

RAPPORTER

BESTANDSUAVHENGIGE GIFTERMÅLSRATER

AV
JAN MØNNESLAND

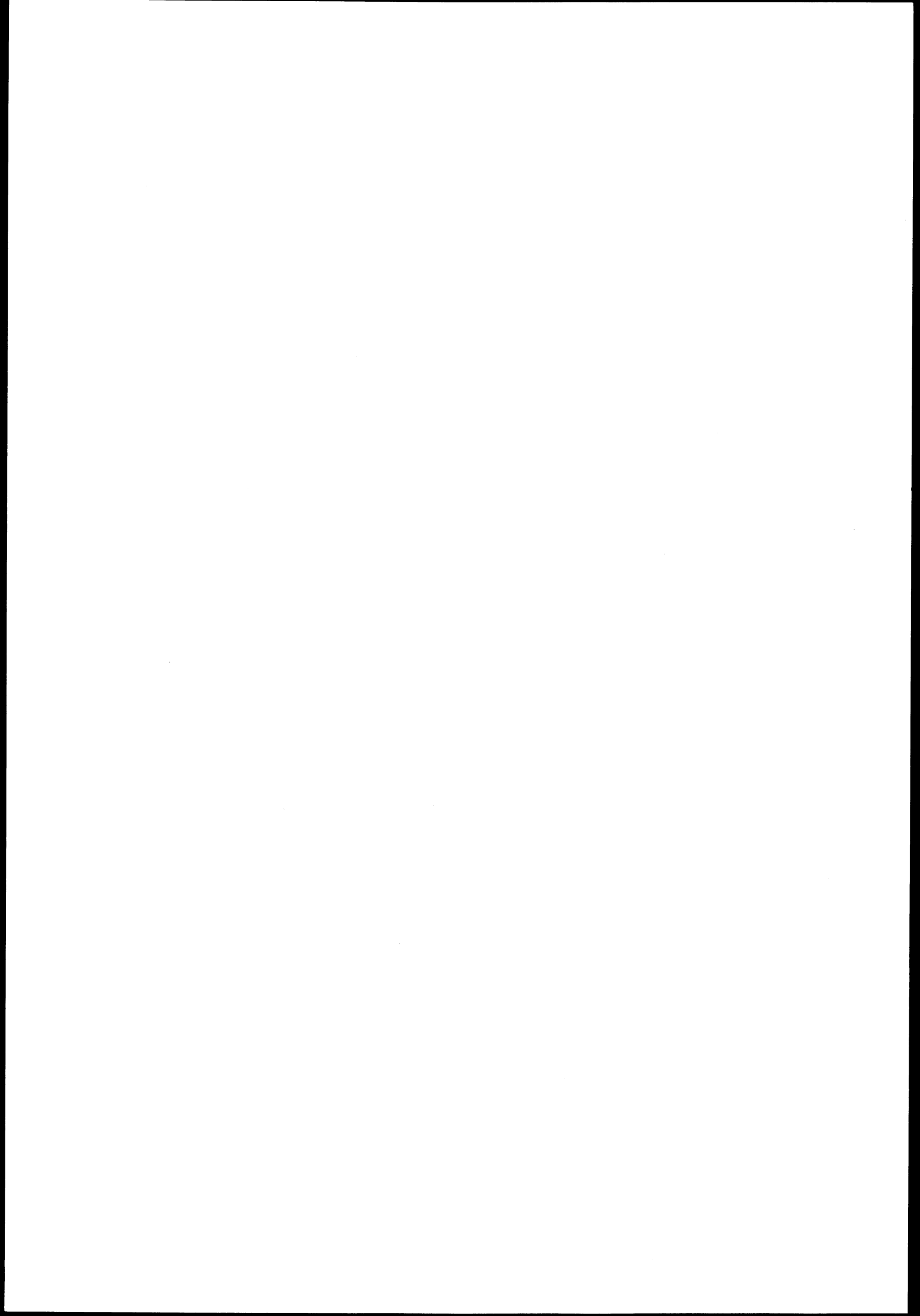
STATISTISKE SENTRALBYRÅ
OSLO

RAPPORTER FRA STATISTISK SENTRALBYRÅ 80/24

BESTANDSUAVHENGIGE GIFTERMÅLSRATER

AV
JAN MØNNESLAND

OSLO 1980
ISBN 82-537-1167-0
ISSN 0332-8422

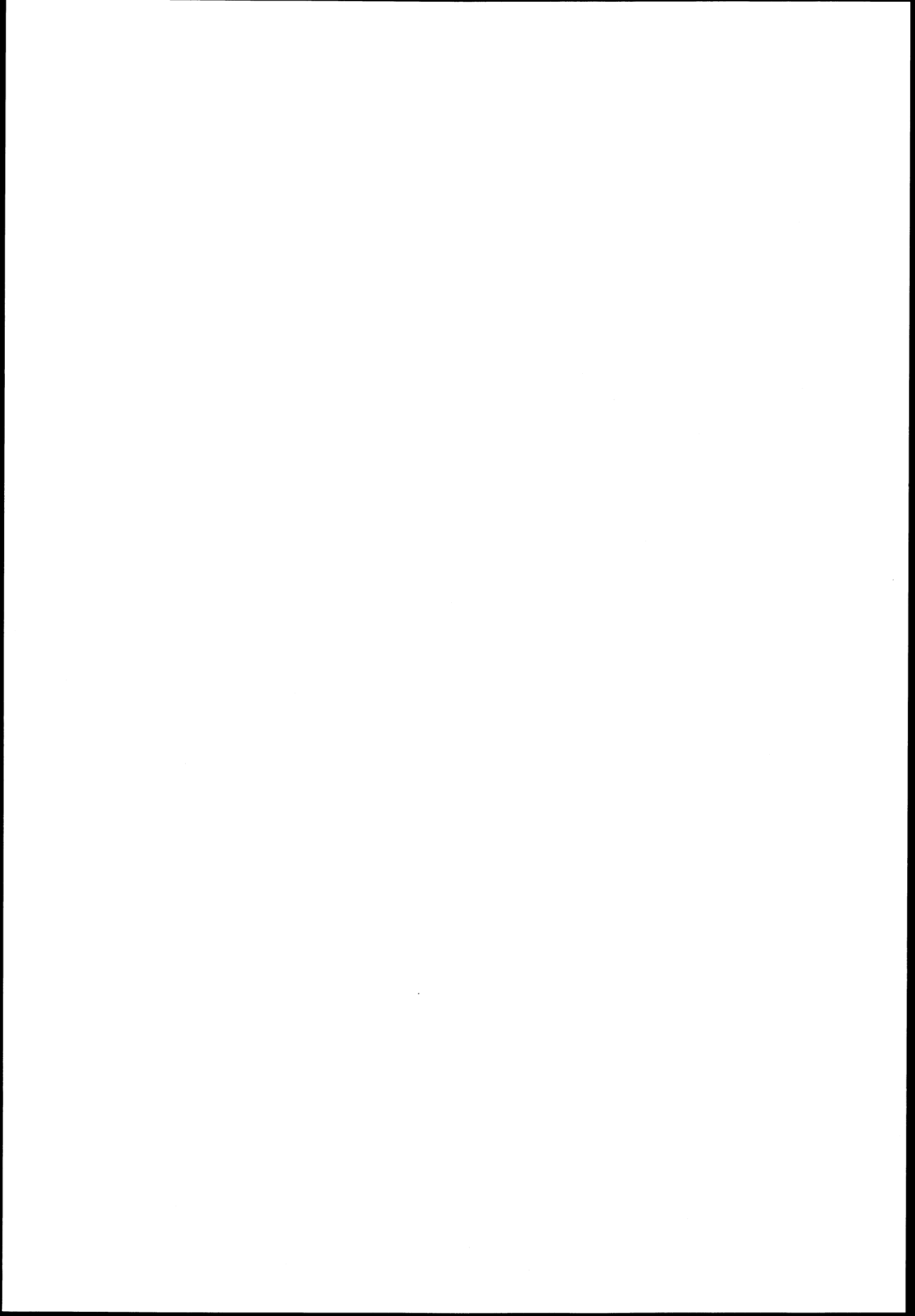


FORORD

Vanligvis beregnes giftermålsrater som tallet på gifte delt på bestand av ugifte separat for hvert kjønn. Når en bruker slike rater utenfor beregningsåret, f.eks. til prediksjonsformål, vil en ikke få tatt hensyn til endring i giftermålene som skyldes endret tilgang på aktuelle partnerkandidater av motsatt kjønn. Denne rapporten presenterer en måte å bygge opp giftermålsratene på som trekker inn virkningene fra ekteskapsmarkedet. Ved hjelp av et sett bestandsuavhengige atferdsparametre, beskrives den historiske utviklingen i giftermålene i Norge fra 1911 fram til 1978. Metoden gjør det mulig å spalte opp de historiske endringene i endringer som skyldes forandrede bestandsforhold (markedsendringer) og endringer i rene tilbøyeligheter (atferdsendringer).

Statistisk Sentralbyrå, Oslo, 10. juli 1980

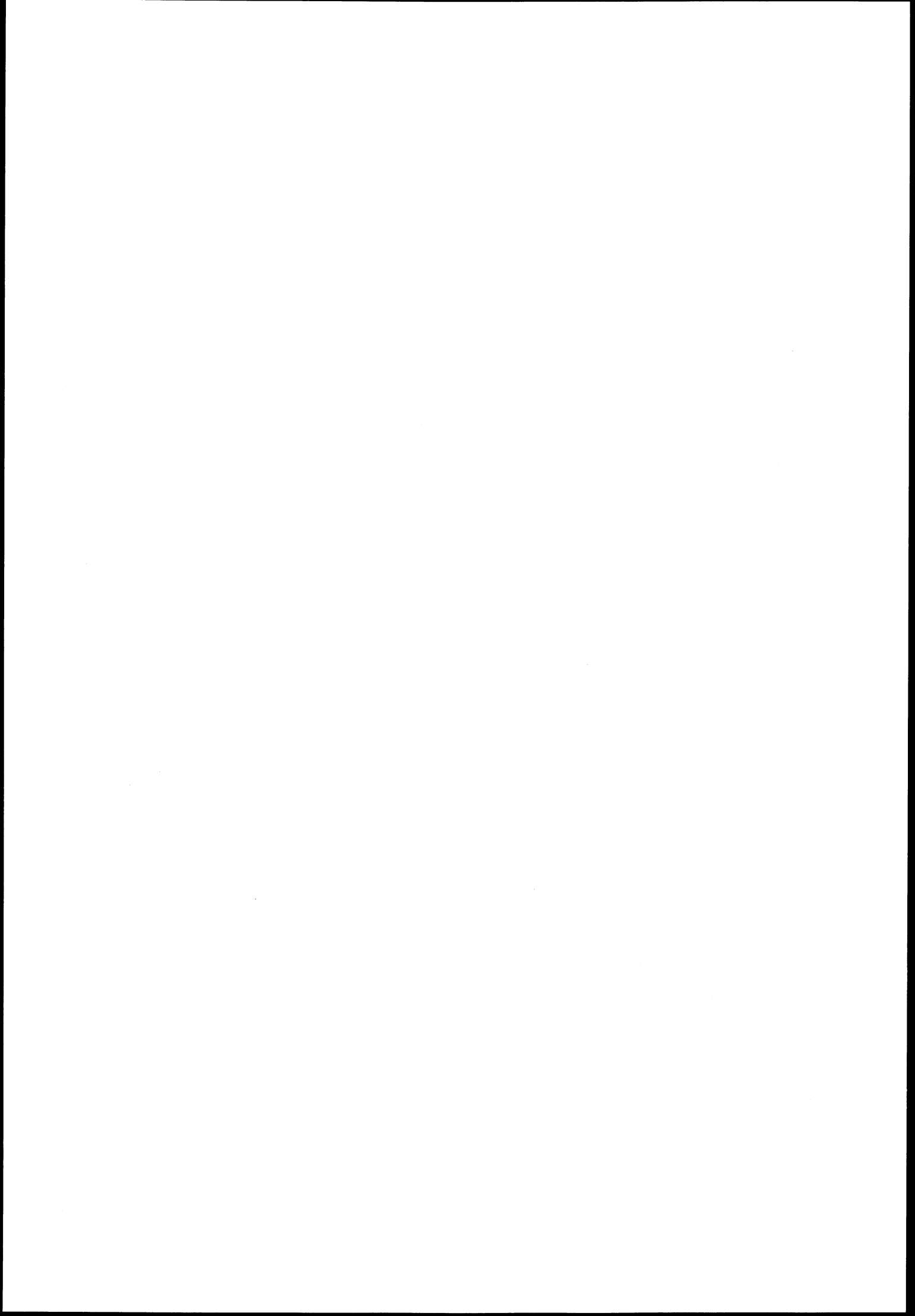
Petter Jakob Bjerve



INNHold

	Side
Figurregister	7
1. Innledning	9
2. Beregningsopplegg for de bestandsuavhengige giftermålsratene. Schoens opplegg	10
3. Korrigert beregningsopplegg. Stokastisk kontra deterministisk teori	16
4. Virkningen av markedsendringer innenfor modellen	21
5. Test av modellen. Variasjoner fra 1973 til 1976	23
6. Tilbakegående studier. Atfersbestemt og markedsbestemt utvikling i giftermålene	30
7. Markedets betydning for giftermålene	43
Referanser	49
Utkommet i serien Rapporter fra Statistisk Sentralbyrå (RAPP)	50

Forfatteren har fått stor og uvurderlig hjelp i arbeidet av Jørgen Ouren, som har stått for både programmering og beregninger og dessuten har bidratt med matematiske løsninger og tabelltolkninger som arbeidet i stor grad var avhengig av. Videre har John Dagsvik bidratt både med ideutforming, diskusjoner og oppmuntring når arbeidet ved flere anledninger stod i stampe. Per Sevaldson har gjennomlest manuskriptet og veiledet arbeidet, og gitt verdifulle kommentarer til tolkningen av resultatene. Liv Hansen har tegnet figurene i et omfang og et tempo som gjorde det mulig å kommentere resultatene i takt med produksjonen. Uten all denne assistanse ville denne rapporten neppe sett dagens lys.



FIGURREGISTER

	Side
1. Giftermålsrater for ugifte kvinner i alder 18 år 1976, etter alder på brudgommen. Observerte og bestandsuavhengige rater	13
2. Giftermålsrater for ugifte kvinner i alder 20 år 1976, etter alder på brudgommen. Observerte og bestandsuavhengige rater	13
3. Giftermålsrater for ugifte kvinner i alder 23 år 1976, etter alder på brudgommen. Observerte og bestandsuavhengige rater	13
4. Giftermålsrater for ugifte kvinner i alder 25 år 1976, etter alder på brudgommen. Observerte og bestandsuavhengige rater	14
5. Giftermålsrater for ugifte kvinner i alder 27 år 1976, etter alder på brudgommen. Observerte og bestandsuavhengige rater	14
6. Giftermålsrater for ugifte kvinner i alder 30 år 1976, etter alder på brudgommen. Observerte og bestandsuavhengige rater	14
7. Giftermålsrater for ugifte kvinner i alder 33 år 1976, etter alder på brudgommen. Observerte og bestandsuavhengige rater	15
8. Giftermålsrater for ugifte kvinner 1976, etter alder (ratene er aggregert over mannens alder for hver alder av kvinnen). Observerte og bestandsuavhengige rater	15
9. Giftermålsrater for ugifte kvinner i alder 18 år 1976, etter alder på brudgommen. Observerte rater og bestandsuavhengige glattede rater	18
10. Giftermålsrater for ugifte kvinner i alder 20 år 1976, etter alder på brudgommen. Observerte rater og bestandsuavhengige glattede rater	18
11. Giftermålsrater for ugifte kvinner i alder 23 år 1976, etter alder på brudgommen. Observerte rater og bestandsuavhengige glattede rater	18
12. Giftermålsrater for ugifte kvinner i alder 25 år 1976, etter alder på brudgommen. Observerte rater og bestandsuavhengige glattede rater	19
13. Giftermålsrater for ugifte kvinner i alder 27 år 1976, etter alder på brudgommen. Observerte rater og bestandsuavhengige glattede rater	19
14. Giftermålsrater for ugifte kvinner i alder 30 år 1976, etter alder på brudgommen. Observerte rater og bestandsuavhengige glattede rater	19
15. Giftermålsrater for ugifte kvinner i alder 33 år 1976, etter alder på brudgommen. Observerte rater og bestandsuavhengige glattede rater	20
16. Giftermålsrater for ugifte kvinner 1976, etter alder (ratene er aggregert over mannens alder for hver alder av kvinnen). Observerte rater og bestandsuavhengige glattede rater	20
17. Giftermålsrater for ugifte kvinner i alder 18 år, etter alder på brudgommen. Observerte og estimerte rater 1973 og glattede rater 1976	24
18. Giftermålsrater for ugifte kvinner i alder 20 år, etter alder på brudgommen. Observerte og estimerte rater 1973 og glattede rater 1976	24
19. Giftermålsrater for ugifte kvinner i alder 23 år, etter alder på brudgommen. Observerte og estimerte rater 1973 og glattede rater 1976	24
20. Giftermålsrater for ugifte kvinner i alder 25 år, etter alder på brudgommen. Observerte og estimerte rater 1973 og glattede rater 1976	25
21. Giftermålsrater for ugifte kvinner i alder 27 år, etter alder på brudgommen. Observerte og estimerte rater 1973 og glattede rater 1976	25
22. Giftermålsrater for ugifte kvinner i alder 30 år, etter alder på brudgommen. Observerte og estimerte rater 1973 og glattede rater 1976	25
23. Giftermålsrater for ugifte kvinner i alder 33 år, etter alder på brudgommen. Observerte og estimerte rater 1973 og glattede rater 1976	26
24. Giftermålsrater for ugifte kvinner, etter alder (ratene er aggregert over mannens alder for hver alder av kvinnen). Observerte og estimerte rater 1973 og glattede rater 1976	26
25. Giftermålsrater for ugifte menn i alder 18 år, etter alder på bruden. Observerte og estimerte rater 1973 og glattede rater 1976	28
26. Giftermålsrater for ugifte menn i alder 20 år, etter alder på bruden. Observerte og estimerte rater 1973 og glattede rater 1976	28
27. Giftermålsrater for ugifte menn i alder 23 år, etter alder på bruden. Observerte og estimerte rater 1973 og glattede rater 1976	28
28. Giftermålsrater for ugifte menn i alder 25 år, etter alder på bruden. Observerte og estimerte rater 1973 og glattede rater 1976	28

	Side
29. Giftermålsrater for ugifte menn i alder 27 år, etter alder på bruden. Observerte og estimerte rater 1973 og glattede rater 1976	29
30. Giftermålsrater for ugifte menn i alder 30 år, etter alder på bruden. Observerte og estimerte rater 1973 og glattede rater 1976	29
31. Giftermålsrater for ugifte menn i alder 33 år, etter alder på bruden. Observerte og estimerte rater 1973 og glattede rater 1976	29
32. Giftermålsrater for ugifte menn, etter alder (ratene er aggregert over kvinnens alder for hver alder av mannen). Observerte og estimerte rater 1973 og glattede rater 1976	29
33. Giftermålsrater for ugifte kvinner, etter alder. Observerte og estimerte rater. Kalenderåret 1911	31
34. Giftermålsrater for ugifte kvinner, etter alder. Observerte og estimerte rater. Kalenderåret 1930	31
35. Giftermålsrater for ugifte kvinner, etter alder. Observerte og estimerte rater. Kalenderåret 1946	32
36. Giftermålsrater for ugifte kvinner, etter alder. Observerte og estimerte rater. Kalenderåret 1955	32
37. Giftermålsrater for ugifte kvinner, etter alder. Observerte og estimerte rater. Kalenderåret 1970	33
38. Giftermålsrater for ugifte kvinner, etter alder. Observerte og estimerte rater. Kalenderåret 1978	33
39. Andel ugifte kvinner etter alderen 35 år (pr. alderen 36 år), beregnet ut fra gjennomlevde perioderater for det enkelte kalenderår. 1911 - 1978	34
40. Andel ugifte menn etter alderen 39 år (pr. alderen 40 år), beregnet ut fra gjennomlevde perioderater for det enkelte kalenderår. 1911 - 1978	35
41. Andel ugifte beregnet ut fra gjennomlevde perioderater for det enkelte kalenderår. Observerte andeler i prosent av estimerte	35
42. Giftermålsrater for ugifte kvinner, etter alder. Observerte og estimerte rater. Fødselsåret 1896	37
43. Giftermålsrater for ugifte kvinner, etter alder. Observerte og estimerte rater. Fødselsåret 1915	38
44. Giftermålsrater for ugifte kvinner, etter alder. Observerte og estimerte rater. Fødselsåret 1920	38
45. Giftermålsrater for ugifte kvinner, etter alder. Observerte og estimerte rater. Fødselsåret 1935	39
46. Giftermålsrater for ugifte kvinner, etter alder. Observerte og estimerte rater. Fødselsåret 1943	39
47. Giftermålsrater for ugifte kvinner, etter alder. Observerte og estimerte rater. Fødselsåret 1953	40
48. Andel ugifte kvinner etter alderen 35 år (pr. alderen 36 år), beregnet ut fra gjennomlevde giftermålsrater for fødselskullet. Født 1896 - 1943	41
49. Andel ugifte menn etter alderen 39 år (pr. alderen 40 år), beregnet ut fra gjennomlevde giftermålsrater for fødselskullet. Født 1896 - 1939	41
50. Andel ugifte beregnet ut fra gjennomlevde giftermålsrater for fødselskullet. Observerte andeler i prosent av estimerte	42
51. Giftermålsrater for ugifte kvinner i alder 20 år, etter kalenderår	44
52. Giftermålsrater for ugifte menn i alder 20 år, etter kalenderår	44
53. Giftermålsrater for ugifte kvinner i alder 25 år, etter kalenderår	45
54. Giftermålsrater for ugifte menn i alder 25 år, etter kalenderår	45
55. Giftermålsrater for ugifte kvinner i alder 30 år, etter kalenderår	46
56. Giftermålsrater for ugifte menn i alder 30 år, etter kalenderår	46
57. Giftermålsrater for ugifte kvinner i alder 35 år, etter kalenderår	47
58. Giftermålsrater for ugifte menn i alder 35 år, etter kalenderår	47

1. INNLEDNING

Når en skal studere utviklingen i giftermålsatferden, er en som regel ikke tilfreds med å se bare på antall giftermål. Grunnen til det er at vi alt i utgangspunktet vet om en rekke forhold som påvirker dette tallet. Det er f.eks. åpenbart at befolkningens størrelse og kjønns- og alderssammensetning spiller en viktig rolle. Virkningene av slike faktorer vil vi gjerne skille ut i analysen.

De metodene vi bruker når slike kjente faktorer skal skilles ut, kan være å standardisere (sammenlikne situasjoner hvor disse faktorene ikke tillates å endre seg), eller definere mål som vi mener er uavhengige av disse faktorene. Ett slikt mål er hendelser pr. risikobestand for gitt kjønn og alder (eventuelt også region, status osv.). Vi tenker oss at hver undergruppe (kjønn/alder) har en viss sannsynlighet for å gjennomføre hendelsen (eks. giftermål). Denne sannsynligheten estimerer vi ved hjelp av rater for hendelser pr. risikobestand. Hvis kjønn- og alderssammensetningen eller befolkningens størrelse endrer seg, vil vi vente at også tallet på hendelser endrer seg, dersom de kjønn- og aldersspesifikke sannsynlighetene er uforandret. For giftermålsstudier må vi også spesifisere ekteskapelig status i tillegg til kjønn og alder når risikobestandene skal defineres.

Nå kan det godt vise seg at selv rater spesifisert etter kjønn, alder og ekteskapelig status, allikevel blir påvirket av befolkningens størrelse og sammensetning, dvs. nettopp de faktorene vi ville komme oss forbi ved å regne med ratene i stedet for antall registrerte hendelser. Dette forhindrer ikke at vi har oppnådd mye ved å gå over til rateberegningene. Det er åpenbart at ved endret sammensetning og bestand vil antall hendelser endre seg selv om ratene var konstante. Denne typen av endringer får vi eliminert når vi ser på ratene. Så kan vi i neste omgang studere variasjonen i ratene. Ratene vil sikkert påvirkes av mange faktorer, og befolkningens størrelse og sammensetning kan være en av disse forklaringsfaktorene. Så lenge ratene påvirkes mindre av befolkningens størrelse og sammensetning enn det de rene hendelsestallene gjør, vil ratene gi oss et bedre grunnlag for å analysere drivkreftene som påvirker de demografiske begivenhetene.

Studier av giftermålsatferden tar derfor gjerne utgangspunkt i giftermålsrater, regnet ut separat for de enkelte kjønn og aldre, for de som ikke er gifte (gjerne fordelt etter statusene ugift, skilt og enke/enkemann). De fleste analysene av giftermålsutviklingen baserer seg på slike rater, se bl.a. Statistisk Sentralbyrå (1978a), Statistisk Sentralbyrå (1978b) og Dyrvik (1978).

I den videre analysen av giftermålsmønsteret kan det være nærliggende å gå videre etter den samme veien, dvs. konstruere mål som er uavhengige av, eller reduserer virkningene av, kjente faktorer som vi gjerne vil holde utenfor i jakten på mer fundamentale (eller mer ukjente) årsaksfaktorer. Her finnes flere interessante muligheter. Et prosjekt som går parallelt med det arbeidet vi legger fram i denne rapporten, er utregning av rater for inngåelse og oppløsning av ekteskap fordelt både etter kjønn, alder og status, og dessuten etter varigheten av den inneværende ekteskapelige status. Beregningene her har vist seg å være svært tidkrevende, p.g.a. at organiseringen av det sentrale personregisteret er uhensiktsmessig for dette formålet. Et annet arbeid som dette notatet er en videreføring av, tar opp hvilken virkning vi får i ekteskapsmarkedet av bestandsforholdene for begge kjønn. Ordinære rater tar bare hensyn til bestanden til det kjønn som vi regner ut ratene for. Her er meningen å la ratene avhenge av hele ekteskapsmarkedet, også bestandsforholdene for det motsatte kjønn.

Mønnesland (1979) beskriver hvordan vi definerer giftermålsrater for det ene kjønn hvor også partnerens alder inngår. Artikkelen har også (kapittel 3) en drøfting av forholdet mellom slike rater og en symmetrisk tokjønnsteori for giftermålene. Det kan synes å være et rimelig krav til en slik modell at den skal gi samme tall for giftermål for brud og brudgom, enten beregningene tar utgangspunkt i giftermålsrater for kvinner eller for menn. Konklusjonen på drøftingen er allikevel at vi velger å fire på konsistenskravene i tokjønnsteoriene, og i stedet arbeider med enkjønnsrater. Virkningene fra det annet kjønn (markedsvirkninger o.a.) vil vi så langt vi makter ta hensyn til ved å la dem inngå som variable i utledningen av enkjønnsratene.

Dagsvik (1978) beskriver et opplegg for beregning av bestandsuavhengige giftermålsrater. Opplegget er basert på en metode utviklet i Schoen (1977). Vi har brukt dette opplegget for å beregne slike bestandsuavhengige rater på norske data fra 1976.

2. BEREGNINGSOPPLEGG FOR DE BESTANDSUAVHENGIGE GIFTERMÅLSRATENE. SCHOENS OPPLEGG

Utgangspunktet er et sett med enkjønns giftermålsrater, hvor alderen av det annet kjønn inngår eksplisitt som variabel. Vi definerer

$$(1) \quad W_t^m(x,y) = \frac{G_t(x,y)}{M_t(x)}, \text{ og } W_t^f(x,y) = \frac{G_t(x,y)}{F_t(y)}.$$

Her står m for menn og f for kvinner, $W_t^m(x,y)$ er giftermålsraten for ugifte menn i år t, og $W_t^f(x,y)$ er den tilsvarende rate for kvinner. x står for mannens alder og y står for kvinnens alder i begge uttrykkene. $G_t(x,y)$ er antall giftermål i år t mellom brudgommer i alder x og bruder i alder y. $M_t(x)$ er middelbestanden av ugifte menn i alder x år t, og $F_t(y)$ er middelbestanden av ugifte kvinner i alder y år t. Alderen er hele tida målt ved utgangen av året. Middelbestanden i alder x år t er gjennomsnittet av bestanden av ugifte med alder x ved utgangen av år t og bestanden av ugifte med alder x-1 ved utgangen av år t-1. Disse giftermålsratene er observerbare; data er hentet fra det sentrale personregisteret. Vi skal i denne omgang bare se på ett enkelt kalenderår og kan da utelate fotskriften t i det følgende.

Teorien for de bestandsuavhengige ratene slik den er utformet i Schoen (1977) og i Dagsvik (1978), har resultert i disse sammenhengene:

$$(2) \quad W^f(x,y) = \frac{\alpha(x,y) \left[\sum_j \alpha(x,j) M(j) + \alpha(\cdot,y) M(x) \right]}{\sum_j \alpha(j,y) M(j) + \sum_j \alpha(x,j) F(j)}$$

$$W^m(x,y) = \frac{\alpha(x,y) \left[\sum_j \alpha(x,j) F(j) + \alpha(\cdot,y) F(y) \right]}{\sum_j \alpha(j,y) M(j) + \sum_j \alpha(x,j) F(j)}.$$

Her er $\alpha(x,y)$ den bestandskorrigerede raten for menn i alder x og kvinner i alder y, $\alpha(x,\cdot) = \sum_j \alpha(x,j)$ og $\alpha(\cdot,y) = \sum_j \alpha(j,y)$. Disse ratene er de samme for menn og kvinner. Dette skyldes at de er ^j

definert i forhold til en såkalt rektangulær bestand av ugifte, og hvor en ser bort fra muligheten for gjengifte. En rektangulær bestand vil si en bestand hvor alle aldersgrupper for begge kjønn består av det samme antall individer ($F(y) = F$, $M(x) = M$ og $F = M$ for alle x,y). Formlene gir da at $W^m(x,y) = W^f(x,y) = \alpha(x,y)$.

Disse formlene tar sikte på å gi en beskrivelse av hvordan endringer i bestandens størrelse og sammensetning (dvs. endringer i $M(x)$ - og $F(y)$ -verdiene) påvirker de observerte giftermålsratene W i en situasjon hvor de bestandskorrigerede ratene α ikke endrer seg. Funksjonsformen fyller de viktigste aksiomene som er satt opp på grunnlag av a priori resonnement om giftermålsmarkedet (se Dagsvik (1978), s. 6). Den er utledet ut fra en tankegang om at de realiserte giftermål utgjør et veiet harmonisk gjennomsnitt av det antallet som henholdsvis de kvinnelige og de mannlige enkjønns giftermålsratene skulle tilsi.¹⁾

Ut fra modellens forutsetninger har vi her fått en reell tokjønnsmodell, i motsetning til ratene (1) hvor det annet kjønn bare er med som argumenter i enkjønns giftermålsrater. $\alpha(x,y)$ blir under modellens forutsetninger de samme for kvinner som for menn. Vi har en modell som gir oss et sett med tokjønnsdefinerte atferdsrater α . Fra disse kan vi regne ut empiriske rater W^f og W^m ved å sette inn de aktuelle bestandstallene. Disse ratene vil da ha den egenskapen at de gir like mange giftermål blant menn som blant kvinner. Dersom vi lager en prediksjonsmodell med α (f.eks. forutsetter konstante α -rater) og vi dessuten har en prediksjonsmodell for M og F , vil vi også på prediksjonstidspunktene kunne regne ut W^m - og W^f -rater som gir like mange predikerte bruder som brudgommer. Dette er en egenskap som enkjønnsmodellene mangler.

1) Vektene dannes av bestandstall og koeffisienter, og de bestandskorrigerede giftermålsratene er en videreutvikling av disse koeffisienter under hensyntaken til de aksiomatiske kravene.

Når modellen i sin praktiske anvendelse ikke blir noen perfekt tokjønnsmodell, skyldes dette at modellens forutsetning ikke er oppfylt. I materialet vårt lar vi $M(x)$ og $F(y)$ stå for bestanden ugifte, dvs. de som aldri har vært gift. Noen av disse gifter seg med ugifte fra det annet kjønn, mens andre gifter seg med før gifte. Vi har altså brukt modellen på et materiale hvor det ikke skal være likhet mellom antallet førstegangsgiftermål for menn og kvinner.

Hadde vi istedet beregnet $M(x)$ og $F(y)$ som bestanden ikke-gifte, dvs. ugifte og før gifte, ville modellens forutsetninger vært oppfylt så langt. Men vi ville få problemene igjen ved anvendelsen av modellen. Det ville bli mye vanskeligere å benytte modellen til prediksjonsformål. En α beregnet ut fra samtlige giftermål, uavhengig av den ekteskapelige status for de ikke-gifte, vil bli en meget lite homogen størrelse. Ekteskapsmønsteret er vesensforskjellig for ugifte, fraskilte og enker/enkemenn, selv når alder og markedsforhold ellers holdes likt. Denne fundamentale forskjellen tar vi hensyn til ved å beregne separate giftermålsrater for disse tre statusene. Som kapittel 1 beskriver, er nettopp hensikten med bestandskorrigeringen å nå et skritt videre i prosessen med å rense målene for kjente årsaksfaktorer. Om vi måtte slå sammen statusgrupper for å få tatt hensyn til bestandsvirkningene i markedet, ville vinningen minst gå opp i spinningen.

Et annet mer praktisk argument er at vi bare har tilbakegående bestandstall for ugifte, ikke for de før gifte. Undersøkelsen av bestands- og atferdsbestemt ekteskapsutvikling i kapittel 6 forutsetter at vi beregner α ut fra bestanden ugifte.

Når vi bruker modellen (2) med $M(x)$ og $F(y)$ definert som bestanden ugifte, får vi altså inn en svakhet i metoden. Vi regner som om forholdene på ekteskapsmarkedet bare ble bestemt av det relative antall ugifte, vi ser bort fra hvordan de før gifte påvirker ekteskapsmarkedet også for de ugifte. Dette moment får størst betydning for de høyere aldre, hvor de før giftes andel av de ikke-gifte blir stor. Ellers kan opplegget delvis forsvares ved at ekteskapsmarkedet ikke fungerer enhetlig. Ugifte og før gifte ikke bare tilpasser seg forskjellig, de blir også vurdert forskjellig som potensielle partnere. Uansett bør modellen (2) brukt bare for de ugifte gi en forbedring i forhold til reine enkjønnsmodeller. Om enn ikke på perfekt vis, så tar modellen hensyn til forholdene på ekteskapsmarkedet. Derimot mister vi den matematiske egenskapen at antall bruder blir lik antall brudgommer på prediksjonstidspunktene. For førstegangsgiftermål er ikke en slik likhet noe korrekt krav til en modell. Opplegget får fortsatt karakter av enkjønnsmodeller, hvor vi tar hensyn til store deler av virkningen via markedet fra det motsatte kjønn i utledningen av beregningene.

En annen innvending som kan reises mot modellen (2) er at den tar utgangspunkt i en rektangulær befolkningspyramide av ugifte. Dette er standardsituasjonen, og de faktisk observerte giftermål forklares med korreksjoner ut fra denne standarden ved hjelp av de faktiske bestandstall. Matematisk sett er en slik standard hensiktsmessig, da en rektangulær bestand av ugifte gir identitet i giftermålsratene for de to kjønn siden antall giftermål for kvinner og menn alltid er like når vi ser bort fra gjengifte. Følgelig gir modellen en tokjønnsløsning ved tradisjonell rateutregning i denne rektangulære standardsituasjonen. Men tolket som en slags normalsituasjon er den rektangulære bestanden mindre egnet. Den rektangulære situasjonen vil, om den noen gang oppsto, bli svært ustabil. Giftermålene bidrar til å forandre bestanden, og i ulik grad i de forskjellige aldersgruppene. Modellen selv beskriver altså en situasjon hvor en rektangulær bestand av ugifte ikke vil kunne vedvare.

Tolket som et rent matematisk utgangspunkt, vil modellen kunne leve med denne innvendingen. Men det synes tiltrekkende med en modell som konstruerer de ratene som forutsettes relativt stabile ut fra en situasjon som rent empirisk sett kan tolkes som en normalisering. Ideer om slike normaliserte befolknings sammensetninger kan forenes med bl.a. teorien om stabil befolkning og de derav utledede interne (intrinsic) utviklingsrater. En slik sammenknytning mellom denne form for normalsituasjon og utgangspunktet for konstruksjon av bestandsuavhengige rater vil innebære at de bestandsuavhengige ratene bør defineres på basis av en pyramideformet bestand av ugifte. Denne burde ta hensyn til de ulike giftealdre for menn og kvinner, ved at innsnevringen startet høyere og langsommere på mannssiden enn på kvinnesiden av pyramiden.

Ved å basere definisjonen av de bestandskorrigerte ratene på en slik pyramideformet bestand, ville vi miste den matematiske tokjønnssegenskapen som modell (2) gir ut fra den rektangulære befolkningen. Forsøkene på å bygge tokjønnsammenhengen inn i ratene igjen ville derfor bli en gjentakelse

av det omdiskuterte tokjønnsproblemet på nytt igjen. Schoens opplegg var nettopp et forsøk på å presentere en vei ut av dette matematiske problemet.

Schoen (1977) har regnet ut et sett med α -verdier for 5-årige aldersgrupper, ut fra data for 5-årige W-verdier for Sverige 1973. Dette har han gjort ved å løse likningssystemet (2) direkte med hensyn på α . En slik direkte utregning lar seg ikke gjøre for ettårige rater med vår tilgjengelige maskinutrustning, siden ettårige rater gir likningssystemet en betraktelig større dimensjon (Schoens system er på $13 \times 13 = 169$ likninger, mens vi for ettårige rater får opp mot 900 likninger). Vi ville imidlertid miste vesentlige trekk ved giftermålsmønsteret ved å bruke 5-årsrater framfor 1-årsrater. Det viser seg at dette får svært stor betydning for vurderingen av teorien bak disse ratene.

For å beregne α -ratene har vi brukt en iterasjonsprosedyre. Vi kan omskrive likning (2) slik:

$$(3) \quad \alpha(x,y) = \frac{W^f(x,y) \left[\sum_j \alpha(j,y) M(j) + \sum_j \alpha(x,j) F(j) \right]}{\left[\alpha(x,\cdot) + \alpha(\cdot,y) \right] M(x)}$$

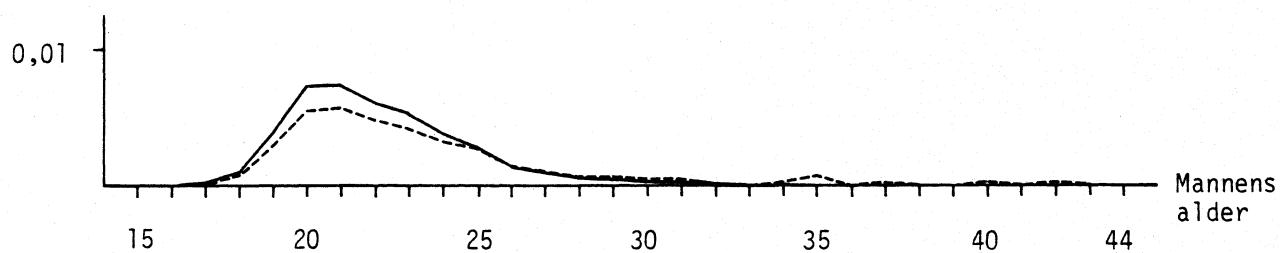
Ved å sette inn ett sett startverdier for α på høyresiden sammen med observerte verdier av W, M og F, kan vi regne ut venstresiden, som gir et nytt sett α -verdier. Disse settes igjen inn på høyresiden, og vi regner ut enda et nytt sett α -verdier. Som startverdien satte vi alle α -ratene lik 0,01. Det viste seg at programmet itererte meget raskt, og ved å bruke de itererte α -verdier i beregningsformelen for W fikk vi ut de samme W-verdier som de observerte.

Figurene 1-8 viser de beregnede α -ratene sammen med de observerte W-ratene for kvinner i 1976. Det viser seg at α -ratene har fått et tydelig mer ustabil forløp enn W-ratene. Ujammheter i forløpet av W-ratene har resultert i langt sterkere utslag i α -kurven. Dette er det motsatte av hva en kunne vente ut fra de tankene som lå bak konstruksjonen av α . Som nevnt i kapittel 1, var det meningen å fjerne en årsak (bestand) fra de observerte ratene, slik at vi så igjen med bestandskorrigerede rater som burde være mer stabile. Selv om dette resonnementet i første rekke gjelder stabilitet over tid, er det et viktig negativt trekk at vi får økt ujammhetene i aldersfordelingen.

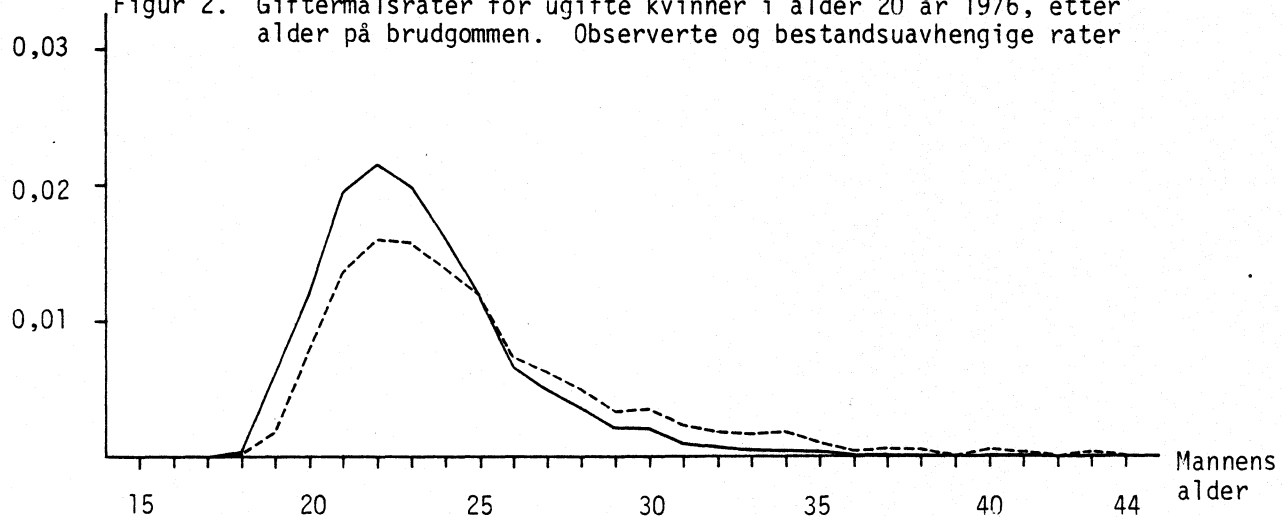
Ved hjelp av bestandskorrigerede rater burde vi vente å få fram et ratesett som varierte mindre fra år til år enn de observerte giftemålsratene. Dermed burde vi, for en periode hvor selve giftemålsnomene ikke var utsatt for store endringer, kunne bruke de bestandskorrigerede ratene også for andre tidspunkter enn det som var brukt ved estimeringen. Spesielt for en slik anvendelse er det kjedelig at de bestandskorrigerede ratene i så sterk grad avspeiler særtrekk ved den observerte ratefordelingen i det enkelte år, ja til og med forstørrer disse særtrekkene.

Vi har gjennomført tilsvarende beregninger for 1973, og med tilsvarende resultat. Konklusjonen blir at de ujammheter som vi har i aldersfordelingen til W-ratene, ikke kan forklares ved befolkningspyramiden for de ugifte og ujammheter ved denne. Siden teorien bak α -ratene forklarer W som et resultat utelukkende av α , M og F, må ujammheter i de observerte ratene gjenspeiles i α . At de forsterkes, må skyldes egenskaper ved den analytiske formen til likning (2).

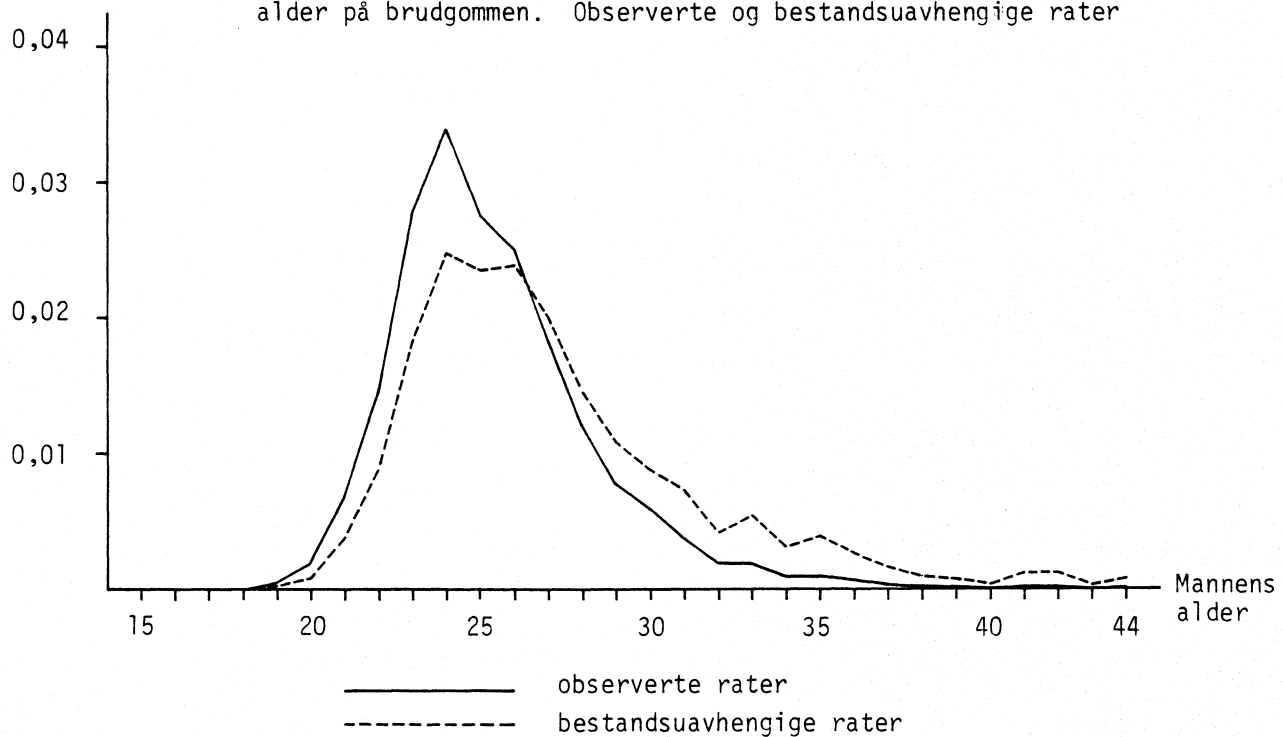
Figur 1. Giftermålsrater for ugifte kvinner i alder 18 år 1976, etter alder på brudgommen. Observerte og bestandsuavhengige rater



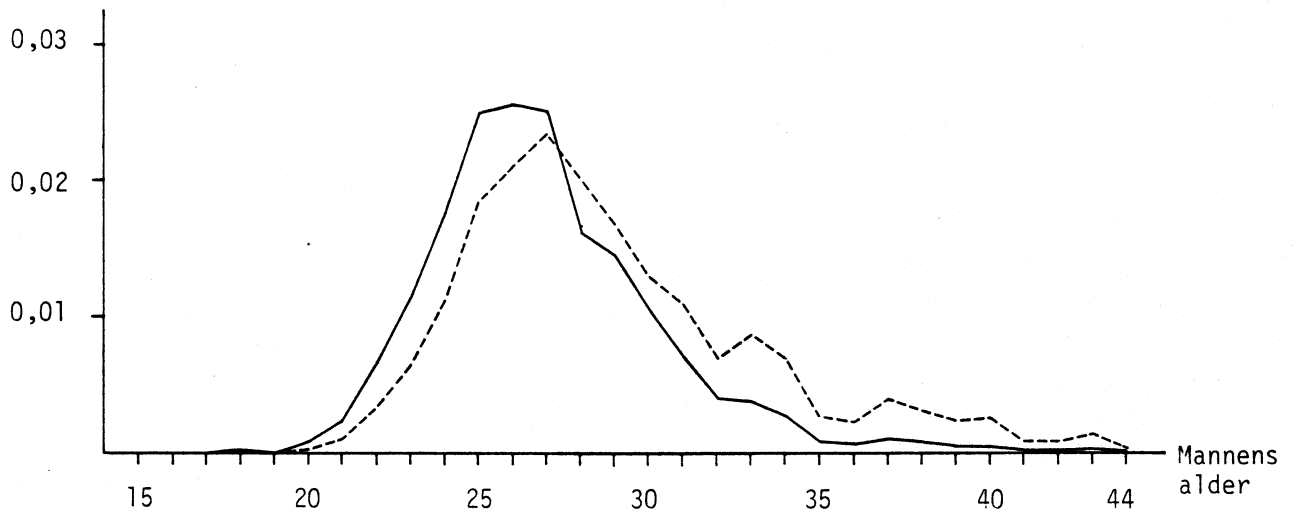
Figur 2. Giftermålsrater for ugifte kvinner i alder 20 år 1976, etter alder på brudgommen. Observerte og bestandsuavhengige rater



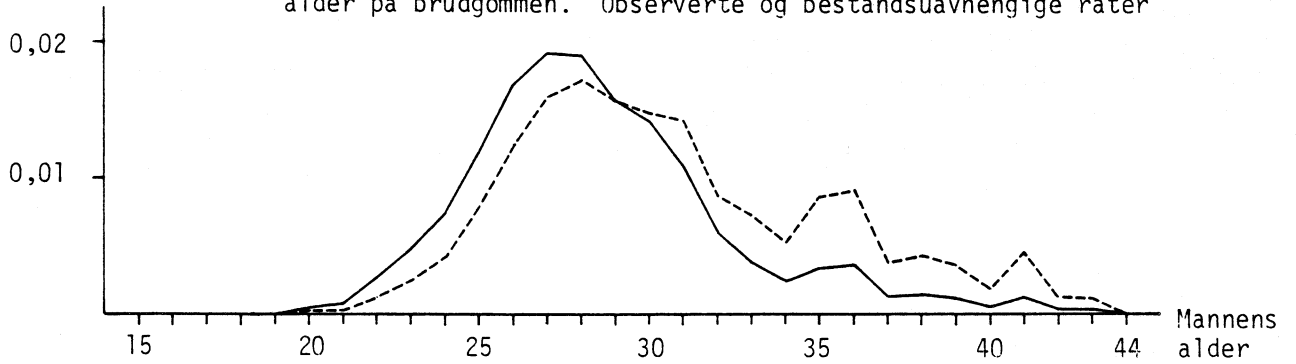
Figur 3. Giftermålsrater for ugifte kvinner i alder 23 år 1976, etter alder på brudgommen. Observerte og bestandsuavhengige rater



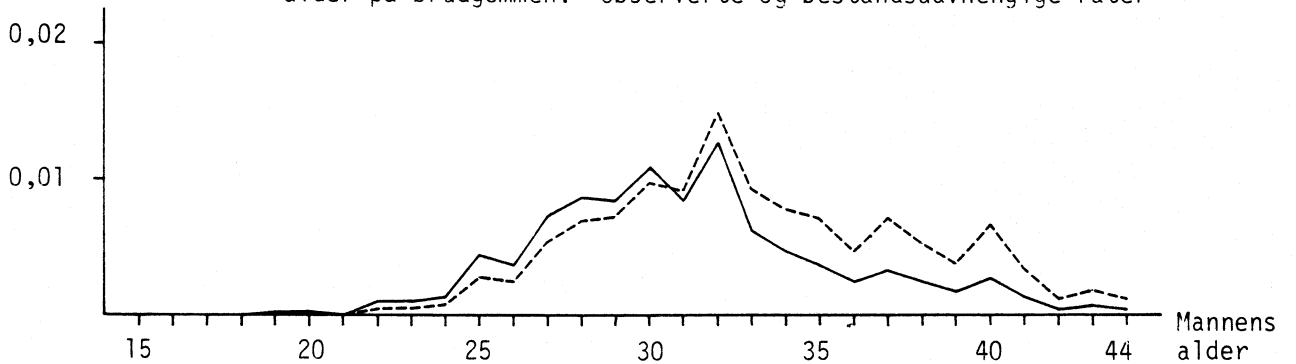
Figur 4. Giftermålsrater for ugifte kvinner i alder 25 år 1976, etter alder på brudgommen. Observerte og bestandsuavhengige rater



Figur 5. Giftermålsrater for ugifte kvinner i alder 27 år 1976, etter alder på brudgommen. Observerte og bestandsuavhengige rater

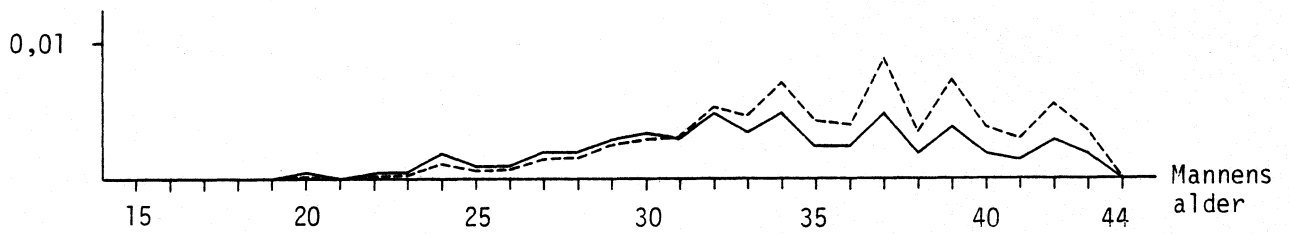


Figur 6. Giftermålsrater for ugifte kvinner i alder 30 år 1976, etter alder på brudgommen. Observerte og bestandsuavhengige rater

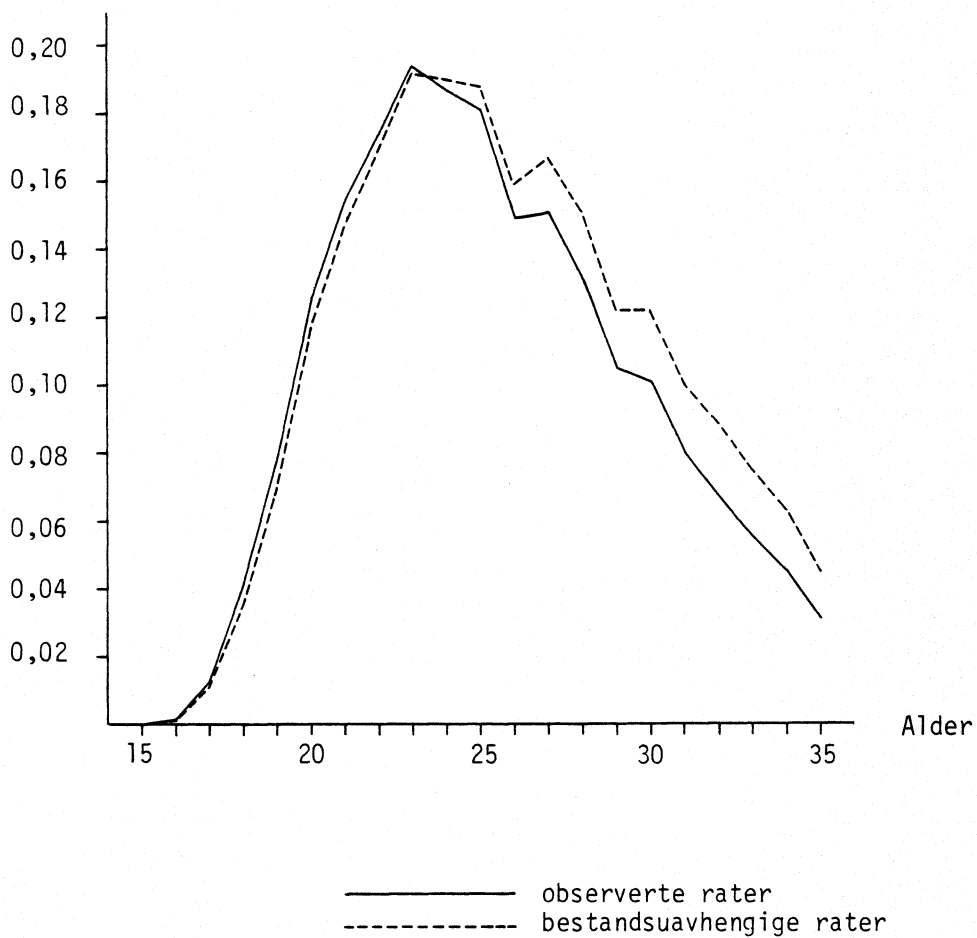


————— observerte rater
 - - - - - bestandsuavhengige rater

Figur 7. Giftermålsrater for ugifte kvinner i alder 33 år 1976, etter alder på brudgommen. Observerte og bestandsuavhengige rater



Figur 8. Giftermålsrater for ugifte kvinner 1976, etter alder (ratene er aggregert over mannens alder for hver alder av kvinnen). Observerte og bestandsuavhengige rater



3. KORRIGERT BEREGNINGSOPPLEGG. STOKASTISK KONTRA DETERMINISTISK TEORI

Funksjonssammenhengen mellom α og W slik den er satt opp i (2), er deterministisk. Ett sett bestandsuavhengige rater, α , gir ett og bare ett sett realiserte rater, W . Tilsvarende vil det bare være ett eneste α -sett som kan svare til det faktisk observerte sett med W -rater.

Teorien bak α -ratene er at disse sammen med de observerte markedsforholdene som avspeiles i M - og F -vektorene, skal generere W -ratene. Men i likhet med alle teorier er dette en forenkling. Vi vet at andre faktorer har betydning, men mener å kunne se bort fra dem. Disse faktorene vil likevel påvirke det empiriske materialet. Vi tolker dette som en form for støy. Er teorien god, bør den sammenhengen teorien beskriver, gi seg markert utslag i data. De øvrige faktorene bør gi observasjonene tilfeldige og usystematiske avvik fra teoriens prediksjon.

Dette løses vanligvis ved å innføre et stokastisk ledd i relasjonene, og å estimere koeffisientene ut fra flere observasjonssett. Det vil her si å estimere ett sett α -rater ut fra observasjoner av W , M og F over flere år. Et problem ved en slik metode, er at det blir vanskelig å teste andre egenskaper som vi trenger å kjenne til for å bedømme om α er et brukbart redskap i analysen. α -ratene er nyttige dersom de viser seg mer stabile over tid enn W . Vi bør m.a.o. kunne bruke ett α -sett estimert på ett tidspunkt, sammen med data for F og M for et annet tidspunkt, og ut fra dette regne ut et W -sett som ikke bør avvike for sterkt fra det observerte settet.

Observasjoner for W etter alderen på begge partnerne har vi bare for tida etter 1970. Datakvaliteten i 1970 og 1971 må vi anta er dårligere enn for årene etterpå, siden den første tida etter folketellingen 1970 var preget av en del opprettinger og korreksjoner i personregisteret. Dvs. at vi bare har tall for W fra de siste åra tilgjengelig.

Schoen har i sitt arbeid benyttet tall for femårsrater i stedet for ettårs rater. Dermed forsvinner det aller meste av uregelmessighetene i tallmaterialet, slik at en deterministisk modell gir et brukbart resultat. En kan si at teorien i sin deterministiske versjon er brukbar for femårsrater, men ikke for etterårsrater. Dette skyldes at en ved aggregeringen til femårsrater fjerner uregelmessighetene i observasjonene. De aggregerte femårsratene har et mønster som lar seg forklare av teorien. Bestandsforholdene og et sett α -rater med de stabilitetsegenskaper som vi må forlange (se kapittel 1) kan frambringe de W -ratene som faktisk observeres, målt i femårs aldersgrupper. Skal dette derimot forklare de observerte W -ratene målt i ettårs aldersgrupper, vil α -ratene bli så ustabile at teorien er uegnet. Vi presser teorien til å forklare uregelmessighetene i observasjonsmaterialet, og dette gir α -ratene et langt mer uryddig forløp enn W -ratene.

Bruk av femårsrater framfor ettårsrater fjerner ikke bare uregelmessigheter i datamaterialet. Det fjerner også vesentlige strukturtrekk. Det vil bli som å kaste ungen ut med badevannet. Mange av de helt sentrale endringene i giftermålmønsterets utvikling blir borte ved aggregering til femårs aldersgrupper. Giftermålmønsteret karakteriseres av en høy og spiss pukkel i de aldersfordelte ratene. Det er nokså kort tid at ratene er nær toppnivået, og det er liten aldersforskjell mellom kurvestykker med bratt stigning og markert nedgang. Disse karakteristiske trekkene blir borte om vi bruker femårs aldersgrupper.

En alternativ framgangsmåte for å fjerne uregelmessighetene i datamaterialet, er analytisk glatting. Her beskrives observasjonsmaterialet ved en jamn kurve som har en analytisk form. Variasjoner i det observerte giftermålmønster fra år til år reflekteres i endrede parametre innen den samme analytiske formen. Men en stokastisk tankegang kan en se på observasjonene som en stokastisk realisasjon av en modell hvor den analytiske formen med gitte parametre gir forventningen til den variable W (Hoem (1972)). Dersom funksjonsformen er korrekt, kan vi altså se på avvikene mellom observasjonene og den glattede kurven som resultat av stokastikk, uregelmessigheter og/eller ukorrelerte utelatte variable. Vi ser bort fra variansen til parameterestimaten, og antar at de er korrekte. Når vi dermed har fjernet uregelmessighetene, burde det la seg gjøre å forklare de glattede ratene ved hjelp av teorien om de bestandsuavhengige ratene. Vi tillater oss derfor å bruke den deterministiske versjonen (2) til å forklare sammenhengen mellom \hat{W} og α , M og F , når \hat{W} står for de glattede ettårige giftermålsratene.

Mønnesland (1979) beskriver utledningen av en funksjonsform for glatting av giftermålsrater etter begge partners alder. Funksjonsformen er testet for både mannlige og kvinnelige rater på to ulike tidspunkt (1973 og 1976), med brukbart resultat. Funksjonen har denne formen:

$$(4) \quad \hat{W}^f(x,y) = \exp - \left\{ \frac{a_1 + a_2x + a_3y + a_4xy + a_5x^2 + a_6y^2}{1 + a_7x + a_8x^2} \right\} .$$

Verdien av parametrene a_1, \dots, a_8 er estimert ved å minimere avvikene mellom $\hat{W}^f(x,y)$ og $W^f(x,y)$ ved minste kvadraters metode. Deretter har vi beregnet α -verdiene fra likningssystemet

$$(5) \quad \hat{W}^f(x,y) = \frac{\alpha(x,y)[\alpha(x,\cdot) + \alpha(\cdot,y)]M(x)}{\sum_j \alpha(j,y)M(j) + \sum_j \alpha(x,j)F(j)} .$$

For menn vil vi få at $\hat{W}^m(x,y)$ blir eksakt lik høyresiden i (4), men de estimerte parametrene blir forskjellige for menn og kvinner. Metoden for utregning av α vil bli tilsvarende:

$$\hat{W}^m(x,y) = \frac{\alpha(x,y)[\alpha(x,\cdot) + \alpha(\cdot,y)]F(y)}{\sum_j \alpha(j,y)M(j) + \sum_j \alpha(x,j)F(j)} .$$

Figurene 9-16 viser de bestandsuavhengige ratene som er beregnet ut fra det glattede observasjonsmaterialet, sammen med de faktisk observerte giftermålsratene.

Figur 16 viser giftermålsratene for kvinner etter alder, uten at vi har fordelt etter alderen til ektemannen. Her er det godt samvær mellom de bestandsuavhengige og de observerte ratene.

Figurene over giftermålsrater etter mannens alder, gitt alderen for kvinnen, viser noe sterkere avvik mellom observerte og bestandskorrigerte rater. Dette har to årsaker: avvik mellom glattede og observerte giftermålsrater (svikt i funksjonsformens tilpasning), og bestandsforhold som gjør at markedet gir en annen alderssammensetning for ektemakene enn det bestandsuavhengige mønster skulle tilsi. Den første årsaken (funksjonsformsvikt) er mest utpreget for de høyeste og laveste aldre, samt for nivået akkurat rundt topp-punktet (se Mønnesland (1979)).

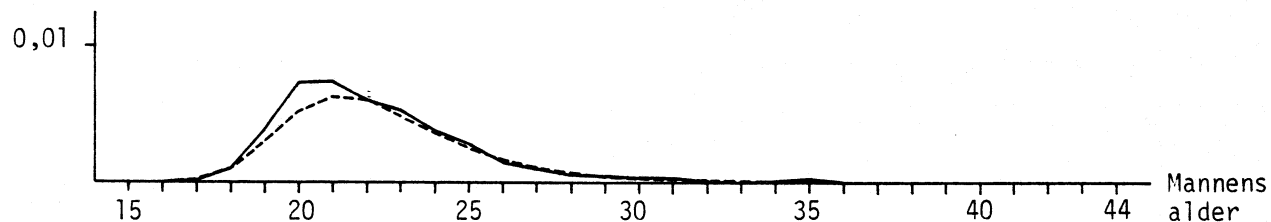
Ellers viser materialet at de faktiske bestandsforholdene i 1976 ikke tilsier vesentlige avvik i giftermålsatferden fra α -ratenes mønster. Dette betyr at en overgang fra en rektangulær bestand av ugifte til en empirisk observert bestand ikke gir seg drastiske utslag i rateanslagene. α -ratene kan derfor gis tolkningen av atferdsparametre i en slags normalsituasjon. W -ratene avviker merkbart fra disse atferdsparametrene bare der hvor en har særegenheter i bestandsforholdene (spesielle markedsforhold).

En tilsvarende sammenlikning mellom de bestandsuavhengige ratene og de glattede giftermålsratene viser at de bestandsuavhengige ratene har et vel så stabilt forløp som de glattede ratene. Dermed er dette kriteriet som vi satte opp i kapittel 1 oppfylt.

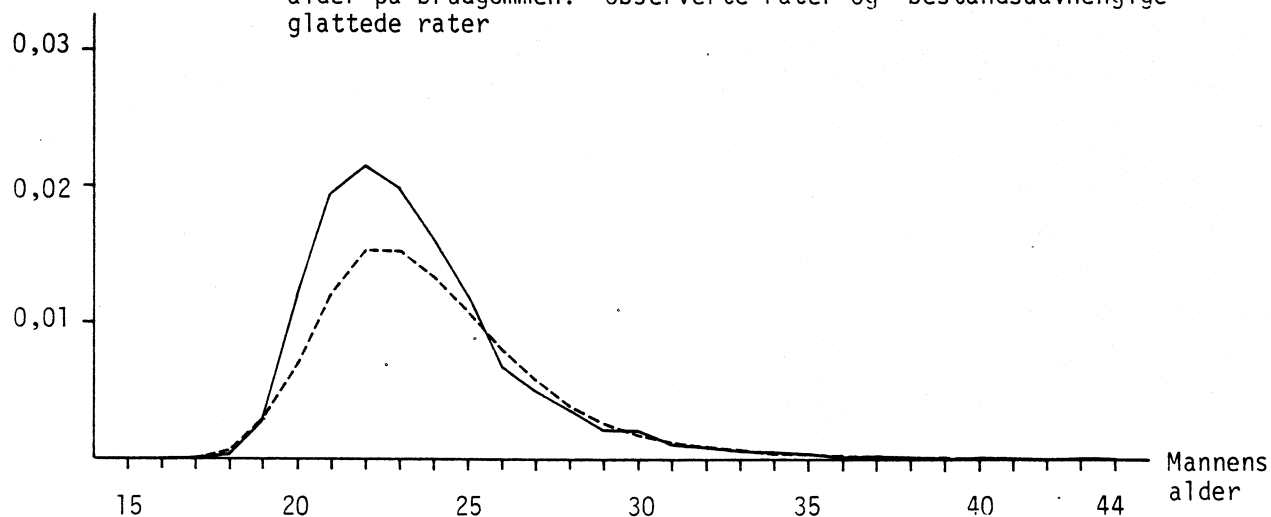
Tilsvarende beregninger utført på tallmateriale fra 1973 gir det samme bildet. Vi kan altså konkludere med at vi har funnet en metode som gir oss et sett med bestandsuavhengige rater, hvor disse ratene oppfyller forutsetningen om et rimelig jamnt forløp. Det betyr at vi ikke har noen a priori grunn til å tvile på resultatet. Hvilken verdi resultatet har vil avhenge av i hvilken grad teorien bak ratene blir akseptert. Dagsvik (1978), avsnitt 4, gjennomgår hvilke aksiomer teorien bygger på. Teorien bryter ikke med den a priori kunnskap vi har om ekteskapsmarkedets virkemåte. Mer diskutabelt er det om teorien beskriver korrekt hvordan endrede markedsforhold slår ut i endret giftermålsatferd. Styrken av denne korreksjonsmekanismen vil være avgjørende for anvendelsesmulighetene.

Kvaliteten av estimatene for α vil avhenge både av teorien og av estimeringsmåten. Teorien vil bli diskutert videre i tilknytning til anvendelsen i de seinere kapitlene. Estimeringen har som nevnt ovenfor foregått i to trinn. Først har vi glattet observasjonene. Dermed håper vi å ha fått

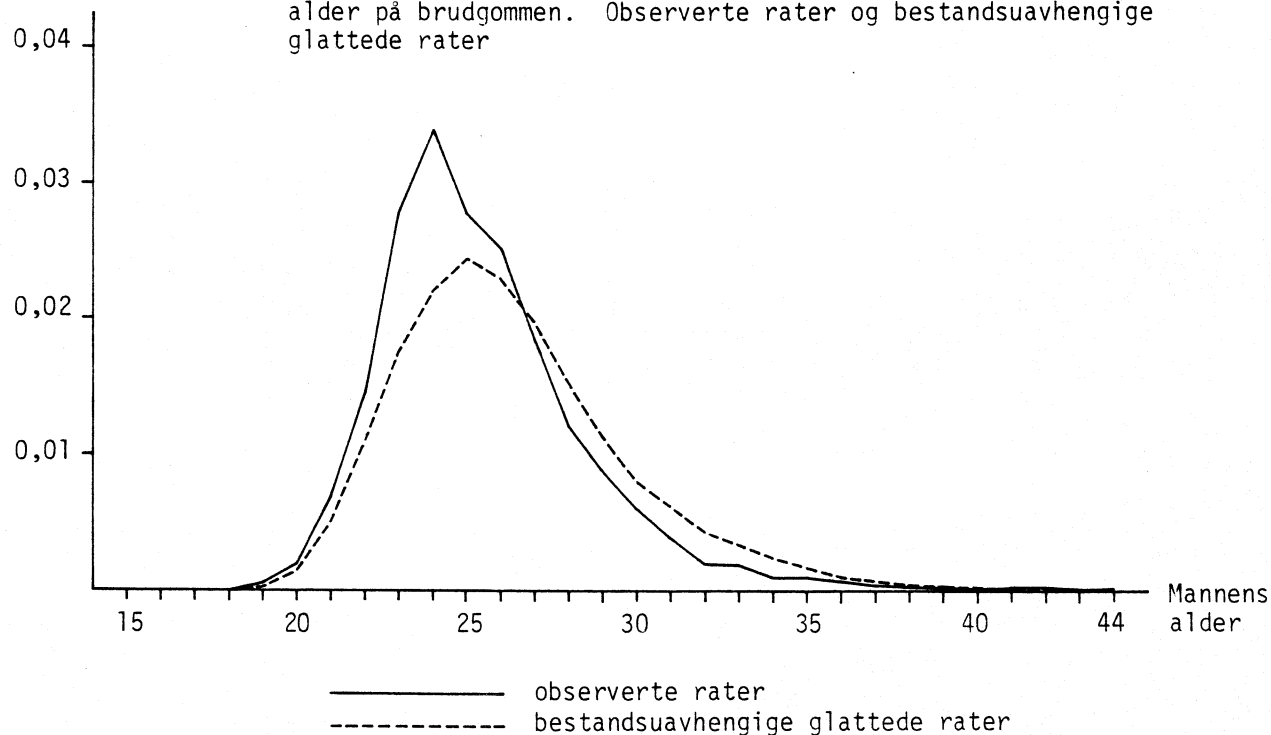
Figur 9. Giftermålsrater for ugifte kvinner i alder 18 år 1976, etter alder på brudgommen. Observerte rater og bestandsuavhengige glattede rater



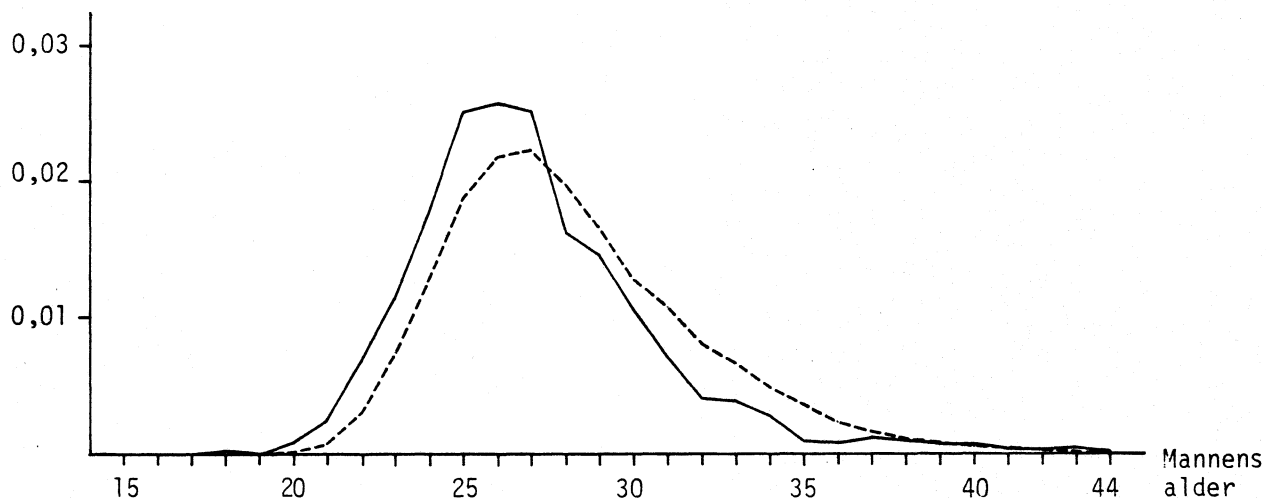
Figur 10. Giftermålsrater for ugifte kvinner i alder 20 år 1976, etter alder på brudgommen. Observerte rater og bestandsuavhengige glattede rater



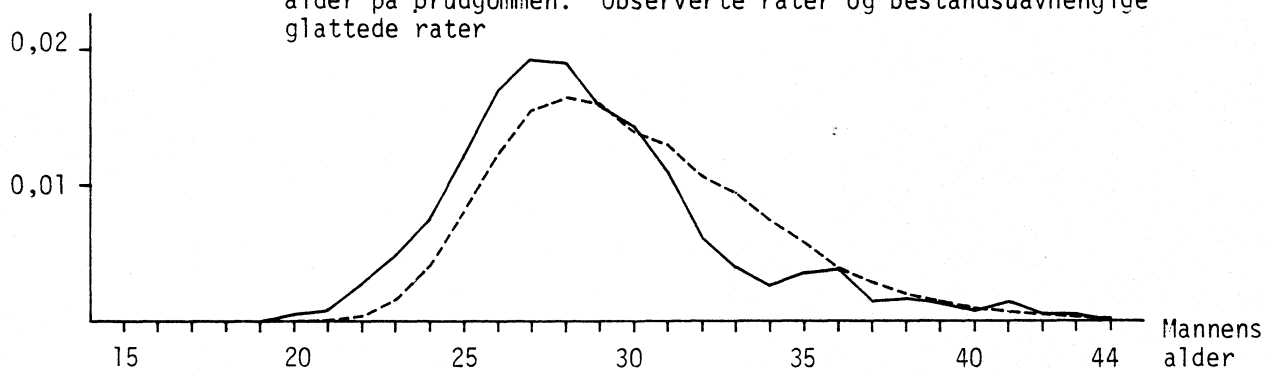
Figur 11. Giftermålsrater for ugifte kvinner i alder 23 år 1976, etter alder på brudgommen. Observerte rater og bestandsuavhengige glattede rater



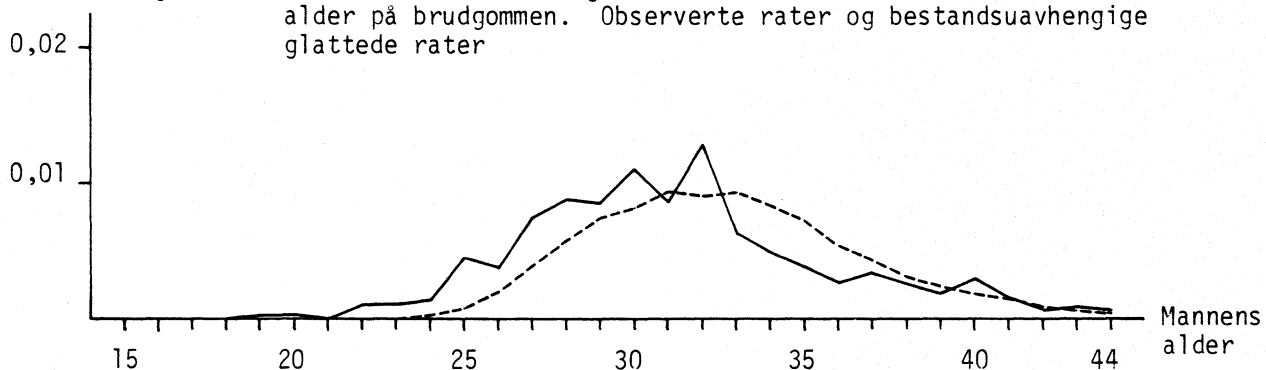
Figur 12. Giftermålsrater for ugifte kvinner i alder 25 år 1976, etter alder på brudgommen. Observerte rater og bestandsuavhengige glattede rater



Figur 13. Giftermålsrater for ugifte kvinner i alder 27 år 1976, etter alder på brudgommen. Observerte rater og bestandsuavhengige glattede rater

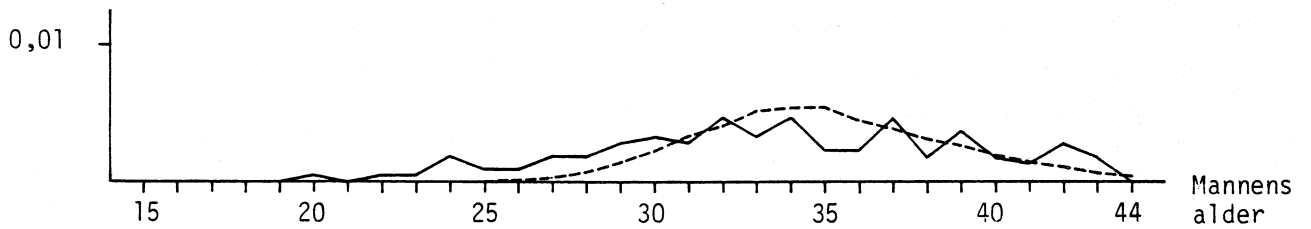


Figur 14. Giftermålsrater for ugifte kvinner i alder 30 år 1976, etter alder på brudgommen. Observerte rater og bestandsuavhengige glattede rater

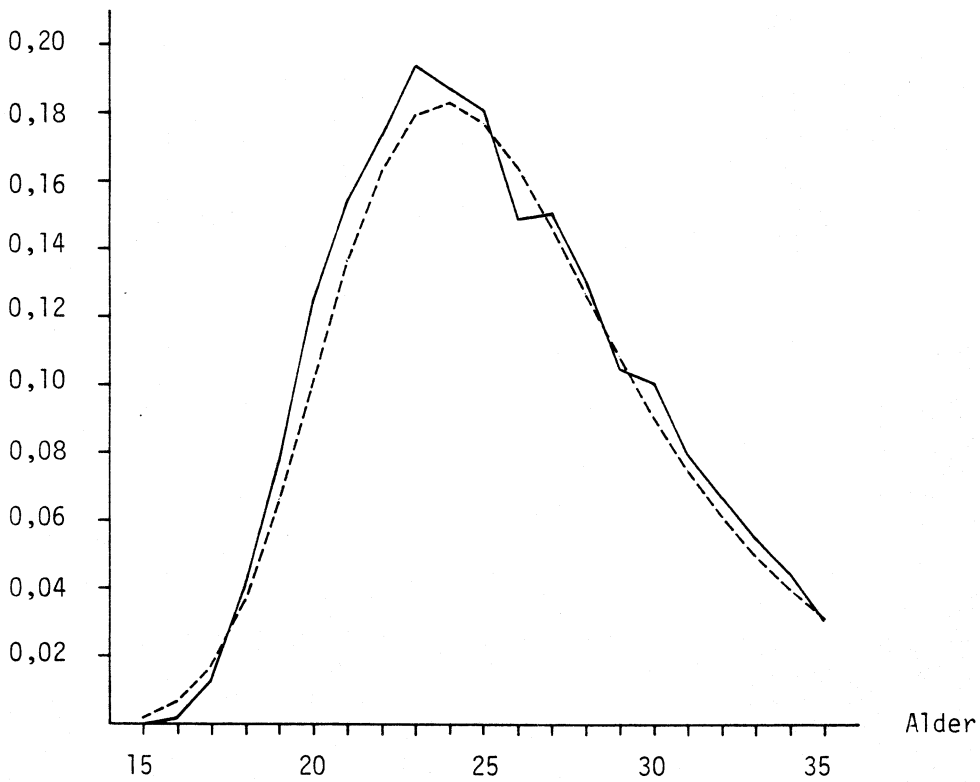


— observerte rater
 - - - bestandsuavhengige glattede rater

Figur 15. Giftermålsrater for ugifte kvinner i alder 33 år 1976, etter alder på brudgommen. Observerte rater og bestandsuavhengige glattede rater



Figur 16. Giftermålsrater for ugifte kvinner 1976, etter alder (ratene er aggregert over mannens alder for hver alder av kvinnen). Observerte rater og bestandsuavhengige glattede rater



— observerte rater
 - - - bestandsuavhengige glattede rater

luket vekk stokastiske avvik og utenforliggende årsaksfaktorer som teorien (2) ikke er ment å skulle ivareta. I neste trinn har vi benyttet formel (2) i sin deterministiske form, dvs. (5).

I glattingsprosessen forutsetter vi at formen til ratene er kjent etter at de stokastiske avvik er fjernet, på et lite antall parametre nær. Denne funksjonsformen er altså forutsatt å gjelde for de ratene vi beregner α ut fra. Dermed har vi implisitt gjort forutsetninger om en funksjonell sammenheng α -ratene imellom. Denne sammenhengen kan utledes ved at vi setter (4) inn i (5). Vi får da ett sett likninger, en likning for hver (x,y) -kombinasjon, hvor α -ratene vil avhenge av M- og F-vektorene samt av de 8 parametrene fra (4). Vi lar n være antall aldersgrupper som er aktuelle. (2) ga et likningssystem på $n \cdot n$ likninger mellom $n \cdot n$ α -verdier og $n \cdot n + 2n$ observasjoner (W, M og F). (5) gir derimot et likningssystem på $n \cdot n$ likninger mellom $n \cdot n$ α -verdier og $8 + 2n$ observasjoner (a_1, \dots, a_8, M og F). Når M og F er gitt, vil vi av (2) kunne regne ut ett sett W -verdier for hvert tenkelige sett av α -verdier og omvendt. Når vi setter (4) inn i (5), vil hvert tenkelig sett av a -parametre gi oss et sett α -verdier, men ikke omvendt. For at α -verdiene skal gi oss a -parametre slik at både (4) og (5) er oppfylt for gitte M og F , må det legges bånd på sammenhengen mellom de $n \cdot n$ α -ratene. De vil i realiteten bare ha 8 frihetsgrader. Det er den samme innskrenkning i tillatt variasjon som vi ved glattingsformelen (4) har pålagt de glattede ratene \hat{W} .

Den innskrenkede variasjonsmulighet skal sørge for at tilfeldigheter i materialet blir luket bort og ikke påvirker α -anslagene. Vi tror at vi vet noe om hvordan strukturen i materialet skal være, og tillater oss derfor å konstruere en funksjonsform som innskrenker et observasjonstall på opp mot 900 til bare 8. Deretter beregner vi α , og får den samme innskrenkede variasjonsmuligheten overført til disse estimerte tallene.

Det burde la seg gjøre å innføre denne innskrenkning i variasjonsområdet for α direkte, ved å etablere en funksjonsform av typen (4) for α -ratene. Den avhengigheten vi innfører mellom α -ratene i våre beregninger, avhenger av den konkrete verdien til M- og F-vektorene i 1976. En generell funksjonsform for parametrisering av α kan derfor ikke regnes ut av (4) og (5) direkte. Men det er god grunn til å tro, spesielt på basis av figurene 9-16, at funksjonsformen (4) vil egne seg godt også for glatting av α . Ved en slik metode ville estimeringen av α -ratene kunne foretas i én beregningsprosedyre. Den 8-parametriske funksjonsformen kunne settes inn for α i (2). Dette ville da bli et likningssystem med $n \cdot n$ likninger til å bestemme 8 parametre, som dermed kunne fastlegges ved estimeringsmetoder lik den som ble brukt til å estimere glattingsparametrene i (4). En slik entrinns estimeringsprosedyre burde gi bedre resultater enn vårt opplegg, siden vi her også ville kunne akseptere stokastikk i selve funksjonsavhengigheten mellom α og W .

Når vi ikke har brukt en slik prosedyre her, men i stedet valgt å estimere α i to trinn via glattede W -rater, skyldes det at vi foreløpig ikke har lyktes i å glatte α -ratene direkte. Av beregningstekniske årsaker må parametrene estimeres ved en iterasjonsprosedyre, og denne gir ingen rask konvergering mot et akseptabelt resultat. Det krevdes gjentatte forsøk i en langvarig prosess og mange blindspor å glatte W -ratene etter formel (4), før vi nådde fram til et akseptabelt resultat. Tilsvarende forsøk på glatting av α direkte har til nå ikke lyktes. Mens vi for de anvendte parametrene i (4) har fått en multiplere korrelasjonskoeffisient på 97 prosent, har vi ved glattingsforsøk av α -rater ved den samme funksjonsformen (4) innsatt i (5) og på det samme observasjonsmaterialet (kvinner 1976) til nå bare oppnådd 81 prosent. En direkte estimering er altså å foretrekke, men glattingsarbeidet er for komplisert til at vi har benyttet denne metoden her. Figurene 9-16 viser et så jamnt forløp for α -ratene, at det vitner om et brukbart resultat også for den indirekte metoden.

4. VIRKNINGEN AV MARKEDSENDRINGER INNENFOR MODELLEN

Schoen (1977) gir en drøfting av oppbyggingen og virkningen til sammenhengen (2). Her skal bare nevnes de egenskapene som har sterkest betydning for tolkningen av resultatene.

Vi tenker oss at den endringen som finner sted i giftermålsmonsteret mellom to tidspunkter er sammensatt av to deler. Vi har en reindirekt atferdsendring, folk reagerer annerledes enn tidligere under ellers like forhold. Dette tenker vi oss som en endring i de bestandsuavhengige giftermålsratene, α . Videre har forholdene på ekteskapsmarkedet endret seg. Antallet ugifte kvinner og menn

i de forskjellige aldersgrupper er endret. Selv om atferdsmønsteret målt ved α hadde vært uendret, ville denne markedsendringen målt ved endringer i M og F medført endrede giftermålsrater.

Oppsplittingen av forandringene i de observerte giftermålsratene, W, i en del som skyldes markedsendringer og en del som skyldes mer genuin atferdsendring, kan virke fruktbar. Mer problematisk er det å finne en metode som på korrekt vis foretar denne oppdelingen. Problemet blir hvorvidt teorien i likning (2) definerer et α -sett som samsvarer godt med tolkningen som atferds-måler i denne sammenhengen. Gir likning (2) et korrekt bilde av hvordan bestandsendringer isolert sett påvirker giftermålene, forutsatt gitt atferdsmønster?

Et slikt spørsmål lar seg vanskelig besvare ut fra empirisk testing. Alle observerte endringer i giftermålsratene vil ha i seg elementer både av markedsendringer og av atferdsendringer. Oppgaven er å finne fram til et formelopplegg som fastlegger oppdelingen slik at det samsvarer med det intuitive innholdet i begrepene atferdsendring og endring grunnet markedsforandringer. Det blir den teorien som likningssystemet uttrykker som definerer hvor skillet her vil gå.

Nå kan vi tenke oss alternative teorier (f.eks. alternative oppbygninger av formelen for sammenhengen mellom α og W) som ut fra a priori kunnskap virker like tillitsvekkende som modell (2). Vi vil ikke ha noen mulighet til å rankere slike teorier i forhold til hverandre så lenge de tilfredsstillende de samme aksiomene. Likevel må vi regne med at resultatene kan bli merkbart forskjellige. Så lenge vi a priori vet noe om i hvilken retning en bestandsendring isolert sett vil påvirke de aldersspesifikke giftermålsratene, vil teoriens prediksjoner ut fra gitte forutsetninger om bestandsutviklingen bare atskille seg i styrken. Men slike forskjeller i styrke vil få stor betydning når vi bruker teoriene til historiske analyser. Hvor stor del av den faktiske historiske utvikling i de observerte giftermålsrater skyldes bestandsutviklingen, og hvor stor del skyldes endret atferd? Her vil svaret kunne tenkes å variere betraktelig fra teori til teori. Dette skyldes at det er teoriene som definerer skillet mellom atferdsbestemt og bestandsbestemt utvikling. Det finnes ikke datamateriale å teste dette på. Den eneste testen måtte være i forhold til en periode som en av andre årsaker ville definere som atferdskonstant. Da ville teoriene kunne kontrolleres mot en slik fastlegging av begrepene.

For å få en ide om hvor stor betydning for tolkningen vårt bestemte valg av teorigrunnlag har, måtte vi gjøre de samme beregninger for et større utvalg av teorier, og studere spredningen i anslagene. Så lenge dette ikke er gjort, får vi nøye oss med at vi ikke kjenner til om teorivalget blant akseptable alternativer har stor eller liten betydning for våre resultater. De resultatene vi bringer om forholdet mellom bestandsbestemt og atferdsbestemt giftermålsutvikling, har gyldighet innenfor den definisjonen av bestandsbestemt utvikling som er innebygget i vår modell.

Vi tenker oss at atferden er uendret, dvs. at α -ratene er konstante, og ser hvordan endringer i bestandsforholdene vil virke på de realiserte giftermålsratene W. Av (2) kan vi regne ut elastisiteten av giftermålsratene m.h.p. de forskjellige bestandsstørrelsene. Elastisiteten forteller hvor stor relativ (eks. prosentvis) økning vi får i giftermålsraten ved en enhets relativ endring i det aktuelle bestandsmålet. Vi får:

$$\begin{aligned}
 E1 [W^f(x,y):M(x)] &= 1 - \frac{W^f(x,y)}{\alpha(x,\cdot) + \alpha(\cdot,y)} \\
 E1 [W^f(x,y):M(z)] &= - \frac{W^f(x,y)}{\alpha(x,\cdot) + \alpha(\cdot,y)} \cdot \frac{M(z)\alpha(z,y)}{M(x)\alpha(x,y)} \quad \text{for } z \neq x \\
 E1 [W^f(x,y):F(y)] &= - \frac{W^f(x,y)}{\alpha(x,\cdot) + \alpha(\cdot,y)} \cdot \frac{F(y)}{M(x)} \\
 E1 [W^f(x,y):F(z)] &= - \frac{W^f(x,y)}{\alpha(x,\cdot) + \alpha(\cdot,y)} \cdot \frac{F(z)\alpha(x,z)}{M(x)\alpha(x,y)}
 \end{aligned}
 \tag{6}$$

Disse uttrykkene viser hvordan modellen lar en bestandsendring slå ut i giftermålsratene, når atferden ellers er konstant. Sannsynligheten for at en ugift kvinne i alder y skal gifte seg med en mann i alder

x øker når antall menn i alder x øker. Hvis antallet menn øker i aldre forskjellig fra x , vil denne sannsynligheten avta. Det skyldes at disse kvinnene i større grad vil velge partnere i andre aldre. Det som vil være avgjørende for våre resultater når vi bruker modellen, vil være styrken av denne bestandseffekten.

Størrelsen $\frac{W^f(x,y)}{\alpha(x,\cdot)+\alpha(\cdot,y)}$ kan tilnærmet tolkes som forholdet mellom antall (x,y) -giftermål som

faktisk finner sted og "normal"-situasjonens antall giftermål, hvor menn i alder x og/eller kvinner i alder y deltar. Det er m.a.o. et mål for i hvilken grad bruder i alder y og brudgommer i alder x gifter seg med hverandre. I den rektangulære situasjon hvor $W = \alpha$, har vi som ekstremtilfelle at virkningen av en økning i $M(x)$ blir minst (lik $\frac{1}{2}$) hvis alle menn i alder x velger kvinne i alder y , og omvendt. Da er det intet å hente gjennom substitusjon av alderen på maken, hele virkningen kommer via økt sjanse for å bli gift totalt, gitt kvinnens alder.

Økt bestand av menn i andre aldre enn x , vil få en virkning som både avhenger av størrelsen ovenfor, og dessuten av det spesifikke konkurranseforholdet mellom de to aldre. Det samme blir resultatet av en økning i antall kvinner.

Hvis vi får en økning av antall menn i alle aldersgrupper, vil virkningen på $W^f(x,y)$ avhenge av forholdet mellom det positive bidraget av en økning i $M(x)$ og konkurransevirkningen av en økning av antall menn i de andre aldrene. Endringen i $W^f(x,y)$ av en slik proporsjonal endring i bestanden av menn gis ved denne elastisiteten:

$$1 - \left[\frac{W^f(x,y)}{\alpha(x,\cdot)+\alpha(\cdot,y)} / \frac{M(x)\alpha(x,y)}{\sum_j M(j)\alpha(j,y)} \right].$$

Normalt vil denne være positiv. Den første hakeparentesen viser som en grov tilnærming andelen (x,y) -ekteskap blant alle ekteskap hvor menn i alder x og/eller kvinner i alder y tar del, mens den andre hakeparentesen viser tilnærmet andelen (x,y) -ekteskap av ekteskap hvor kvinner i alder y tar del.

Hvis alle aldersgrupper av menn og av kvinner øker med samme prosent, vil likning (2) ikke gi noen endring i W . Det betyr at modellen bare fanger opp hvordan endringer i den relative sammensetningen av markedet virker på giftermålssannsynligheten. Det er ikke urimelig å tenke seg at selve størrelsen på markedet også har en effekt, selv om det ikke er gitt hvilken vei en slik proporsjonal volumendring vil virke.

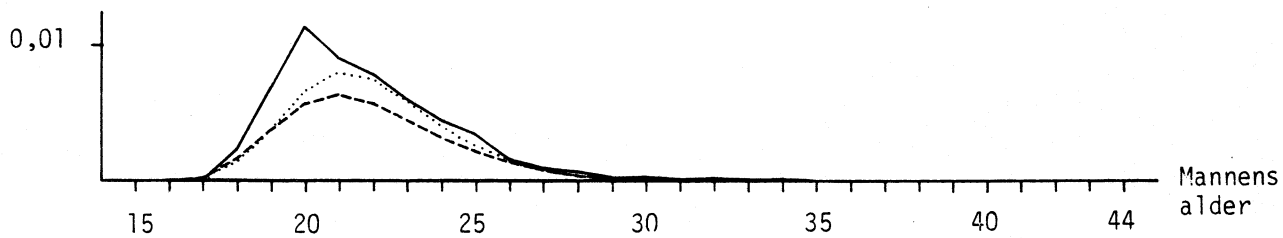
Den mest positive karakteristikk som kan gis av modellen ut fra dette, er at virkningene ikke ser urimelige ut. Det lar seg gjøre å gi intuitive begrunnelser for at nettopp de størrelsene som inngår på høyresidene i (6) bør inngå og at fortegnene på virkningen av parameterendringer såvel som elastisitetenes fortegn er i tråd med de aksiomer vi ønsker å tilfredsstille. Men det vil kunne konstrueres andre modeller som også fortjener denne karakteristikken, og hvor virkningen av gitte bestandsendringer kan være merkbart forskjellig fra modellen i likning (2).

5. TEST AV MODELLEN. VARIASJONER FRA 1973 TIL 1976

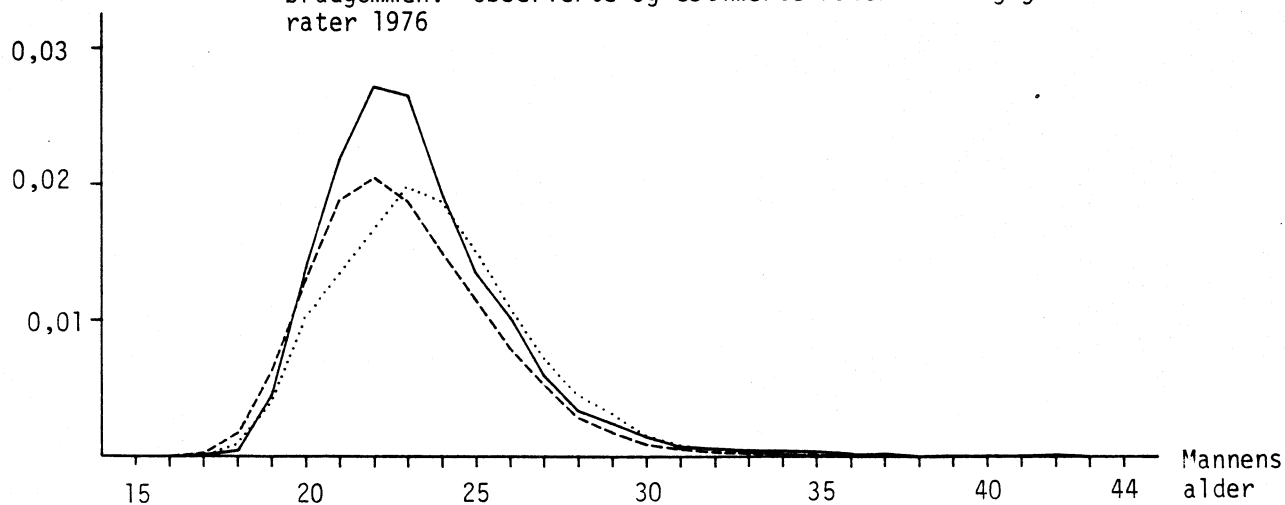
Ved å ta utgangspunkt i de bestandskorrigerede ratene α estimert med datamateriale for kvinner i 1976, kan vi la bestandsforholdene endre seg og se hvilken virkning det vil ha for giftermålsratene. Vi setter altså de estimerte α -ratene fra 1976 inn i (2) sammen med et valgt sett av bestandstall M og F , og beregner et estimert sett giftermålsrater \check{W} . Dette settet vil vise hvordan giftermålsmønsteret blir hvis bestandsforholdene blir slik vi forutsetter i beregningen, mens atferden ellers følger mønsteret fra 1976.

For å teste modellen, beregnet vi et slikt sett giftermålsrater \check{W} hvor vi brukte α fra 1976 og bestanden M og F fra 1973. Resultatet viser hvordan giftermålsmønsteret måtte vært i 1973 hvis all endring i tida fra 1973 til 1976 skulle kunne forklares ved bestandsendring.

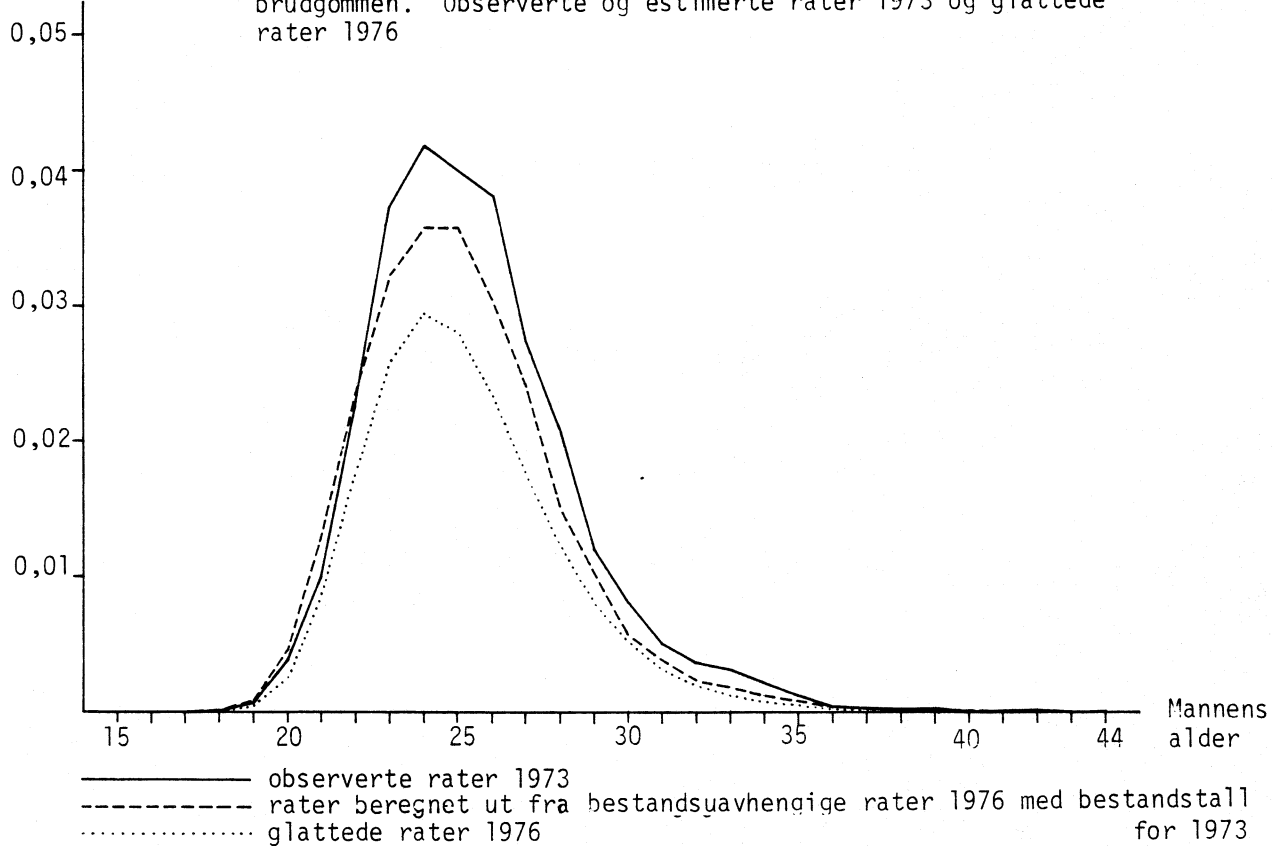
Figur 17. Giftermålsrater for ugifte kvinner i alder 18 år, etter alder på brudgommen. Observerte og estimerte rater 1973 og glattede rater 1976



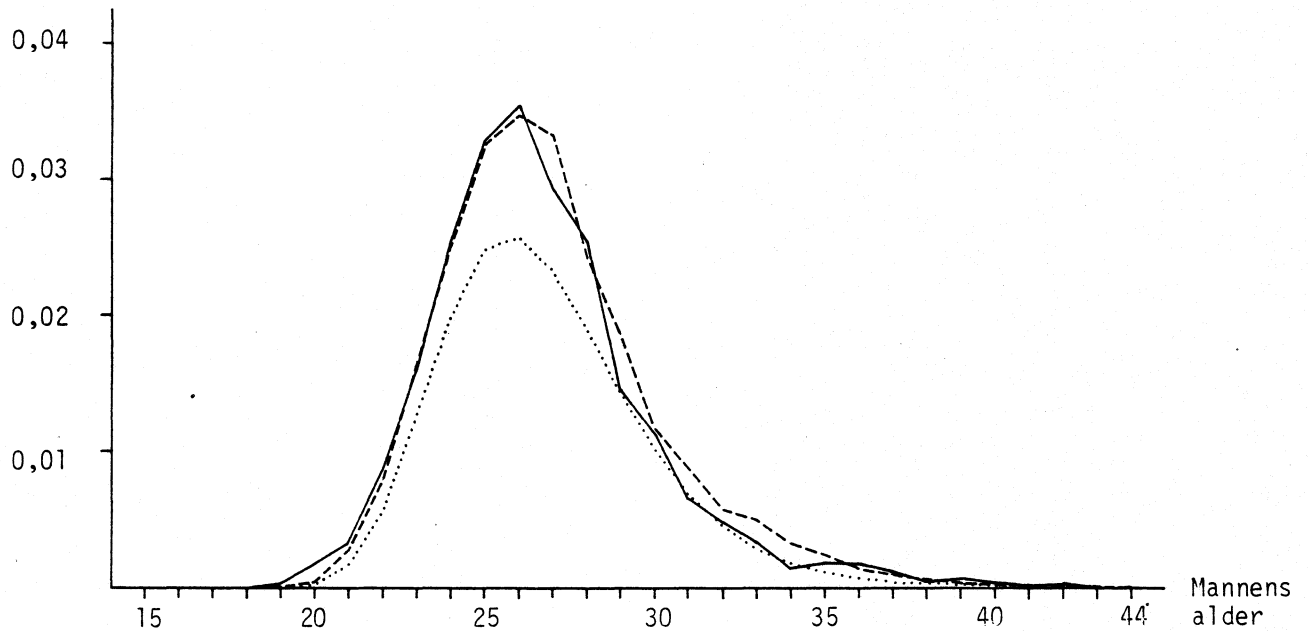
Figur 18. Giftermålsrater for ugifte kvinner i alder 20 år, etter alder på brudgommen. Observerte og estimerte rater 1973 og glattede rater 1976



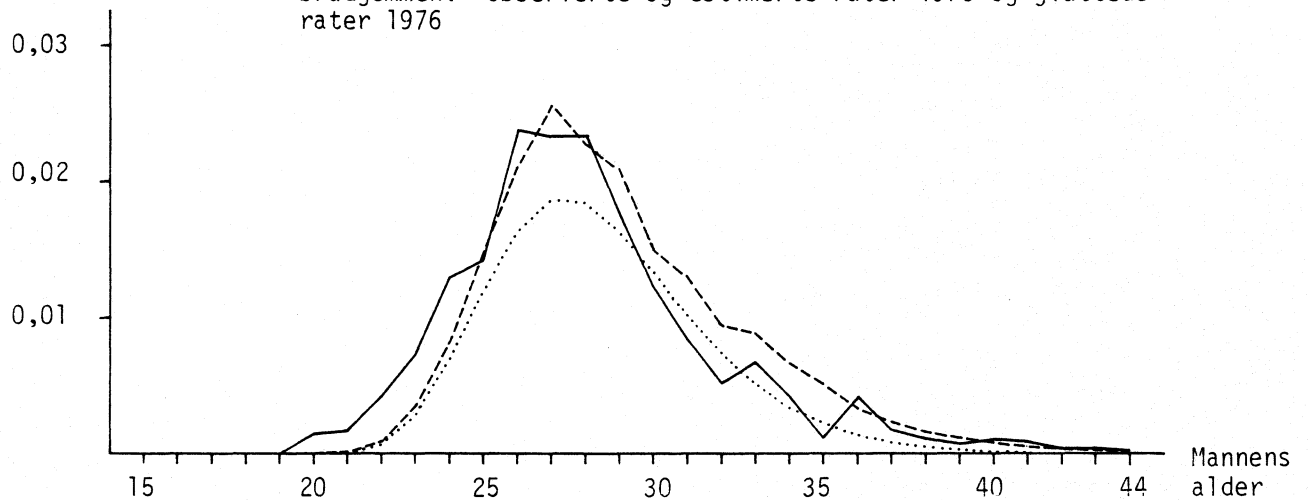
Figur 19. Giftermålsrater for ugifte kvinner i alder 23 år, etter alder på brudgommen. Observerte og estimerte rater 1973 og glattede rater 1976



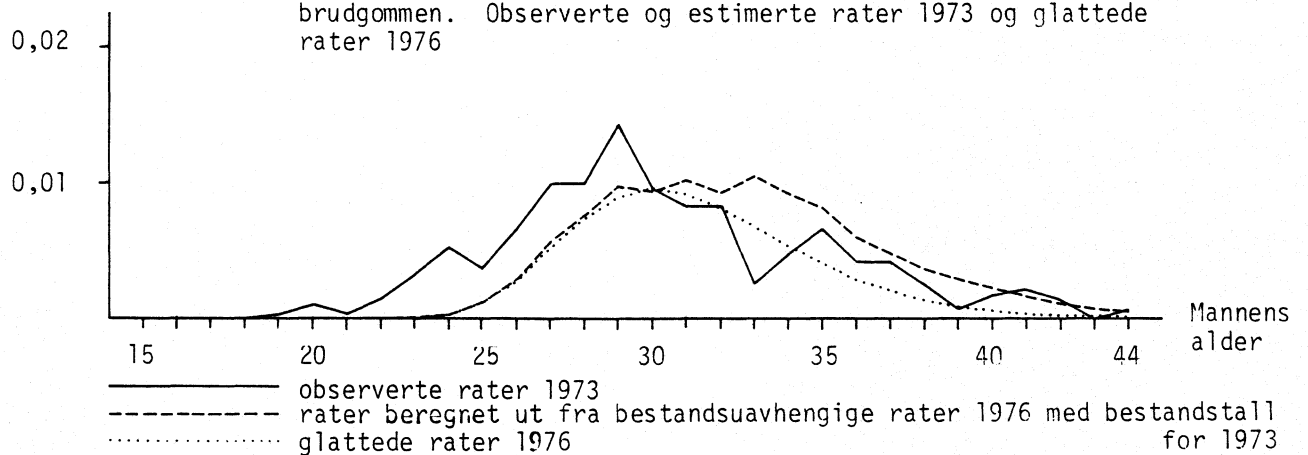
Figur 20. Giftermålsrater for ugifte kvinner i alder 25 år, etter alder på brudgommen. Observerte og estimerte rater 1973 og glattede rater 1976



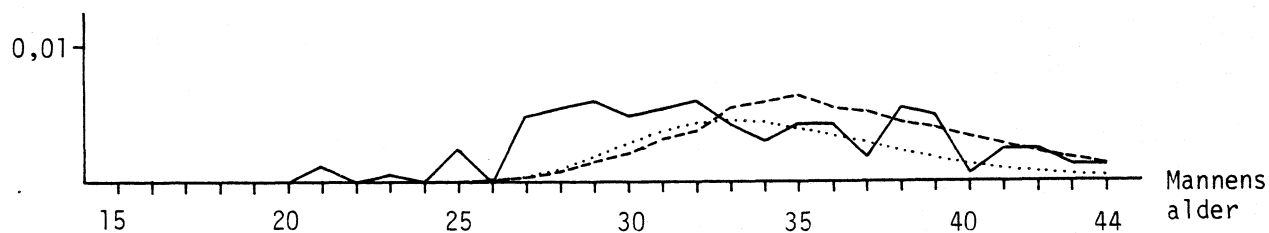
Figur 21. Giftermålsrater for ugifte kvinner i alder 27 år, etter alder på brudgommen. Observerte og estimerte rater 1973 og glattede rater 1976



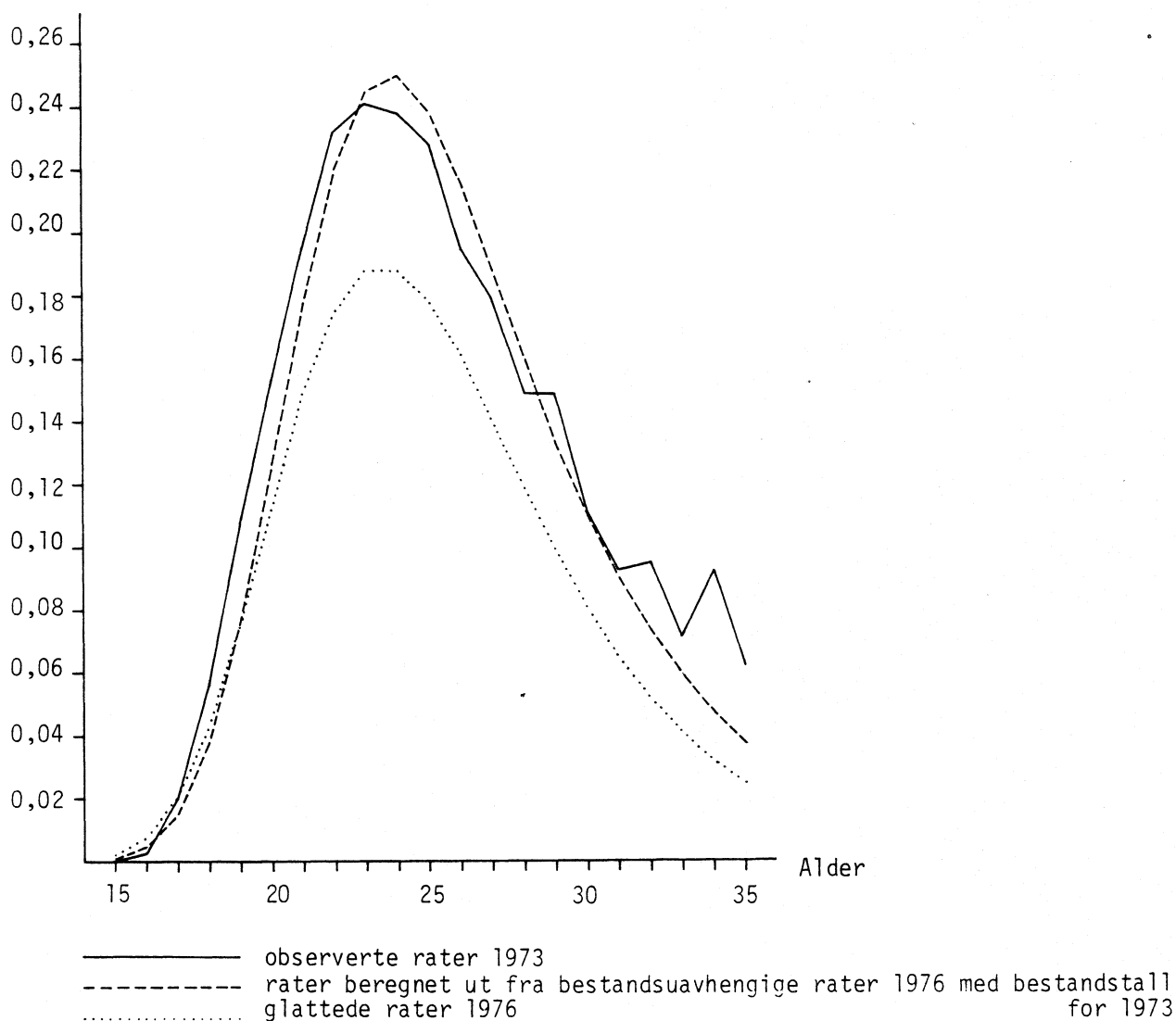
Figur 22. Giftermålsrater for ugifte kvinner i alder 30 år, etter alder på brudgommen. Observerte og estimerte rater 1973 og glattede rater 1976



Figur 23. Giftermålsrater for ugifte kvinner i alder 33 år, etter alder på brudgommen. Observerte og estimerte rater 1973 og glattede rater 1976



Figur 24. Giftermålsrater for ugifte kvinner, etter alder (ratene er aggregert over mannens alder for hver alder av kvinnen). Observerte og estimerte rater 1973 og glattede rater 1976



Et av formålene ved de bestandsuavhengige ratene er at de skal kunne brukes til prognoseformål. I ordinære befolkningsprognoser hvor en ikke lager seg noen særegen teori for endring i atferdsmønsteret, er det vanlig å basere seg på at de ratene som observeres i en basisperiode holdes konstante i løpet av prognoseperioden. Dvs. at prognosene vil reflektere hvordan endring i befolkningens størrelse påvirker antallet demografiske begivenheter. Ved hjelp av de bestandsuavhengige ratene bør vi kunne forbedre denne teknikken. Vi baserer oss fortsatt på stabilt atferdsmønster, men vil kunne la giftermålsratene endre seg i takt med endringen i befolkningens sammensetning (endrede styrkeforhold på ekteskapsmarkedet). Dette bør gi oss bedre prognoser, siden flere sammenhenger er trukket inn i beregningene.

Vi tester nå dette utsagnet ved å gjøre en "prognose" bakover i tid. Gitt informasjon om atferdsmønsteret i 1976, og med innsetting av de korrekte tall for ugifte menn og kvinner etter alder i 1973, skal vi se om de beregnede giftermålsratene kommer rimelig nær de faktisk observerte ratene for 1973. Spesielt bør vi få at denne metoden treffer bedre enn om vi hadde forutsatt at 1976-ratene skulle være lik 1973-ratene, når vi først rensker 1976-ratene for støy ved glattingsmetoden gitt i (4).

Resultatet, figurene 17-24, må karakteriseres som vellykket. De estimerte ratene ligger konsekvent nærmere observasjonene i 1973 enn det de glattede 1976-ratene gjør. Resultatet er såpass bra at det avgjort forsvaret α -ratenes verdi for prediksjonsformål.

Figurene 17-24 viser at vi i dette opplegget får forklart mesteparten av utviklingen som bestandsgenerert. Det er forholdsvis lite som skyldes ren atferdsendring. Klarest er dette bildet når vi ser på figur 24, giftermålsrater for kvinner uansett alder på maken ($\sum_x W^F(x,y)$).

Differansen mellom de estimerte ratene og de observerte ratene i 1973 tilsvarer utviklingen i α -ratene fra 1973 til 1976. Hadde vi nemlig brukt α -rater for 1973 og ikke for 1976 i beregningen, ville vi fått estimerte rater lik de glattede 1973-ratene, dvs. nær de observerte ratene. Det er den samme atferdsendring som er årsak til at den estimerte kurven ikke treffer helt den observerte i figurene 17-24, som vi ville fått målt ved å beregne α -rater estimert i 1973 og 1976.

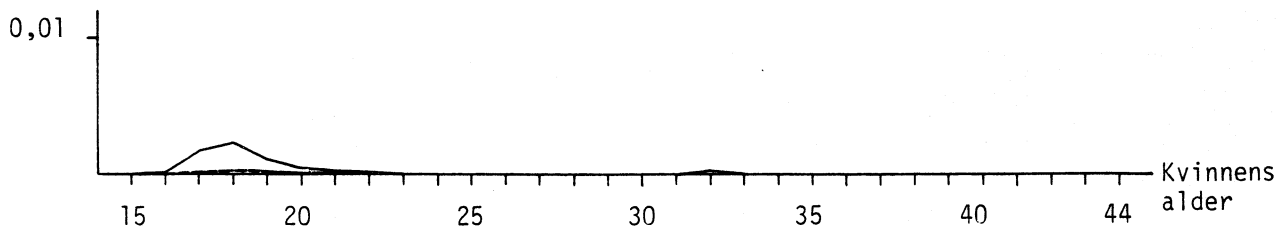
Vi har utført tilsvarende beregninger for menn, og her er resultatet annerledes (figurene 25-32). Omtrent hele utviklingen i ratene forklares ved atferdsendring, endrede bestandsforhold tilsier nesten ingen rateendringer fra 1973 til 1976.

Det virker umiddelbart underlig at markedsforholdene kan ha endret seg for kvinnenens del, men ikke for mennene. Det er jo den samme bestanden som virker for begge. Men som vi ser av (2) inngår ikke bestanden symmetrisk i formlene for de to kjønn. Dette skyldes at det er antall giftermål som forutsetningsvis skal påvirkes likt for de to kjønn, ikke giftermålsrater. Ved å sette inn høyresiden av (1) for venstresiden i (2) og multiplisere med nevneren til raten, får vi et symmetrisk uttrykk for hvordan antallet giftermål avhenger av α , M og F . Etter teorien skal en bestandsendring føre til et endret antall giftermål, som er definisjonsmessig likt for begge kjønn om vi ser bort fra gjengifte. Men ratene vil variere forskjellig dersom antallet ugifte kvinner og menn er forskjellig for de aktuelle aldersgruppene.

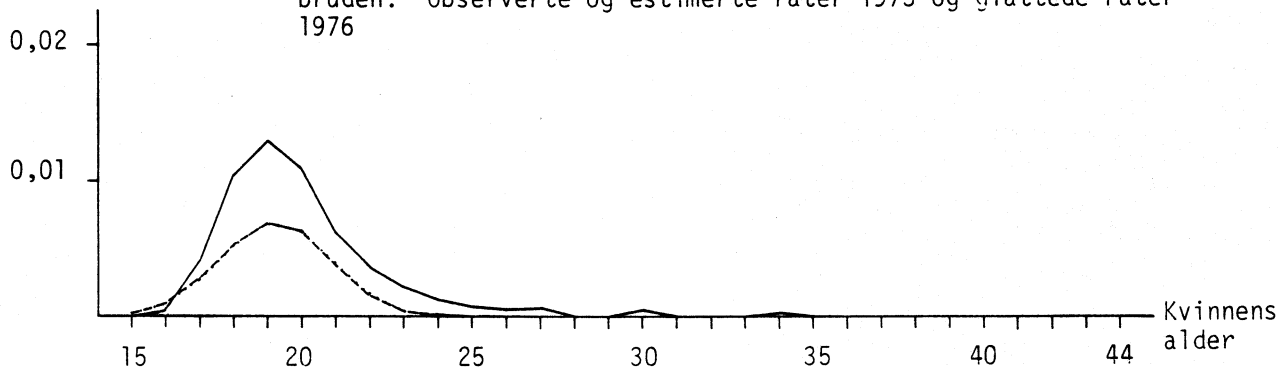
Nå kan neppe hele forskjellen i resultatene for kvinner og menn forklares ved dette, siden den bestandsavhengige endring for mennene ble såpass nær null. Noe må også forklares ved gjengifte. Utstrakt gjengifte gjør at α -ratene for menn og for kvinner allerede i utgangspunktet viser store differanser, mens de etter teorien helst burde være like. Dette illustrerer poenget fra kapittel 2: p.g.a. gjengifte opererer vi fortsatt med enkjønnsmodeller, men det annet kjønn er trukket mye sterkere inn i teorigrunnet enn i vanlige enkjønnsmodeller. I tillegg til poenget fra avsnittet ovenfor, vil også det at vi i utgangspunktet har forskjellige sett α -rater bidra til at vi kan få situasjoner hvor bestandsutviklingen tilsier konstante giftermålsrater for menn (hele endringen klassifiseres som atferdsendring), mens vi for kvinner får store bestandsgenererte endringer (lite som skyldes atfersendringer).

For hvert kjønn separat gir teorimodellen (2) en definisjon av hva som er bestandsgenererte endringer, og hva som skyldes atferd. Men siden vi har valgt å bryte tokjønnsdelen av teorien ved å beholde skillet ugifte/før gifte, får vi ikke lenger noen matematisk konsistens mellom de to enkjønns-teoriene selv om vi for begge kjønn lar det motsatte kjønn spille en sentral rolle. Dette er ikke noe entydig teoretisk savn, siden fenomenet gjengifte betyr at heller ikke empirien gir noen matematisk

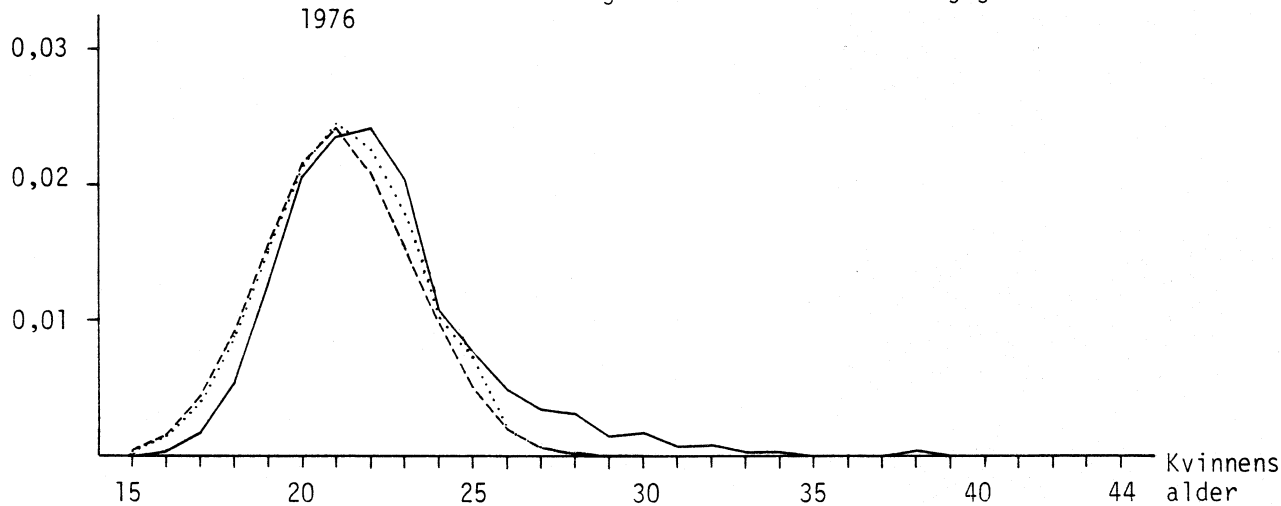
Figur 25. Giftermålsrater for ugifte menn i alder 18 år, etter alder på bruden. Observerte og estimerte rater 1973 og glattede rater 1976



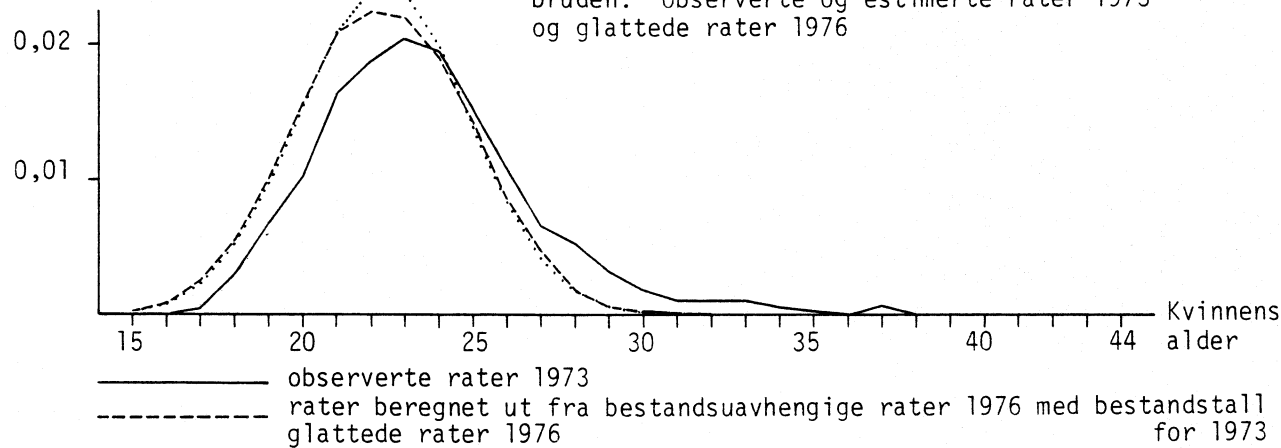
Figur 26. Giftermålsrater for ugifte menn i alder 20 år, etter alder på bruden. Observerte og estimerte rater 1973 og glattede rater 1976



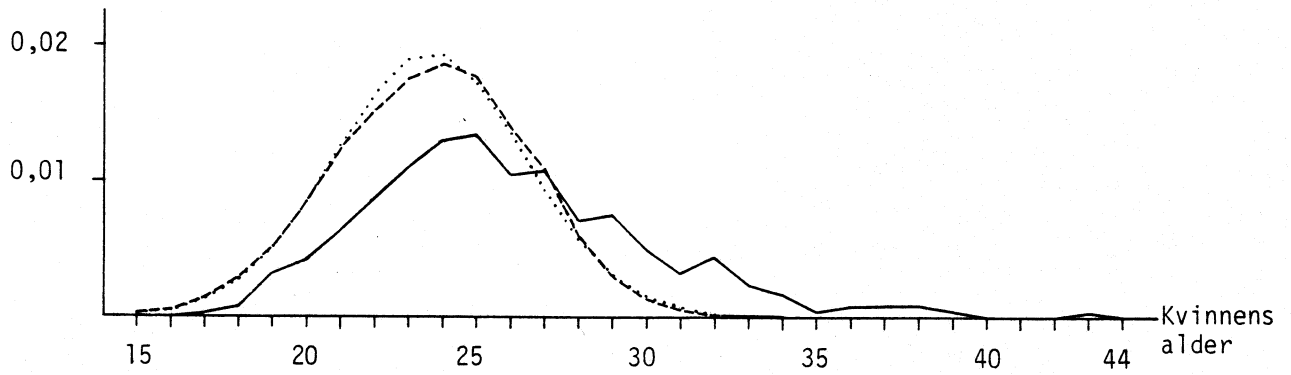
Figur 27. Giftermålsrater for ugifte menn i alder 23 år, etter alder på bruden. Observerte og estimerte rater 1973 og glattede rater 1976



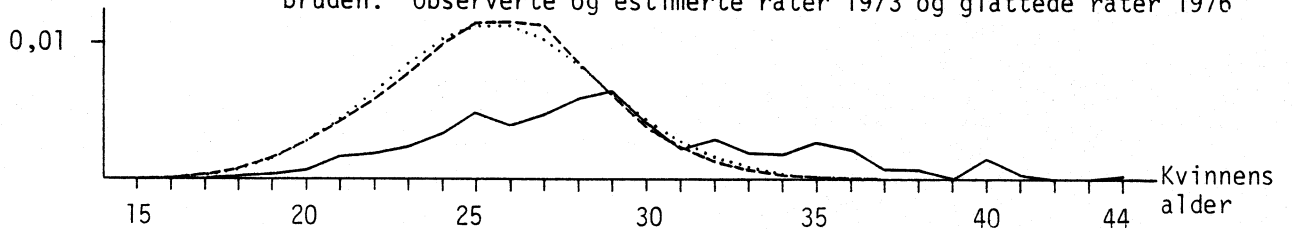
Figur 28. Giftermålsrater for ugifte menn i alder 25 år, etter alder på bruden. Observerte og estimerte rater 1973 og glattede rater 1976



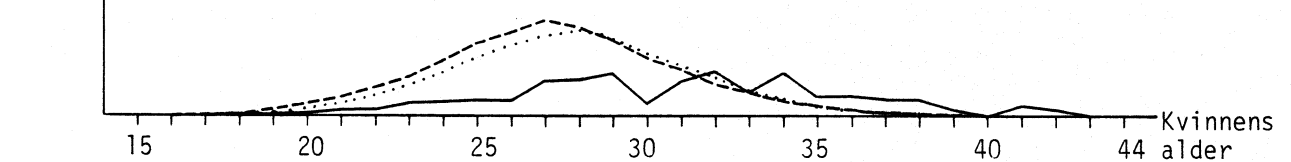
Figur 29. Giftermålsrater for ugifte menn i alder 27 år, etter alder på bruden. Observerte og estimerte rater 1973 og glattede rater 1976



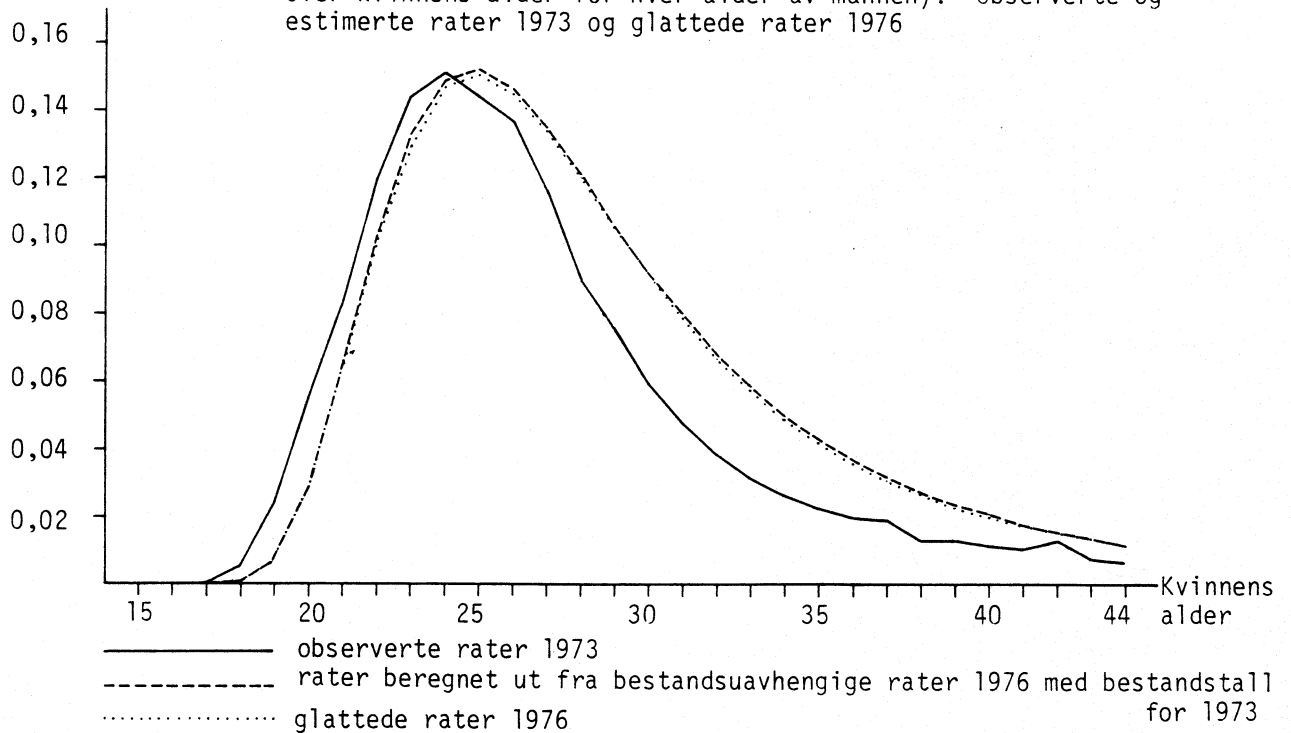
Figur 30. Giftermålsrater for ugifte menn i alder 30 år, etter alder på bruden. Observerte og estimerte rater 1973 og glattede rater 1976



Figur 31. Giftermålsrater for ugifte menn i alder 33 år, etter alder på bruden. Observerte og estimerte rater 1973 og glattede rater 1976



Figur 32. Giftermålsrater for ugifte menn, etter alder (ratene er aggregert over kvinnens alder for hver alder av mannen). Observerte og estimerte rater 1973 og glattede rater 1976



fast relasjon mellom antallet giftermål for ugifte menn og for ugifte kvinner. Derfor er ikke resultatet vårt uforenlig med det virkelige liv. Bestandsutviklingen kan meget vel generere en utvikling hvor giftermålsratene skal synke for ugifte kvinner og være konstante for ugifte menn. Problemet dukker snarere opp når vi skal tolke residualen, dvs. det vi foran har kalt endret gifteatferd. Denne størrelsen kan altså ikke tolkes fullt ut som endret tilpasning innenfor konstante markedsforhold. Også endringer i bestandsforhold og aktivitet blant de før gifte vil påvirke denne residualen.

6. TILBAKEGÅENDE STUDIER. ATFERDSBESTEMT OG MARKEDSBESTEMT UTVIKLING I GIFTERMÅLENE

I dette kapitlet skal vi benytte samme metode som i kapittel 5, men vi skal gå lenger tilbake. Hensikten er ikke å teste teorien om de bestandsuavhengige giftermålsratene, men å anvende den. Vi vil benytte de estimerte verdier for de bestandsuavhengige ratene fra 1976. Så benytter vi de historisk observerte verdier for antallet menn og kvinner i de enkelte aldre. Dette gir oss et estimat for giftermålsratene i tidligere år slik de ville vært dersom atferden hadde vært uforandret, bortsett fra virkningen via den tallmessige forandring på ekteskapsmarkedet. Differansen mellom disse estimerte giftermålsratene og de faktisk observerte ratene gir et bilde av den atferdsendringen som har funnet sted, med det forbehold som er tatt i slutten av kapittel 5.

Rater for giftermål etter begge ektefellenes alder finnes bare tilgjengelig på maskinlesbart medium for tida etter at personregisteret ble opprettet. P.g.a. dårlig registrering av ekteskapeleg status fram til 1970, vil slike rater bare være anvendelige fra 1971 av. Kildematerialet for slike observasjoner skulle være til stede langt bakover i tid, siden vigselopplysninger er blitt innhentet på ganske detaljert form også tidligere. Det har imidlertid ikke vært mulig å utnytte dette uten å legge ned mer arbeid i tilrettelegging av data enn hva dette prosjektet i seg selv kunne rettferdiggjøre.

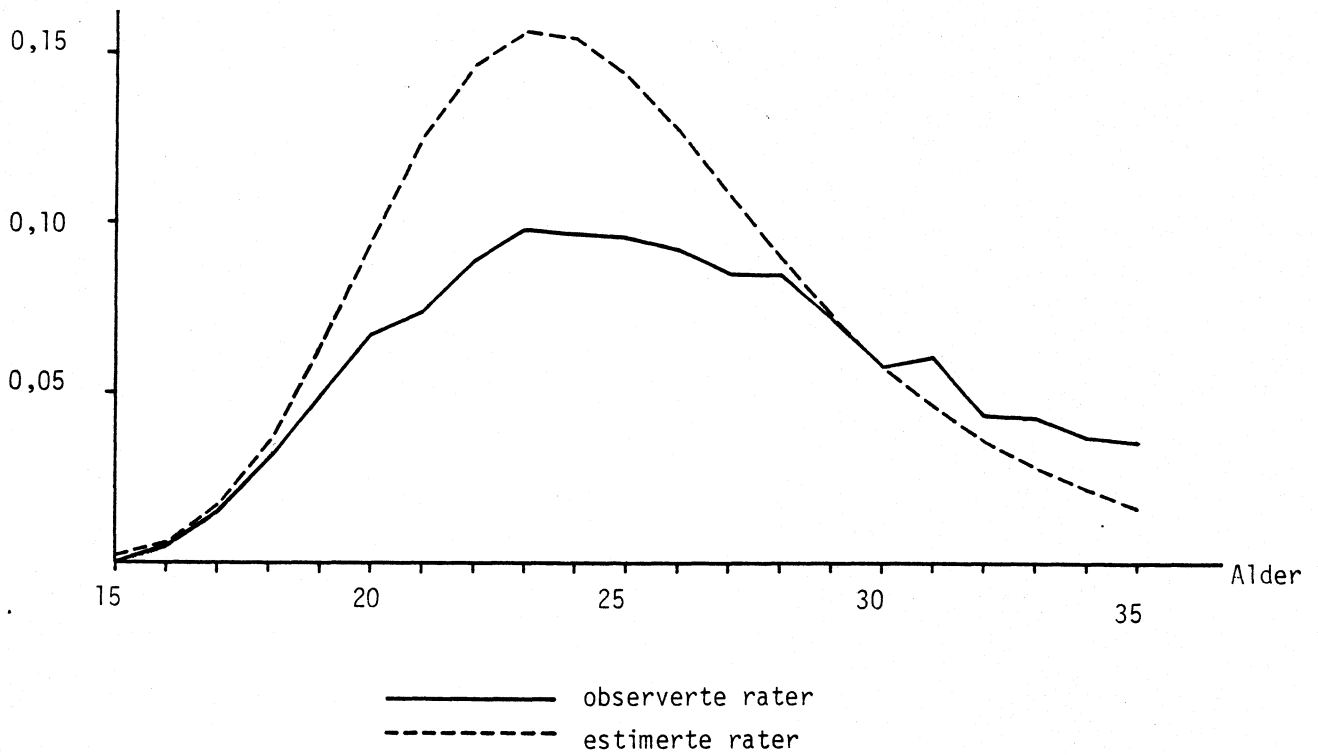
Fra 1911 av finnes det en ferdig utarbeidd datafil med giftermålsrater for ugifte etter kjønn og alder for hvert år fram til 1978 (Statistisk Sentralbyrå (1978a)). Denne er basert på de registrerte vigslene, samt interpolerte tall for bestanden ugifte basert på folketellingsopplysninger. Dette materialet danner det empiriske grunnlaget som vi skal sammenlikne resultatet av beregningene våre med. Materialet gir bare giftermålsrater etter alderen for det kjønnratene er utregnet på grunnlag av. Makens alder inngår ikke. Sammenlikningen kan derfor bare foregå på dette nivået.

For hvert år f.o.m. 1911 har vi ved hjelp av bestandsuavhengige rater fra 1976 og bestandsopplysninger fra det aktuelle året, regnet ut et sett av estimerte giftermålsrater fra formel (2). Så har vi aggregert resultatet over ektefellenes alder. Dermed står vi igjen med et estimert sett av giftermålsrater som kan sammenliknes med tilsvarende observerte rater for de samme årene. Utviklingen i de estimerte ratene fra 1911 til 1978 vil fortelle hvilken virkning bestandsendringene i seg selv har hatt på giftermålsratene. Den utviklingen som ikke blir forklart på denne måten, må skyldes atferdsendring. Ved at vi skiller ut den rene atferdsendringen fra bestandsendringen på denne måten, burde det bli lettere å finne fram til forklaringer på atferdsendringene.

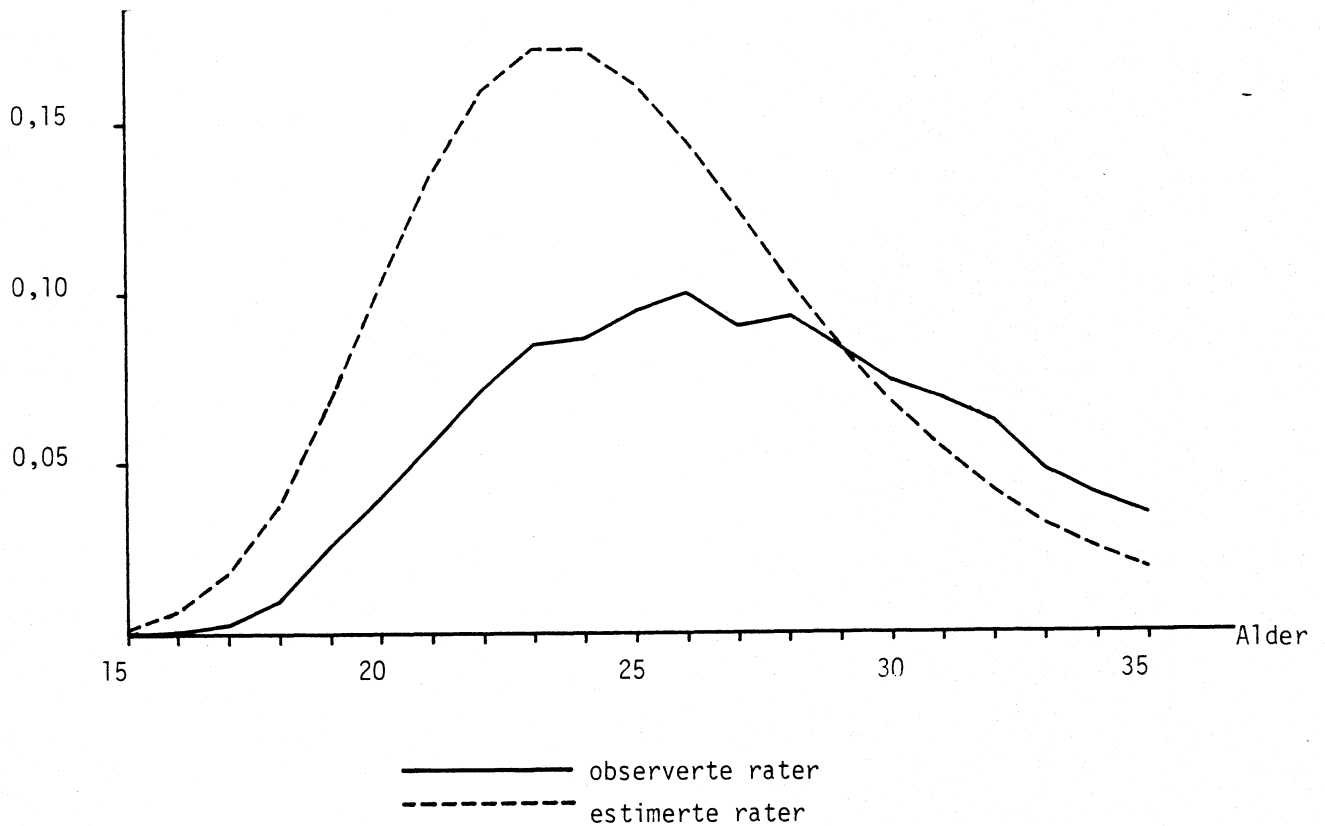
For de estimerte ratene vil nivået bli bestemt av at vi tar utgangspunkt i de bestandsuavhengige α -ratene for 1976. Med et annet utgangspunkt ville nivået til de estimerte kurvene blitt annerledes. Men endringene fra år til år ville relativt sett bli de samme. Det er derfor utviklingen i estimatene som vi må konsentrere oppmerksomheten om. Nivået vil i seg selv bare gi informasjon om utviklingen fra det aktuelle tidspunktet og fram til 1976.

Figurene 33-38 viser periodefordelingen av giftermålsratene for kvinner for utvalgte år. Det er store avvik mellom de observerte og estimerte ratene, selv i 1970 og i 1978 (1976 gir pr. definisjon minimalt avvik, siden de estimerte ratene her blir lik de glattede observasjonene). Spesielt ser vi at kurveforløpet for observasjonene endrer seg meget markert, mens de estimerte ratene holder sin profil relativt konstant. Dette viser at det har skjedd sterke endringer som i vår modell ikke forklares ved bestandsforholdene. Selve atferden er åpenbart underlagt merkbare forandringer. Resultatet stemmer dermed med det en kunne vente. Bestandsendringene er for beskjedne til å kunne forklare utviklingen i retning av tidligere giftermål og sterkere konsentrasjon av giftermålene over de mest aktive aldrene.

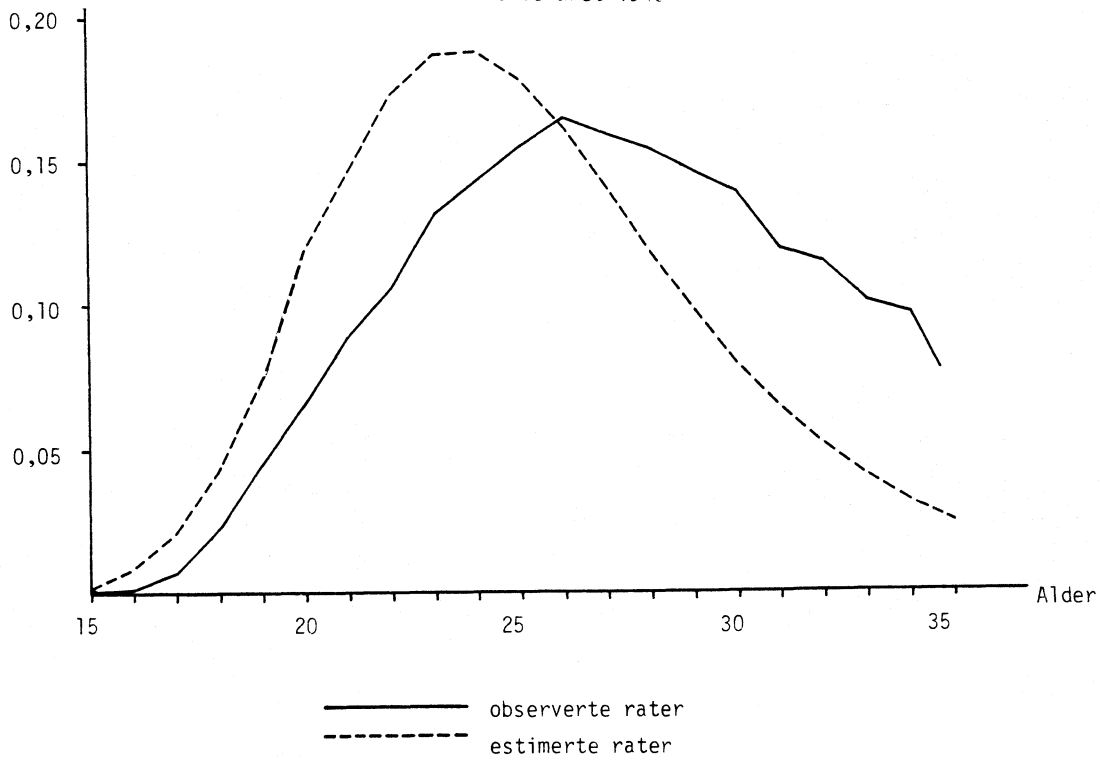
Figur 33. Giftermålsrater for ugifte kvinner, etter alder. Observerte og estimerte rater. Kalenderåret 1911



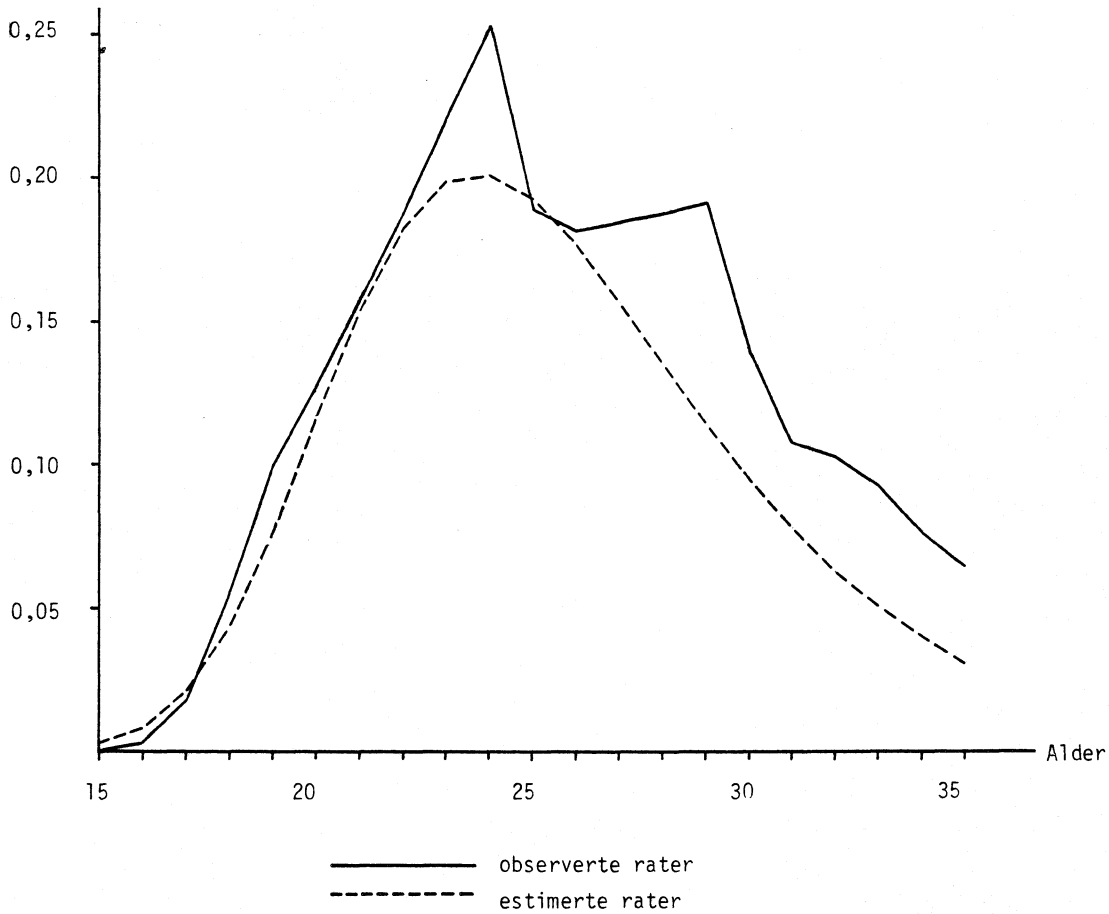
Figur 34. Giftermålsrater for ugifte kvinner, etter alder. Observerte og estimerte rater. Kalenderåret 1930



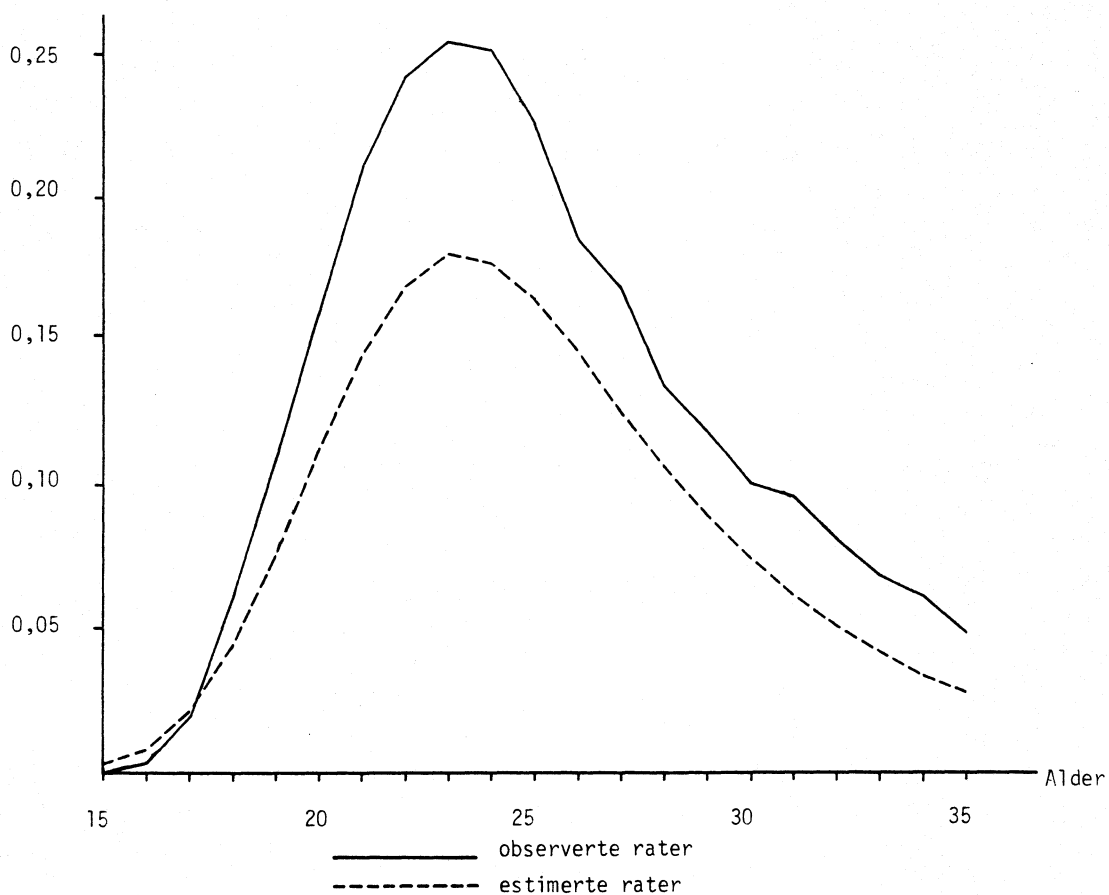
Figur 35. Giftermålsrater for ugifte kvinner, etter alder. Observerte og estimerte rater. Kalenderåret 1946



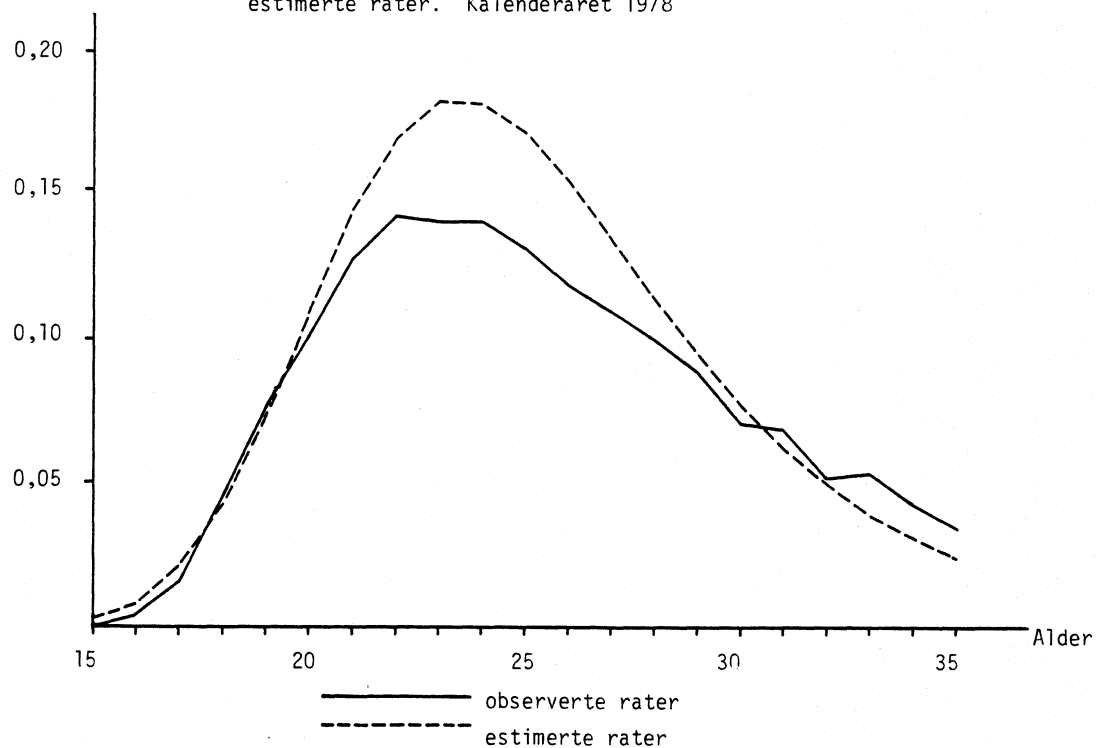
Figur 36. Giftermålsrater for ugifte kvinner, etter alder. Observerte og estimerte rater. Kalenderåret 1955



Figur 37. Giftermålsrater for ugifte kvinner, etter alder. Observerte og estimerte rater. Kalenderåret 1970



Figur 38. Giftermålsrater for ugifte kvinner, etter alder. Observerte og estimerte rater. Kalenderåret 1978

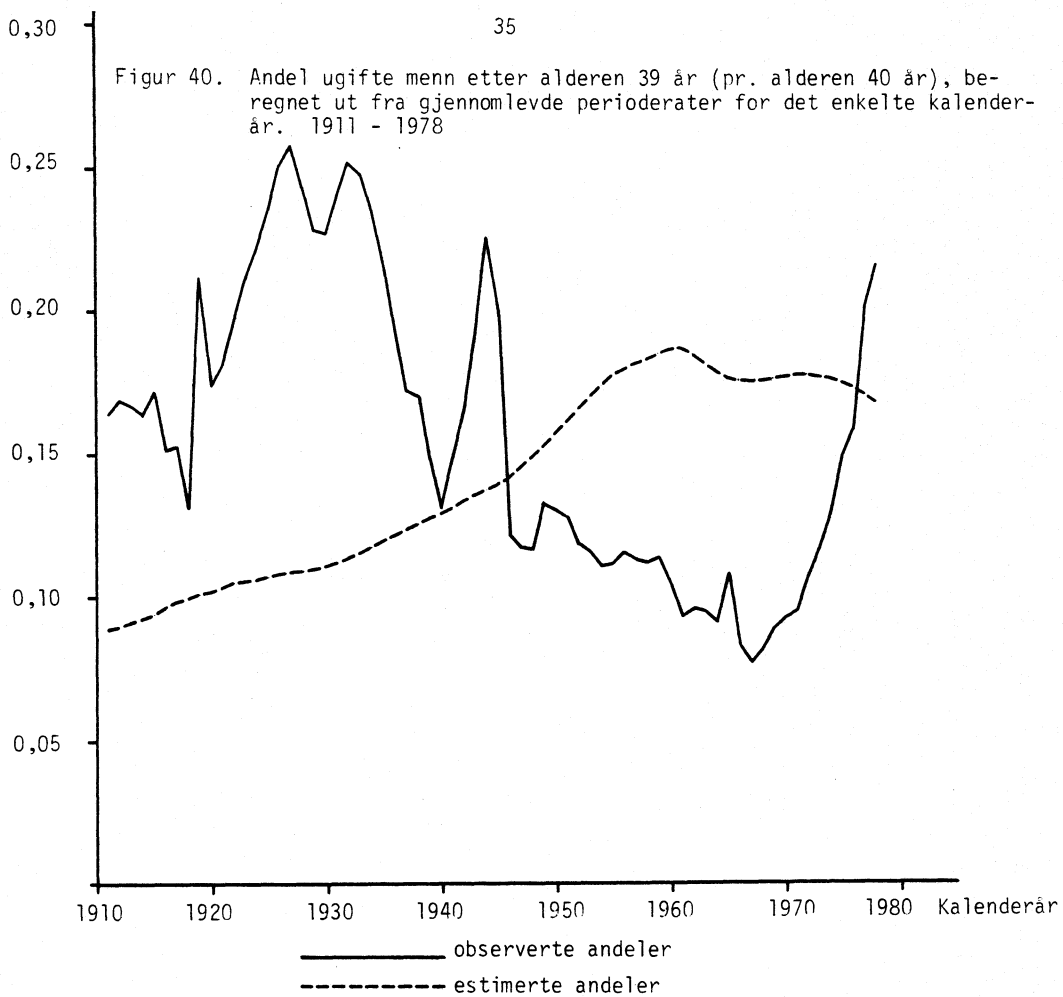


Figur 37 og figur 38 viser hvor sterk endringen i gifteatferden har vært det siste tiåret. Sammenliknet med figur 24 som viser tilsvarende kurver for 1973 med relativt brukbart treff, samt 1976 som gir tilnærmet sammenfall, ser vi at vi har hatt en nedgang i giftermålsaktiviteten over hele aldersskalaen, og spesielt sterkt for de mest aktive aldersgruppene. Her er det en langtidsutvikling som har snudd, og hvor vi nå er inne i en fase med meget raske endringer.

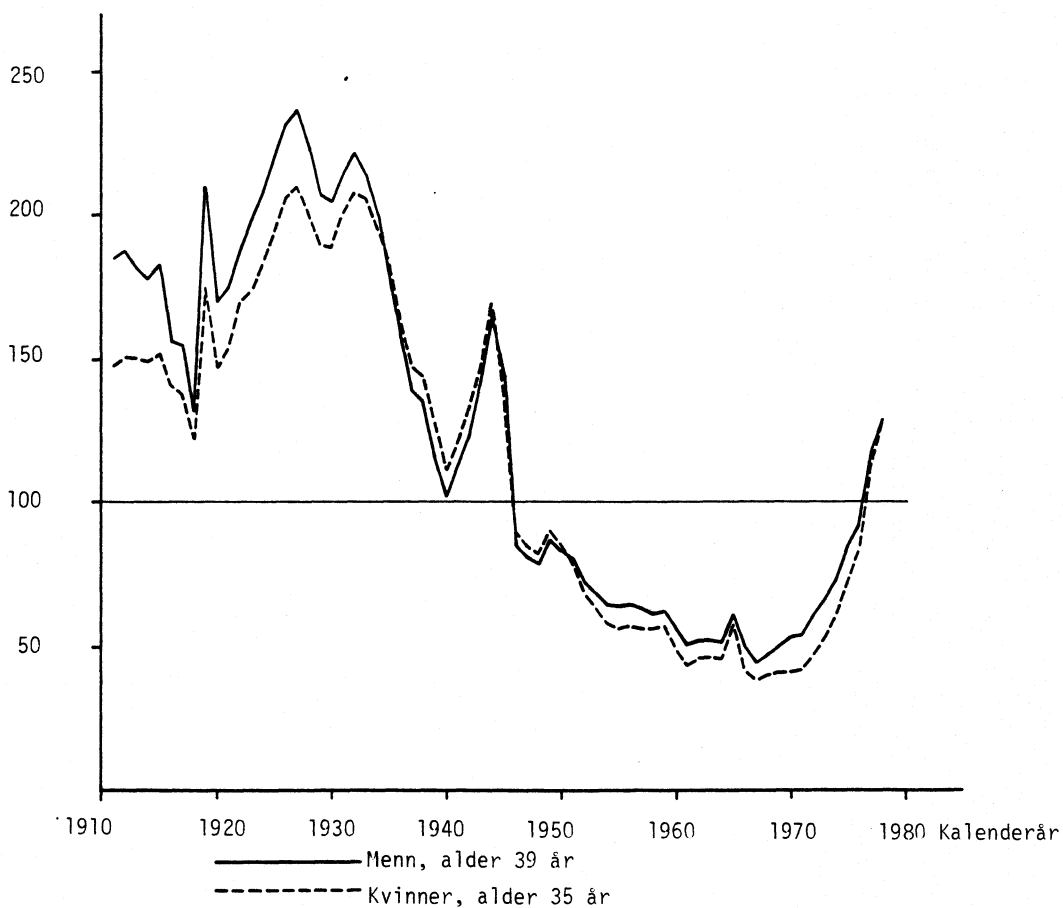
I figur 39 har vi tatt de observerte giftermålsratene i det enkelte kalenderår og anvendt dem på en tenkt generasjon av kvinner og på den måten beregnet hvor mange som fortsatt ville være ugifte etter fylte 35 år. Denne andelen er da et mål på den samlede giftermålsintensitet i det enkelte kalenderår. Tilsvarende tall for menn etter fylte 39 år er gitt i figur 40. Vi har gjort tilsvarende beregninger med de beregnede giftermålsratene. Forskjellen mellom de to målene i et gitt år, blir da et samlet uttrykk for avviket mellom de faktiske giftermålsrater og de ratene vi ville fått dersom de bestandsuavhengige ratene hadde vært de samme som i 1976.

Figur 39. Andel ugifte kvinner etter alderen 35 år (pr. alderen 36 år), beregnet ut fra gjennomlevede perioderater for det enkelte kalenderår. 1911 - 1978





Figur 41. Andel ugifte beregnet ut fra gjennomlevde perioderater for det enkelte kalenderår. Observerte andeler i prosent av estimerte



Vi finner kraftige hakk i de kurvene som bygger på de observerte ratene. Det kan skyldes nettopp det kunstige i å la en generasjon gjennomleve aldersskalaen i ett enkelt kalenderår. Et fødselskull vil påvirke giftermålsatferden for kalenderåret bare med den alder kullet passerer det spesielle kalenderåret. I et kalenderår vil giftermålsmarkedet bestå av både tallrike og sparsomt besatte generasjoner på samme tid. Mens et menneske lever hele sitt livsløp i en og samme generasjon, vil vårt konstruerte regnestykke la personene befinne seg i både tallrike og sparsomt besatte generasjoner til forskjellige aldre. Det er en styrke ved teorien at slike uregelmessigheter ikke viser seg i den estimerte kurven.

Figurene 39 og 40 viser klart det trekket som vi kunne se også av figurene 33-38. Det har for kvinner vært en sterk økning i giftermålsaktiviteten, som har redusert sannsynligheten for å være ugift etter det 35. år beregnet etter observerte rater, fra 34,1 prosent i 1927 til 4,5 prosent i 1961, dvs. knapt 1/7 av 1927-nivået. Fra 1971/72 startet en utvikling i retning av økt sannsynlighet for å være ugift. I 1978 ligger sannsynligheten på 17 prosent, som er en tredobling siden 1971.

Denne utviklingen for kvinnene kan bare delvis forklares med endrede bestandsforhold. Vi ser samtidig at bestandsforholdene utvikler seg mer jevnt. Bestandsforholdene har betinget en nedgang i den beregnede sannsynlighet for å være ugift, og har pågått hele tida fram til 1957, mens de observerte ratene først gir en stigning til toppen i 1927. De estimerte andelene ugifte kvinner var på 19,4 prosent i 1911 og hadde en brunn i 1957 med 9,8 prosent, dvs. en halvering, mot den observerte reduksjonen til 1/7 av toppnivået. Økningen i nyere tid starter tidligere for den estimerte kurven, og vi har en stabilisering fra 1970 av. Det betyr at nedgangen i beregnet andel ugifte bare delvis kan forklares ut fra bestand og i hovedsak må ses på som atferdsendring. Det virker som om atferden har fortsatt i retning av sterkere giftermålstrang også i 60-åra, men bestandsutviklingen motvirket dette slik at de observerte ratene holdt seg stabile. Utviklingen i 70-åra ser derimot ut til å være en ren atferdsgenerert utvikling mot lavere giftermålsaktivitet.

For mennene (figur 40) skiller utviklingen seg ut fra den vi har sett for kvinnene, både når det gjelder den observerte og den estimerte utvikling. Også for mennene har sannsynligheten for å være ugift beregnet etter de observerte ratene sunket fra 30-åra og til 60-åra. Videre finner vi igjen de samme markerte hakkene i de samme årene både for kvinner og menn, hakk som ikke gjenspeiles i den estimerte utviklingen. Men utviklingen er ikke så dramatisk for menn som for kvinner (om vi ser bort fra 1944 som ble et langt mer markert avvikende toppunkt for menn enn for kvinner). Nedgangen for menn starter fra 1932 med 25,2 prosent ugifte, og når bunnen først i 1967 med 7,7 prosent ugifte, dvs. under 1/3 av tallet for 1932. Mennene har en mer entydig stigning i beregnet andel ugifte etter 39 år fra 1911 og fram til perioden rundt 1930. Videre er økningen i andelen ugifte i løpet av 70-åra langt sterkere for mennenes del. Faktisk ligger 1978-nivået ikke langt unna toppnivået rundt 1930.

Den bestandsavhengige utviklingen (de estimerte ratene i figur 40) har vært meget forskjellig for kvinner og for menn. Bestandsforholdene alene skulle tilsi en økning i andelen ugifte menn fram til 1961, og deretter en stabil periode med moderat nedgang de siste åra.

Dette samsvarer bra med modellens tokjønnsaspirasjoner. Når utviklingen i markedsforholdene tilsier økt gifteaktivitet for kvinner (færre ugifte), skyldes det at kvinner etter hvert kommer gunstigere ut i markedet, deres antall reduseres relativt i forhold til antallet ugifte menn. For mennenes del er forholdet med nødvendighet omvendt. De øker i relativt antall, og får redusert muligheter i markedet. Dermed skulle denne faktoren alene tilsi økt andel ugifte menn. Og i likhet med hva vi fant for kvinner, ser vi at også for mennene stoppet denne utviklingen opp rundt 1960.

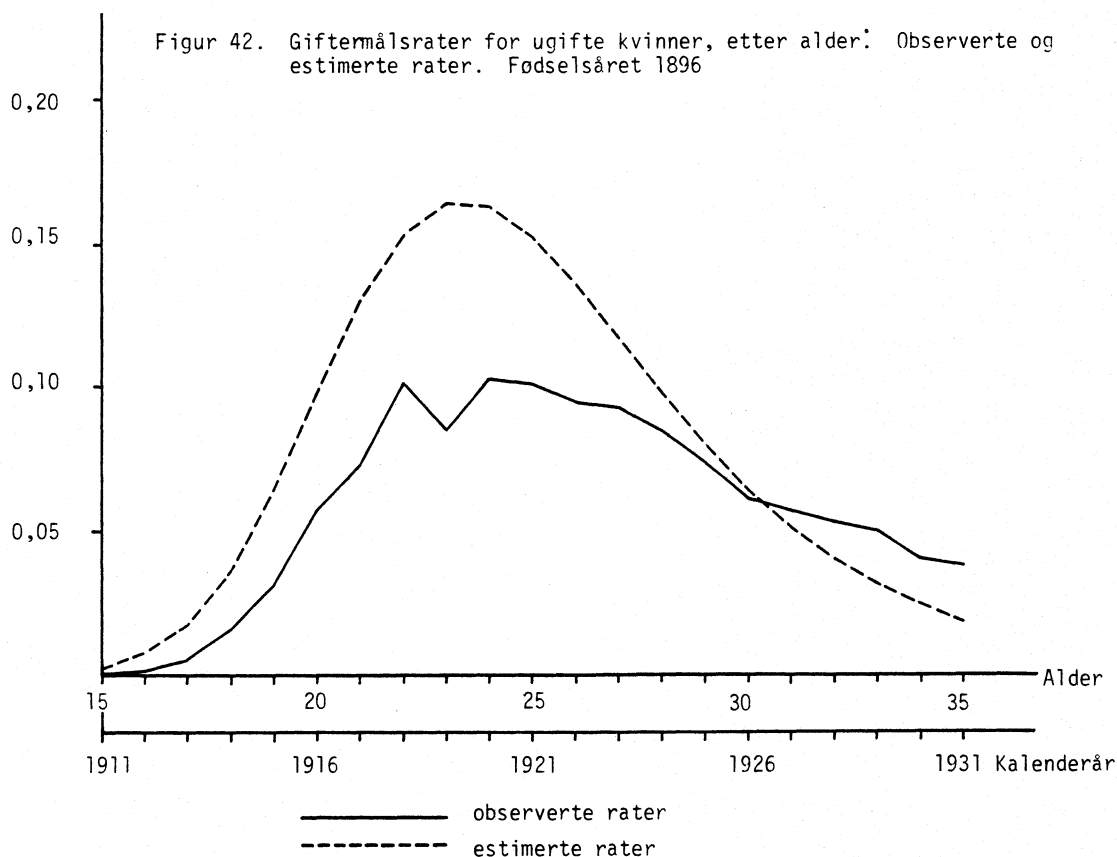
Når det observerte giftermålsmønsteret viser en sterk grad av parallellitet for menn og kvinner, mens bestandsutviklingen i seg selv skulle tilsi økt gifteaktivitet for kvinner og redusert gifteaktivitet for menn, skyldes dette at giftermålsatferden har utviklet seg i stor grad. Mennene har over lengre perioder hatt en faktisk giftermålsutvikling i motsatt retning av hva bestandsforholdene alene skulle tilsi. Dette kan forklare hvorfor den observerte kurven for andelen ugifte menn synker svakere enn den tilsvarende kurven for kvinner. Begge kjønn har opplevd en atferdsendring fra åra rundt 1930 og fram til slutten av 60-åra, som innebærer en økt tendens til giftermål innen aldrene 39 år respektive 35 år. For kvinner forsterkes denne tendensen av en gunstig bestandsutvikling på

giftermålsmarkedet. For menn derimot motvirkes denne utviklingen, ved at de samme bestandsendringene i giftermålsmarkedet virker negativt for deres del. Det som ved første øyekast ser ut som viktige forskjeller i giftermålsutviklingen, kan altså ved vår modell spaltes opp i en felles holdningsendring, men med forskjellig utvikling i giftermålsmulighetene.

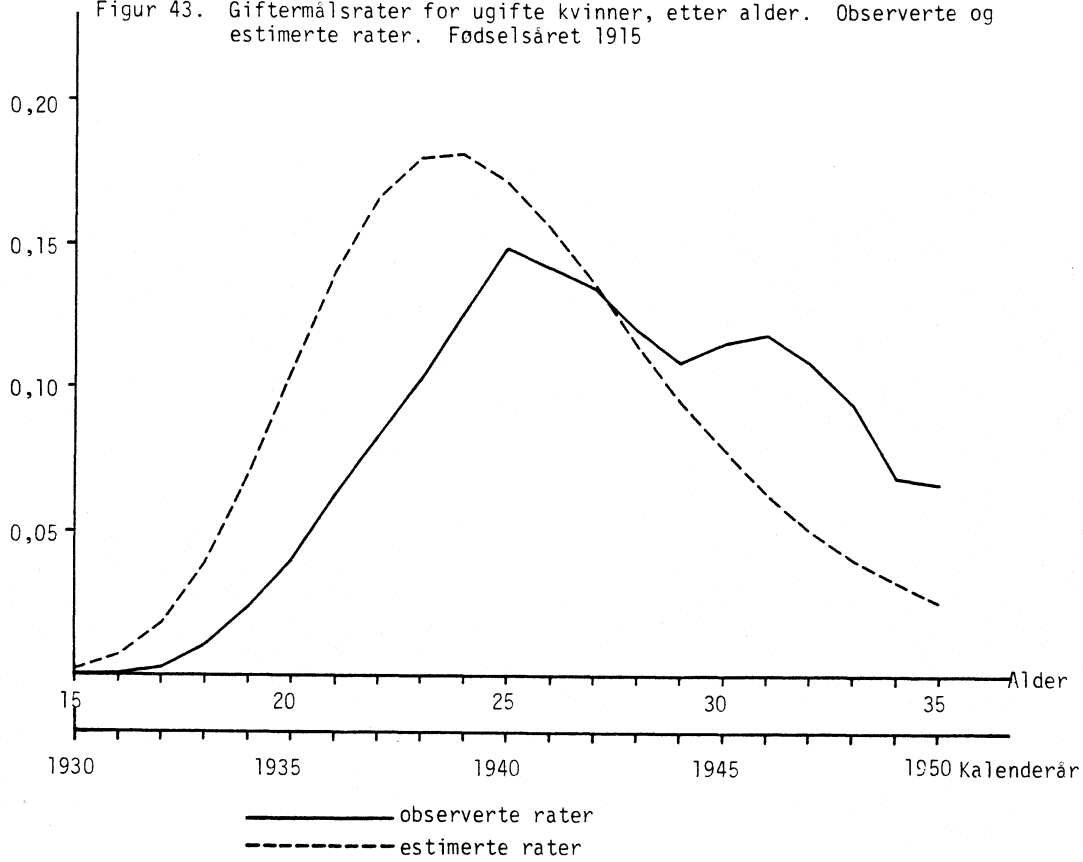
Denne parallelle utviklingen i atferd illustreres meget godt i figur 41. Denne viser det relative avviket mellom observerte giftermålsandeler og de andelene en ville fått om atferden var konstant. Bevegelsen i atferdsmønsteret har vært påfallende lik for de to kjønn, selv om vi ser på atypiske kalenderår. En sammenlikning mellom figur 41 og de observerte andelene fra figur 39 og 40 viser hvordan en parallell utvikling i atferd blir svært vanskelig å oppdage i de enkle observasjonene, fordi bestandsforholdene utvikler seg i hver sin retning for de to kjønnene.

Det er det enkelte kalenderåret at giftermålene skjer. Personer i forskjellige aldre konkurrerer på samme tidspunkt. Flere generasjoner er involvert med forskjellig tallmessig størrelse. Det er derfor bestanden målt i det enkelte kalenderår for hele aldersskalaen som er utgangspunktet for å beregne de bestandskorrigerte ratene for alle de involverte aktørene. Aktørene selv eldes imidlertid i takt med kalenderen. De deltar på det ene kalenderårets marked i en alder, og det neste kalenderårets marked når de blir ett år eldre. Er det få fra et kull som gifter seg det ene året, er det desto flere igjen på markedet det neste året. Skal vi se hvordan giftermålsratene faktisk påvirker folks atferd over livsløpet, må vi følge kullene oppover fra år til år. Dette kan vi gjøre både med utgangspunkt i de estimerte og de observerte ratene.

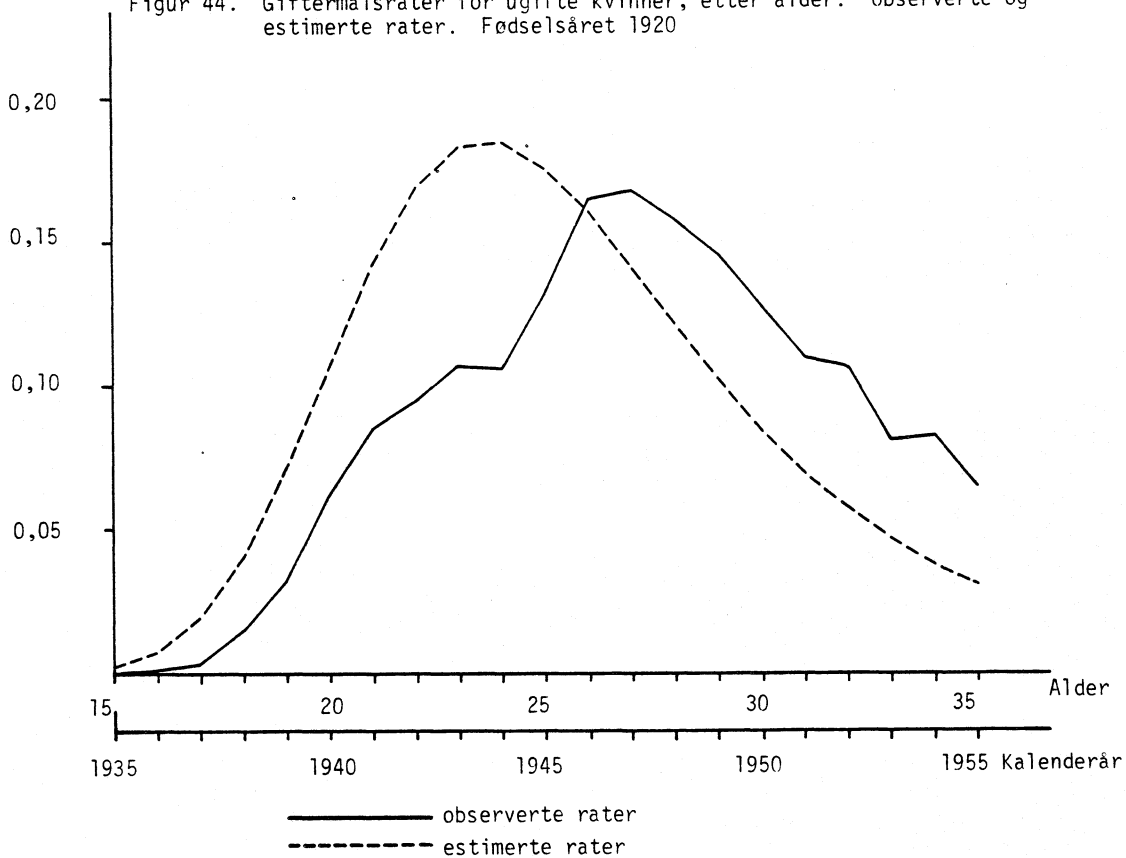
For de observerte ratene har en slik framstilling en styrke, i og med at vi følger generasjonene oppover aldre slik de faktisk levde, dvs. at de opplever hvert kalenderår i en og bare en alder. Det antallet som gifter seg i en alder forlater bestanden ugifte, og dette påvirker bestandsforholdene for alderen over i det neste kalenderåret. For de estimerte ratene derimot blir tolkningen noe vanskeligere. Her vil vi hele tiden få en giftermålsrate beregnet ut fra de bestandskorrigerte ratene fra 1976 og de aktuelle bestandsforhold i de enkelte årene generasjonen opplevde. Det betyr at den estimerte raten vil ikke selv påvirke bestanden ugifte for de seinere deler av generasjonens alderskurve. Vi får konstante kurver som viser hvordan en generasjon ville opplevd giftermålsratene når de blir ett år eldre for hvert år, men hvor denne estimerte giftermålsaktiviteten ikke påvirker bestanden ugifte i de enkelte årene. Denne bestanden blir fortsatt slik den dannet seg gjennom den faktiske historiske giftermålsatferd.



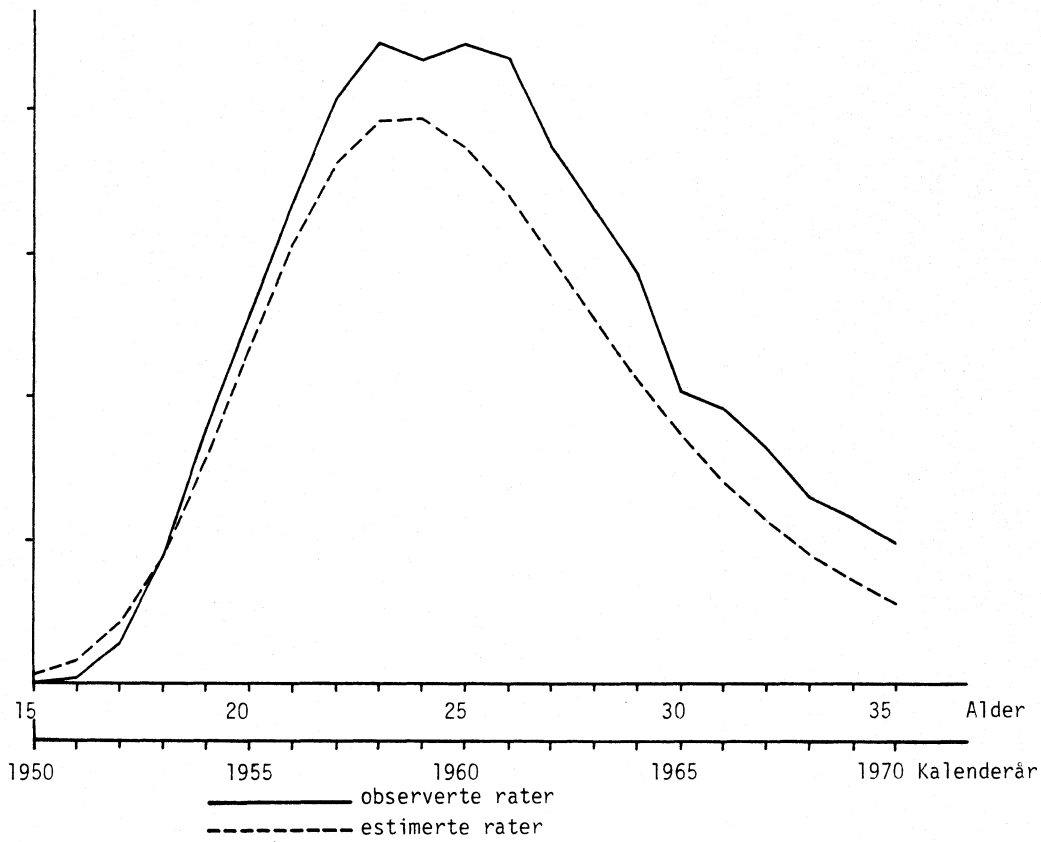
Figur 43. Giftermålsrater for ugifte kvinner, etter alder. Observerte og estimerte rater. Fødselsåret 1915



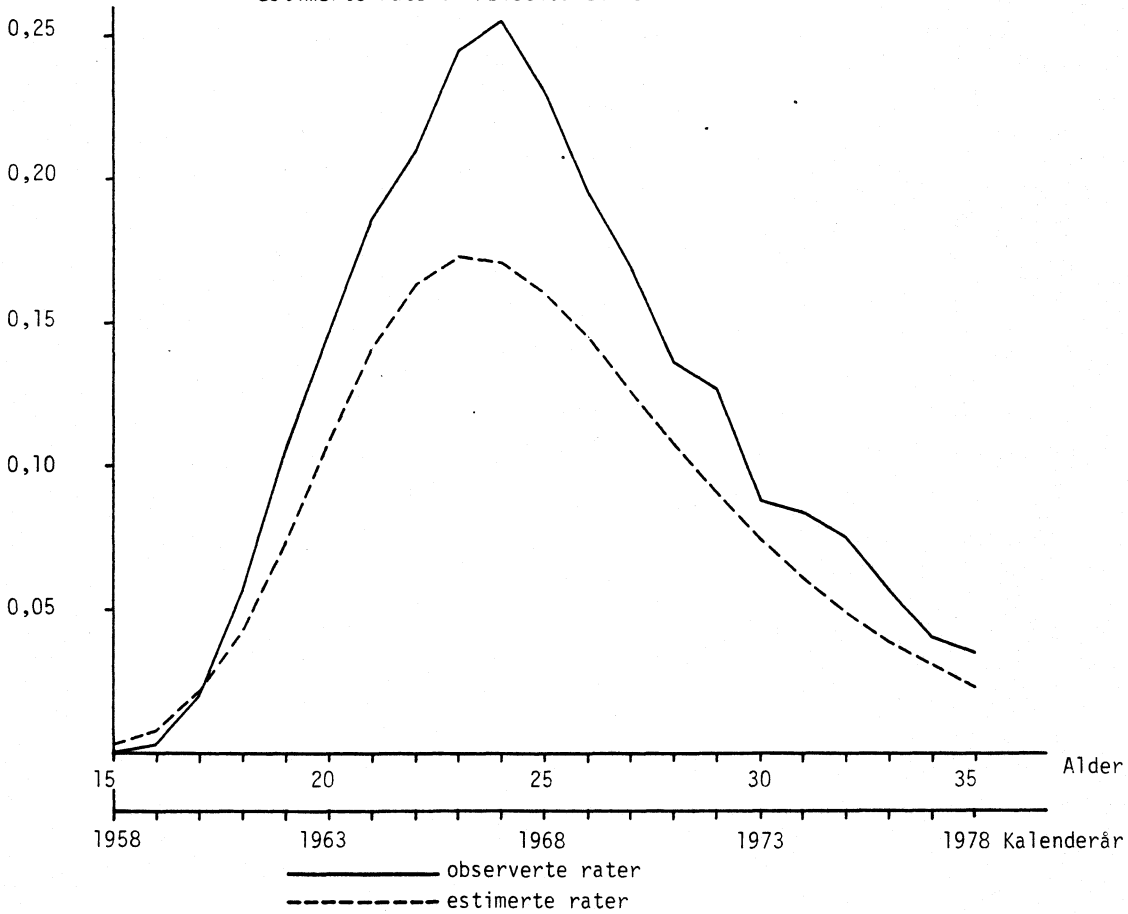
Figur 44. Giftermålsrater for ugifte kvinner, etter alder. Observerte og estimerte rater. Fødselsåret 1920



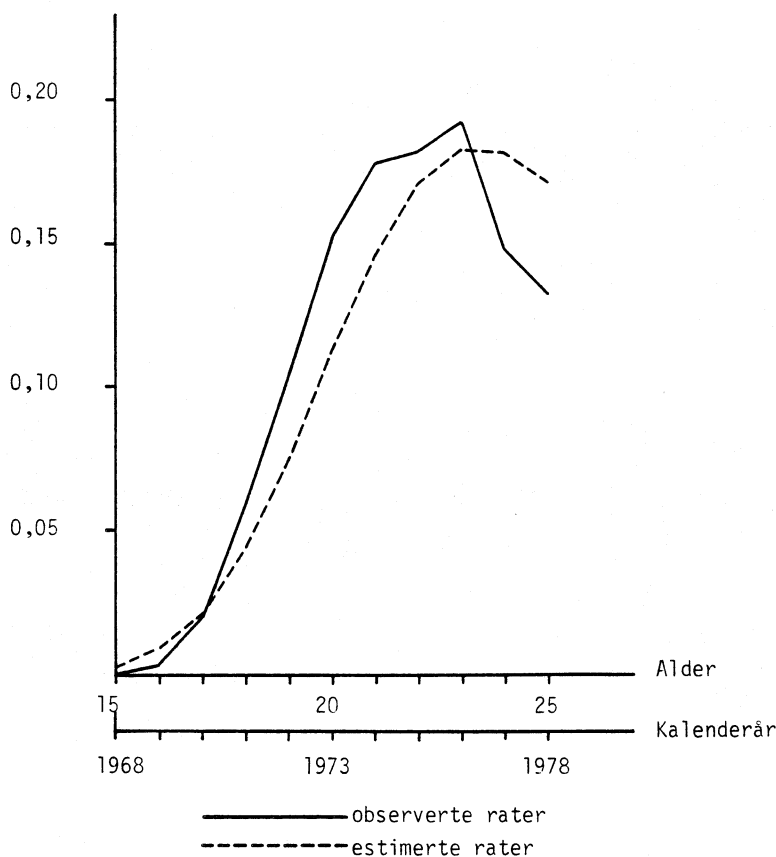
Figur 45. Giftermålsrater for ugifte kvinner, etter alder. Observerte og estimerte rater. Fødselsåret 1935



Figur 46. Giftermålsrater for ugifte kvinner, etter alder. Observerte og estimerte rater. Fødselsåret 1943



Figur 47. Giftermålsrater for ugifte kvinner, etter alder. Observerte og estimerte rater. Fødselsåret 1953

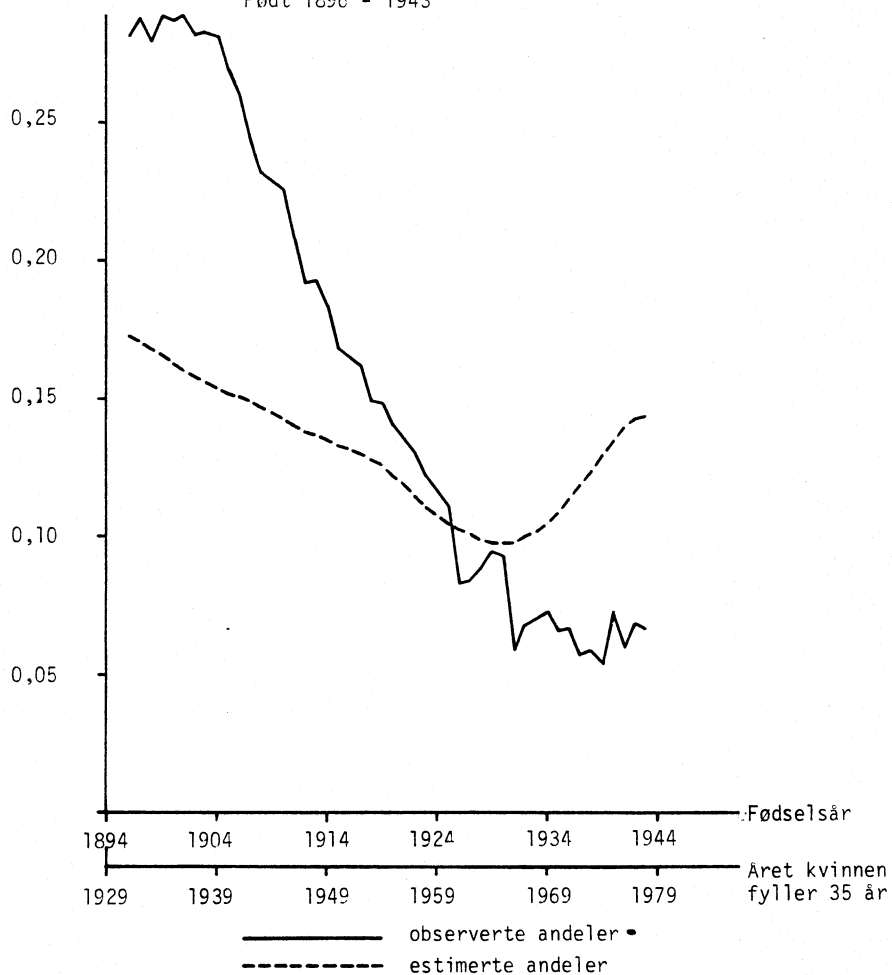


Figurene 42-47 viser giftermålsratene for et fødselskull av kvinner, etter alder. Det vil si at for hvert punkt i figuren er ratene målt i det kalenderåret som er lik summen av alder og fødselsår. 1943-kullet er 35 år i 1978, og det lar seg derfor ikke gjøre å tegne opp fullstendige kurver for seinere kull så langt opp i alder. Kurven for fødselsåret 1953 (figur 47) kan derfor ikke lages lenger enn til alderen 25 år.

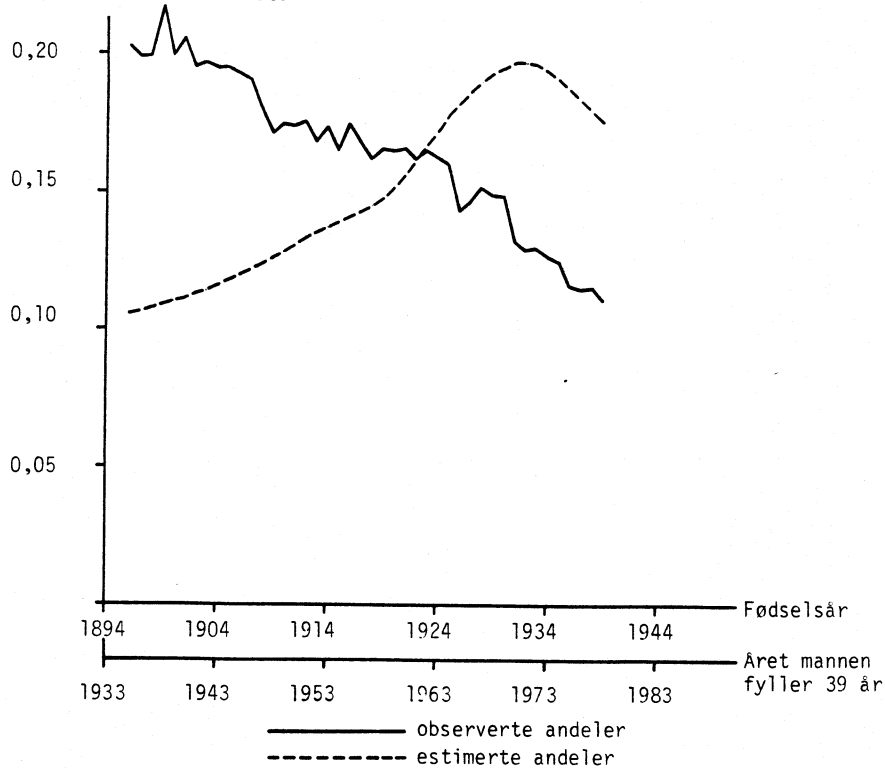
I grove trekk peker disse figurene på den samme utviklingen som periodefordelingene. Forskjellen mellom de observerte og de estimerte ratene viser det samme mønsteret. Mye av den historiske utviklingen må tilskrives bestandsendringen, men vi ser også at atferdsendringer har hatt en sterk betydning. Vi ser f.eks. at den estimerte kurven endrer seg fra 1943-kullet til 1953-kullet, og forklarer derfor deler av den reduksjonen i giftermålsratene som fant sted i de ti årene som skiller disse fødselskullene.

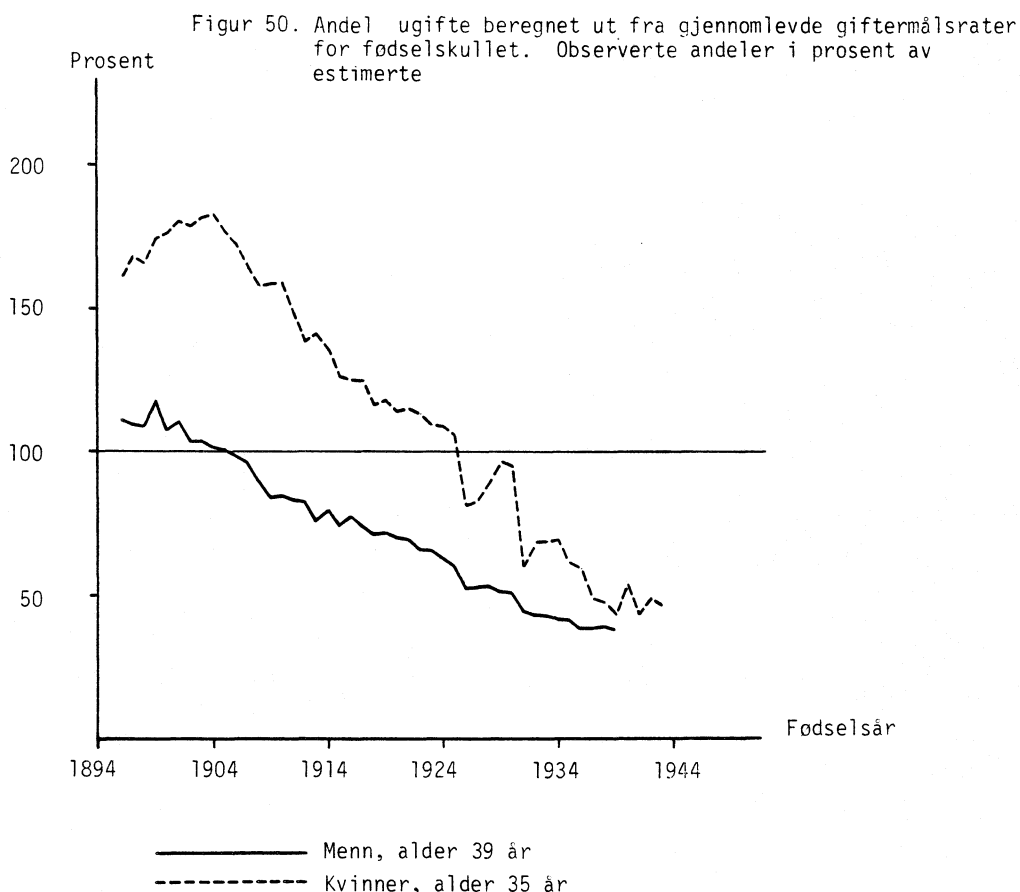
Figurene 48 og 49 viser andelen ugifte når generasjonen gjennomlever giftermålsratene slik fysiske personer faktisk gjør det, dvs. eldes ett år pr. år. Når kurven som er basert på de observerte ratene avviker fra den faktisk observerte andelen ugifte 36-åringer, skyldes det i hovedsak at inn- og utvandringene virker selektivt. Dersom utvandrerne hadde fordelt seg på ekteskapelig status likt med de bufaste, skulle tallene blitt de samme. (Dødelighet betyr lite for de aldrene vi studerer.)

Figur 48. Andel ugifte kvinner etter alderen 35 år (pr. alderen 36 år), beregnet ut fra gjennomlevde giftermålsrater for fødselskullet. Født 1896 - 1943



Figur 49. Andel ugifte menn etter alderen 39 år (pr. alderen 40 år), beregnet ut fra gjennomlevde giftermålsrater for fødselskullet. Født 1896 - 1939





Her får vi et bilde som på mange måter skiller seg vesentlig fra figurene 39 og 40. At vi ikke får noen oppgang de siste åra, er naturlig siden vi ikke har med de generasjonene som enda ikke har fylt 35 respektive 39 år. Men vi ser at også observasjonene har nå fått et mye mer jamnt forløp. Dette viser at mange av de utslagene vi kan få i giftermålsstatistikken, skyldes at flere generasjoner som er i forskjellige livsfaser med forskjellig historisk erfaring, reagerer samlet på en måte som atskiller seg fra hvordan livsløpet vil fortone seg. Den markerte stigningen i perioderatene fra 1911 til 1927 kan være et slikt fenomen, eller det kan skyldes at den generasjonen som da var gammel hadde et giftermåls-mønster som atskiller seg fra de som var født i 1896 og seinere.

De observerte ratene for kvinner (figur 48) gir at 28 prosent av 1896-kullet var ugifte i sitt 36. år, mens tallet var 6 prosent for 1942-kullet. Dette er noe over 1/6 av 1896-nivået. Figuren gir klare holdepunkter for at nedgangen i andelen som forblir ugift, har stoppet opp, og at vi har fått med hele den sammenhengende nedgangsperioden. Vi kan konkludere med at det har vært en sterk nedgang, selv om den ikke har vært fullt så sterk som periodetallene gir inntrykk av.

De estimerte ratene gir også her en jamn nedgang for kvinner. Vi har en halvering fra 1896-kullet fram mot bunnpunktet (1930-kullet), i likhet med hva vi fant for de estimerte perioderatene. Faktisk viser de estimerte ratene et nær identisk forløp enten vi lar ratene virke på periodebasis eller langs livsbanen til et fødselskull. Legger vi figur 39 over figur 48 slik at fødselsåret i figur 48 tilsvarende det kalenderåret kullet fyller 36 år i figur 39, vil de estimerte kurvene nærmest dekke hverandre helt. Dette er langt fra selvsagt i en periode hvor giftermålsmønsteret gjennomgår sterke forandringer.

Vi kan fortsatt konkludere med at nedgangen i andelen ugifte kvinner bare delvis skyldes tallmessige endringer i giftermålsmarkedet. Store deler av nedgangen må forklares i ren atferdsendring. Og denne endringen i økt tilbøyelighet til å inngå giftermål har fortsatt lenger enn det observasjonene

i seg selv tyder på. Stabiliseringen i andelen ugifte fra 1931-kullet og de nærmeste 10-15 åra etterpå skyldes at bestandsforholdene i seg selv tilsa en økt giftermålsaktivitet.

For menn (figur 49) finner vi igjen det samme mønsteret som vi så ved studiet av andelen ugifte beregnet på periodebasis. Bestandsforholdene virker i motsatt retning for kvinner og menn. På tross av at bestandsforholdene tilsier økt andel ugifte menn, går den observerte andelen ned. Denne synker imidlertid langt svakere enn for kvinnes del. Dette tyder, som vi kunne vente, på en parallell utvikling i atferdsendringene, både kvinner og menn ble mer tilbøyelig til å gifte seg. Med relativt lik atferdsutvikling bidrar imidlertid bestandsforholdene til at det observerte utslaget blir langt sterkere for kvinner enn for menn.

Figur 50 viser en avvikende styrke i atferdsendringen for kvinner og menn, mens perioderesultatene viste temmelig lik styrke for de to kjønn. Dette kan skyldes at de observerte markedsendringene ikke er konsistente med den giftermålsutviklingen som generasjonene gjennomlever ved de estimerte ratene, hvor denne inkonsistensen virker forskjellig på de to kjønn.

Figurene 51-58 over giftermålsrater for de enkelte aldre gir et godt inntrykk av stabiliteten i aldersprofilen til de estimerte ratene sett i forhold til de observerte. Ut fra dette virker det som om bestand er en lite vesentlig forklaringsfaktor bak de observerte endringene. For aldrene 25 og 30 år ser bestandsendringene ut til å forklare større delen av bevegelsene enn for aldrene 20 og 35 år. Siden 25 og 30 år er de aldrene som har størst nivå på ratene, får bestanden likevel en viss virkning på aggregerte mål, som vist i figurene 39, 40, 48 og 49. Ellers ser vi også her at bestanden var en medvirkende faktor bak det observerte kurveforløpet fram til ca. 1960. Fra da av ser vi tildels tendens til at bestandsendringene trekker i motsatt retning av det observerte forløpet.

Også i figurene 51-58 ser vi hvordan bestandsendringene helt fram til de siste par tiår utviklet seg i motsatt retning for kvinner og menn, mens vi den siste tida har hatt liten bestandsgenerert endring i ekteskapsmarkedene. Dette resultatet tyder på at resultatene i kapittel 5, hvor vi sammenliknet 1973 med 1976, ikke må tolkes for vidtgående. I en periode med sterke atferdsendringer og svake bestandsendringer, vil en modell med bestandsuavhengige giftermålsrater få liten forklaringskraft i forhold til den observerte utviklingen. Resultatene fra dette kapittelet tyder på at vår modell er bedre egnet til å brukes over lengre tidsperioder hvor bestanden har gjennomgått ikke-ignorerbare variasjoner.

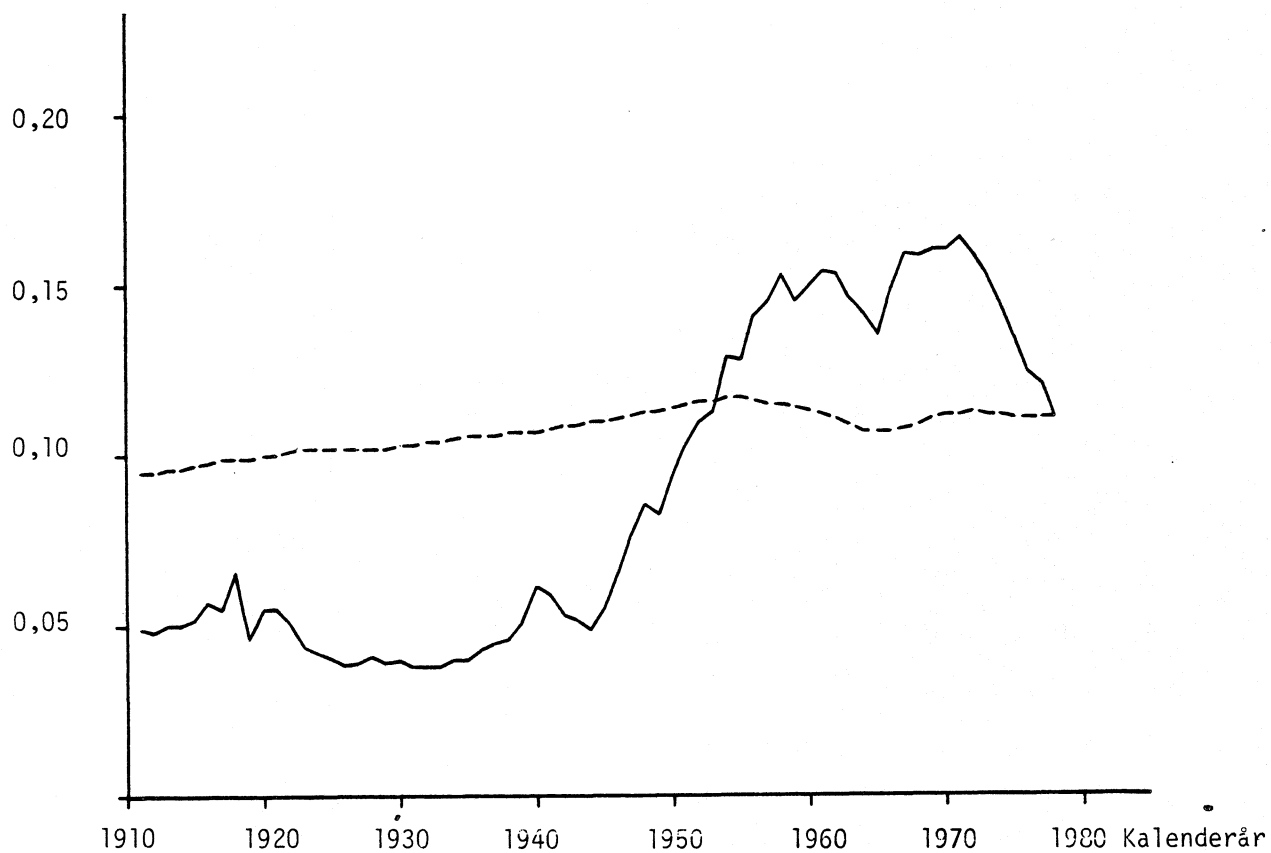
7. MARKEDETS BETYDNING FOR GIFTERMALENE

De estimerte ratene viser seg å treffe heller dårlig det observerte giftermålsmønsteret presentert ved aldersfordelinger for tidligere kalender- og fødselsår. Det var også relativt liten forklaringskraft å hente når vi så på det historiske forløpet til ratene for gitte aldre. Derimot fikk vi nyttige konklusjoner når vi studerte giftermålsratenes aggregerte virkning, målt ved andelen ugifte etter 35 og 39 års alder. Her forklarte markedsforholdene vesentlige deler av utviklingen, men store deler står igjen å forklare som rene atferdsendringer. Videre så vi at vi delvis fikk et annet mønster for atferdsutviklingen etter at vi har korrigert for bestand. Denne korreksjonen kan også forklare hvorfor en atferdsendring gir seg forskjellige utslag i kvinnelige og mannlige giftermålsrater, og vi har fått transformert materialet slik at det nå er konsistent med en hypotese om lik endring i giftermålsatferd for begge kjønn.

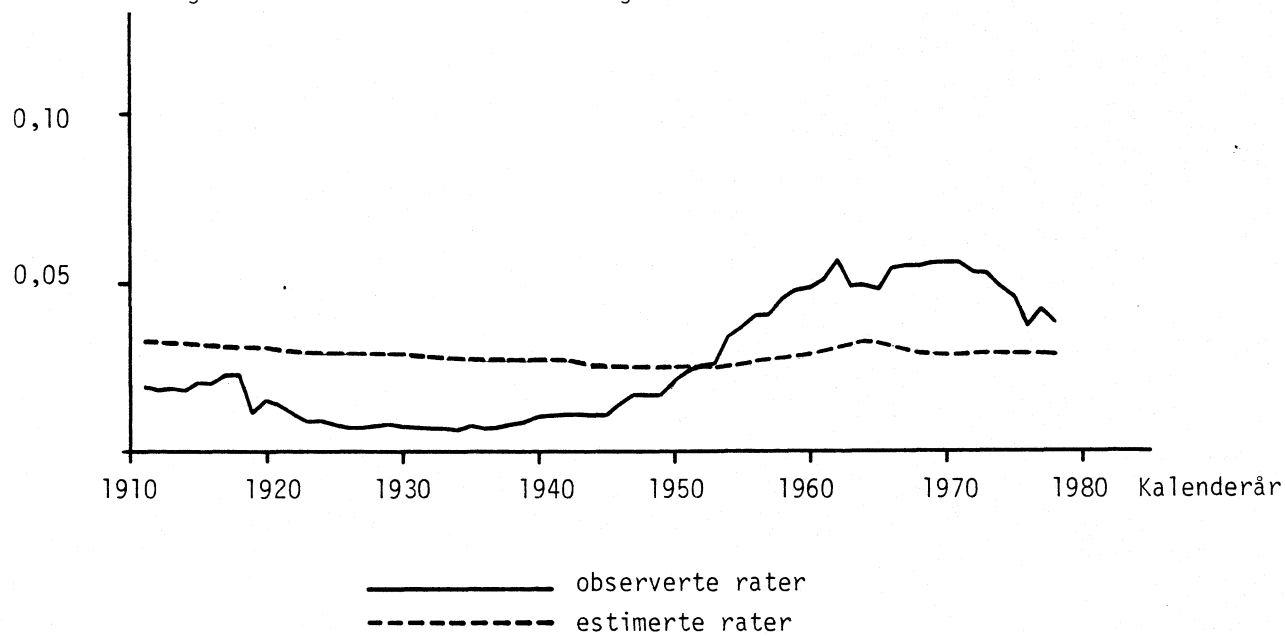
Dette viser det vi kunne gjette på forhånd, at det har skjedd sterke reelle endringer i ekteskapsatferden i Norge de siste 70 åra. I en periode med en sterk økonomisk vekst, med en markert levestandardøkning, industriell utvikling, urbanisering, to verdenskriger og alvorlige økonomiske kriser, ville ethvert annet resultat vært oppsiktsvekkende.

Det materialet vi har lagt fram viser at bestandene, markedsforholdene, faktisk forklarer en merkbar del av de større endringene i giftermålsstrukturen over en såvidt lang og broket periode. De ratene som vi estimerte ved hjelp av metoden med bestandsuavhengige rater, gir et langt riktigere bilde av utviklingen enn vi ville fått ved faste rater.

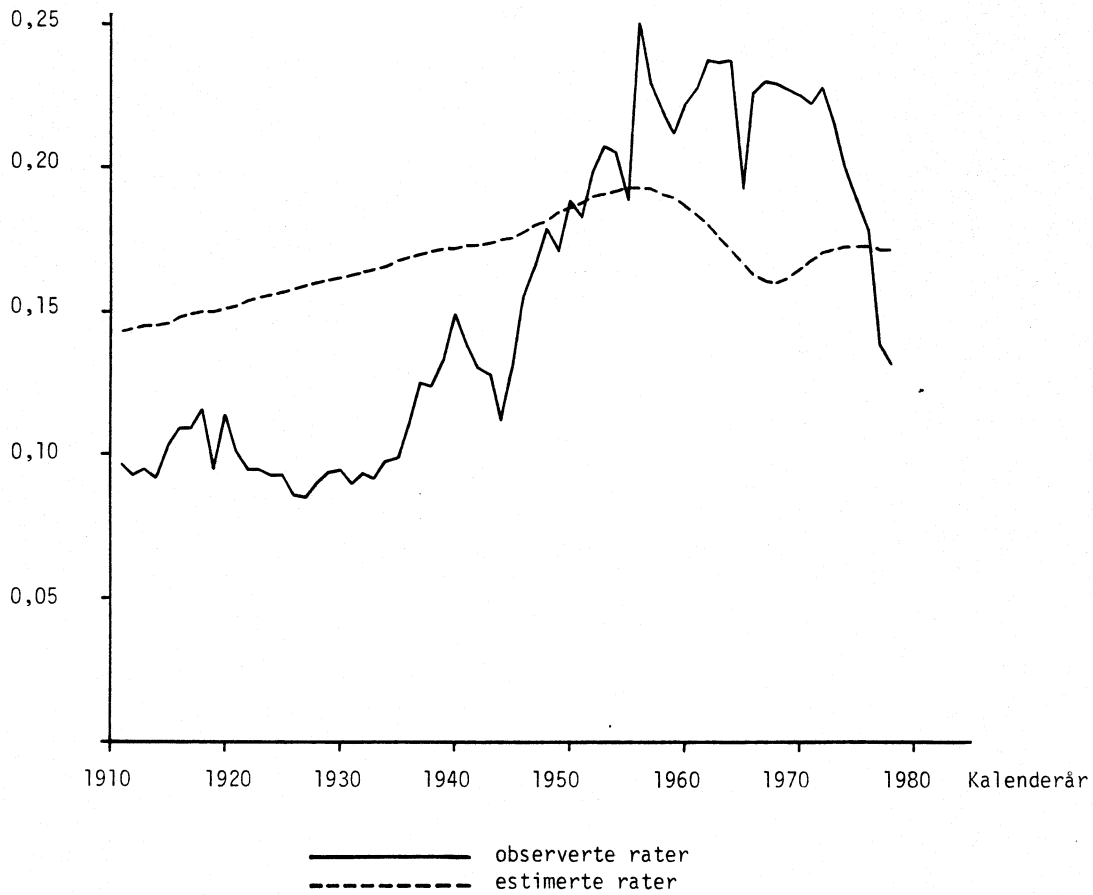
Figur 51. Giftermålsrater for ugifte kvinner i alder 20 år, etter kalenderår



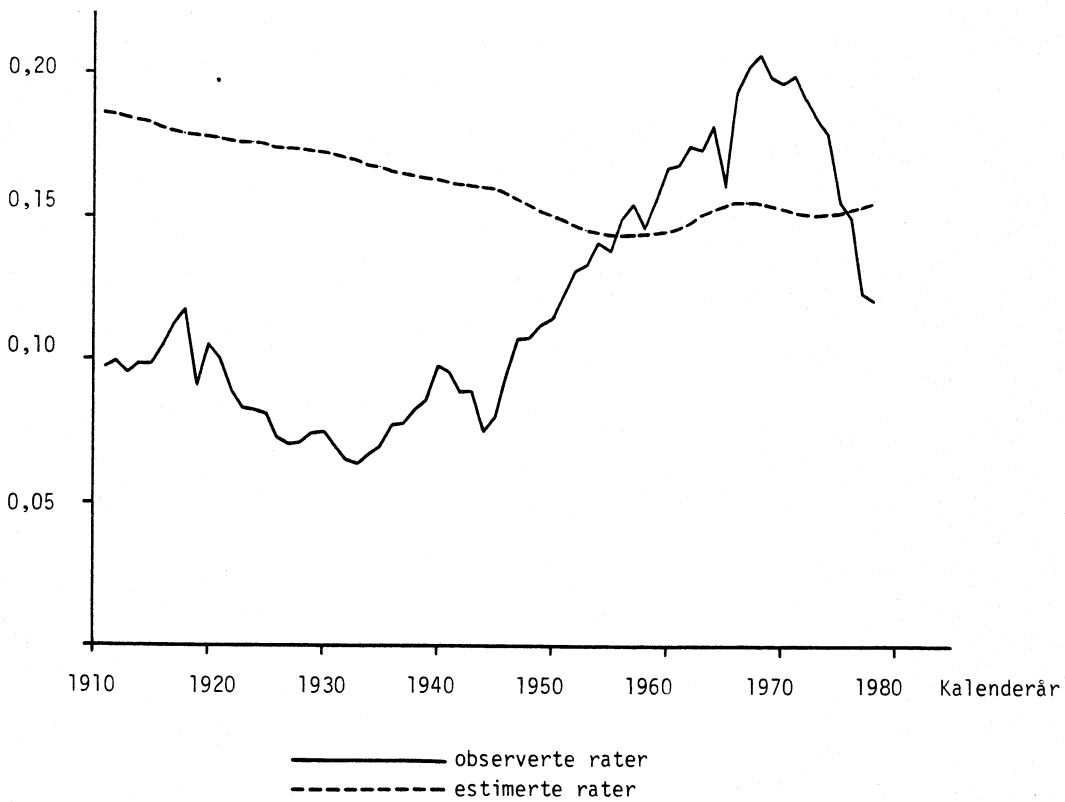
Figur 52. Giftermålsrater for ugifte menn i alder 20 år, etter kalenderår



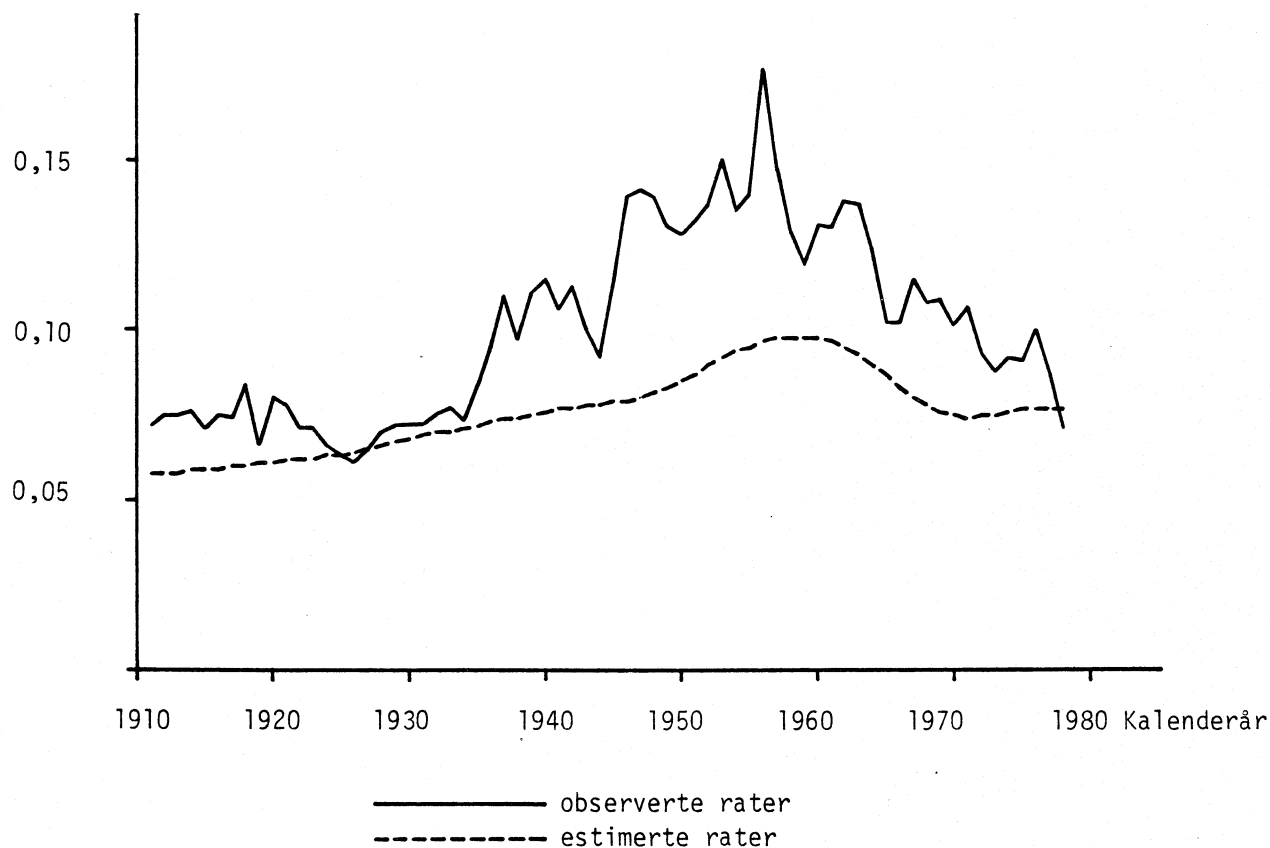
Figur 53. Giftermålsrater for ugifte kvinner i alder 25 år, etter kalenderår



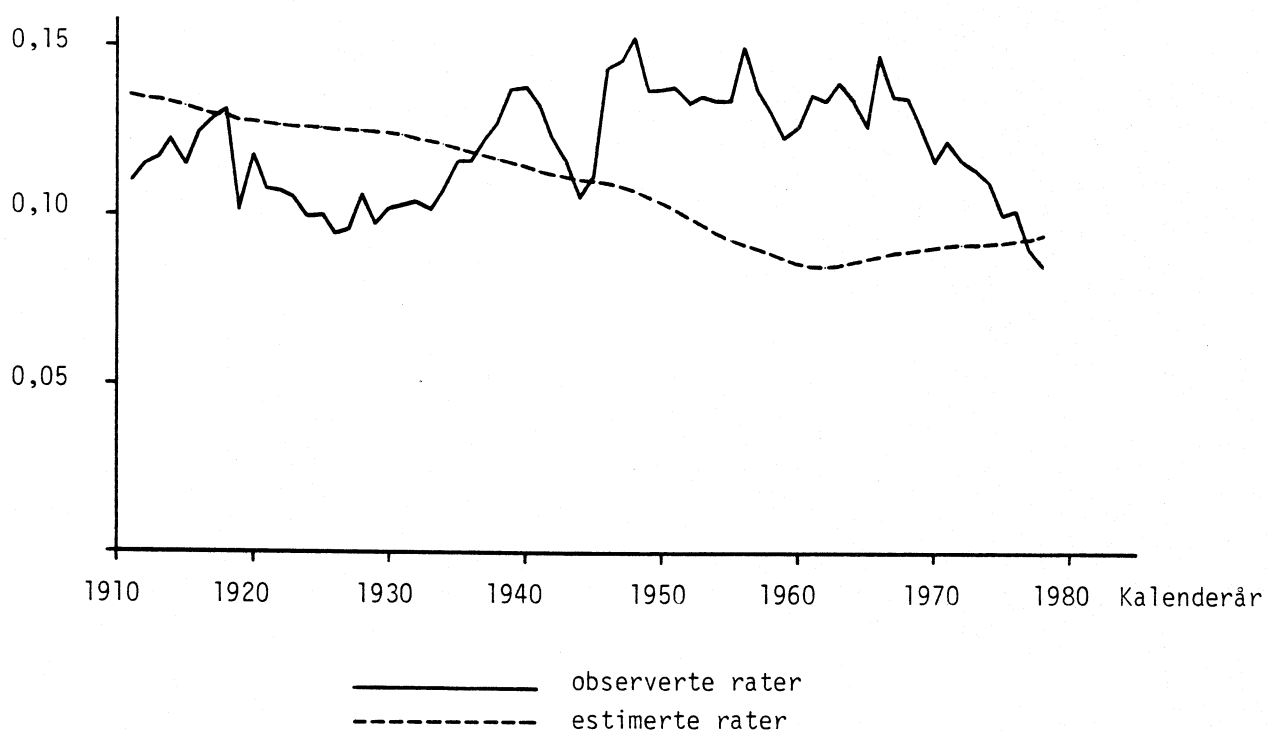
Figur 54. Giftermålsrater for ugifte menn i alder 25 år, etter kalenderår



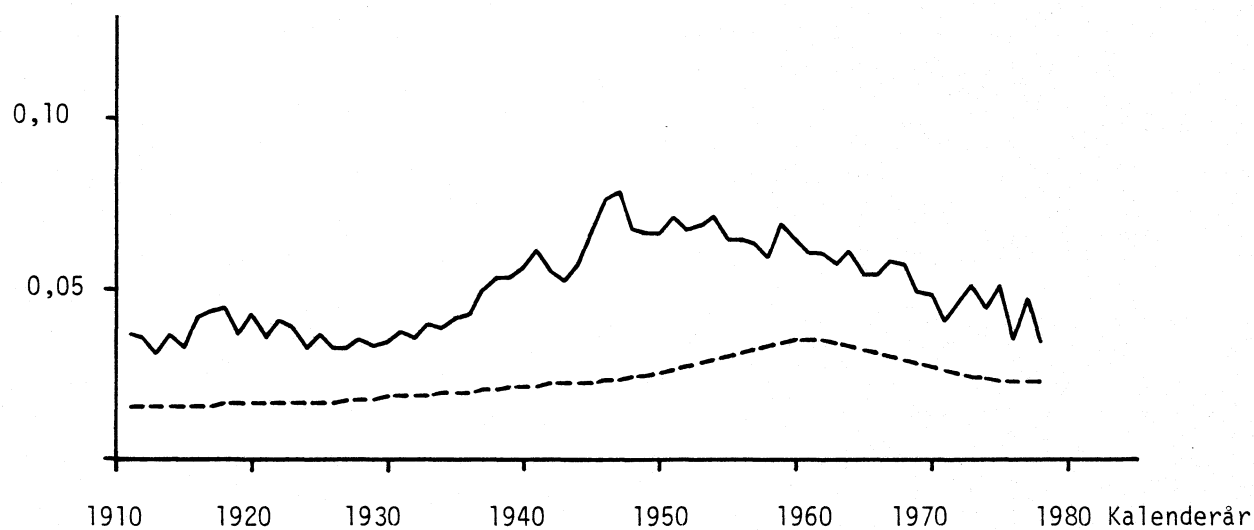
Figur 55. Giftermålsrater for ugifte kvinner i alder 30 år, etter kalenderår



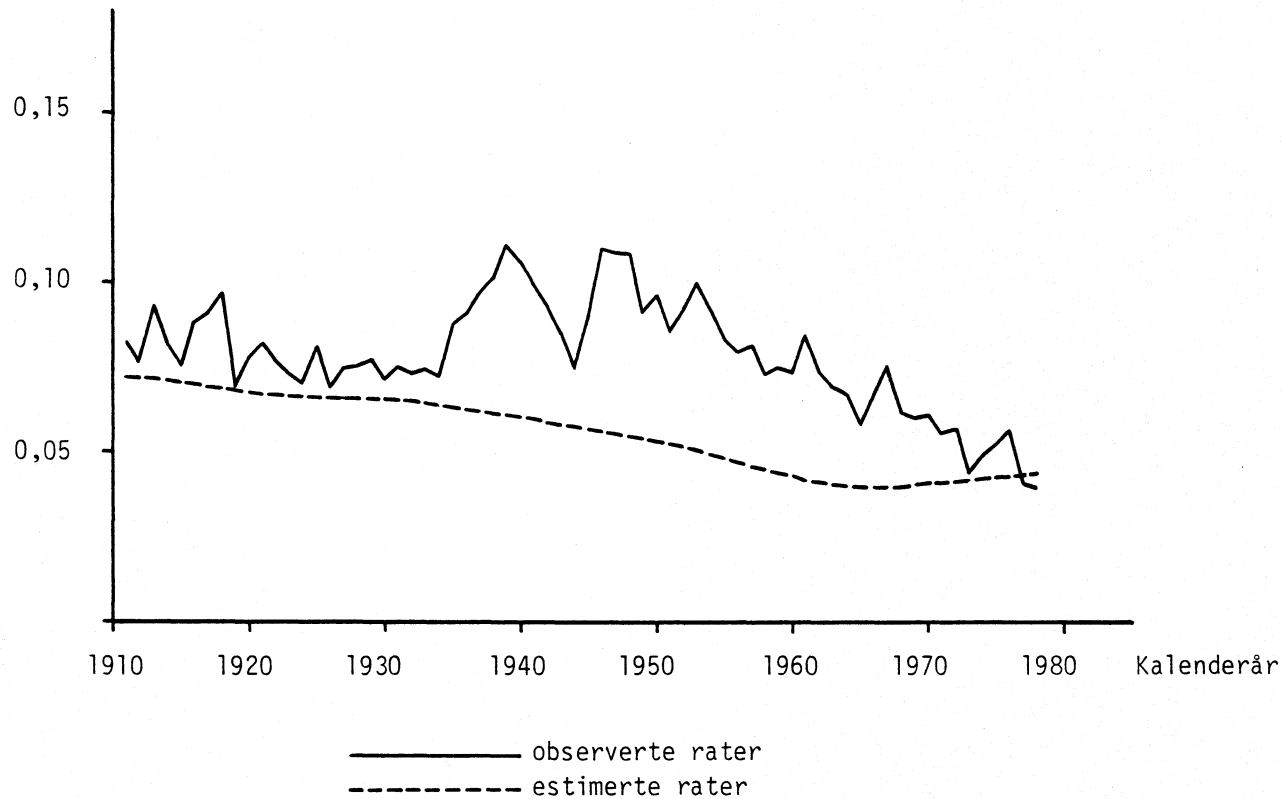
Figur 56. Giftermålsrater for ugifte menn i alder 30 år, etter kalenderår



Figur 57. Giftermålsrater for ugifte kvinner i alder 35 år, etter kalenderår



Figur 58. Giftermålsrater for ugifte menn i alder 35 år, etter kalenderår



De demografiske prognosene som lages i Norge i dag, bygger stort sett på forutsetningen om at dagens forhold skal holde seg uforandret, dvs. vi holder dagens observerte rater uendret i framskrivingsperioden og ser hvordan det virker. Resultatene som er lagt fram her, tyder på at vi kan få en ikke uvesentlig forbedring ved å benytte bestandskorrigerede rater framfor å benytte faste ekteskapsrater. Forutsetningen er selvsagt at vi har troverdige anslag for bestanden i framtida. I og med at bestanden ugifte ett år er bestemt av forhold fram til dette året, og at vi i dag lager prognoser for befolkningens størrelse og alderssammensetning, burde det la seg gjøre å bygge inn ekteskapelig status i slike prognoseopplegg. Et prøveprosjekt for dette, med faste ekteskapsrater, er i gang. Når dette blir operativt, burde bestandskorrigerering være en metode til å forbedre anslagene.

Det er ikke bare ekteskap som er avhengig av to aktører av forskjellig kjønn. Det samme er tilfelle med fruktbarhet. Ofte vil det være en og samme hendelse som genererer både fruktbarhet og ekteskap. Selv om disse hendelsene skjer til forskjellig tid, kan beslutningene være vanskelige å skille fra hverandre. En beslutning om å få barn fører ofte til ekteskap eller ekteskapsliknende forhold, og en beslutning om å inngå slike forhold kan henge sammen med ønske om seinere å få barn dersom forholdet blir vellykket.

Dersom utviklingen går i retning av flere papirløse samliv, er det grunn til å tro at også andelen fødsler som skjer utenfor ekteskap, vil øke. Spesielt denne gruppen fødsler vil avhenge av den ikke-gifte befolkningens kjønns- og alderssammensetning. Fruktbarhet er av vesentlig betydning for prognosene over folketallet når vi går mer enn en generasjon fram i tida.

Gevinsten ved ekteskapsprognoser ligger dels i å kunne anslå behovet for boliger og andre bruksgoder som henger sammen med familiestiftelse, og dels i at fruktbarhetsprognosene burde kunne bli sikrere om befolkningens fordeling etter ekteskapelig status var kjent. Dersom tendensen til papirløse samliv skulle øke så sterkt at poenget med ekteskapsprognoser svekkes, vil bestandsforholdene på mer direkte vis påvirke fruktbarhetstallene. Uansett hvilke former samliv og ekteskap får i framtida, vil markedsforholdene mellom kjønnene spille en sentral rolle for befolkningsutviklingen. Denne rollen kan være såpass virkningsfull at det svarer seg å ta hensyn til den i prediksjoner, selv om våre ambisjoner om å gjøre presise prognoser bør være nokså beskjedne.

Referanser

- Dagsvik, John (1978): "Analyse av tidsrekke-data for førstegangsgiftermål på grunnlag av en tokjønnsmodell". Statistisk Sentralbyrå, ANO IO 78/21. Oslo.
- Dyrvik, Ståle (1978): "Utviklingstendensar i 1976 i Norges befolkning". Artikkel 106, Statistisk Sentralbyrå. Oslo.
- Hoem, Jan M. (1972): "On the Statistical Theory of Analytic Graduation". Proceedings of the sixth Berkely Symposium on Mathematical Statistics and Probability. Også utgitt som Artikkel 49, Statistisk Sentralbyrå, Oslo.
- Mønnesland, Jan (1979): "Analytisk glatting av rater for første gangs giftermål". Artikkel 119, Statistisk Sentralbyrå, Oslo.
- Schoen, Robert (1977): "A two-sex nuptiality - mortality life table". Demography.
- Statistisk Sentralbyrå (1978a): "Utviklingen i giftermål og dødsfall 1911-1976". SA 35, Oslo.
- Statistisk Sentralbyrå (1978b): "Folkemengdens bevegelse. Oversikt 1971-1975". SA 36, Oslo.

Trykt 1980

- Nr. 80/1 Svein Longva, Lorents Lorentsen and Øystein Olsen: Energy in a Multi-Sectoral Growth Model Energi i en flersektors vekstmodell ISBN 82-537-1082-8
- 80/2 Viggo Jean-Hansen: Totalregnskap for fiske- og fangstnæringen 1975 - 1978 ISBN 82-537-1080-1
- 80/3 Erik Biørn og Hans Erik Fosby: Kvartalsserier for brukerpriser på realkapital i norske produksjonssektorer ISBN 82-537-1087-9
- 80/4 Erik Biørn and Eilev S. Jansen: Consumer Demand in Norwegian Households 1973 - 1977 A Data Base for Micro-Econometrics ISBN 82-537-1086-0
- 80/5 Ole K. Hovland: Skattemodellen LOTTE Testing av framskrivingsmetoder ISBN 82-537-1088-7
- 80/6 Fylkesvise elektrisitetsprognoser for 1985 og 1990 En metodestudie ISBN 82-537-1091-7
- 80/7 Analyse av utviklingen i elektrisitetsforbruket 1978 og første halvår 1979 ISBN 82-537-1129-8
- 80/8 Øyvind Lone: Hovedklassifiseringa i arealregnskapet ISBN 82-537-1104-2
- 80/9 Tor Bjerkedal: Yrke og fødsel En undersøkelse over betydningen av kvinners yrkesaktivitet for opptreden av fosterskader Occupation and Outcome of Pregnancy ISBN 82-537-1111-5
- 80/10 Statistikk fra det økonomiske og medisinske informasjonssystem Alminnelige somatiske sykehus 1978 ISBN 82-537-1119-0
- 80/12 Torgeir Melien: Ressursregnskap for jern ISBN 82-537-1138-7
- 80/14 Petter Frenger: Import Share Functions in Input - Output Analysis Importandelsfunksjoner i kryssløpsmodeller ISBN 82-537-1143-3
- 80/15 Den statistiske behandlingen av oljevirkomheten ISBN 82-537-1150-6
- 80/16 Ådne Cappelen, Eva Ivås og Paal Sand: MODIS IV Detaljerte virkningstabeller for 1978 ISBN 82-537-1142-5
- 80/18 Susan Lingsom: Dagbøker med og uten faste tidsintervaller: En sammenlikning basert på prøveundersøkelse om tidsnytting 1979 Open and Fixed Interval Time Diaries: A Comparison Based on a Pilot Study on Time Use 1979 ISBN 82-537-1158-1
- 80/19 Sigurd Høst og Trygve Solheim: Radio- og fjernsynsundersøkelsen januar - februar 1980 ISBN 82-537-1155-7
- 80/21 Olav Bjerkholt og Øystein Olsen: Optimal kapasitet og fastkraftpotensial i et vannkraftsystem ISBN 82-537-1154-9
- 80/22 Eksakte metoder for analyse av to-vegstabellar ISBN 82-537-1161-1
- 80/23 P. Frenger, E. S. Jansen and M. Reymert: Tariffs in a World Trade Model An Analysis of Changing Competitiveness due to Tariff Reductions in the 1960's and 1970's ISBN 82-537-1163-8
- 80/24 Jan Mønnesland: Bestandsuavhengige giftermålsrater ISBN 82-537-1167-0

Pris kr 11,00

Publikasjonen utgis i kommisjon hos H. Aschehoug & Co. og
Universitetsforlaget. Oslo, og er til salgs hos alle bokhandlere.

ISBN 82-537-1167-0
ISSN 0332-8422