp arbetslösas olika sätt att hantera sin situation för att utröna olika förhållningssätts effekter. Ett annat, större projekt som använt sig av skalan avsåg att studera följderna för de anställda vid strukturomvandlingen av den offentliga sektorn (6, 21). Ytterligare ett projekt gick under namnet "Ett liv utan arbete" och vände sig till socialtjänstklienter (26). Den version man använt sig av i dessa studier är den kortare versionen av skalan, GHQ-12, dock i olika varianter. Exempelvis har ett av de tolv items som Goldberg (9) formulerade i några fall blivit utbytt (2, 16, 20). Därutöver har man i några av fallen gjort om frågorna till påståenden som de svarande har att ta ställning till (2, 16, 20). Dessa avvikelser från originalversionen är ett problem som uppmärksammats även internationellt (30).

General Health Questionnaire, GHQ

General Health Questionnaire består till hälften av positiva och till hälften av negativa påståenden. I Tabell 1 är samtliga tolv påståenden i för GHQ-12 utskrivna. Varje fråga besvaras på en verbal kategoriskala med fyra svarsalternativ. I huvudsak har två skalningsmetoder använts, GHQ-metoden och Likert-metoden. GHQ-metoden innebär att varje individ får värdet noll om han/hon skattat de två lägre kategorierna och värdet ett om han/hon skattat de två högre kategorierna. Likert-metoden innebär att respondenten får värden från noll till tre på sina skattningar. Svaren på frågorna transformeras och summeras därefter till en poäng. Konventionen är att göra skalan negativ vilket betyder att ett högt värde innebär lågt psykiskt välbefinnande och att ett lågt värde innebär högt psykiskt

välbefinnande. En jämförelse mellan de två beräkningsmetoderna visade att det inte förelåg några större skillnader mellan dem vad gäller resultaten (1). Dock synes GHQ-metoden lämpligare att använda när syftet är att diskriminera mellan "normala" och "fall", medan Likert-metoden är att föredra vid jämförelser mellan grupper där analyser av data görs med parametriska metoder.

GHQ-skalan har visat sig vara känslig för kön, social klasstillhörighet och för huruvida man är arbetande eller arbetslös (1, 9, 35). Även frågan om GHQ-12 påverkas av kulturtillhörighet har väckts. I en studie jämfördes GHQ-poängen för två urvalsgrupper, den ena från Chile, den andra från Storbritannien (33). Den chilenska gruppen hade en klart högre GHQ-poäng än den engelska. Skillnaden kunde nästan uteslutande förklaras av en tydlig skillnad i skattning av de negativa påståendena. Skattningen av de positiva påståendena skilde sig inte nämnvärt mellan grupperna. Även en brasiliansk studie (ref. i 33) visade på stora skillnader mellan skattningarna av de positiva och de negativa påståendena. Författarna drar slutsatsen att latinamerikanska populationer har högre poäng på de negativa påståendena än populationer från Nordamerika och Storbritannien.

GHQ-skalan har vanligtvis setts som endimensionell. GHQ-12-versionens höga interna homogenitet har lyfts fram, och man har dragit slutsatsen att den bäst kan användas som ett endimensionellt mått (1). En jämförelse mellan GHQ-60 och den kortare GHQ-12 gav en lika tydlig generell faktor i båda fallen. Men skalans struktur har också analyserats med multivariata metoder i syfte att pröva dimensionaliteten (35). Vanligtvis har dessa analyser givit en större generell faktor och ett antal underordnade, mer specifika faktorer. Att det kan vara meningsfullt att hålla isär de specifika faktorerna visas av en studie där det sammansatta måttet för GHQ-12 inte gav några skillnader beroende av utbildningsnivå, medan två specifika faktorer, benämnda ångest och självförtroende, visade på olika trender (11). De med hög utbildning hade högre värden i ångestfaktorn och lägre värden i självförtroendefaktorn medan förhållandet var det omvända för de lågutbildade. Detta gällde både i analyser av tvärsnittsdata och i analyser av longitudinella data.

Syfte och frågeställningar

Föreliggande rapport är först och främst en multivariat analys av en svensk version av GHQ-12, gjord på ett svenskt datamaterial. Övergripande frågeställningar som prövas är dels GHQ-12:s dimensionalitet, varvid olika faktorstrukturer analyseras konfirmativt och därefter jämförs. Bl.a. prövas en oblik tvåfaktormodell bestående av de sex positivt respektive de sex negativt formulerade påståendena (4) och en oblik modell med tre faktorer (11). Dels prövas genom strukturekvationsmodellering, SEM, om det finns alternativa lösningar till skalans dimensionalitet som är bättre anpassade till föreliggande undersöknings data. För att pröva skalans diskriminativa validitet görs gruppjämförelser av anpassning av modeller och av nivåskillnad i olika faktorer.

Med utgångspunkt i resultaten från analyserna presenteras avslutningsvis normeringsvärden härledda från ett representativt urval ungdomar i Sverige.

Metod

Undersökningsgrupp

Dataunderlaget till analyserna i denna rapport kommer från tre svenska undersökningar som bedrivits i Arbetslivsinstitutets regi (7, 17, 18). En av studierna är en tvärsnittsstudie av ett representativt urval ungdomar i Sverige (7). De två andra studierna är av longitudinell karaktär, den ena med blivande sjuksköterskor som undersökningsgrupp (17), den andra med blivande ingenjörer som undersökningsgrupp (18). Datainsamlingen för sjuksköterskestudien genomfördes vid fem olika tidpunkter beroende på när de antagits till utbildningen. Tidpunkterna var januari, mars och juni 1993 och januari och mars 1994. Datainsamlingen för ungdomsstudien genomfördes under mars-april 1995 och för ingenjörsstudien under mars-maj 1995. I föreliggande analyser har endast de personer som svarat fullständigt på frågorna i GHQ-12 tagits med varför antalet individer inte helt överensstämmer med tidigare rapporter. Samtliga tre undersökningar har använt GHQ-12 för att mäta psykiskt välbefinnande och frågorna är formulerade på identiskt lika vis.

Data från de tre undersökningarna slogs ihop. Det innebär att undersökningsgruppen i föreliggande studie består av totalt 2244 personer, 1285 kvinnor och 959 män. När det i resultatbeskrivningen hänförs till totalgruppen betyder det att beskrivningen berör samtliga svarande i de tre undersökningarna.

Åldern i totalgruppen varierade kraftigt och var mycket ojämnt fördelad över de tre grupperna, ungdomar, sjuksköterskestuderande och ingenjörstuderande (se nedan). Det förelåg dock inget samband mellan födelseår och GHQ-poäng, varken för totalgruppen eller för de tre separata undersökningsgrupperna.

I det följande ges en kort beskrivning av de tre undersökningsgrupperna, fortsättningsvis benämnda ungdomsgruppen, sjuksköterskegruppen och ingenjörgruppen.

Ungdomsgruppen

Ungdomsgruppen bestod av totalt 1095 personer, 517 män och 578 kvinnor. Ungdomarnas ålder varierade mellan 20 år (född 1975) och 26 år (födda 1969) vid undersökningstillfället. Medelåldern för gruppen var $M=22,9$ år ($s=2,01$).

Förutom uppdelningen i kvinnor och män delades ungdomsgruppen in i grupper utifrån sysselsättning. Sysselsättningsgrupperna utgjordes här av ungdomar som uppgivit ett av följande alternativ som huvudsaklig sysselsättning vid undersökningstillfället: jag är arbetslös eller genomgår någon form av arbetsmarknadspolitisk åtgärd ($n=188$), jag studerar ($n=271$), jag både studerar och arbetar ($n=102$), jag arbetar ($n=453$) och annat¹.

¹De ungdomar som valt alternativet "annat" utgjorde en liten ($n=88$) och mycket heterogen grupp. Denna grupp har inte tagits med som enskild sysselsättningsgrupp i de jämförande analyserna.

Sjuksköterskegruppen

Sjuksköterskegruppen bestod av 704 personer, 78 män och 626 kvinnor. Sjuksköterskornas ålder varierade mellan 56 år (född 1938) och 21 år (födda 1973) vid undersökningstillfället. Medelåldern för gruppen var $M=29,8$ år ($s=6,74$). För att i ett senare skede i analysen kunna göra jämförelser mellan ungdomar från de olika undersökningsgrupperna gjordes en uppdelning mellan de sjuksköterskestuderande som var födda 1969 och senare och de som var födda 1968 och tidigare. Gruppen yngre sjuksköterskor bestod av 221 personer, 15 män och 206 kvinnor. Deras medelålder var $M=24,5$ år ($s=1,30$). Gruppen äldre sjuksköterskor bestod av 483 personer, 63 män och 420 kvinnor. Medelåldern för denna grupp var $M=33,3$ år ($s=6,25$).

Ingenjörgruppen

Ingenjörgruppen bestod av 445 personer, 81 kvinnor och 364 män. Ingenjörernas ålder varierade mellan 46 år (född 1949) och 20 år (född 1975) vid undersökningstillfället. Ingenjörgruppen var i genomsnitt yngre än sjuksköterskegruppen. Medelåldern för hela gruppen var $M=23,5$ år ($s=3,48$). På samma sätt som för sjuksköterskegruppen gjordes även här en uppdelning mellan de ingenjörer som var födda 1969 och senare och de som var födda 1968 och tidigare. Syftet var som tidigare att urskilja de yngre från de äldre för att därigenom kunna jämföra ungdomarna från olika undersökningar med varandra. Gruppen yngre ingenjörer bestod av 386 personer, 314 män och 72 kvinnor. Medelåldern för dem var $M=23,5$ år ($s=1,55$). Gruppen äldre ingenjörer bestod av 52 personer, 43 män och 9 kvinnor. De hade en genomsnittsålder på $M=32,9$ år ($s=4,37$).

Frågeformulär och databearbetning

I den engelska versionen av GHQ-skalan är itemen formulerade som frågor (9). I den här använda svenska versionen är frågorna omgjorda till påståenden. Svarsalternativen är formulerade i fyra verbala kategorier som uttrycker hur mycket man instämmer påståendet. Denna variant överensstämmer med den Hagström använde i sin studie (16), med undantag av att ett påstående blivit utbytt. GHQ-12 i den engelska versionen samt dess motsvarande svenska översättning i föreliggande studie presenteras i Tabell 1.

I databearbetningen användes Likert-metoden. Värdena för de negativt formulerade påståendena transformerades så att ett högt värde innebar lågt psykiskt välbefinnande och ett lågt värde innebar högt psykiskt välbefinnande. Sedan summerades de tolv svaren och en GHQ-poäng beräknades för varje individ.

Statistiska analyser

Inledningsvis presenteras resultaten från konfirmativa faktoranalyser av på förhand formulerade modeller. Först prövades en enfaktormodell av GHQ-12, därefter en oblik modell med en tvåfaktorlösning och en oblik modell med en trefaktorlösning. Den ena faktorn i tvåfaktorlösningen bestod av samtliga påståenden med positiv innebörd, den andra faktorn av de sex negativa påståendena (Figur 2).

Tabell 1. GHQ-12 i den engelska versionen samt dess svenska översättning såsom den använts i de aktuella undersökningarna.

Have you recently:	Vi vill veta hur Du har känt Dig <u>under de senaste veckorna</u> .
been able to concentrate on whatever you're doing? lost much sleep over worry?	Jag kan koncentrera mig på vad jag gör Jag har svårt att sova p.g.a. problem och svårigheter
felt that you are playing a useful part in things?	Jag känner att jag spelar en betydelsefull roll för andra
felt capable of making decisions about things? felt constantly under strain?	Jag känner mig kapabel att fatta beslut Jag känner mig väldigt pressad
felt you couldn't overcome your difficulties? been able to enjoy your normal day-to-day activities? been able to face up to your problems?	Jag kan inte klara av de dagliga problemen Jag kan uppskatta det positiva i tillvaron Jag kan ta itu med svårigheter
been feeling unhappy and depressed? been losing confidence in yourself? been thinking of yourself as a worthless person?	Jag känner mig olycklig och nedstämd Jag har känt att mitt självförtroende har minskat Jag har tänkt på mig själv som en betydelselös person
been feeling reasonably happy, all things considered?	Jag har känt mig ganska lycklig på det hela taget
Svarsalternativ: Better than usual, same as usual, worse than usual, much worse than usual; not at all, no more than usual, rather more than usual, much more than usual; more so than usual, same as usual, less useful than usual, much less capable	Svarsalternativ: Stämmer helt, stämmer bra, stämmer delvis, stämmer inte alls

Faktorerna i trefaktorlösningen utgjordes av en faktor med samtliga sex positiva påståenden, en faktor med två av de negativa påståendena och en faktor med de återstående fyra negativa påståendena (Figur 3) (11). Dessutom söktes genom strukturekvationsmodellering explorativt en alternativ oblik lösning som var optimalt anpassad till föreliggande data.

Med dimensionalitetsdiskussionen i åtanke prövades även en kombination av endimensionalitetsantagandet och flerdimensionalitetsantagandet. Dessa modeller, som benämns nestade modeller, bestod av en generell latent faktor med samtliga påståenden i en skala och en eller flera specifika latent faktorer bestående av några av påståendena (13, 14). De nestade modeller som prövades har förutom en generell faktor också en eller flera av de specifika faktorer som definierats i de oblika modellerna. Modellerna formulerades med hänsyn tagen till identifikationsproblematiken vid prövning av nestade modeller (14). Detta innebär att alla påståenden inte samtidigt kan ingå både i den generella och en av de specifika faktorerna. En av de specifika faktorerna, oavsett modell, definierades därför inte som sådan, utan fick vara en del av den generella faktorn. Samtliga kombinationer av en generell faktor och en eller flera specifika faktorer prövades. Avslutningsvis söktes även här explorativt en alternativ lösning som var optimalt anpassad till befintliga data.

I samtliga analyser av explorativ art användes modifikationsindex för korrelationer mellan residualerna för att bilda latent variabler. En specifik latent variabel antas föreligga om kovariansen mellan två residualer är hög (14, 15). En restriktion i bildandet av latent variabler i den oblika modellen var att ingen manifest variabel skulle ladda i mer än en latent variabel. För de nestade modellerna gällde att de manifesta variablerna fick ladda i den generella och en av de specifika faktorerna. Det antogs här att den generella faktorn skall fånga upp den kovarians som finns mellan de mer specifika faktorerna, med följden att de latent variablerna inte tilläts korrelera med varandra. Data från sjuksköterske- och ingenjörsstudierna används för att validera resultaten från ungdomsstudien.

I resultatredovisningen av modellerna presenteras Chi² och frihetsgrader, RMSEA (Root Mean Square Error of Approximation) samt fem anpassningsindex: GFI (Goodness of Fit Index), AGFI (Adjusted Goodness of Fit Index), NFI (Normed Fit Index), NNFI (Non-Normed Fit Index) och CFI (Comparative Fit Index). GFI och AGFI är absoluta index som beskriver en modells anpassning till data utan att relatera till en referensmodell. NFI, NNFI och CFI i sin tur är s.k. jämförande anpassningsindex som använder någon typ av baslinjemodell, vanligtvis en nollmodell, där alla manifesta variabler antas vara okorrelerade, som referensmodell. Måtten beskriver hur mycket bättre anpassning den prövade modellen har till data än referensmodellen (25). Skillnaden mellan GFI och AGFI respektive mellan NFI och NNFI ligger i att AGFI och NNFI tar hänsyn till antalet frihetsgrader med syftet att "straffa" mer komplexa modeller. För samtliga fem index gäller praxis att värden över 0,90 är att betrakta som acceptabla (40). För RMSEA gäller att ett värde på 0,05 eller lägre betraktas som god anpassning och värden upp till 0,08 som acceptabla (3).

I ett sista skede i analysen väljs modellen med bäst anpassning för att pröva de olika faktorernas diskriminativa validitet, dvs om faktorerna ger någon intressant information om skillnaderna i olika gruppers psykiska hälsa. För att göra detta skall intressanta grupper skilja sig i faktorerna, och gruppernas relativa värden bör skilja sig mellan dem (annars ger de föga information utöver totalpoängen i skalan). De kategorivariabler som används i jämförelserna är undersökningsgrupp, kön och sysselsättningsgrupp. De olika stegen i dessa analyser redovisas i samband med att resultaten presenteras.

Resultatbeskrivningen avslutas med en presentation av beskrivande statistik för totalgruppen samt de olika undersökningsgrupperna. Grupperna beskrivs i termer av frekvensfördelningar i GHQ-poäng, percentiler (10, 25, 50, 75, 90), kurtosis (beskriver fördelningens "toppighet") och snedhet, dvs. asymmetri i positiv eller negativ riktning. Dessutom används variansanalyser för att analysera medelvärdeskillnader i GHQ-poäng mellan kvinnor och män och mellan olika sysselsättningsgrupper. Denna statistik ligger till grund för de förslag till normering av GHQ-poäng för ungdomsgruppen som presenteras.

I analysarbetet används programmen SPSS 7.5 och LISREL, båda för PC.

Resultat

Prövning av dimensionaliteten i GHQ-12

Enfaktormodell av GHQ-12

Tabell 2 visar anpassningsmått från en konfirmatorisk faktoranalys av en enfaktormodell av GHQ-12 enligt Figur 1, prövad på totalgruppen och de tre undersökningsgrupperna, både som helhet och uppdelade på kön. Som synes av tabellen uppnådde enfaktormodellens anpassning inte acceptabla värden för någon av grupperna.

Prövning av oblika modeller

Två oblika modeller prövades konfirmativt. Den ena var en tvåfaktormodell där de sex positiva frågorna fick bilda en, fortsättningsvis kallad, positiv faktor och de sex negativa påståendena bildade en, fortsättningsvis benämnd, negativ faktor (Figur 2). Den andra oblika modellen som prövades konfirmativt var en trefaktormodell (Figur 3). I denna modell bibehölls den positiva faktorn medan de negativa påståendena delades upp i två faktorer kallade ångest och självförtroende. Denna faktoruppdelning överensstämmer med den som presenterats av Graetz (11)². De respektive påståenden som ingår i de olika faktorerna är samtliga utskrivna i figurerna. Faktorer med samma namn består alltid av samma påståenden oavsett i vilken modell de ingår.

Tabell 3 visar anpassningsmått för en konfirmatorisk faktoranalys av en oblikmodell av GHQ-12 med två faktor enligt Figur 2, prövad på totalgruppen och de tre undersökningsgrupperna, både som helhet och uppdelade på kön. Tabell 4 visar anpassningsmått för en motsvarande analys av en oblikmodell med tre faktor enligt Figur 3.

En jämförelse mellan enfaktormodellens och de två oblika modellernas anpassningsmått visar att de oblika modellerna gav en bättre anpassning till data (se Tabell 2, 3 och 4). Vidare framgår av tabellerna att trefaktormodellen var något bättre anpassad till data än tvåfaktormodellen.

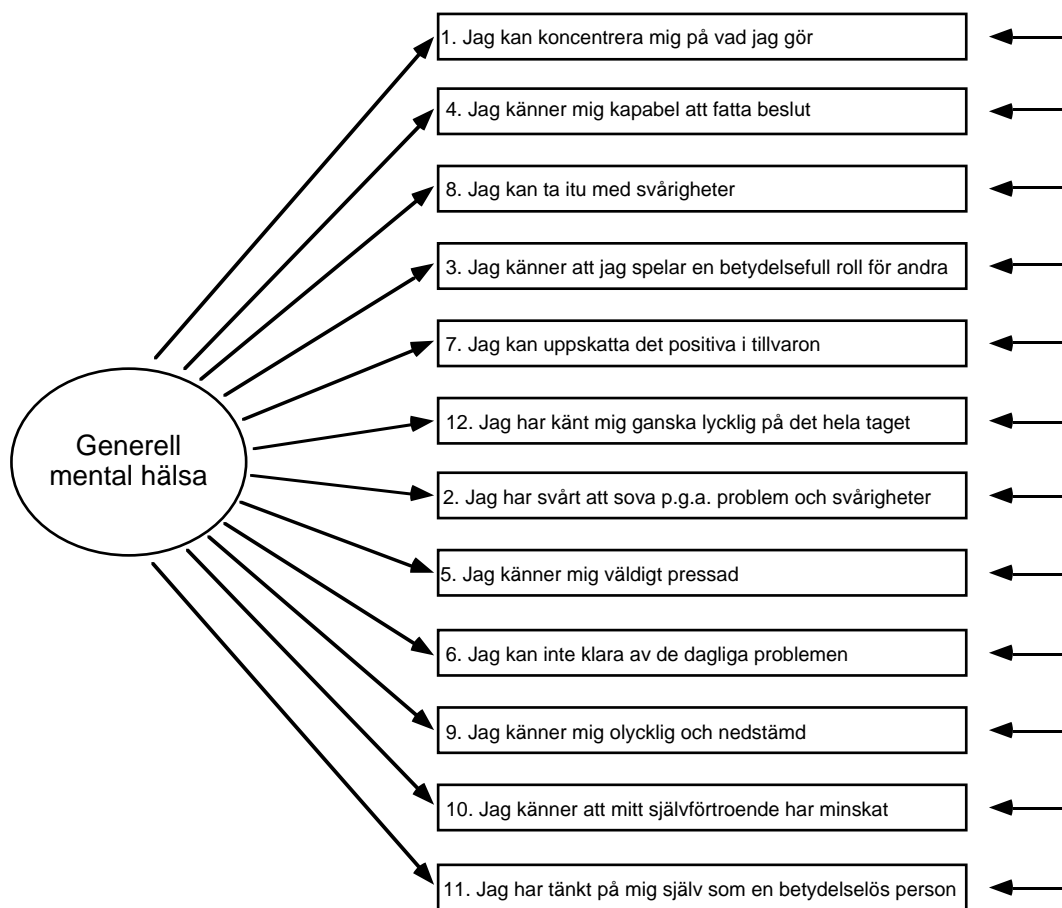
Därutöver gjordes en explorativ modellering av enfaktormodellen med syftet att hitta en alternativ oblik lösning. Denna analys gjordes på ungdomsgruppen. Modelleringen utgick från enfaktormodellen och tilläts fortgå så länge det inte innebar att någon av restriktionerna beskrivna i metoddelen, överträdde. Ganska snart blev det svårt att tolka relationerna och mer ingående analyser av olika modifieringsindex gav inga försvarbara modifieringsförslag. Figur 4 visar den oblika fyrfaktormodellen såsom den förelåg efter modellering.

För att korsvalidera den oblika fyrfaktormodellen prövades den på sjuksköterske- och ingenjörsgupperna. Resultaten från dessa analyser sammanfattas i Tabell 5. I tabellen visas även anpassningsmått för modellen när den prövades på totalgruppen.

²Benämningen på den positiva faktorn behövs men benämningarna på de två nya faktorerna översattes från artikeln. *Factor I includes elements of anxiety and depression.* Denna motsvarar ångestfaktorn i föreliggande studie. "*Factor II includes aspects of anhedonia and social dysfunction.* Denna benämns den positiva faktorn i föreliggande rapport. *Factor III contains just two items that encompass loss of confidence or self-esteem.* Denna är densamma som självförtroendefaktorn. (Kursiveringarna finns att läsa i (11) s.135)

Tabell 2. Anpassningsmått för en enfaktormodell av GHQ-12 prövad på totalgruppen och de tre undersökningsgrupperna, både som helhet och uppdelade på kön.

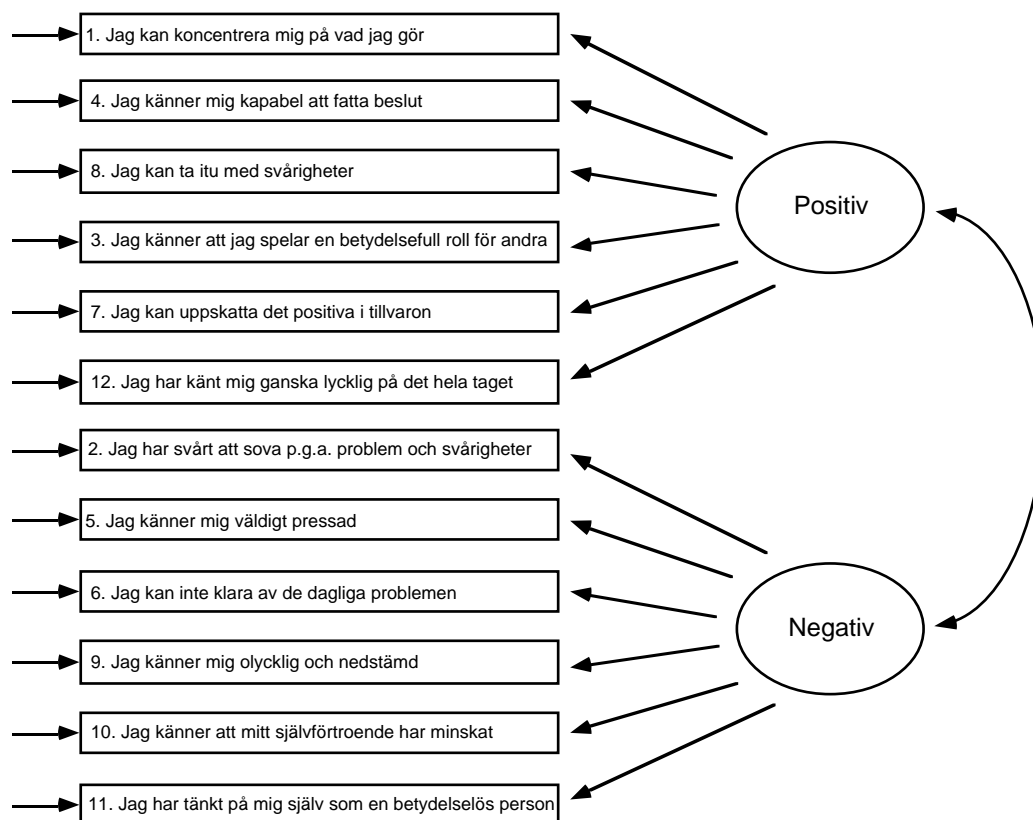
Grupp	n	Chi2	df	GFI	AGFI	NFI	NNFI	CFI	RMSEA
Totalgruppen	2244	1364,30	54	0,89	0,84	0,81	0,77	0,81	0,104
Män	959	670,59	54	0,88	0,82	0,79	0,76	0,80	0,109
Kvinnor	1285	756,43	54	0,90	0,85	0,81	0,78	0,82	0,101
Ungdomsgruppen	1095	731,25	54	0,88	0,82	0,80	0,77	0,81	0,107
Män	517	447,30	54	0,85	0,78	0,76	0,73	0,78	0,119
Kvinnor	578	349,34	54	0,89	0,84	0,82	0,80	0,84	0,097
Sjuksköterskegruppen	704	484,86	54	0,89	0,84	0,77	0,74	0,79	0,107
Män	78	109,82	54	0,81	0,72	0,60	0,68	0,74	0,116
Kvinnor	626	433,24	54	0,89	0,84	0,77	0,75	0,79	0,106
Ingenjörgruppen	445	308,46	54	0,89	0,84	0,81	0,80	0,84	0,103
Män	364	248,35	54	0,89	0,84	0,80	0,80	0,83	0,100
Kvinnor	81	122,90	54	0,80	0,71	0,72	0,78	0,82	0,126



Figur 1. Enfaktormodellen av GHQ-12 som prövades konfirmativt. Den utgjorde också ursprungsmodell i samtliga explorativa analyser.

Tabell 3. Anpassningsmått för en oblik modell av GHQ-12 med två faktorer prövad på totalgruppen och de tre undersökningsgrupperna, både som helhet och uppdelade på kön.

Grupp	n	Chi2	df	GFI	AGFI	NFI	NNFI	CFI	RMSEA
Totalgruppen	2244	831,14	53	0,94	0,91	0,88	0,86	0,89	0,081
Män	959	392,24	53	0,93	0,90	0,88	0,86	0,89	0,082
Kvinnor	1285	497,02	53	0,93	0,90	0,88	0,86	0,89	0,091
Ungdomsgruppen	1095	429,56	53	0,93	0,90	0,88	0,87	0,90	0,081
Män	517	268,32	53	0,91	0,87	0,86	0,85	0,88	0,089
Kvinnor	578	226,32	53	0,93	0,90	0,88	0,88	0,91	0,075
Sjuksköterskegruppen	704	356,32	53	0,92	0,88	0,83	0,81	0,85	0,090
Män	78	86,70	53	0,84	0,76	0,69	0,80	0,84	0,091
Kvinnor	626	321,16	53	0,92	0,88	0,83	0,82	0,85	0,090
Ingenjörgruppen	445	233,67	53	0,92	0,88	0,86	0,86	0,88	0,088
Män	364	181,84	53	0,92	0,88	0,85	0,86	0,89	0,082
Kvinnor	81	113,28	53	0,81	0,72	0,74	0,80	0,84	0,119



Figur 2. Den oblika tvåfaktormodellen som prövades konfirmativt.

Tabell 4. Anpassningsmått för en oblik trefaktormodell av GHQ-12 prövad på totalgruppen och de tre undersökningsgrupperna, både som helhet och uppdelade på kön.

Grupp	n	Chi2	df	GFI	AGFI	NFI	NNFI	CFI	RMSEA
Totalgruppen	2244	752,91	52	0,94	0,92	0,89	0,87	0,90	0,078
Män	959	374,81	52	0,93	0,90	0,88	0,87	0,90	0,080
Kvinnor	1285	441,60	52	0,94	0,91	0,89	0,88	0,90	0,076
Ungdomsgruppen	1095	377,82	52	0,94	0,91	0,90	0,89	0,91	0,076
Män	517	250,68	52	0,92	0,88	0,87	0,86	0,89	0,086
Kvinnor	578	192,38	52	0,94	0,91	0,90	0,90	0,92	0,068
Sjuksköterskegruppen	704	332,94	52	0,93	0,89	0,84	0,82	0,86	0,088
Män	78	68,09	52	0,88	0,82	0,75	0,90	0,92	0,063
Kvinnor	626	310,03	52	0,92	0,89	0,84	0,82	0,86	0,089
Ingenjörgruppen	445	226,86	52	0,92	0,88	0,86	0,86	0,89	0,087
Män	364	184,68	52	0,92	0,88	0,85	0,86	0,89	0,084
Kvinnor	81	96,00	52	0,84	0,76	0,78	0,85	0,88	0,103



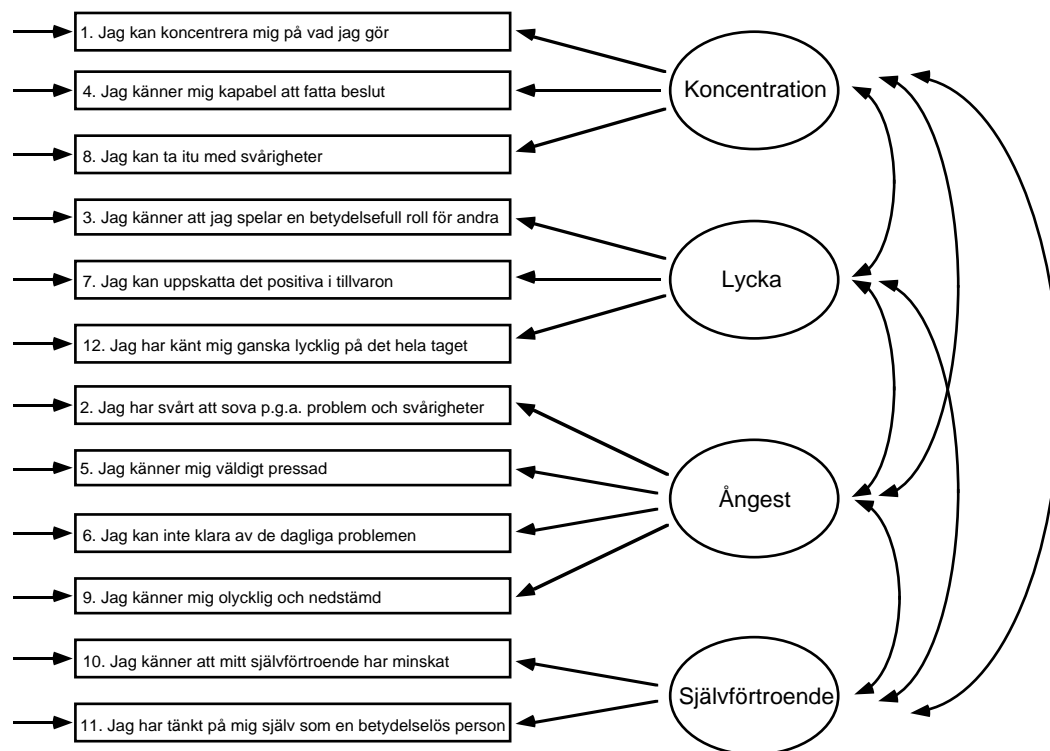
Figur 3. Den oblika trefaktormodellen som prövades konfirmativt.

Tabell 5. Anpassningsmått för en oblik fyrfaktormodell av GHQ-12 prövad på totalgruppen och de tre undersökningsgrupperna, både som helhet och uppdelade på kön.

Grupp	n	Chi2	df	GFI	AGFI	NFI	NNFI	CFI	RMSEA
Totalgruppen	2244	629,74	49	0,95	0,93	0,91	0,89	0,92	0,073
Män	959	303,20	49	0,95	0,92	0,90	0,89	0,92	0,074
Kvinnor	1285	388,17	49	0,95	0,92	0,90	0,89	0,91	0,073
Ungdomsgruppen	1095	313,11	49	0,95	0,92	0,92	0,90	0,93	0,070
Män	517	199,91	49	0,94	0,90	0,89	0,89	0,92	0,077
Kvinnor	578	173,72	49	0,95	0,92	0,91	0,91	0,93	0,066
Sjuksköterskegruppen	704	297,72	49	0,93	0,90	0,86	0,83	0,88	0,085
Män	78	67,25	49	0,88	0,81	0,76	0,88	0,91	0,070*
Kvinnor	626	271,15	49	0,93	0,90	0,86	0,84	0,88	0,085
Ingenjörgruppen	445	195,17	49	0,93	0,89	0,88	0,87	0,91	0,082
Män	364	158,36	49	0,93	0,89	0,87	0,87	0,91	0,078
Kvinnor	81	87,93	49	0,85	0,77	0,80	0,86	0,90	0,100**

*p-värde för RMSEA<0,05=0,22

**p-värde för RMSEA<0,05=0,01



Figur 4. Den oblika fyrfaktormodellen såsom den förelåg efter modellering.

Sammanfattningsvis kan sägas att en faktoruppdelning i ovan presenterade steg genomgående förbättrade modellenpassningen. Två undantag förelåg. Gruppen manliga sjuksköterskestuderande visade något sämre anpassning för en oblik fyrfaktormodell än en oblik trefaktormodell. För gruppen manliga ingenjörstudenter var anpassningen sämre för den oblika trefaktormodellen än tvåfaktormodellen. Anpassningen förbättrades dock väsentligt i den oblika fyrfaktormodellen (se Tabell 3, 4 och 5).

Sammantaget gav den oblika fyrfaktormodellen en något bättre anpassning än trefaktormodellen. Att förbättringen är större för ungdomsgruppen är naturligt då det ju var på den gruppen som den explorativa modelleringen gjordes. En liten förbättring av anpassningen kan dock ses även i sjuksköterske- och ingenjörsgруппerna.

Prövning av nestade modeller

Utöver de oblika modellerna prövades också ett antal nestade modeller. Dessa formulerades utifrån de ovan prövade oblika modellerna på så sätt att en generell faktor lades in samtidigt som en av de specifika faktorerna löstes upp. Samtliga faktorkombinationer prövades. Detta medförde att en nestad modell som grundades på den oblika tvåfaktormodellen (se Figur 2) fortfarande var en tvåfaktormodell men att den nu fanns i två versioner. Den ena versionen formulerades som en generell faktor och en specifik faktor bestående av de positiva påståendena. Den andra versionen bestod av en generell faktor och en specifik faktor bestående av de sex negativa påståendena.

Den nestade trefaktormodellen formulerades på samma sätt. Den bestod därmed av tre versioner. Samtliga versioner hade en generell faktor men i en version var den specifika faktorn med de sex positiva påståendena upplöst och ingick i den generella faktorn. De två specifika faktorerna utgjordes här av en ångestfaktor och en självförtroendefaktor. I en andra version var självförtroendefaktorn upplöst i den generella faktorn och de två kvarvarande specifika faktorerna utgjordes av en positiv faktor och en ångestfaktor. I den tredje versionen av den nestade trefaktormodellen hade i stället ångestfaktorn upplöst i den generella faktorn och de två specifika faktorerna utgjordes av en positiv faktor och en självförtroendefaktor (se Figur 3 för de ingående påståendena i de olika faktorerna).

Även en nestad fyrfaktormodell formulerades enligt samma principer som ovan. Den nestade fyrfaktormodellen förelåg därmed i fyra versioner. I varje version hade en av de fyra specifika faktorer som framkommit i den explorativa analysen av den oblika modellen, upplöst i den generella faktorn (se Figur 4). Resultaten från dessa analyser beskrivs i det följande.

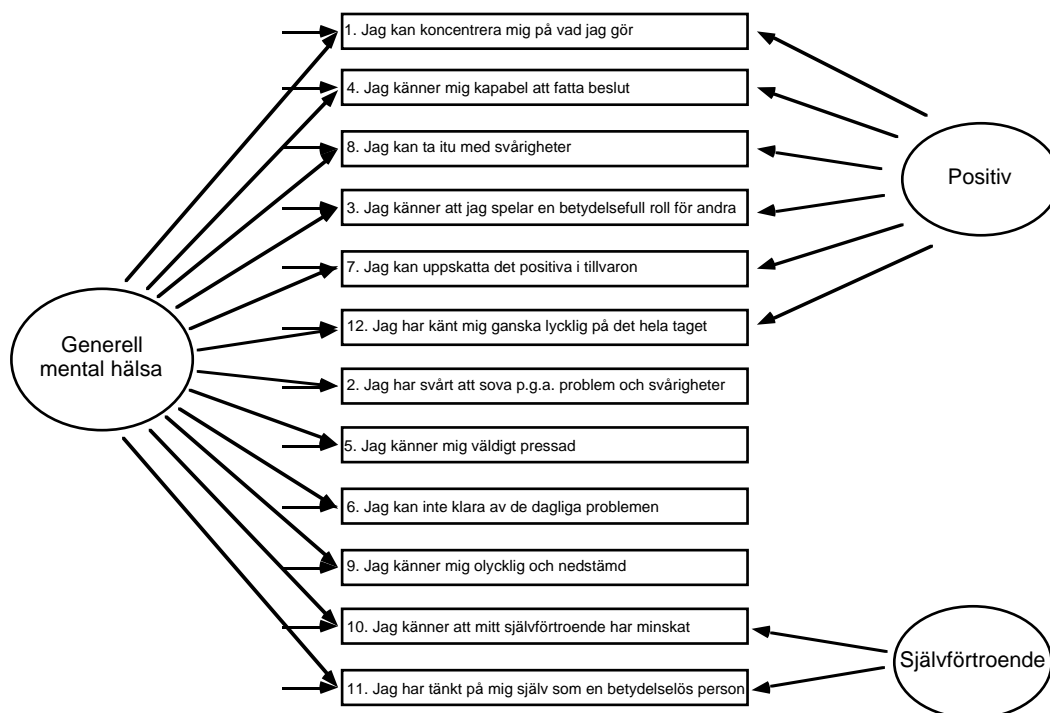
Anpassningsmått för samtliga kombinationer av nestade modeller, både med en generell och en, två, respektive tre specifika faktorer visas i Tabell 6. En jämförelse av de två nestade tvåfaktoranalyserna visade genomgående att modellenpassningen var bättre när en positiv faktor specificerades än en negativ. Den nestade trefaktormodellen styrkte den positiva faktorns specificitet genom att ge bättre anpassningsmått för de versioner som formulerats med en specifik positiv

Tabell 6 Anpassningsmått för samtliga kombinationer av nestade modeller prövade på totalgruppen samt de tre undersökningsgrupperna.

Grupp	Chi2	df	GFI	AGFI	NFI	NNFI	CFI	RMSEA
Totalgruppen (n=2244)								
Gen och Pos	599,34	48	0,95	0,93	0,92	0,89	0,92	0,072
Gen och Neg	809,63	48	0,94	0,90	0,89	0,85	0,89	0,084
Gen, Pos och Sjlvf	452,81	47	0,97	0,94	0,94	0,92	0,94	0,062
Gen, Pos och Ångest	485,60	44	0,96	0,94	0,93	0,91	0,94	0,067
Gen, Sjlvf och Ångest	863,18	49	0,94	0,90	0,88	0,84	0,88	0,086
Gen, Lyck, Konc, Ångest	782,68	44	0,94	0,90	0,89	0,84	0,90	0,087
Gen, Konc, Ångest, Sjlvf	652,47	46	0,95	0,92	0,91	0,88	0,91	0,077
Gen, Ångest, Sjlvf, Lyck	845,62	46	0,94	0,89	0,88	0,84	0,89	0,088
Gen, Sjlvf, Lyck, Konc	767,61	47	0,95	0,91	0,89	0,86	0,90	0,083
Ungdomsgruppen (n=1095)								
Gen och Pos	288,64	48	0,95	0,92	0,92	0,91	0,93	0,068
Gen och Neg	412,50	48	0,94	0,90	0,89	0,86	0,90	0,083
Gen, Pos och Sjlvf	219,99	47	0,97	0,94	0,94	0,93	0,95	0,058
Gen, Pos och Ångest	228,58	44	0,97	0,94	0,94	0,92	0,95	0,062
Gen, Sjlvf och Ångest	470,44	49	0,93	0,89	0,87	0,84	0,88	0,089
Gen, Lyck, Konc, Ångest	370,39	44	0,95	0,91	0,90	0,87	0,91	0,082
Gen, Konc, Ångest, Sjlvf	344,62	46	0,95	0,91	0,91	0,88	0,92	0,077
Gen, Ångest, Sjlvf, Lyck	456,28	46	0,93	0,88	0,88	0,84	0,89	0,090
Gen, Sjlvf, Lyck, Konc	381,03	47	0,95	0,91	0,90	0,87	0,91	0,081
Sjuksköterskegruppen (n=704)								
Gen och Pos	284,55	48	0,94	0,90	0,86	0,84	0,88	0,084
Gen och Neg	333,00	48	0,92	0,88	0,84	0,81	0,86	0,092
Gen, Pos och Sjlvf	241,34	47	0,95	0,91	0,88	0,87	0,90	0,077
Gen, Pos och Ångest	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----
Gen, Sjlvf och Ångest	322,63	49	0,93	0,89	0,85	0,82	0,86	0,089
Gen, Lyck, Konc, Ångest	316,91	44	0,93	0,87	0,85	0,80	0,87	0,094
Gen, Konc, Ångest, Sjlvf	258,56	46	0,94	0,90	0,88	0,85	0,90	0,081
Gen, Ångest, Sjlvf, Lyck	320,97	46	0,93	0,88	0,85	0,81	0,86	0,092
Gen, Sjlvf, Lyck, Konc	331,49	47	0,93	0,88	0,84	0,80	0,86	0,093
Ingenjörgruppen (n=445)								
Gen och Pos	183,37	48	0,93	0,89	0,89	0,88	0,91	0,080
Gen och Neg	220,69	48	0,92	0,87	0,86	0,85	0,89	0,090
Gen, Pos och Sjlvf	151,38	47	0,94	0,91	0,88	0,87	0,90	0,071
Gen, Pos och Ångest	151,41	44	0,94	0,90	0,91	0,90	0,93	0,074
Gen, Sjlvf och Ångest	216,16	49	0,92	0,87	0,87	0,86	0,89	0,088
Gen, Lyck, Konc, Ångest	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----
Gen, Konc, Ångest, Sjlvf	168,99	46	0,94	0,90	0,90	0,89	0,92	0,078
Gen, Ångest, Sjlvf, Lyck	208,94	46	0,92	0,87	0,87	0,85	0,90	0,089
Gen, Sjlvf, Lyck, Konc	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----

Tabell 7. Anpassningsmått för samtliga modeller av GHQ-12 som analyserats i denna studie. Dataunderlag är här ungdomsgruppen (n=1095).

Faktormodell	Chi2	df	GFI	AGFI	NFI	NNFI	CFI	RMSEA
Enfaktormodell	731,25	54	0,88	0,82	0,80	0,77	0,81	0,107
Oblika modeller								
Pos, Neg	429,56	53	0,93	0,90	0,88	0,87	0,90	0,081
Pos, Ångest, Sjlvf	377,82	52	0,94	0,91	0,90	0,89	0,91	0,076
Lyck, Konc, Ångest, Sjlvf	313,11	49	0,95	0,92	0,92	0,90	0,93	0,070
Nestade modeller								
Gen och Pos	288,64	48	0,95	0,92	0,92	0,91	0,93	0,068
Gen och Neg	412,50	48	0,94	0,90	0,89	0,86	0,90	0,083
Gen, Pos och Sjlvf	219,99	47	0,97	0,94	0,94	0,93	0,95	0,058
Gen, Pos och Ångest	228,58	44	0,97	0,94	0,94	0,92	0,95	0,062
Gen, Sjlvf och Ångest	470,44	49	0,93	0,89	0,87	0,84	0,88	0,089
Gen, Lyck, Konc, Ångest	370,39	44	0,95	0,91	0,90	0,87	0,91	0,082
Gen, Konc, Ångest, Sjlvf	344,62	46	0,95	0,91	0,91	0,88	0,92	0,077
Gen, Ångest, Sjlvf, Lyck	456,28	46	0,93	0,88	0,88	0,84	0,89	0,090
Gen, Sjlvf, Lyck, Konc	381,03	47	0,95	0,91	0,90	0,87	0,91	0,081



Figur 5. En nestad trefaktormodell bestående av en generell och två specifika faktorer.

Tabell 8. Anpassningsmått för en nestad trefaktormodell av GHQ-12 bestående av en generell och två specifika faktorer, den ena positiv, den andra en självförtroendefaktor, prövad på ungdomsgruppen som helhet samt uppdelad på kön och sysselsättning.

Grupp	n	Chi2	df	Chi2/df	GFI	AGFI	NFI	NNFI	CFI	RMSEA
samtliga	1095	219,99	47	4,68	0,97	0,94	0,94	0,93	0,95	0,058
män	517	167,29	47	3,56	0,94	0,91	0,91	0,91	0,93	0,070
kvinnor	578	103,93	47	2,21	0,97	0,95	0,95	0,96	0,97	0,046
arbetslösa	188	93,39	47	1,99	0,92	0,87	0,87	0,90	0,93	0,073
studerande	271	93,51	47	1,99	0,95	0,91	0,92	0,94	0,96	0,061
både stud och arb	102	62,01	47	1,32	0,91	0,84	0,81	0,92	0,94	0,056
arbetande	453	141,94	47	3,02	0,95	0,91	0,91	0,91	0,94	0,067

Tabell 9. Analys av den nestade trefaktormodellen (Gen, Pos, Sjlvf). Chi2-differensen mellan analysen gjord för grupperna utan och med restriktioner ($\Delta df=31$). De fetstilta värdena är statistiskt säkerställda, $p<0,001$.

	Arbetslös	Studerande	Arbetande	könsskilln,
Arbetslös	-			69,92
Studerande	30,86	-		60,38
Arbetande	56,79	66,18	-	61,61
Både studerande och arbetande	39,14	46,48	33,70	75,39

faktor än de versioner där de positiva påståendena fick ingå i den generella faktorn. Sjuksköterskegruppen utgjorde här ett undantag eftersom en av nämnda nestade trefaktormodeller (Gen, Pos, Ångest) inte fann någon lösning för gruppen i denna prövning. Att låta de positiva påståendena ingå i den generella faktorn i en nestad modell gav en sämre anpassning än samtliga oblika faktormodeller. Detta framgår i all tydlighet i Tabell 7 där måtten för samtliga modellens anpassning till ungdomsgruppens data presenteras. Dock hade de övriga versionerna av den nestade trefaktormodellen bättre anpassningsmått än samtliga oblika modeller.

Den nestade fyrfaktormodellen gav i samtliga versioner sämre anpassning till data än den bäst anpassade nestade trefaktormodellen.

De hittills presenterade analyserna var ämnade att pröva GHQ-12:s dimensionalitet. De inledande resultaten stödde en flerdimensionell ansats men den påföljande prövningen av de nestade modellerna visade att hänsyn till en generell faktor passade data ännu bättre. Jämförelser mellan olika versioner av de nestade modellerna på de olika undersökningsgrupperna visade också vilka av de specifika faktorerna som framträder bäst mot bakgrund av en generell faktor. Framför allt den positiva faktorns specificitet utmärker sig.

Den modell som slutligen valdes för att pröva GHQ-12:s diskriminativa förmåga var en nestad modell med en generell faktor, en specifik positiv faktor och en specifik självförtroendefaktor. Denna modell visas i Figur 5.

Prövning av faktorstrukturens stabilitet

Först prövades faktorstrukturens stabilitet genom att jämföra dels kvinnor och män dels de olika sysselsättningsgrupperna inom ungdomsgruppen. Tabell 8 visar anpassningen av den nestade trefaktormodellen för ungdomsgruppen som helhet, enskilt för kvinnor och män samt för de fyra sysselsättningsgrupperna. Modellens anpassning till data var acceptabel i samtliga fall. Dock förelåg det skillnader i anpassning, framför allt mellan män och kvinnor, men även mellan de olika sysselsättningsgrupperna, om än inte lika uttalade. En prövning gjordes för att testa om dessa skillnader är signifikanta. En statistiskt säkerställd skillnad föreligger om χ^2 för skillnaden mellan modellen prövad utan restriktioner och modellen prövad med restriktioner med sina respektive frihetsgrader, är signifikant (34). Könsskillnaden prövades, både i ungdomsgruppen som helhet och i de enskilda sysselsättningsgrupperna enskilt. Dessutom prövades skillnaden mellan de olika sysselsättningsgrupperna. Tabell 9 sammanfattar resultaten från dessa testningar. Som synes av tabellen var könsskillnaden genomgående signifikant, medan skillnader i modellanpassning mellan de olika sysselsättningsgrupperna endast förelåg mellan de arbetande och de heltidsstuderande och mellan de arbetande och de arbetslösa (fet stil i tabellen).

Nästa steg i modellerandet var att pröva om dessa skillnader berodde på modellens struktur eller om de kunde förklaras av skillnader i nivåer i enskilda parametrar. Med andra ord, var det faktorstrukturen som skilde sig mellan olika grupper eller låg skillnaderna någon annanstans. Stabiliteten i faktorstrukturen över olika grupper prövades med testning av modellanpassningen efter stegvist friande av parametrar. Strategin är ett sätt att utröna vilka parametrar som förklarar de uppkomna skillnaderna (15, 28). Först testades strukturstabiliteten mellan män och kvinnor i hela ungdomsgruppen. Resultaten från denna analys presenteras i Tabell 10. Därefter testades strukturstabiliteten mellan de olika sysselsättningsgrupperna. Resultaten från denna analys presenteras i Tabell 11. Både testningen mellan män och kvinnor och mellan de olika sysselsättningsgrupperna pekade mot att faktorstrukturen är stabil. De stora gruppskillnaderna förelåg i medelvärdena för de latenta variablerna, medelvärdena för de manifesta variablerna samt i felvarianserna för de manifesta variablerna.

När män och kvinnor utgjorde jämförelsegrupper bibehölls anpassningsmåttet (GFI och RMSEA) i stort oförändrade i jämförelse med värdena för hela undersökningsgruppen (anpassningsmåttet för hela undersökningsgruppen var $GFI=0,97$ och $RMSEA=0,058$, $p<0,05=0,00$). När mellangrupsanalysen gjordes med huvudsaklig sysselsättning som gruppvariabel försämrades anpassningsmåtten avsevärt. Anpassningen av den nestade modellen var dock bättre än enfaktor-modellen även vad gäller de olika sysselsättningsgrupperna vilket ju användes som incitament för att över huvud taget pröva faktorstrukturens stabilitet även över sysselsättningsgrupperna.

Tabell 10. Anpassningen efter stegvist friande av parametrar för prövning av struktursta-
bilitet i GHQ-12 mellan män och kvinnor (n=517 män och n=578 kvinnor).

Steg i prövningen	Chi2	df	Δ Chi2	Δ df	GFI	RMSEA	Δ Chi2/ Δ df
Samtliga parametrar (inkl. medelvärden) belagda med restriktioner över kön.	409.71	137			0.96	0.060	
Restriktionerna på medelvärden för de latenta faktorerna friade.	393.35	134	16.36	3	0.96	0.060	5.45
Restriktionerna på medelvärden för de manifesta variablerna friade.	357.46	125	35.89	9	0.96	0.058	3.99
Restriktionerna på felvariansen i de manifesta variablerna friade.	294.44	113	63.02	12	0.97	0.054	5.25
Restriktionerna på faktorladdningarna friade (variansen i de latenta faktorerna friad).	293.83	110	0.61	3	0.97	0.055	0.20

Tabell 11. Anpassningen efter stegvist friande av parametrar för prövning av struktursta-
bilitet i GHQ-12 mellan de olika sysselsättningsgrupperna (n=188 arbetslösa, n=217 stu-
derande, n=102 både studerande och arbetande och n=453 arbetande ungdomar).

Steg i prövningen	Chi2	df	Δ Chi2	Δ df	GFI	RMSEA	Δ Chi2/ Δ df
Samtliga parametrar (inkl. medelvärden) belagda med restriktioner över kön.	649.50	317			0.89	0.064	
Restriktionerna på medelvärden för de latenta faktorerna friade.	625.30	308	24.50	9	0.90	0.064	2.72
Restriktionerna på medelvärden för de manifesta variablerna friade.	534.57	281	90.73	27	0.90	0.060	3.36
Restriktionerna på felvariansen i de manifesta variablerna friade.	456.22	245	78.35	36	0.91	0.058	2.18
Restriktionerna på faktorladdningarna friade (variansen i de latenta faktorerna friad).	441.04	236	15.18	9	0.91	0.059	1.69

Prövning av den nestade trefaktormodellens diskriminativa förmåga

Nivåskillnader mellan undergrupperna i faktorerna

I analysen av medelvärdena för de latenta variablerna användes männen som referensgrupp i jämförelsen mellan män och kvinnor. När jämförelser gjordes mellan de olika sysselsättningsgrupperna utgjorde de arbetande ungdomarna referensgrupp. Dessa analyser ger inga absoluta mått på faktorerna utan presenterar endast relativa skillnader visavi jämförelsegruppen. Man får, med andra ord, veta hur många standardavvikelseenheter högre eller lägre en grupp skattade i jämförelse med referensgruppen men ingenting om hur höga eller låga värdena är i sig. Beskrivningen nedan blir därför huvudsakligen en jämförelse mellan kvinnor och

män och mellan arbetslösa, hel- och deltidsstuderande visavi arbetande ungdomar. För de skillnader som är statistiskt säkerställda redovisas t-värden. Observera att i alla skalor innebär högre värden ett lägre välbefinnande.

Kvinnorna skattade signifikant högre än männen i den generella faktorn ($t=2,53$) och i den positiva faktorn ($t=2,26$). Däremot skilde sig inte könen i självförtroendefaktorn.

Jämförelserna mellan sysselsättningsgrupperna i den generella faktorn visade att de arbetslösa och de studerande skattade högre än de arbetande ungdomarna ($t=2,25$ resp. $3,07$). De som både studerade och arbetade låg däremot endast obetydligt högre än de arbetande i denna faktor.

I den positiva faktorn skilde sig inte de studerandes skattningar från de arbetandes. Däremot låg de arbetslösas skattningar högre än de arbetandes ($t=3,38$). De som både studerade och arbetade skattade denna faktor lägre än de som arbetade; skillnaden är dock inte statistiskt signifikant ($t=-1,24$).

Både de som uppgivit att de endast studerade och de som både studerade och arbetade hade ett bättre självförtroende än de som arbetade. Den förstnämnda skillnaden är statistiskt säkerställd ($t=-2,35$) men inte den andra ($t=-1,63$). De arbetslösa skattade självförtroendefaktorn endast obetydligt högre än de arbetande.

Sysselsättningsgrupperna skilde sig alltså inte på samma sätt från varandra i den generella och de två specifika faktorerna från den nestade trefaktorlösningen. Detta visar att alla tre faktorerna har en diskriminativ förmåga, och att de specifika faktorerna kan vara viktiga att hålla isär från den generella faktorn.

Nivåskillnader mellan studiegrupperna i faktorerna

I analysen av nivåskillnader på de latent variablerna framkom att de olika sysselsättningsgrupperna skilde sig åt. Resultaten visade att aktuell sysselsättning är en faktor som påverkar utfallet i GHQ-poäng. För att ytterligare pröva den nestade trefaktormodellens diskriminativa förmåga bildades därför en ny grupp.

En tillbakablick på de hittills presenterade resultaten visade att anpassningsmåttet för den nestade modellen på sjuksköterskegruppen respektive ingenjörgruppen i båda fallen var acceptabla (se Tabell 7). Anpassningen var inte lika god för dessa båda grupper som den var för hela ungdomsgruppen men de skilde sig inte mycket i anpassning sinsemellan. En jämförelse i anpassning mellan sjuksköterskegruppen, ingenjörgruppen och gruppen ungdomar som uppgivit att de endast studerade visade också på större likheter (se Tabell 7 och Tabell 8).

För att kontrollera för sysselsättning bildades en grupp bestående av ingenjörstuderande, sjuksköterskestuderande och de ungdomar som uppgivit att de endast studerade ($n=1413$). I denna grupp förelåg ett svagt men ändå signifikant samband mellan GHQ-poäng och födelseår ($r=0,06$, $p=0,021$) på så sätt att ju yngre man var desto högre GHQ-poäng hade man. Detta ledde till att den sista analysen riktade in sig på att jämföra de ungdomar som uppgivit att de endast studerade med de sjuksköterskestuderande och ingenjörstuderande som var födda mellan 1969 och 1975. Detta gav en studiegrupp på sammanlagt 878 personer (414 kvinnor och 464 män), 271 personer i ungdomsgruppen (136 kvinnor och 135 män), 221 personer i sjuksköterskegruppen (206 kvinnor och 15 män) och 386 personer i ingen-

jörsggruppen (72 kvinnor och 314 män). På denna grupp testades den nestade tre-faktormodellen. Prövningen gav följande modellanpassningsvärden: $\text{Chi}^2_{(df=47)}=222,09$; $\text{RMSEA}=0,065$, $p<0,05=0,00$; $\text{GFI}=0,96$; $\text{AGFI}=0,93$. I denna grupp som helhet förelåg ingen signifikant könsskillnad vare sig i den generella eller i de två specifika faktorerna. Däremot skilde sig de olika studiegrupperna åt. Både sjuksköterskegruppen och ingenjörsggruppen skattade lägre än ungdomsgruppen i den generella faktorn men endast sjuksköterskegruppens resultat är statistiskt signifikant ($t=-2,84$). Vad gäller den positiva faktorn låg ingenjörsggruppen och sjuksköterskegruppen högre i skattning än ungdomsgruppen. Statistiskt säkerställd är dock skillnaden endast för ingenjörsggruppen ($t=2,79$). Det förelåg ingen grupp-skillnad i skattning av självförtroendefaktorn.

Psykiskt välbefinnande bland ungdomar i Sverige

I det följande presenteras medelvärden, standardavvikelser och fördelningar i GHQ-poäng för de tre undersökningsgrupperna. Den GHQ-poäng som redovisas är beräknad på traditionellt sätt och behandlar GHQ-12 som ett endimensionellt mått. Resultaten finns delvis presenterade på annat håll (7, 17, 18). Frekvensfördelningarna beskrivs i percentiler (10, 25, 50, 75, 90), kurtosis och snedhet. Dessa sammanfattas, för samtliga grupper, i Tabell 12, medelvärden och standardavvikelser i Tabell 13.

GHQ-poängen för totalgruppen varierade mellan noll och 32, medianen var 8. Medelvärdet var $M=9,26$ och standardavvikelsen $s=5,35$. Medelvärdet för kvinnorna var något högre än för männen (se Tabell 12). Denna skillnad är dock inte statistiskt säkerställd ($F_{(1,2242)}=3,37$, $p=0,067$).

Ungdomsgruppen

Männens och kvinnornas fördelningar skilde sig på så sätt att männens var toppigare än kvinnornas (se Tabell 13 och Figur 2 och 3 i Bilaga) vilket innebär att fler män samlades kring medianen medan kvinnorna var mer jämt fördelade över ett bredare fält av värden kring medianen. Å andra sidan var männens fördelning mer positivt sned än kvinnornas.

Skalans reliabilitet var för ungdomsgruppen $\alpha=0,83$. Poängen varierade mellan noll och 32, medianen var 8 (se Figur 1, Bilaga). Medelvärdet var $M=9,19$, $s=5,53$. Medelvärdet för kvinnorna var högre än för männen ($F_{(1,1093)}=11,84$, $p<0,001$). Det förelåg även statistiskt säkerställda skillnader mellan ungdomarna beroende av huvudsaklig sysselsättning vid undersökningstillfället på så sätt att de ungdomar som arbetade, antingen heltid eller i kombination med studier hade lägre GHQ-poäng än de ungdomar som uppgivit att de studerade eller var arbetslösa ($F_{(3,1010)}=5,39$, $p=0,001$).

Skillnaden i GHQ-poäng mellan kvinnor och män inom varje sysselsättningsgrupp prövades. Av de skillnader i GHQ-poäng mellan kvinnor och män i de olika sysselsättningsgrupperna som förelåg (se Tabell 12) är skillnaden statistiskt säkerställd endast i ett fall. De arbetande kvinnorna hade en signifikant högre GHQ-poäng än de arbetande männen ($F_{(1,451)}=10,00$, $p=0,002$).

Sjuksköterskegruppen

Skalans reliabilitet var för sjuksköterskegruppen $\alpha=0,80$. Poängen varierade mellan noll och 27, medianen var 8. Medelvärdet för hela gruppen var $M=8,86$, $s=5,02$. I denna grupp förelåg ingen statistiskt säkerställd skillnad mellan kvinnor och män i GHQ-poäng ($F_{(1,702)}=0,181$, $p=0,671$). Det förelåg inte heller någon skillnad i GHQ-poäng mellan yngre och äldre sjuksköterskestuderande ($F_{(1,702)}=0,10$, $p=0,919$).

Ingenjörgruppen

Skalans reliabilitet var för ingenjörgruppen $\alpha=0,84$. Poängen varierade mellan noll och 31, medianen var 9. Medelvärdet i GHQ-poäng för hela gruppen var $M=10,09$, $s=5,33$. Det förelåg en statistiskt säkerställd skillnad i GHQ-poäng mellan kvinnor och män i ingenjörgruppen på så sätt att kvinnorna hade en högre poäng än männen ($F_{(1,443)}=9,22$, $p=0,003$). Däremot förelåg ingen skillnad i poäng mellan yngre och äldre ingenjörstudenter ($F_{(1,436)}=1,42$, $p=0,234$).

En jämförelse mellan ungdomarna i de tre studiegrupperna

En jämförelse mellan de personer i ungdomsgruppen som uppgivit att de endast studerade och de svarande i sjuksköterskegruppen och ingenjörgruppen som var födda 1969-1975 visade att det inte var någon skillnad i GHQ-poäng mellan kvinnor och män ($F_{(1,876)}=0,786$, $p=0,376$). Däremot förelåg det skillnader i GHQ-poäng mellan de olika studiegrupperna; sjuksköterskegruppen hade en bättre psykisk hälsa än både ingenjörgruppen och ungdomsgruppen ($F_{(2,875)}=3,98$, $p=0,019$). Ser man på kvinnorna och männen separat i de olika grupperna så bibehöll männen medelvärdeskillnaden mellan studiegrupperna, även om den nu inte är statistiskt säkerställd. Kvinnorna i de olika studiegrupperna däremot visade en statistiskt säkerställd skillnad i GHQ-poäng på så sätt att kvinnliga sjuksköterskestuderande mätte psykiskt bättre medan kvinnliga ingenjörstudenter visade ett klart sämre psykiskt välbefinnande ($F_{(2,411)}=8,06$, $p<0,001$). (Observera att grupperna skiljer sig mycket i storlek.) Männen hade dock genomgående lägre GHQ-poäng än kvinnorna.

Tabell 13. Medelvärden och standardavvikelser i GHQ-poäng för de olika grupperna, både som helhet, uppdelade på kön och på äldre och yngre.

Grupp	Samtliga*			Yngre			Äldre		
	n	M	s	n	M	s	n	M	s
Totalgrupp	2244	9,26	5,35	1702	9,33	5,39	535	9,07	5,23
kvinnor	1285	9,44	5,37	856	9,70	5,44	429	8,93	5,20
män	959	9,02	5,32	846	8,95	5,32	106	9,62	5,32
Ungdomsgrp				1095	9,19	5,53			
kvinnor				578	9,73	5,55			
män				517	8,58	5,45			
arbetslös				188	10,03	5,65			
kvinnor				96	10,56	5,81			
män				92	9,47	5,45			
studerande				271	10,01	5,95			
kvinnor				136	10,40	5,42			
män				135	9,63	6,44			
studarb				102	8,93	5,27			
kvinnor				68	9,26	5,72			
män				34	8,26	4,22			
arbetar				453	8,56	5,31			
kvinnor				236	9,31	5,49			
män				217	7,75	4,99			
Sjuksköterskegrp	704	8,86	5,02	221	8,83	4,83	483	8,87	5,12
kvinnor	626	8,88	5,05	206	8,94	4,90	420	8,86	5,13
män	78	8,63	4,80	15	7,33	3,50	63	8,94	5,03
Ingenjörsgp**	445	10,10	5,33	386	10,00	5,25	52	10,94	5,89
kvinnor	81	11,70	5,73	72	11,61	5,58	9	12,44	7,16
män	364	9,73	5,18	314	9,63	5,12	43	10,63	5,63

*I ungdomsgruppen förekom inga personer födda före 1969, vilket innebär att cellerna i kolumnerna "samtliga" och "äldre" för denna grupp är tomma.

**Antalet personer i kolumnen samtliga stämmer inte med summan av antalet personer i grupperna yngre och äldre beroende på att samtliga svarande inte uppgivit sitt födelseår.

Diskussion

Denna rapport hade som övergripande syfte att pröva GHQ-12:s dimensionalitet, samt att, om mer än en dimension förelåg, pröva den diskriminativa förmågan i de olika dimensionerna. Till detta nyttjades data från tre undersökningar som samtliga använt samma variant av GHQ-12 för att mäta den mentala hälsan. En fördjupad analys gjordes varvid strukturekvationsmodellering användes. Bakgrunden var att det internationellt bl.a. har diskuterats huruvida skalan är endimensionell eller flerdimensionell.

GHQ-12 dimensionalitet

De inledande konfirmativa faktoranalyserna visade att även om GHQ-12 har en hög intern reliabilitet så ger oblika flerfaktormodeller generellt en bättre dataanpassning än en enfaktormodell. Dessa analyser gav därmed klart stöd för antagandet att GHQ-12 är ett flerdimensionellt mått. Men en fortsatt prövning där olika nestade modeller testades visade att det sammanfattande GHQ-värdet ändå är meningsfullt. De nestade modellerna formulerades utifrån en generell faktor samt olika kombinationer av en eller fler av de latent faktorer som framkommit i de oblika faktoranalyserna. Dessa modeller gav i de flesta fall ännu bättre modellpassning, dock inte alla. Till exempel visade en av de nestade trefaktormodellerna en sämre anpassning än samtliga oblika faktormodeller. Samtidigt var det just en nestad trefaktormodell som visade sig ha den bästa dataanpassningen av samtliga prövade modeller. Resultaten i föreliggande studie talar därmed för att GHQ-12 är ett sammansatt mått. Skalan har en god intern reliabilitet som ett endimensionellt mått, men med en modell som inbegriper specifika latent faktorer, vid sidan av den generella, går det att få ut mer differentierad information ur data.

Flerdimensionaliteten är dock inte självklar även om det finns situationer när en oblik modell lyfter fram information som annars skulle döljas bakom en generell faktor (11). Än tydligare blir detta om man analyserar skalans diskriminativa förmåga vilket gjordes genom att pröva den modell som givit bäst anpassningsmått.

Strukturstabilitet och diskriminativ förmåga

Bästa anpassningsmått hade en nestad trefaktormodell med en generell faktor och två specifika, en självförtroendefaktor och en positiv faktor. Denna modells strukturstabilitet prövades. Analyserna visade att skillnaderna mellan olika grupper framför allt kunde förklaras av mätfelen i de enskilda påståendena och av skillnader i nivå i de latent variablerna mellan olika grupper. Detta gällde både vid jämförelsen över kön och när prövningen gjordes med sysselsättningsgrupp som grund för jämförelsen. Faktorstrukturen var alltså stabil i båda fallen men grupperna skattade olika i de enskilda faktorerna. Kvinnor och män skilde sig i nivå vad gäller skattningarna av den generella faktorn och den positiva faktorn. Självförtroendefaktorn däremot visade inte på någon signifikant skillnad mellan könen.

Studierande, arbetande och arbetslösa skilde sig i nivå i samtliga tre faktorer. De arbetslösa och de som enbart studerade hade en sämre generell mental hälsa än de arbetande. Däremot hade de som studerade bättre självförtroende än de arbetande ungdomarna. Den positiva faktorn skattades högre av de arbetslösa än av de arbetande vilket betyder att de arbetslösa instämde i lägre grad än de arbetande i de positiva påståendena.

Skillnader i nivåer i de olika faktorerna mellan olika sysselsättningsgrupper ledde till att en ny grupp definierades som bestod av ungdomar (födda 1969-1975) från de tre undersökningsgrupperna som hade studier som huvudsaklig sysselsättning vid undersökningstillfället. Även inom denna grupp, som skapats för att hålla sysselsättning och ålder under kontroll förelåg det nivåskillnader mellan

ungdomsgruppen, sjuksköterskegruppen och ingenjörgruppen. De två definierade studiegrupperna (sjuksköterskor och ingenjörer) hade lägre värden än den odefinierade studiegruppen (ungdomsgruppen) i den generella faktorn; sjuksköterskornas är statistiskt säkerställd. Definierad respektive odefinierad studiegrupp betyder här att man känner till deras utbildning, vilket gäller för sjuksköterskor och ingenjörer men inte för ungdomsgruppen. Däremot skattade de två definierade studiegrupperna högre än ungdomsgruppen i den positiva faktorn; ingenjörsgруппens skattning är här statistiskt säkerställd.

De könsskillnader som förelegat för ungdomsgruppen som helhet hade i dessa analyser, som kontrollerade för ålder och sysselsättning, försvunnit. Inom studiegruppen skilde sig inte män och kvinnor åt i nivå i någon av de tre faktorerna.

Föreliggande studie talar för GHQ-12:s diskriminativa förmåga, både som ett endimensionellt mått och som ett flerdimensionellt mått. Resultaten från analyserna av den nestade trefaktormodellen pekar också mot att de specifika faktorerna kan lyfta fram gruppkillnader som annars skulle döljas av den generella faktorn som t.ex. de studerandes sämre psykiska hälsa men bättre självförtroende jämfört med de arbetande ungdomarna.

Faktorernas innebörd

Faktorerna i de inledande konfirmativa analyserna definierades utifrån olika antaganden. Tvåfaktormodellen bildades genom att gruppera samtliga positiva påståenden i en faktor, den positiva, och samtliga negativa påståenden i en faktor, den negativa. Det finns forskning som talar för att det kan vara värt att betrakta de sex positiva respektive de sex negativa påståendena i GHQ-12 som två separata subskalor (4, 32, 33). Det har bl.a. talats om att de positiva och de negativa påståendena refererar till olika saker. De positiva påståendena tar upp dagliga aktiviteter och beskriver normala, hälsosamma känslor medan de negativa påståendena tar upp tillstånd av ohälsa och beskriver olika former av symptom (4). Ett utfall av detta skulle vara olika typer av svarsfördelningar för de positiva respektive negativa påståendena. Resultaten från denna studie ger ett visst stöd för denna uppdelning. En närmare undersökning av svarsfördelningarna i de enskilda påståendena visade att de positiva påståendena gav mer eller mindre normalfördelade fördelningar medan de negativa påståendena genomgående var positivt snedfördelade.

Den oblika tvåfaktormodellen gav bättre dataanpassning än enfaktormodellen. Analyserna av de nestade tvåfaktormodellerna visade dock att det var de sex positiva påståendena som utmärkte sig som en specifik faktor, inte de negativa.

Den negativa faktorn delades i nästa steg upp i två faktorer, en självförtroendefaktor och en ångestfaktor. Den oblika trefaktormodellen som då förelåg överensstämde med den Graetz (11) presenterat. En jämförelse mellan de tre nestade trefaktormodellerna visade en klar försämring i anpassning när den positiva faktorn tilläts ingå i den generella. En uppdelning av den positiva faktorn i två faktorer gav en bättre anpassning för den oblika modellen, men sämre anpassningsmått för de nestade fyrfaktormodellerna. Detta tyder på att denna faktor, för sig själv, bär på viktig information.

Tolkningen av den positiva faktorn är dock inte enkel. De positiva och negativa påståendenas skilda fördelningar kanske har något med saken att göra. Den positiva faktorn skulle då kunna tolkas som en s.k. metodfaktor knuten till frågekonstruktionen. En annan tolkning anknyter till pågående forskning om positiv och negativ affektivitet. Studier har visat att negativ affektivitet kan ha en modererande inverkan på rapporteringen av hälsa (39, 48). Moyle (39) visade att det förelåg ett direkt, och ett flertal indirekta samband mellan negativ affektivitet och GHQ-poäng. Om man ser till föreliggande undersökningsresultat så skattade kvinnorna den positiva faktorn högre än män och arbetslösa skattade den högre än arbetande. Att i detta sammanhang tolka skillnaderna i termer av negativ affektivitet synes något långtgående. Lättare är att fråga sig vad det är i ungdomarnas livssituation som gör att kvinnor och arbetslösa inte har lika lätt att uttrycka sig i positiva termer som män och arbetade?

Även om de fyra nestade fyrfaktormodellerna inte gav tillfredsställande lösningar i samtliga fall kan en jämförelse av dem här hjälpa till att tydliggöra den generella faktorns innebörd. De positiva påståendena grupperade sig i två faktorer med tre påståenden i vardera. Den ena benämndes koncentration, den andra lycka. Att låta koncentrationsfaktorn lösa upp sig i den generella faktorn gav genomgående en sämre dataanpassning än om man lätt lyckofaktorn ingå. Detta skulle kunna tas som ytterligare belegg för att skalan som helhet fångar upp en bakomliggande dimension av generellt psykiskt välbefinnande och att den, utöver den generella aspekten, också kan ge ytterligare information om specifika aspekter av det psykiska hälsotillståndet.

Användningen av GHQ-12 vid jämförelser mellan olika grupper

Resultaten i föreliggande studie ger ytterligare belegg för att GHQ-12, som ett en-dimensionellt mått, diskriminerar mellan grupper beroende på kön och beroende på sysselsättning. Dock visades också att kontroll för ålder och sysselsättning kan göra att könsskillnader inte längre föreligger.

Kvinnors och mäns hälsa

Flera studier har visat att kvinnor rapporterar mer sjuklighet än män (42, 45). Kvinnor använder sig också av sjukvården i högre utsträckning än män. Om man i stället tittar på mortalitet, så lever kvinnor längre än män. Dödsorsaken skiljer sig dock mellan könen. Kvinnor lider t.ex. av högt blodtryck i större utsträckning än män, men männen dör oftare av hjärnblödning eller hjärtsjukdom (31). I västvärlden gäller genomgående att kvinnorna rapporterar två gånger så mycket ångest och depressioner som män (38, 41, 49). Fler kvinnor än män konsulterar också läkare p.g.a. psykologiska och känslorelaterade problem. Det har föreslagits att skillnaden mellan kvinnor och män i hälsokattningar beror på att frågorna i de olika index som används beskriver problem som kvinnor lättare kan relatera till än män (38). I föreliggande studie försvann könsskillnaden i samtliga faktorer (i den nestade modellen) i och med att man kontrollerade för sysselsättning. Detta skulle kunna tolkas som att GHQ-12 inte är känsligt för kön som variabel utan att könsskillnaderna speglar reella skillnader i mäns och kvinnors livssituation. Resultatet

pekar också mot att könsskillnaden i skattningar av psykisk hälsa kan vara beroende av yttre faktorer såsom t.ex. hur individens sociala situation ser ut. Verbrugge (45) menar t.o.m. att den främsta orsaken till skillnader i hälsa mellan män och kvinnor är knutna till roller, stress, livsstil och preventiva hälsobeteenden, samtliga riskfaktorer, vars effekter framträder i epidemiologiska studier av hälsa.

Könsskillnaden inom olika sysselsättningar i ungdomsgruppen prövades på total GHQ-poäng med ANOVA. I dessa analyser förelåg en statistiskt säkerställd könsskillnad endast inom gruppen arbetande ungdomar. Detta leder frågan vidare till arbetet och arbetssituationen. Speglar resultaten faktiska skillnader?

Den svenska arbetsmarknaden är en segregerad marknad där en stor grupp kvinnor återfinns inom den offentliga servicesektorn medan männen huvudsakligen är verksamma inom produktionen i den privata sektorn (44). De signifikanta könsskillnaderna i GHQ-poäng i denna studie är därmed inte förvånande eftersom det här inte föreligger någon kontroll för arbetssituation. Men även inom samma verksamhetsområde kan kvinnor och män med samma arbetsuppgifter, av både biologiska, psykologiska och sociala skäl, uppleva arbetet olika. Förutom de förväntningar och krav som ställs på arbetstagaren utifrån arbetsuppgiften finns även "oskrivna" rollförväntningar som gör att arbetstagaren medvetet eller omedvetet bedöms utifrån att han eller hon är just man eller kvinna (för belysande exempel se, 37).

En jämförelse mellan sjuksköterskestuderande, ingenjörstuderande och studerande i allmänhet visade att sjuksköterskegruppen mådde jämförelsevis bättre. Ungdomsgruppen och ingenjörgruppen hade nästan samma medelvärde i GHQ-poäng. Detta är ett oväntat resultat om man ser till könsfördelningen i de olika grupperna. Resultatet stöder dock antagandet att situationsfaktorer har stor betydelse för hur svaren i GHQ-12 fördelar sig.

Det finns med andra ord god anledning att anta att de könsskillnader som föreligger i rapporteringen av mental hälsa beskriver faktiska skillnader och att dessa många gånger kan förklaras av att situationen för kvinnor och män skiljer sig åt.

Ungdomars hälsa

Äldre rapporterar mer ohälsa än yngre (36). Sambandet mellan individens hälsa och effekter av psykosociala faktorer blir starkare ju äldre man blir, och data pekar också på att den interindividuelle variabiliteten ökar med ökad ålder (43). En studie visade att könsskillnaderna i självrapporterade symptom först och främst gäller vuxna och friska män och kvinnor (8). Med ovanstående i åtanke synes det inte riktigt rättvisande att göra direkta jämförelser av hälsa mellan olika grupper utan att ta hänsyn till ålder. Jämförelsen mellan de olika studerandegrupperna stöder i viss mån detta antagande.

Ungdomar rapporterar ändå ohälsa och det har visats att exempelvis symptom, av ungdomar definieras utifrån generellt välbefinnande och möjligheter att delta i olika aktiviteter (36). Ungdomar anser att de är vid god hälsa om de är aktiva och gör bra ifrån sig i skolan. Eiser, Havermans och Eiser (5) drog i en studie slutsatsen att köns- och åldersskillnader i hälsorapportering i högre grad förklara-

des av ungdomarnas uppfattning om sig själva än att skillnaderna i hälsorapportering beroende av självuppfattning förklarades av kön och ålder. Ju äldre personen var (M=12,2 år, M=13,2 år och M=14,2 år) desto mer symptomrapportering förelåg. Dessa resultat pekar på att ungdomarnas skattningar av sin hälsa mer utgör en indikator på allmänt välbefinnande än en skattning av hälsa i medicinsk betydelse.

Tidigare studier (9, 11, 35) har visat utbildningsnivå kan inverka på GHQ-poäng. I föreliggande studie hade de yrkesarbetande ungdomarna ett generellt bättre psykiskt välbefinnande än de studerande men ett sämre självförtroende. Däremot hade de som studerade ett sämre generellt välbefinnande även om deras självförtroende var bättre (dock inte statistiskt signifikant). Detta leder tankarna till ungdomarnas situation. De befinner sig någonstans mitt emellan skola och etablerad arbetsmarknadsförankring. Självförtroendet tycks vara mer knutet till studier än till arbete medan det generella välbefinnandet tycks vara knutet till att ha ett arbete. En jämförelse av sjuksköterskegruppens hälsa under sista terminen i utbildningen och efter ett år ute i arbetslivet visade också på en klar förbättring av den psykiska hälsan efter ett år ute i arbetslivet (19).

Liknande skillnader i GHQ-poäng mellan arbetande, arbetslösa och studerande har även uppmärksammats i en longitudinell studie gjord på ett slumpmässigt urval ungdomar (16-25 år 1985) i Australien (12). Kön var den enda demografiska variabel som gav tydliga skillnader mellan grupper oavsett sysselsättning, och kvinnorna hade genomgående högre värden än män. Ingen av de övriga demografiska variabler som prövades, såsom exempelvis ålder, födelseort, typ av anställning, inkomst och civilstånd visade på någon större inverkan på mental hälsa vilket, menar författaren, indikerar att GHQ-poängen i stort är oberoende av socio-demografiska faktorer. Inom gruppen arbetande ungdomar hade dock de som uppgett att de var missnöjda med sitt arbete klart högre GHQ-poäng än de som uppgett att de var nöjda. Slutsatsen som författaren drar är att psykisk hälsa i första hand är en funktion av sysselsättning, d.v.s. om man arbetar eller inte. För dem som arbetar däremot, är psykisk hälsa i första hand en funktion av kvalitén på arbetet uttryckt i termer av arbetstillfredsställelse. Dessa resultat stöder med andra ord inte alls uppfattningen att det är bättre med ett dåligt arbete än inget arbete alls. Tvärt om visar de snarare att goda arbetsförhållanden är minst lika viktiga för välbefinnandet som att över huvudtaget ha ett arbete.

Mycket forskning har visat på arbetslöshetens konsekvenser för hälsa (se 20 för en översikt). Dock är det bara en liten del av den som berör ungdomarnas situation (23, 24). Hammarström (22, 23) visade i en longitudinell studie av ungdomar i Luleå att arbetslöshet förde med sig försämrade psykisk, psykosomatisk och somatisk hälsa samt ökat missbruk av både tobak, alkohol och narkotika. Även andra hälsobeteenden förändrades såsom t.ex. ätvanorna. Resultaten visade också att kvinnor och män drabbas olika. Männens reaktioner tenderade att vara synligare såsom t.ex. ökat kriminellt beteende och ökad alkoholkonsumtion medan kvinnornas reaktioner mer visade sig i form av minskat självförtroende, passivitet, isolering och både psykisk, fysisk och psykosomatisk ohälsa.

I stället för att dra en skiljelinje mellan dem som har ett arbete och dem som är arbetslösa talar man idag oftare om att ha en stark respektive svag arbetsmark-

nadsförankring (20). Kanske är det så att denna dimension kan ses om en förklaring till att de som uppgivit att de endast studerade och de som var arbetslösa hade ett relativt sämre generellt välbefinnande än de som arbetade och de som både studerade och arbetade; de sistnämnda har en bättre arbetsmarknadsförankring, de står inte utanför arbetslivet vilket både studenter och arbetslösa gör, om än av delvis kanske olika orsaker.

Normering av GHQ-poäng för ungdomar i Sverige

GHQ-12 är ett nog så gott val när man är intresserad av att studera psykiskt välbefinnande i normalpopulationer (29). Dock saknas representativa referensdata i Sverige. Därför togs tillfället i akt att även mer utförligt sammanfatta beskrivande statistik för de olika studiegrupperna.

Ungdomsstudien är i detta hänseende speciell eftersom den är en undersökning av ett representativt urval ungdomar i Sverige födda 1969-1975 (7). Svarandefrekvensen var god (71%). Svarandegruppens fördelning av individer beroende på födelseår, geografiskt område och typ av ort överensstämde med urvalsgruppen. Dock har något fler kvinnor än män besvarat formuläret.

Ungdomarna psykiska hälsa beskrevs utifrån medelvärden i GHQ-poäng som ett endimensionellt mått, beräknad på traditionellt vis. Detta gör det möjligt att använda måtten som riktmärken och att jämföra olika resultat utan att behöva ta till avancerade analysinstrument. De fördelningar i GHQ-poäng, både i absoluta tal och i procent, som presenteras för denna grupp, både som helhet och för kvinnor och män separat utgör ett förslag till normvärden för dessa grupper tills ytterligare studier genomförts.

Slutsatser

Utifrån presenterade resultat dras slutsatsen att GHQ-12 är ett acceptabelt instrument för att mäta psykisk hälsa i populationsstudier. Vad dimensionaliteten anbelangar skulle man kunna säga att både de som talar om GHQ-12 som ett endimensionellt mått, och de som menar att skalan är flerdimensionell har delvis rätt. Denna studie talar dock för att GHQ-12 gör sig bäst som ett endimensionellt mått även om det som sådant är något grovt. Det går dock, genom att använda mer avancerade analysmetoder, få fram mer differentierad information. Det bästa synes då vara att använda nestade modeller som tar hänsyn till både en generell faktor och en eller flera specifika faktorer. Ett alternativ skulle kunna vara att utöver den traditionella GHQ-poängen beräkna medelvärdesindex för de specifika faktorerna.

GHQ-12 känslighet för kön och sysselsättning talar för att man inte skall göra direkta jämförelser mellan dessa kategorier utan vidare. Dock kan det vara värt att uppmärksamma skillnaderna för att på detta sätt försöka utröna vilka faktorer som gör att de över huvud taget uppstår.

Sammanfattning

Sconfienza C. Mätning av psykiskt välbefinnande bland ungdomar i Sverige. Användningen av GHQ-12. *Arbete och Hälsa*, 1998;22.

I föreliggande rapport presenteras en multivariat analys av General Health Questionnaire, GHQ-12 på ett svenskt datamaterial bestående av tre undersökningsgrupper, totalt 2244 personer (1285 kvinnor och 959 män) huvudsakligen ungdomar. Övergripande frågeställningar berörde GHQ-skalans dimensionalitet och diskriminativa validitet. Förutom en enfaktormodell prövades två typer av modeller, oblika och nestade modeller. Dessa prövades med strukturekvationsmodellering. Gruppjämförelser av anpassning av modeller, strukturstabilitet över grupper och av nivåskillnad i skattning av olika faktorer gjordes.

Resultaten visade att GHQ-12 är ett användbart instrument för att mäta psykiskt välbefinnande i normalpopulationer. Bäst dataanpassning gav en nestad trefaktormodell med en generell och två specifika faktorer. Denna modell visade sig även ha en stabil faktorstruktur både mellan kvinnor och män och mellan arbetslösa, studerande och arbetande ungdomar. De olika grupperna skilde sig dock i nivå i olika latent faktorer. T.ex. hade kvinnorna sämre generell psykisk hälsa än männen och de studerande och de arbetslösa sämre psykisk hälsa de arbetande ungdomarna. När man kontrollerade för ålder och sysselsättning och istället jämförde yngre sjuksköterskestuderande, ingenjörstudenter och en allmän studerande-grupp med varandra förelåg fortfarande gruppskillnader men könsskillnaderna försvann.

En av undersökningsgrupperna utgör ett representativt urval ungdomar i Sverige, födda mellan åren 1969-1975. För denna grupp presenteras frekvenser och fördelningar i GHQ-poäng, både för gruppen som helhet och för kvinnor och män separat. Dessa värden kan användas som referens vid jämförelser i andra studier och föreslås som norm tills ytterligare studier genomförts.

Summary

Measuring mental health among young people in Sweden. The use of GHQ-12. *Arbete och Hälsa*, 1998;22.

The present study is a multivariate analysis of the General Health Questionnaire, GHQ-12. The analyses were made using data from three Swedish studies. The group consisted of 2244 subjects (1285 women and 959 men) most of them young people. The aim of the study was to test the dimensionality and differential validity of GHQ-12. Structural equation modelling was used for these analyses. Different types of models were tested; a one-factor model, some oblique ones, and some nested ones. Comparisons of fit between groups and structural stability of models were made. The differentiation of levels in latent variables between groups was tested.

The results showed GHQ-12 to be a useful screening instrument in measuring mental health. A nested model consisting of one general and two specific latent variables produced the best model fit. This model also showed a stable structure both between men and women and between students, unemployed and working young people. However, groups differed in the levels of latent variables. Women scored higher in mental health than men (a high score means worse mental health) and the students and the unemployed scored higher than the working young people. When age and occupation were considered, comparing young full-time students (categorised by nursing, engineering and general education), the gender difference disappeared. However, the groups still differed in mental health.

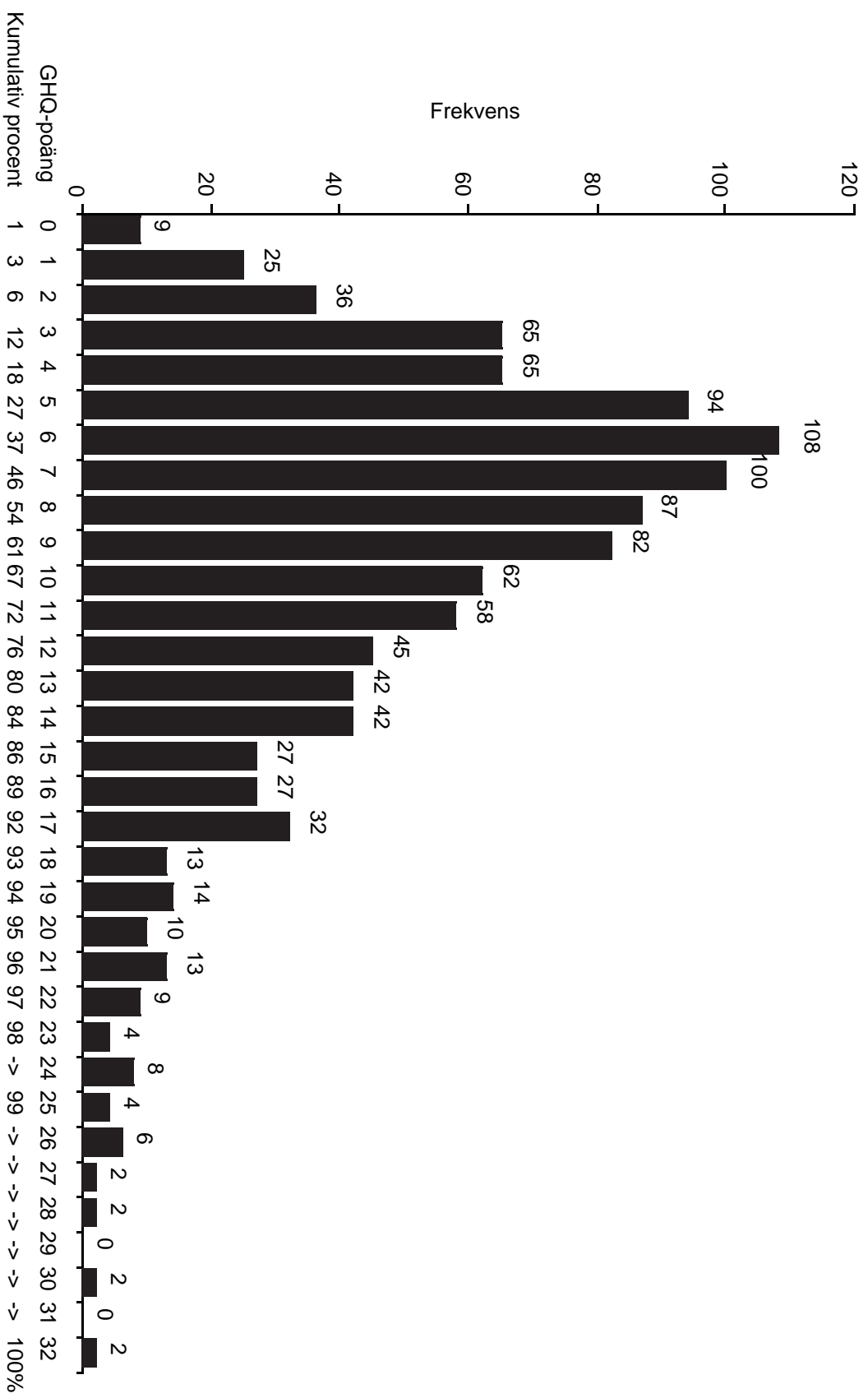
One of the groups in this study is a randomised sample of young people in Sweden, born 1969-1975. This sample provided age- and gender-specific norms that will allow for comparisons and interpretations of GHQ-12 scores in other studies.

Referenser

1. Banks MH, Clegg CW, Jackson PR, Kemp NJ, Stafford EM, Wall TD. The use of the General Health Questionnaire as an indicator of mental health in occupational studies. *J Occup Psychol* 1980;53:187-194.
2. Brenner S-O, Pettersson I-L, Levi L, Arnetz B. *Effekter av otrygghet i arbetet, förlust av arbetet och arbetslöshet. De tre första mätningarna på gruppen arbetslösa som deltar i ett åtgärdsprogram*. IPM, Laboratoriet för klinisk stressforskning, 1983 (170).
3. Browne MW, Cudeck R. Alternative ways of assessing model fit. In: Bollen KA, Long JS, eds. *Testing structural equation models*. Newbury Park, California, USA: SAGE Publications, Inc., 1993:136-162.
4. Duncan-Jones P, Grayson DA, Moran PAP. The utility of latent trait models in psychiatric epidemiology. *Psychol Med* 1986;16:391-405.
5. Eiser C, Havermans T, Eiser JR. The emergence during adolescence of gender differences in symptom reporting. *J Adolesc* 1995;18:307-316.
6. Eriksson M, Gonäs L, Hallsten L. *Psykiskt välbefinnande och arbetsmarknadsstatus: om stats-tjänstemän under avveckling*. Arbetslivscentrum, 1993.
7. Gamberale F, Sconfienza C, Hagström T. Värderingar och förhållningssätt till arbete bland ungdomar i Sverige. En kartläggning av ett representativt urval. *Arbete och Hälsa* 1996;19.
8. Gijbbers van Wijk CMT, Kolk AM. Sex differences in physical symptoms: The contribution of symptom perception theory. *Soc Sci & Med* 1997;45(2):231-246.
9. Goldberg DP. *The detection of psychiatric illness by questionnaire. A technique for identification and assessment of non-psychotic psychiatric illness*. London: Oxford University Press, 1972.
10. Goldberg DP. *Manual of the General Health Questionnaire*. Windsor, England: NFER Publishing, 1978.
11. Graetz B. Multidimensional properties of the General Health Questionnaire. *Soc Psychiat Psychiat Epidemiol* 1991;26:132-138.
12. Graetz B. Health consequences of employment and unemployment: Longitudinal evidence for young men and women. *Soc Sci & Med* 1993;36(6):715-724.
13. Gustafsson J-E, Blake G. General and specific abilities as predictors of school achievement. *Multivar Beh Res* 1993;28(4):407-434.
14. Gustafsson J-E, Stahl PA. *STREAMS User's guide. Version 1.7 for Windows*. Mölndal, Sweden: MultivariateWare, 1997.
15. Gustafsson J-E. Measurement characteristics of the IEA Reading Literacy Scales for 9-10 year-olds at country and individual levels. *J Educ Measur* 1997;34(3):233-251.
16. Hagström T. *Arbetslösas beredskap inför arbetslivet. En kartläggning och analys av aktiva-passiva förhållningssätt och betydelsen av olika yttre livsförhållanden* (Akademisk avhandling). Stockholms universitet, 1988.
17. Hagström T, Gamberale F, Sconfienza C, Westerholm P. Sjuksköterskors värderingar och förhållningssätt till arbete och yrke. *Arbete och Hälsa* 1995;8.
18. Hagström T, Sconfienza C. Ingenjörers värderingar och förhållningssätt till arbete och yrke. *Arbete och Hälsa* 1996;21.
19. Hagström T, Westerholm P. *Sjuksköterskors arbetsfarenheter och värderingar. En uppföljning cirka ett och ett halvt år efter yrkesutbildningen*. Arbetslivsinstitutet, 1998 (Arbetslivsrapport 1998:6).
20. Hallsten L. Psykiskt välbefinnande och arbetslöshet. Om hälsorelaterad selektion till arbete. *Arbete och Hälsa* 1998;7.

21. Hallsten L, Eriksson M. *Omvandling inom offentlig sektor. Välbefinnande och framtidstro hos anställda vid skolöverstyrelsen och fyra länskolnämnder efter besked om avveckling*. Arbetsmiljöinstitutet, 1993 (Undersökningsrapport 1993:9).
22. Hammarström A. Ungdomsarbetslöshet försämrar hälsan och ökar missbruk. *Läkartidningen* 1991;88(39):3181-3187.
23. Hammarström A. Health consequences of youth unemployment. *Public Health* 1994;108:403-412.
24. Hammarström A. Health consequences of youth unemployment - review from a gender perspective. *Soc Sci & Med* 1994;38(5):699-709.
25. Hu L-T, Bentler PM. Evaluation model fit. In: Hoyle RH, ed. *Structural equation modeling. Concepts, issues, and applications*. USA: SAGE Publications, Inc., 1995:76-99.
26. Isaksson K. *Livet utan arbete. Arbetslöshet och mental hälsa bland unga manliga socialtjänstklienter* (Akademisk avhandling). Stockholms universitet, 1990.
27. Jahoda M. *Employment and unemployment. A social-psychological analysis*. Cambridge, Great Britain: University Press, 1982.
28. Jöreskog KG, Sörbom D. *LISREL 8: Structural equation modeling with the SIMPLIS command language*. Chicago: Scientific Software International, Inc., 1993.
29. Kind P, Gudex CM. Measuring health status in the community: a comparison of methods. *J Epid & Commun Health* 1994;48:86-91.
30. Lawthom R, Jackson PR, Teasdale M. The use of the General Health Questionnaire as an indicator of mental health in occupational samples. *Work and Well Being International Conference*. Nottingham, UK, 1995.
31. Leventhal EA. Gender and aging: Women and their aging. In: Adesso VJ, Reddy DM, Fleming R, eds. *Psychological perspectives on women's health*. USA: Taylor & Francis, 1994:11-35.
32. Lewis G. Dimensions of neurosis. *Psychol Med* 1992;22:1011-1018.
33. Lewis G, Araya RI. Is the General Health Questionnaire (12 item) a culturally biased measure of psychiatric disorder? *Soc Psychiat Psychiat Epidemiol* 1995;30(1):20-25.
34. Marsh HW. Confirmatory factor analysis models of factorial invariance: A multifaceted approach. *Struct Equat Model* 1994;1(1):5-34.
35. McDowell I, Newell C. *Measuring health. A guide to rating scales and questionnaires*. (2nd ed.) New York: Oxford University Press, Inc., 1996.
36. Mechanic D, Hansell S. Adolescent competence, psychological well-being, and self-assessed physical health. *J Health Soc Beh* 1987;28(Dec):364-374.
37. Messing K. *One-eyed science. Occupational health and women workers*. Philadelphia: Temple University Press, 1998.
38. Mirowsky J, Ross CE. Sex differences in distress: Real or artifact? *Am Sociol Rev* 1995;60:449-468.
39. Moyle P. The role of negative affectivity in the stress process: tests of alternative models. *J Org Beh* 1995;16:647-668.
40. Mueller RO. *Basic principles of structural equation modeling: An introduction to LISREL and EQS*. New York: Springer-Verlag, 1996.
41. Paykel ES. Depression in women. *Br J Psychiat* 1991;158(suppl. 10):22-29.
42. Rodin J, Ickovics JR. Women's health. *Am Psychol* 1990;45(9):1018-1034.
43. Rodin J, Salovey P. Health psychology. *Ann Rev Psychol* 1989;40:533-579.
44. SOU *Hälften vore nog - om kvinnor och män på 90-talets arbetsmarknad*. Stockholm: Arbetsmarknadsdepartementet, 1996.
45. Verbrugge LM. Gender and health: An update on hypotheses and evidence. *J Health Soc Beh* 1985;26(Sept):156-182.

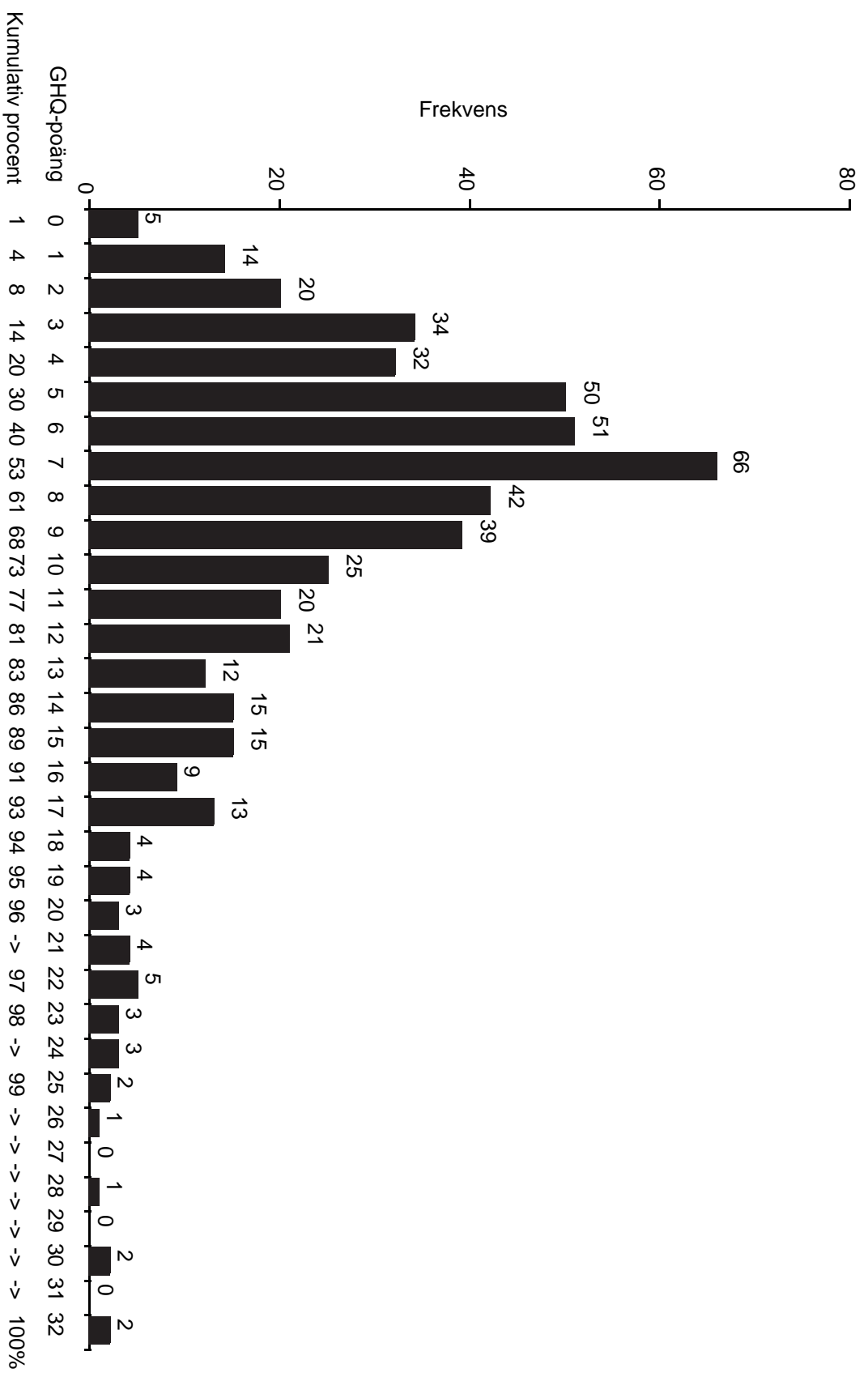
46. Warr P. A vitamin model of jobs and mental health. In: Debus G, Schroiff H-W, eds. *The psychology of work and organization*. Amsterdam, Netherlands: Elsevier Science Publishers B.V. (North-Holland), 1986:157-164.
47. Warr P, Jackson P, Banks M. Unemployment and mental health: Some British studies. *J Soc Issues* 1988;44(4):47-68.
48. Watson D, Pennebaker JW. Health complaints, stress, and distress: exploring the central role of negative affectivity. *Psychol Rev* 1989;96(2):234-254.
49. Weissman MM, Klerman GL. Sex differences and the epidemiology of depression. *Arch Gen Psychiat* 1977;34(Jan):98-111.



Figur 1. Fördelning i GHQ-poäng för ungdomar i Sverige presenterad i absoluta tal och kumulativ procent (n=1095).



Figur 2. Fördelning i GHQ-poäng för unga kvinnor i Sverige presenterad i absoluta tal och kumulativ procent (n=578).



Figur 3. Fördelning i GHQ-poäng för unga män i Sverige presenterad i absoluta tal och kumulativ procent (n=517).