

STOCKHOLM RESEARCH REPORT IN DEMOGRAPHY

No.50

En simuleringsstudie av fördelningen till likelihoodkvotestet för en
intensitetsmodell med få observationer.

av

Britta Hoem

Stockholms universitet
Demografiska avdelningen
S-106 91 Stockholm

ISBN 91-7820-037-7
ISSN 0281-8728

Sammanfattning. Chi-tvåfördelningen är en approximation av testobservatorns egentliga fördelning. En central fråga är naturligtvis hur god approximationen är. Syftet med detta notat är att ge något av svaret. Genom simuleringsstudier har jag skattat testobservatorns fördelning i fem olika situationer. Huvudresultatet är att testobservatorn i samtliga av mina fem tillfällen har både en högre förväntan och en högre standardavvikelse än den aktuella chi-tvåfördelningen, men att avvikelserna inte är så stora som vi på förhand nog hade trott, och heller inte så stora att de avskräcker oss från vidare användning av testobservatorn i arbetet med att finna den "bästa" modellen i våra analyser.

Innehållsförteckning

	Sida
1. Bakgrund	3
2. Exempel på en intensitetsregressionsmodell	4
3. Modellanpassningen	5
4. Uppläggningsen av simuleringarna	7
5. Simulering av isärflyttningar bland samboende barnlösa kvinnor	8
6. Simulering av isärflyttningar bland gifta barnlösa kvinnor	10
7. Sammanfattning	11
Efterord	12
Tabeller	13
Figurer	17

Bakgrund.

Under de senaste 5-10 åren har det blivit allt vanligare att använda intensitetsregressionsmetoder vid demografiska studier. Orsakerna till den snabba spridningen av dessa metoder är säkert flera. Dels har intresset för livsförloppsanalyser ökat kraftigt och fler och fler datamaterial som möjliggör denna form av analyser har insamlats. Utan tvekan måste också utvecklingen ha påskyndats av att flera program som kan utföra denna slags modellanpassningar har kommit på marknaden.

Det som gör dessa metoder så attraktiva är att de gör det möjligt att analysera många bakgrundsfaktorerens samtidiga påverkan på en händelse, även om man har relativt små datamaterial. Detta är ju ofta fallet när man t.ex. har med intervjuundersökningar att göra. Resultaten från en sådan analys är också mycket lättolkade. Man kan enkelt belysa hur viktiga olika bakgrundsfaktorer är i förhållande till varandra för den övergång man studerar, och jämföra betydelsen av olika nivåer på en bakgrundsfaktor. Det är också möjligt att ta med interaktioner i modellerna, för att undersöka om det är samspel mellan två eller flera faktorer.

Man kan med andra ord specificera modellen på olika sätt, och jämföra de olika modellerna med varandra, för att på detta sätt avgöra vilken modell som bäst "passar" till de data man analyserar. Man kan på detta sätt dra slutsatser om huruvida en speciell modellspecifikation ger en signifikant bättre modellpassning till det aktuella datamaterialet än en annan. I dessa jämförelser använder man loglikelihoodkvottest. Man tar skillnaden i loglikelihooderna mellan två modellpassningar och skillnaden i antalet parametrar och ser om testobservatorn överstiger den relevanta chi-tvåfraktilen. En central fråga i detta sammanhang är naturligtvis hur väl chi-tvåfördelningen överensstämmer med testobservatorns egentliga fördelning.

I detta notat ska jag presentera resultaten av fem simuleringsexperiment, i vilka jag har skattat testobservatorns fördelning och jämfört den med chi-tvåfördelningen.

Innan jag närmre redovisar dessa resultat, ska jag kort beskriva hur vi använt oss av intensitetsregression i våra analyser av den svenska fruktsamhetsundersökningen från 1981.¹

2. Exempel på en intensitetsregressionsmodell

Som så ofta när nya metoder utvecklas, varierar modellansatserna något mellan olika grupper av användare av intensitetsregression, även om de bakomliggande ideerna är desamma. Vid Demografiska avdelningen har vi använt dessa metoder flitigt under den senaste femårsperioden, och vi har successivt samlat på oss en hel del erfarenheter från detta arbete. Det är dessa erfarenheter som har lett fram till intresset för de frågeställningar som diskuteras här.

I de analyser vi har utfört, har vi alltid använt kategoriska (eventuellt grupperade) bakgrundsfaktorer och en styckvis konstant underliggande intensitetskurva. Tidsvariabeln har varit respondentens ålder i ettåriga åldersklasser, eller tiden sedan en relevant händelse inträffade, uppdelad i ett lagom antal tidsintervall (grupper av månader), beroende på vilken övergång som analyseras.

Det är enklast att beskriva metoden utifrån ett konkret exempel. Låt oss anta att man vill undersöka ingången av det första samboendet bland barnlösa ensamstående kvinnor efter deras födelseår, deras sociala bakgrund och aktuella sysselsättning samt kvinnornas ålder i ettåriga åldersklasser. Övergångsintensiteten kan då specificeras som en produkt av parametrar, i detta tillfälle fyra stycken. Intensiteten får en form som t.ex.

$$h(x) = a_k b_s c_y d_x$$

där a_k är en parameter som representerar effekten av att kvinnan har födelseåret k , b_s är en parameter för hennes sociala bakgrund s , c_y en

¹ Den svenska fruktsamhetsundersökningen från 1981, innehåller livshistorier för 4300 kvinnor, födda 1936-60. Informationen täcker många aspekter av kvinnornas vuxna liv, såsom deras samboende/giftermålshistorier, deras barnafödslar och deras sysselsättning i stort sett månad för månad sedan september det året de blev 16 år. Materialet innehåller också en del information om deras uppväxten, deras inställning till vissa centrala frågor som handlar om familjen och arbetslivet, samt frågor om deras planer om vidare barnfödande m.m.

parameter för hennes aktuella sysselsättningsstatus y , och slutligen d_x en parameter för hennes ålder x . Vi har här antagit att vi har en styckvis konstant basintensitet, som i detta tillfälle är konstant över ettåriga åldersgrupper och som representeras av parametrarna $\{d_x\}$.

I modellen ovan, som är rent multiplikativ, förutsätts t.ex. att varje födelsekohort har haft (ungefär) samma underliggande åldersstruktur i övergångsintensiteterna för de ettåriga åldersklasserna, liksom att också varje nivå på faktorerna social bakgrund och aktuell sysselsättning har haft det. För att denna modell ska passa till vårt material ska dessutom varje nivå på t.ex. faktorn social bakgrund ha haft en likartad utveckling över kohorterna, och ha samma betydelse för de olika sysselsättningsstatusar vi studerar m.m. Parametrarna skattas med hjälp av maximumlikelihoodmetoden.

Många gånger har inte utvecklingen varit så okomplicerad som den som förutsattes i modellen ovan. Låt oss anta att t.ex. kohortutvecklingen inte skett parallellt över alla åldrar, och att de yngsta ensamstående kvinnorna har ändrat sitt beteende mer än de något äldre. Om man vill ha en realistisk beskrivning av verkligheten, måste man ta hänsyn till detta och ta med en interaktion (ett samspel) mellan i detta tillfälle kvinnans födelseår och åldersstrukturen i modellen. Intensiteten specificeras då i stället som

$$h(x) = a_k b_s c_y d_x e_{kx}$$

där a , b , c , och d har samma betydelse som tidigare, och där e_{kx} visar att det är ett samspel mellan kvinnans födelsekohort k och hennes ålder x . Detta betyder att varje kohort kommer att ha sin egen åldersprofil på övergångsintensiteterna från ensamstående till samboende, medan de båda övriga bakgrundsfaktorerna fortfarande ingår rent multiplikativt i modellen, som den är specificerad ovan.

3. Modellanpassningen

Ju fler interaktioner man tar med i modellen, desto mer svårtolkade blir resultaten. Det finns många exempel på analyser där interaktioner över huvud taget inte beaktas. Vi har emellertid alltid haft inställningen att interaktioner ofta ger en mycket värdfull information om verklighe-

ten, även om de ibland kan tvinga oss till att arbeta med en ganska komplicerad modellstruktur för att få en god representation av våra data.

Inledningsvis använde vi oss av ett nästan rent mekaniskt framgångssätt när vi skulle undersöka vilken modell som "bäst passade" till de data vi analyserade. Arbetade vi t.ex. med fem bakgrundsfaktorer (inkl. den styckvis konstanta tidsvariabeln) testade vi de tio möjliga parvisa interaktionerna, en i taget, mot en rent multiplikativ modell. Vi använde loglikelihoodkvottestet för att bedöma om respektive interaktion gav en signifikant bättre anpassning till våra data. Om flera interaktioner visade sig signifikanta, testade vi modellenpassningen när vi hade med två interaktioner mot en modell med endast en, tre mot en modell med två osv. för att slutligen finna fram till den "rätta" modellen. Modellerna kunde bli ganska komplicerade på detta sätt, och i de tillfällen som en bakgrundsfaktor visade sig involverad i flera signifikanta interaktioner, hände det att vi delade materialet efter nivåerna på denna faktor och studerade varje delmaterial separat för att behålla en så enkel modellstruktur som möjligt för varje del.

Oftast har de signifikanta interaktionerna givit oss viktig kunskap om utvecklingen, men det har också hänt att vi inte fått någon djupare insikt utifrån resultaten av en formellt signifikant interaktion. Vi har successivt frigjort oss mer och mer ifrån att endast blint följa de formella signifikanstesterna och i vissa situationer inte tagit med en "ointressant" interaktion, även om den framstått som signifikant vid chi-tvåtestningen, och motsatt har vi ibland inkluderat interaktioner i vår beskrivning, även om de inte varit signifikanta. Vi har naturligtvis alltid uppgivit om interaktionen varit signifikant. Hela tiden har vi dock en kontroll genom loglikelihoodkvottesten, även om vi inte alltid helt följer dess angivelser.

I många situationer har vi frågat oss i vilken utsträckning som vi kunnat lita på att vår testobservators fördelning verkligen överensstämmer med den aktuella chi-tvåfördelningen. Speciellt när vi arbetar med mycket små datamaterial eller när vi studerar ovanliga händelser (med låga intensiteter) har vårt intryck varit att vi alltför ofta fått signifikanta interaktioner utan något direkt substantiellt intressant resultat. Såvitt jag vet finns det inte några studier som diskuterar hur små material man

egentligen kan arbeta med när man använder chi-tvåapproximationen vid dessa metoder. Detta är bakgrunden till att jag har valt att med hjälp av simulering undersöka testobservatorns fördelning i några enkla, men ändå realistiska situationer.

4. Uppläggningsen av simuleringarna

Framgångssättet kan enkelt sammanfattas på följande sätt:

1. Jag har tagit utgångspunkt i en "sann", realistisk, rent multiplikativ intensitetsmodell. Utifrån denna modells övergångsintensiteter har jag simulerat livshistorier för ett visst, på förhand fastlagt, antal kvinnor.

2. Utifrån dessa simulerade övergångar har jag beräknat occurrence- och exposurematriser, som är de indata programmet LOGLIN² använder. Dessa matriser är sufficientsa statistikor för de aktuella modellerna.

3. Till dessa simulerade data har jag gjort två modell Anpassningar, en rent multiplikativ som i vår "sanna" modell, och en med en interaktion mellan två bakgrundsfaktorer.

4. Testobservatorn för hypotesen om att den falska interaktionen inte finns är så beräknad genom att ta skillnaden mellan loglikelihooderna för de båda modellerna.

5. För att undersöka testobservatorns fördelning har proceduren upprepats omkring 500 gånger under identiska förutsättningar, dvs. med samma "sanna" modell och samma antal simulerade kvinnor.

6. Testobservatorns simulerade fördelning har sedan jämförts med den relevanta chi-tvåfördelningen.

Totalt har jag utfört fem dylika försök. I tre av dem har jag använt samma "sanna" modell, men varierat antalet kvinnor som simulerats och deras fördelning över bakgrundsfaktorerna. I ett ytterligare försök har jag använt en annan "sann" modell på samma vis och undersökt fördelningen för testobservatorn för en falsk interaktion. Slutligen har jag dessutom

² Olivier, D. and R. Neff (1976). LOGLIN 1.0. Users guide (with several subsequent updates). Harvard University Health Sciences Computing Facility.

utfört ett femte och sista försök där jag har undersökt testobservatorns fördelning för en falsk rent multiplikativ huvudfaktor.

5. Simulering av isärflyttningar bland samboende barnlösa kvinnor

I de tre första simuleringsexperimenten tog jag utgångspunkt i en modell för isärflyttningar bland samboende barnlösa kvinnor. Från tillståndet samboende barnlös finns det tre möjliga avgångar, nämligen a) isärflyttning, b) giftermål, och slutligen c) barnafödande. När isärflyttningensintensiteterna var centrum för intresset betraktades de två andra avgångarna som konkurrerande avgångar.

Jag valde att arbeta med en mycket enkel modell, med endast två bakgrundsfaktorer med vardera tre nivåer. På detta sätt blev det nio möjliga kombinationer av bakgrundsfaktorer hos kvinnorna, var och en med sin nivå på övergångsintensiteterna, men med en gemensam struktur efter samboendets varaktighet, eftersom jag valde en rent multiplikativ "samm" modell. Indata till modellen har estimerats från fruktsamhetsundersökningen 1981 (jfr not 1, sid. 4) och avser samboende kvinnor födda 1951-55. I tabell 1 redovisas bakgrundsfaktorerna och de relativa risknivåerna för isärflyttningarna och för de båda konkurrerande avgångarna tillsammans. I tabell 2 redovisas isärflyttningensintensiteterna och intensiteterna för de konkurrerande avgångarna för de nio grupperna av barnlösa samboende kvinnor.

På basis av denna modell beräknades två fördelningsfunktioner för varje grupp av kvinnor, nämligen en för isärflyttningarna och en för de båda konkurrerande övergångarna tillsammans enligt formeln

$$F(t) = 1 - \exp\left\{-\sum_{x=0}^{t-1} h(x)\right\}$$

när t är ett helt antal månader. Därefter tog jag ett likformigt fördelat slumpstal mellan 0 och 1 och beräknade den isärflyttningstidpunkt som detta slumpstal gav via den inversa fördelningsfunktionen för isärflyttningarna. Ett nytt slumpstal genererades och tidpunkten för den konkurrerande avgången fastställdes. Den aktuella avgångstidpunkten för denna simulerade kvinna fastställdes som den första av dessa två tidpunkter, och avgångsorsaken fastställdes motsvarande. Detta upprepades för det på förhand fastlagda antalet kvinnor. På detta sätt fick vi en serie simulerade livshis-

torier för ett antal samboende barnlösa kvinnor. Som tidigare nämnts omvandlades dessa livshistorier på naturligt vis till occurrence- och exposurematriser som indata till programmet LOGLIN. Jag gjorde två modell-anpassningar, en med en rent multiplikativ modellspecifikation och en med en interaktion mellan de båda bakgrundsfaktorerna.

I detta tillfälle var den intressanta avgångsintensiteten ganska hög och den konkurrerande avgången ganska stark. Den relevanta chi-tvåfördelningen hade fyra frihetsgrader. Jag ville se hur testobservatorns egentliga fördelning påverkades av antalet simulerade kvinnor och deras fördelning över de nio olika grupperna.

Jag valde tre olika bakgrundsfördelningar av kvinnorna. I det första försöket simulerade jag 87 kvinnor i varje replikation. Deras relativa fördelning på de nio grupperna överensstämde ungefär med den fördelning som observerades i den födelsekohort som jag skattat parametrarna ifrån. I den nästa omgången tredubblade jag antalet kvinnor, men behöll deras relativa fördelning oförändrad. I det sista försöket med samma bakomliggande modell simulerade jag 90 kvinnor jämt fördelade på de nio grupperna (jfr tabell 3).

Den simulerade testobservatorns fördelning i de tre försöken redovisas i figurerna 1-3. I tabell 4 ges en sammanställning av vissa resultat, nämligen testobservatorns beräknade förväntan och varians samt andelen replikationer då testobservatorn översteg 95 procent fraktilen i chi-tvåfördelningen med fyra frihetsgrader.

Som framgår ur tabell 4, har vår testobservator i alla dessa tre försök både en högre förväntan och en större varians än i den relevanta chi-tvåfördelningen. Vi kan också se att den falska interaktionen framstår som signifikant alltför ofta, när vi använder oss av 95-procentsfraktilen i chi-tvåfördelningen. I det första försöket, simulerade vi inte mer än tre eller fyra kvinnor i ett par av grupperna (se tabell 3). Vi får då faktiskt en förkastningsnivå på tio i stället för fem procent. Också i de båda övriga försöken är signifikansnivån högre än den ska vara. Som väntat får vi en bättre överensstämmelse mellan testobservatorns fördelning och den approximerade chi-tvåfördelningen när stickprovsstorleken ökar (jfr figur 4). Det ser också ut som om vi står inför speciellt hög risk för felaktig förkastning när vi har mycket få kvinnor i vissa bakgrunds-

grupper, något som är rätt vanligt i våra analyser. Det är emellertid naturligtvis svårt att generalisera utifrån dessa tre försök.

6. Simulering av isärflyttningar bland gifta barnlösa kvinnor

I de två övriga simuleringsexperimenten som jag har utfört var parametrarna i min "sanna" modell hämtade från en studie av isärflyttningar bland barnlösa gifta kvinnor. Också i detta tillfälle är modellen mycket enkel med endast två bakgrundsfaktorer med vardera tre nivåer, och tidsvariabeln är äktenskapets varaktighet. I detta tillfälle finns det dock bara en konkurrerande avgång, nämligen det första barnets födelse. Också nu har indata hämtats från fruktsamhetsundersökningens material, och modellen har estimerats utifrån uppgifter om gifta barnlösa kvinnor födda 1951-55. Bakgrundsfaktorerna och deras relativa risknivåer framgår ur tabell 5, och som framgår ur tabell 6 har dessa gifta kvinnor mycket låga isärflyttningsintensiteter, medan däremot intensiteterna för den första nedkomsten är höga.

Med denna modell som utgångspunkt har jag utfört två simuleringsexperiment. I det första undersökte jag testobservatorns fördelning för en falsk interaktion som i de tre ovan redovisade försöken. Därefter ändrade jag parametrarna i min "sanna" modell och lät den ena bakgrundsfaktorn inte längre ha någon betydelse för isärflyttningsintensiteterna. Jag ville nu undersöka testobservatorns fördelning för en falsk huvudeffekt. Också i detta tillfälle anpassade jag två modeller till de occurrence- och exposure matriser som framräknats utifrån de simulerade livshistorierna. I den ena uteslöt jag den bakgrundsfaktorn som inte hade betydelse för isärflyttningarna enligt min "sanna" modell. I den andra tog jag däremot med båda bakgrundsfaktorerna. Jag jämförde sedan logliklihooderna mellan dessa båda modellanpassningar. Skillnaden mellan dem är testobservatorn för en falsk huvudeffekt, som i detta fall approximeras med en chi-tvåfördelning med två frihetsgrader, eftersom bakgrundsfaktorn har tre nivåer.

I båda dessa försök simulerade jag livshistorier för 250 barnlösa gifta kvinnor. Storleken på de nio grupperna av kvinnor varierade mellan 15 och 47. Den simulerade testobservatorns fördelning i dessa båda försök redovisas i figurerna 5 och 6, och i tabell 7 ges en sammanfattning av

resultaten. Som framgår ur tabellen stämmer huvuddragen i resultaten från dessa båda försök väl överens med dem som vi tidigare redovisade i tabell 4. Den simulerade testobservatorn har också nu högre förväntan och större varians än motsvarande chi-tvåfördelning. I försöket med en falsk interaktion fick vi en förkastningsnivå på drygt nio procent, medan den falska huvudeffekten framstod som signifikant i drygt sex procent av tillfällena när vi använde 95-procentfraktilen i chi-tvåfördelningen med två frihetsgrader.

7. Sammanfattning

Dessa fem simuleringsförsök visar att vi riskerar att få för många signifikanta effekter i våra modellanpassningar när vi använder oss av chi-tvåfördelningen som en approximation för våra testobservatorers egentliga fördelning. Det är naturligtvis inte möjligt att generalisera mycket utifrån dessa begränsade resultat, men de motsäger inte våra empiriska iakttagelser om att riskerna förefaller vara särskilt stora när vi arbetar med små datamaterial och då speciellt när vissa kombinationer av bakgrundsfaktorer är ovanliga, samt när vi undersöker en ovanlig händelse.

I dessa experiment har vi arbetat med betydligt enklare modeller än det vi vanligtvis gör i empiriska undersökningar. Ofta har vi med sju till tio bakgrundsfaktorer i våra modeller, men samtidigt betydligt fler kvinnor än vad vi har använt oss av här. Hur detta påverkar vår testobservators fördelning kan vi inte dra några klara slutsatser om utifrån resultaten av de begränsade experiment i detta notat.

Intuitivt tycker jag dock att vi oftast bör ha en mer gynnsam situation än den vi har diskuterat här. När vi testar om t.ex. en interaktion mellan två bakgrundsfaktorer signifikant förbättrar modellanpassningen i en sådan mer komplicerad situation, har vi fler kvinnor med i undersökningen av den enskilda interaktionen, även om modellen som sådan innehåller fler bakgrundsfaktorer. Detta bör betyda att vår testobservators fördelning i större utsträckning kan förväntas överensstämma med chi-tvåfördelningen än det den har gjort i dessa simuleringsexempel, där vi alltid har arbetat med ett förhållandevis litet antal kvinnor. Det återstår mer arbete innan vi kan dra några klara slutsatser om detta. Tills vidare tror

jag nog att vi kan fortsätta med det framgångssätt vi nu använder, dvs. en kombination av signifikanstest och substantiellt innehåll för att bedöma vilka interaktioner vi bör ta med i våra modeller.

Efterord

Detta notat har utarbetats under min vistelse vid Center for Demography and Ecology vid University of Wisconsin, Madison. Jag vill tacka för den gästfrihet som visats mig och som möjliggjorts genom National Institute of Child Health and Human Development Center Grant No. HD 05876, och genom William and Flora Hewlett Foundation for research and training.

Under arbetets gång har jag haft glädje av diskussioner med Lars Klingberg och Jan Hoem och jag vill också tacka Jan för de språkliga kommentarer han gav mig på ett första utkast till detta manuskript.

Tabell 1. Relativa risknivåer för isärflyttningar och för de konkurrerande

avgångarna för samboende barnlösa kvinnor födda 1951-55.

		Iärflytt- ning	Konkurr. avgångar
Dotter till:	Ofackl. arbetare	1.23	0.99
	Fackl. arbetare	1.00	1.00
	Tjänsteman (låg)	1.84	0.61
Alder vid samboendets start	16-17 år	1.28	0.98
	18-19 år	1.00	1.00
	20-21 år	0.57	1.13

Tabell 2. Intensiteterna för isärflyttning och för de konkurrerande avgångarna för de nio grupperna av barnlösa samboende kvinnor.

Grupp nr	Avgång	Samboendets varaktighet i månader				
		0-9	10-18	19-35	36-47	48-71
1	Isär	0.0095	0.0118	0.0130	0.0065	0.0164
	övr	0.0200	0.0219	0.0238	0.0289	0.0203
2	Isär	0.0074	0.0093	0.0102	0.0051	0.0129
	övr	0.0204	0.0223	0.0242	0.0294	0.0207
3	Isär	0.0043	0.0053	0.0058	0.0029	0.0074
	övr	0.0230	0.0252	0.0273	0.0332	0.0233
4	Isär	0.0077	0.0097	0.0106	0.0053	0.0134
	övr	0.0201	0.0221	0.0239	0.0291	0.0204
5	Isär	0.0061	0.0076	0.0083	0.0042	0.0105
	övr	0.0205	0.0224	0.0243	0.0296	0.0208
6	Isär	0.0035	0.0044	0.0048	0.0024	0.0060
	övr	0.0231	0.0253	0.0275	0.0334	0.0235
7	Isär	0.0142	0.0178	0.0195	0.0098	0.0248
	övr	0.0123	0.0135	0.0146	0.0178	0.0125
8	Isär	0.0112	0.0140	0.0153	0.0077	0.0194
	övr	0.0125	0.0137	0.0149	0.0181	0.0127
9	Isär	0.0064	0.0080	0.0088	0.0044	0.0112
	övr	0.0142	0.0155	0.0168	0.0204	0.0144

Tabell 3. Antalet simulerade kvinnor och deras fördelning.

Grupp nr	Försök nummer:		
	1	2	3
1	9	27	10
2	14	42	10
3	13	39	10
4	4	12	10
5	13	39	10
6	10	30	10
7	3	9	10
8	8	24	10
9	13	39	10
Summa	87	261	90
Antal repli- kationer	1050	500	499

Tabell 4. Några sammanfattande mått från den simulerade testobservatorns fördelning.

Försök nr	Förväntan	Varians	Reellt förkastningsnivå*
1	5.15	11.16	10.10
2	4.48	9.90	7.40
3	4.79	9.85	8.02
chitvä.fördeln.	4	8	5

* Andel gånger som den simulerade testobservatorn översteg 9.49, som är 95 procent fraktilen i chi-tvåfördelningen med 4 frihetsgrader

Tabell 5. Relativa risknivåer för isärflyttningar och för den konkurrerande avgången för gifta barnlösa kvinnor födda 1951-55.

		Isärflyttning	Konkurr. avgången
Kvinnans: utbildn.	Låg	0.80	1.01
	Mellan	1.00	1.00
	Hög	0.73	0.64
Tid som sam- boende innan giftermålet	0 mån.	1.00	1.00
	1-23 mån.	1.10	1.01
	24 mån. eller mer	2.46	0.97

Tabell 6. Intensiteterna för isärflyttning och för den konkurrerande avgången för de nio grupperna av barnlösa gifta kvinnor.

Grupp nr	Avgång	Giftermålets varaktighet i månader				
		0-23	24-46	47-71	72-95	96-119
1	Isär	0.0010	0.0006	0.0010	0.0034	0.0012
	Barn	0.0422	0.0307	0.0188	0.0164	0.0072
2	Isär	0.0013	0.0007	0.0013	0.0042	0.0015
	Barn	0.0426	0.0310	0.0190	0.0166	0.0073
3	Isär	0.0010	0.0005	0.0009	0.0031	0.0011
	Barn	0.0414	0.0301	0.0185	0.0161	0.0071
4	Isär	0.0011	0.0006	0.0011	0.0037	0.0013
	Barn	0.0418	0.0304	0.0186	0.0163	0.0071
5	Isär	0.0014	0.0008	0.0014	0.0046	0.0016
	Barn	0.0422	0.0307	0.0188	0.0164	0.0072
6	Isär	0.0010	0.0006	0.0010	0.0034	0.0012
	Barn	0.0410	0.0298	0.0183	0.0160	0.0070
7	Isär	0.0025	0.0014	0.0025	0.0081	0.0029
	Barn	0.0266	0.0194	0.0119	0.0104	0.0046
8	Isär	0.0031	0.0017	0.0031	0.0101	0.0036
	Barn	0.0269	0.0195	0.0120	0.0105	0.0046
9	Isär	0.0023	0.0013	0.0023	0.0074	0.0026
	Barn	0.0261	0.0190	0.0117	0.0102	0.0045

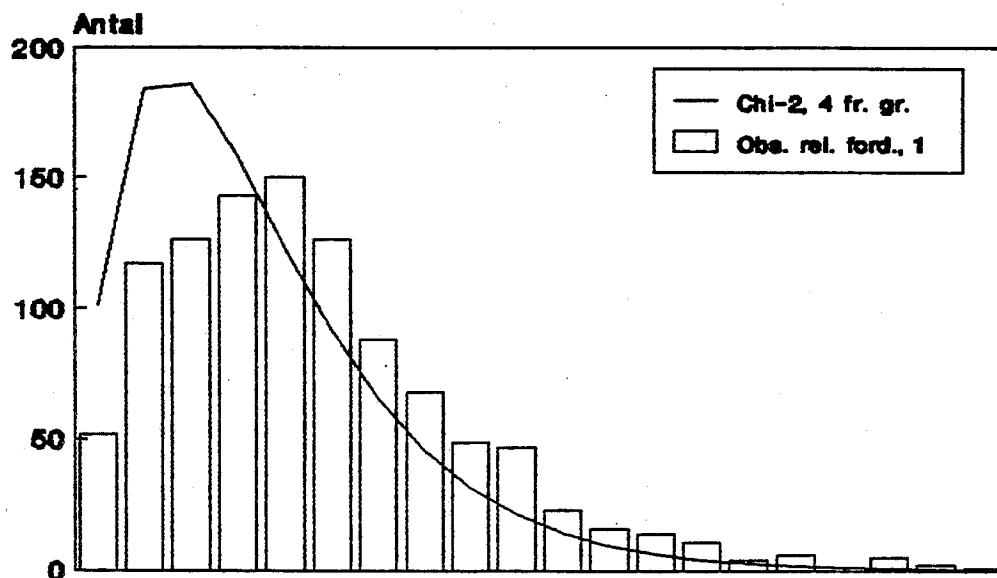
Tabell 7. Några sammanfattande mått från den simulerade testobservatorns fördelning.

Försök	Föväntan	Varians	Reellt förkastningsnivå*
Falsk interaktion Chi-tvåfördeln.	4.93 4	9.13 8	9.33 5
Falsk huvudeffekt Chi-tvåfördeln.	2.15 2	4.79 4	6.40 5

* Andel gånger som den simulerade testobservatorn översteg 9.49 resp. 5.99, som är 95 procent fraktilen i chi-tvåfördelningen med 4 resp. 2 frihetsgrader

LIKELIHOOD-KVOTTESTETS FÖRDELNING

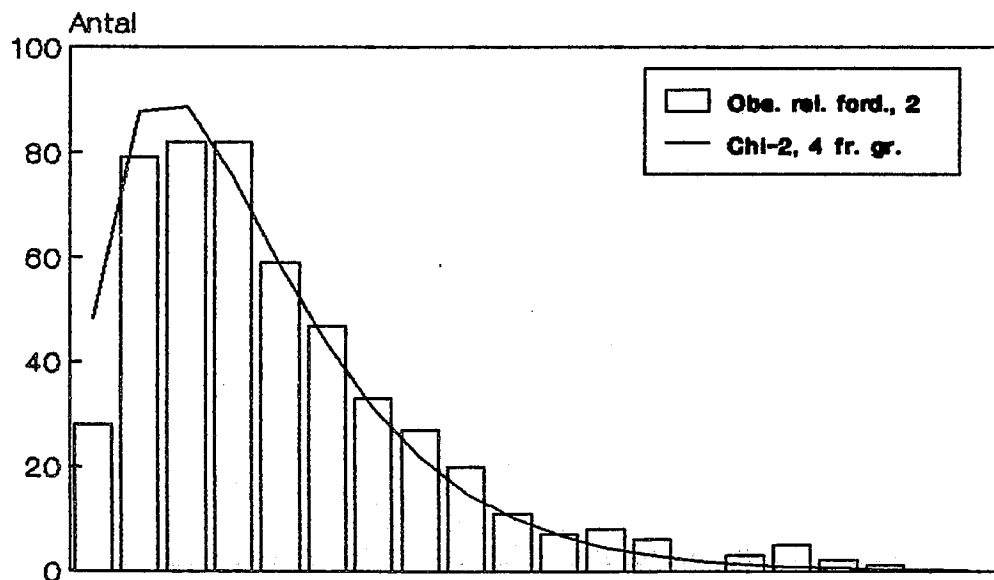
Asymptotisk chi-2-fördeln. med 4 fr.gr.



Figur 1. Test av falsk Interaktion.
Isärflyttning bland barnlösa samboende.
1050 replikationer av 87 kvinnor.

LIKELIHOOD-KVOTTESTETS FÖRDELNING

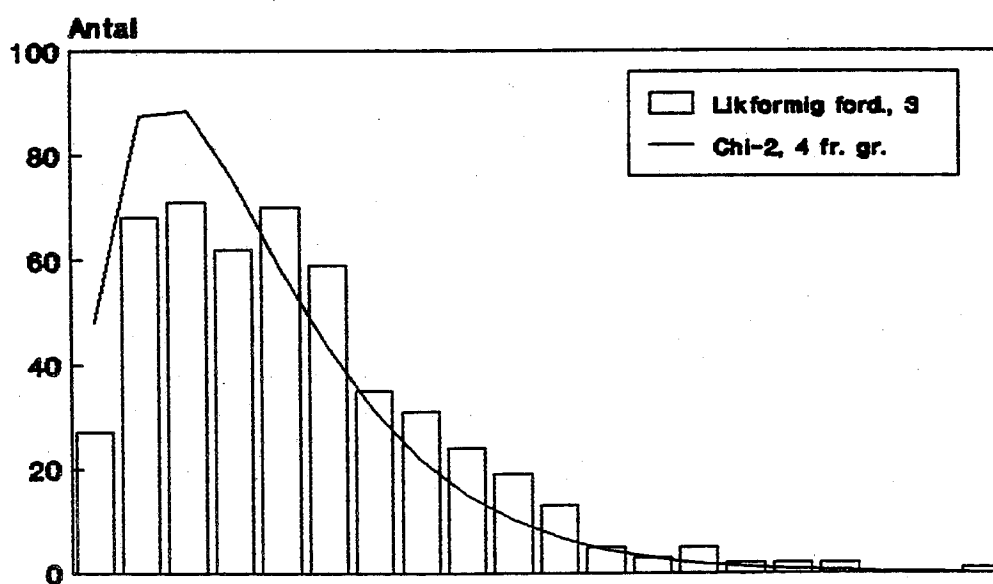
Asymptotisk chi-2-fördeln. med 4 fr. gr.



Figur 2. Test av falsk Interaktion.
Isärflytting bland barnlösa samboende.
500 replikationer av 261 kvinnor.

LIKELIHOOD-KVOTTESTETS FÖRDELNING

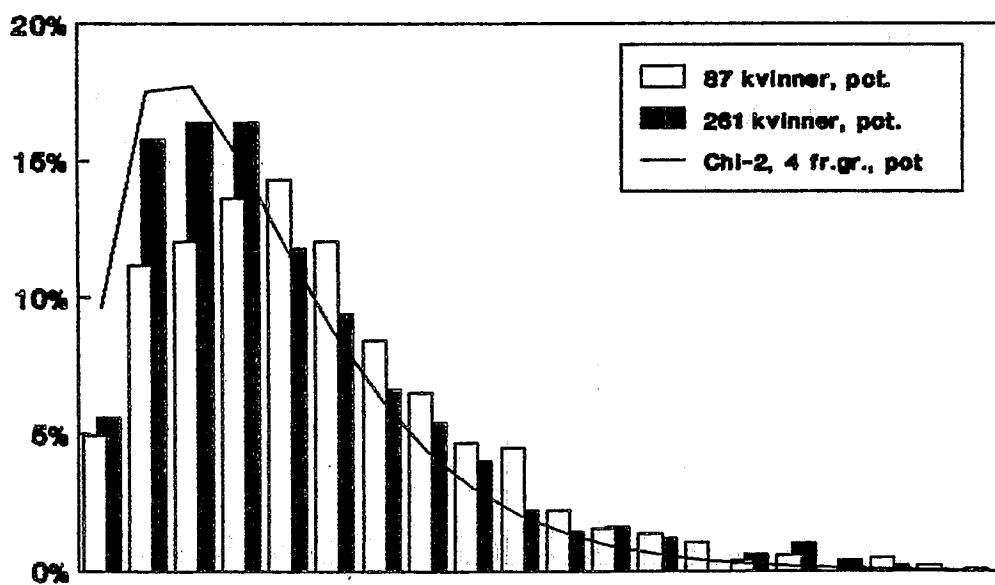
Asymptotisk chi-2-fördeln. med 4 fr. gr.



Figur 3. Test av falsk interaktion.
Isärflytting bland barnlösa samboende.
499 replikationer av 90 kvinnor.

LIKELIHOOD-KVOTTESTETS FÖRDELNING

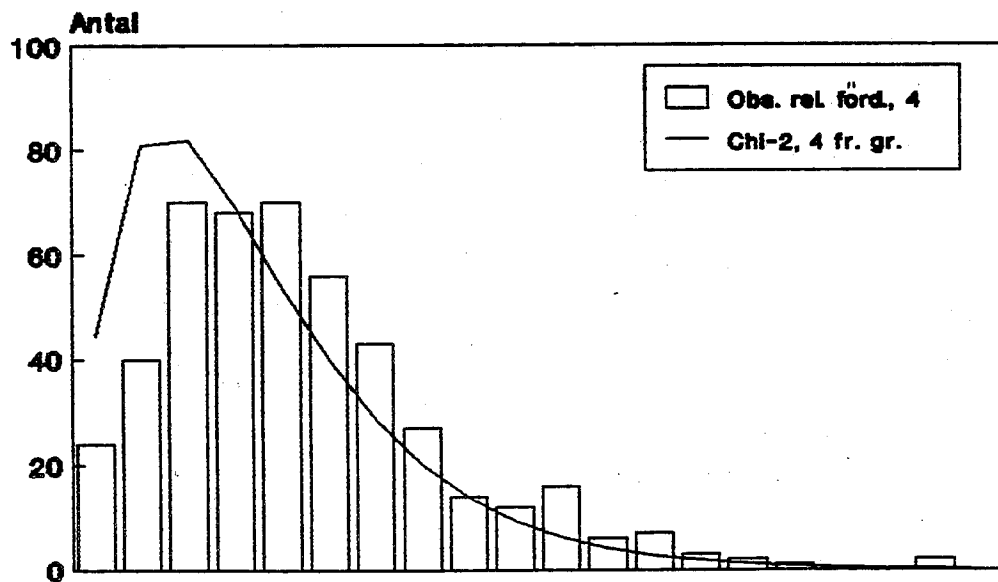
Asymptotisk chi-2-fördeln. med 4 fr.gr.



Figur 4. Test av falsk Interaktion
Isärflyttning bland barnlösa samboende.
Samlade resultat från figurerna 1 och 2

LIKELIHOOD-KVOTTESTETS FÖRDELNING

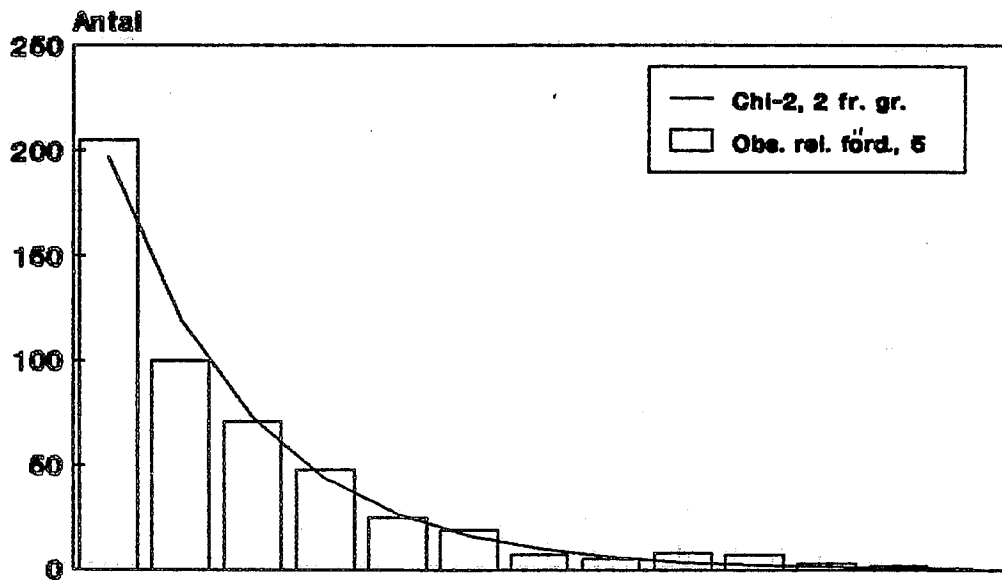
Asymptotisk chi-2-fördeln. med 4 fr.gr.



Figur 5. Test av falsk Interaktion.
Isärflyttning bland barnlösa gifta.
461 replikationer av 250 kvinnor.

LIKELIHOOD-KVOTTESTETS FÖRDELNING

Asymptotisk chi-2-fördeln. med 2 fr.gr.



Figur 6. Test av falsk huvudeffekt.
Isärflyttning bland barnlösa gifta.
500 replikationer av 250 kvinnor.