

# OM MÅLING AF ÆGTESKABELIG FRUGTBARHED

AF MOGENS BOSERUP\*

Jeg skal holde mig næsten udelukkende til kapitel 11, Fertility and Marital Distribution, i Poul Chr. Matthiessen's afhandling<sup>1</sup>. I dette kapitel gør forfatteren – herefter ofte betegnet som PCM – et forsøg på at belyse udviklingen i ægteskabelig og uægteskabelig frugtbarhed i Danmark siden midten af det 19. århundrede, med særligt henblik på en tidsmæssig lokalisering af den moderne fødselsbegrænsnings begyndelse og tidlige udvikling.

Grunden til at jeg har valgt dette kapitel til nærmere omtale er at jeg synes det er svagt, samtidig med at det nok er den del af afhandlingen som man vil lægge mest mærke til uden for landets grænser.

En udenlandsk læser, helt uden kendskab til dansk befolkningslitteratur, må få det indtryk at frugtbarhedsanalysen i kapitel 11 er noget af en pionerindsats. Men en dansker med noget forhåndskendskab til stoffet vil være mere tilbøjelig til at anklage doktoranden for *parricidium*, denne forbrydelse som består i drab – herunder vel også fortielsesdrab – på nærbeslægtede eller andre personer som ellers havde krav på drabsmandens særlige agtelse og hengivenhed: I denne afhandling, hvis emne er befolkningsudviklingen over de sidste 125 år eller så, nævnes ikke en mand som Harald Westergaard. Man søger forgæves omtale eller blot nævnelse af demografer og statistikere som Marcus Rubin, H. F. Lund og Adolph Jensen<sup>2</sup>. Der er heller ikke nogen stillingtagen til eller blot omtale af W. Scharlings forskellige forsøg på at se den befolkningsmæssige udvikling i lys af de økonomiske tilstande.

Når jeg beklager denne mangel på interesse for og/eller kendskab til den datidige litteratur om det emne afhandlingen beskæftiger sig med, er det ikke så meget for de henfarnes ihukommelse, men fordi afhandlingens kvalitet forringes ved den manglende kontakt bagud. Dette skal jeg nærmere påvise i det følgende.

En anden mere almindelig svaghed i kapitel 11 er den manglende interesse for at få uddestilleret en sekulær bevægelse, rensset for virkningerne af

\* Professor ved Københavns Universitet.

1. *Some Aspects of the Demographic Transition in Denmark*, København 1970. Det følgende er en noget udvidet version af et indlæg som opponert ex auditorio ved det mundtlige forsvar for afhandlingen, den 16. juni 1970.

2. Et oversigtsværk fra 1905, vistnok skrevet af Adolph Jensen, nævnes dog, jfr. nedenfor.

# OM MÅLING AF ÆGTESKABELIG FRUGTBARHED

AF MOGENS BOSERUP\*

Jeg skal holde mig næsten udelukkende til kapitel 11, Fertility and Marital Distribution, i Poul Chr. Matthiessen's afhandling<sup>1</sup>. I dette kapitel gør forfatteren – herefter ofte betegnet som PCM – et forsøg på at belyse udviklingen i ægteskabelig og uægteskabelig frugtbarhed i Danmark siden midten af det 19. århundrede, med særligt henblik på en tidsmæssig lokalisering af den moderne fødselsbegrænsnings begyndelse og tidlige udvikling.

Grunden til at jeg har valgt dette kapitel til nærmere omtale er at jeg synes det er svagt, samtidig med at det nok er den del af afhandlingen som man vil lægge mest mærke til uden for landets grænser.

En udenlandsk læser, helt uden kendskab til dansk befolkningslitteratur, må få det indtryk at frugtbarhedsanalysen i kapitel 11 er noget af en pionerindsats. Men en dansker med noget forhåndskendskab til stoffet vil være mere tilbøjelig til at anklage doktoranden for *parricidium*, denne forbrydelse som består i drab – herunder vel også fortielsesdrab – på nærbeslægtede eller andre personer som ellers havde krav på drabsmandens særlige agtelse og hengivenhed: I denne afhandling, hvis emne er befolkningsudviklingen over de sidste 125 år eller så, nævnes ikke en mand som Harald Westergaard. Man søger forgæves omtale eller blot nævnelse af demografer og statistikere som Marcus Rubin, H. F. Lund og Adolph Jensen<sup>2</sup>. Der er heller ikke nogen stillingtagen til eller blot omtale af W. Scharlings forskellige forsøg på at se den befolkningsmæssige udvikling i lys af de økonomiske tilstande.

Når jeg beklager denne mangel på interesse for og/eller kendskab til den datidige litteratur om det emne afhandlingen beskæftiger sig med, er det ikke så meget for de henfarnes ihukommelse, men fordi afhandlingens kvalitet forringes ved den manglende kontakt bagud. Dette skal jeg nærmere påvise i det følgende.

En anden mere almindelig svaghed i kapitel 11 er den manglende interesse for at få uddestilleret en sekulær bevægelse, rensat for virkningerne af

\* Professor ved Københavns Universitet.

1. *Some Aspects of the Demographic Transition in Denmark*, København 1970. Det følgende er en noget udvidet version af et indlæg som opponert ex auditorio ved det mundtlige forsvar for afhandlingen, den 16. juni 1970.

2. Et oversigtsværk fra 1905, vistnok skrevet af Adolph Jensen, nævnes dog, jfr. nedenfor.

de i tidsforløbet optrædende kortvarige forstyrrelser. Dette er så meget mere beklageligt fordi forfatteren har valgt en statistisk fremstillingsform som skjuler disse tidsmæssigt lokale bevægelser.

Der skal senere gives eksempler herpå. Men for straks at gøre klart hvad der menes vil jeg indledningsvis prøve en systematisk opstilling af de faktorer der påvirker den ægteskabelige frugtbarhed, og som er af en sådan art at de kan indfanges med en demografis redskaber.

Når vi skal identificere de faktorer der bestemmer gifte kvinders frugtbarhed eller, om man vil, deres effektivitet som producenter af afkom, ligger det nær at tænke på det analoge tilfælde hvor vi skal bestemme effektiviteten hos en enhed af arbejdskraft eller et kapitalgode, og vi kan derfor med fordel bruge systematikken i kapitel 1 i Anders Ølgaards disputats (1966). Ølgaard har venligt påtaget sig nærmere at uddybe spørgsmålet om mulighed og rækkevidde af en sådan demografisk anvendelse af hans systematik, se tillæg 2, side 212.

Som bekendt sonderer Ølgaard mellem en alderseffekt, en årgangs- eller *vintage*effekt, og en kalender- eller årseffekt. Det er de tre grupper af faktorer der tilsammen bestemmer effektiviteten for et givet stykke realkapital eksisterende på et givet tidspunkt. Med visse udvidelser kan vi bruge denne tredeling når vi analogt spørger hvad der bestemmer frugtbarheden hos en gift kvinde. Vi får da følgende fem faktorer, så vidt jeg kan se<sup>3</sup>:

Alderseffekter	}	1. Alder som gift (ægteskabets hidtidige varighed)
		2. Biologisk alder
Årgangseffekt		3. Den til generationen (epoken) hørende kulturelle baggrund m.m.
Kalendereffekter	}	4. Sekulære
		5. »Lokale«, forbigående

Den første faktor – antallet af år moderen har været gift – kan ikke isoleres i en langtidsanalyse baseret på traditionel statistik. Analysen af denne faktor tilhører dels den helt moderne tid med mere specificeret befolkningsstatistik, og på den anden side den nye historiske statistik baseret på kirkebøger og andre registre som moderne databehandling nu gør mulig. Når PCM siger (s. 197) at vi først fra 1938 har fødslerne fordelt efter ægteskabets varighed skulle han dog have tilføjet at vi fra årene omkring 1880 har et netop fra hans synspunkt overordentlig vigtigt pionerarbejde af Westergaard og Rubin som belyser frugtbarhedens afhængighed af bl.a. ægteskabets varighed (jfr. nedenfor).

3. For fuldstændighedens skyld må også nævnes to andre variable, nemlig fødselsnummeret og moderens alder ved vielsen. Den sidstnævnte størrelse er impliceret i ovenstående liste, idet den er givet som forskellen mellem faktor nr. 2 (biologisk alder) og faktor nr. 1 (alder som gift).

Faktor nr. 2, moderens biologiske alder, er triviel. Det er jo den faktor vi får isoleret ved at arbejde med aldersspecifikke frugtbarhedsrater.

Årgangseffekten – faktor nr. 3 – kan nærmere betegnes som den virkning på kvindens frugtbarhed som kommer af at hun tilhører et bestemt »slægtled«, er opdraget i en bestemt periodes religiøse og moralske forestillingsverden, etc.

Endelig har vi kalendereffekten, d.v.s. virkningen af at de fødsler vi betragter foregår i et bestemt afsnit på den historiske tidsskala. Her må det imidlertid være vigtigt at sondre mellem en sekulær og en »lokal« kalender-virkning. Med den sekulære virkning tænker jeg på den »i tiden liggende«, af den almindelige samfundsudvikling påvirkede indstilling m.h.t. ønskelig familiestørrelse, tilladeligheden af forskellige præventive metoder, og andre forestillinger som kun langsomt ændrer sig. Sondringen mellem årgangseffekten og den sekulære kalendereffekt er ret subtil, og vi kan ikke håbe at kunne adskille dem statistisk. Sondringen er dog begrebsmæssigt nyttig, især for klargørelse af relative fordele og ulemper ved tværsnits- og længdesnitsanalyser.

Med »lokale« kalendereffekter tænker jeg på krige, revolutioner, epidemier, økonomiske kriser, mere kortvarige moderetninger m.h.t. børneavl, etc.<sup>4</sup>

Fra den foreliggende afhandlings synspunkt skulle sondringen mellem den sekulære og den »lokale« kalendereffekt være af betydning ikke blot når det gælder selve fødslerne antal, altså frugtbarhedsraternes tæller, men også når det gælder nævneren, d.v.s. antallet af kvinder i givne grupper på givne tidspunkter. Som senere skal vises har PCM overset vigtige korttidssvingninger i denne størrelse, til skade for hans analyse.

Min kritik på dette punkt går altså ud på at forfatteren ikke tilstrækkeligt har interesseret sig for at rense sin analyse af frugtbarhedens langtidstendens for forstyrrelser fra specielle, tidsbegrænsede forhold<sup>5</sup>. Det billede af den ægteskabelige frugtbarheds udvikling i hver aldersgruppe som gives i afhandlingens tabel XI. 1–3 og figur 11.1.a-b udtrykker således det samlede resultat ikke blot af de to i praksis uadskillelige faktorer nr. 3 og 4, men desværre også af den »lokale«, forstyrrende faktor nr. 5. Og hertil kommer at forfatteren bruger en uheldig statistisk fremstilling med sammenkædning

4. Et velkendt eksempel på det sidste er 1910–14-generationens undernormale frugtbarhed i 1930'erne, som senere blev mere end indhentet. (Fænomenet kan aflæses i afhandlingens figur 11.1.a).

5. Det siger sig selv at sondringen mellem det sekulære og det »lokale« i en demografisk udvikling ikke er skarp og absolut. F.eks. har en epidemi, noget i tiden snævert begrænset, også sine ekkovirkninger i det lange løb.

Det enestående pludselige fald i frugtbarheden i Japan efter sidste krig er et vigtigt eksempel på en slags demografisk mutation som ikke lader sig klassificere under synspunktet korttids- eller langtidseffekt. Det var en historisk præcist placeret begivenhed (vel en chokvirkning af nederlaget) som skaber en varig ny tilstand.

af gennemsnit af overlappende perioder. Som følge af disse og andre mangler kan afhandlingen kun give usikre konklusioner om fødselsbegrænsningens begyndelsestidspunkt m.m.

#### *Egentlige og uegentlige generationsanalyser*

Efter disse kritiske bemærkninger om forfatterens fremgangsmåder i almindelighed vil jeg nu gå nærmere ind på enkeltheder i den frugtbarhedsanalyse der gives i kapitel 11.

Den opgave at fastslå hvornår, i hvilke områder, i hvilke alders- og socialklasser, og med hvilken styrke den moderne fødselsbegrænsning satte ind i Danmark er ikke uden interesse, også uden for landets grænser, og i et land som Danmark der har en god befolkningsstatistik for anden halvdel af 19. årh. bør alle muligheder udnyttes for at få disse forløb belyst.

Kapitlet om ægteskabelig frugtbarhed i den foreliggende afhandling er dog en skuffelse, som allerede antydet. Det bringer kun lidt nyt til belysning af frugtbarhedens udvikling, og de ret håndfaste konklusioner der læses ud af tabeller og figurer er i bedste fald tvivlsomme, i værste fald forkerte. Forfatteren forsømmer at anvende anden statistik end folketællingerne (bestand af kvinder i de forskellige alders- og civilstandsgrupper) og den løbende statistik over fødsler (efter moderens alder), og han forpasser gode lejligheder til at korrigere vigtige fejl i tidligere fremstillinger.

Læseren må få det indtryk (se s. 25) at der skal gives en belysning af frugtbarhedens udvikling ved hjælp af »a comprehensive generation analysis.« Men er det i det hele taget en generationsanalyse vi får? Det må vist siges at være et definitionsspørgsmål.

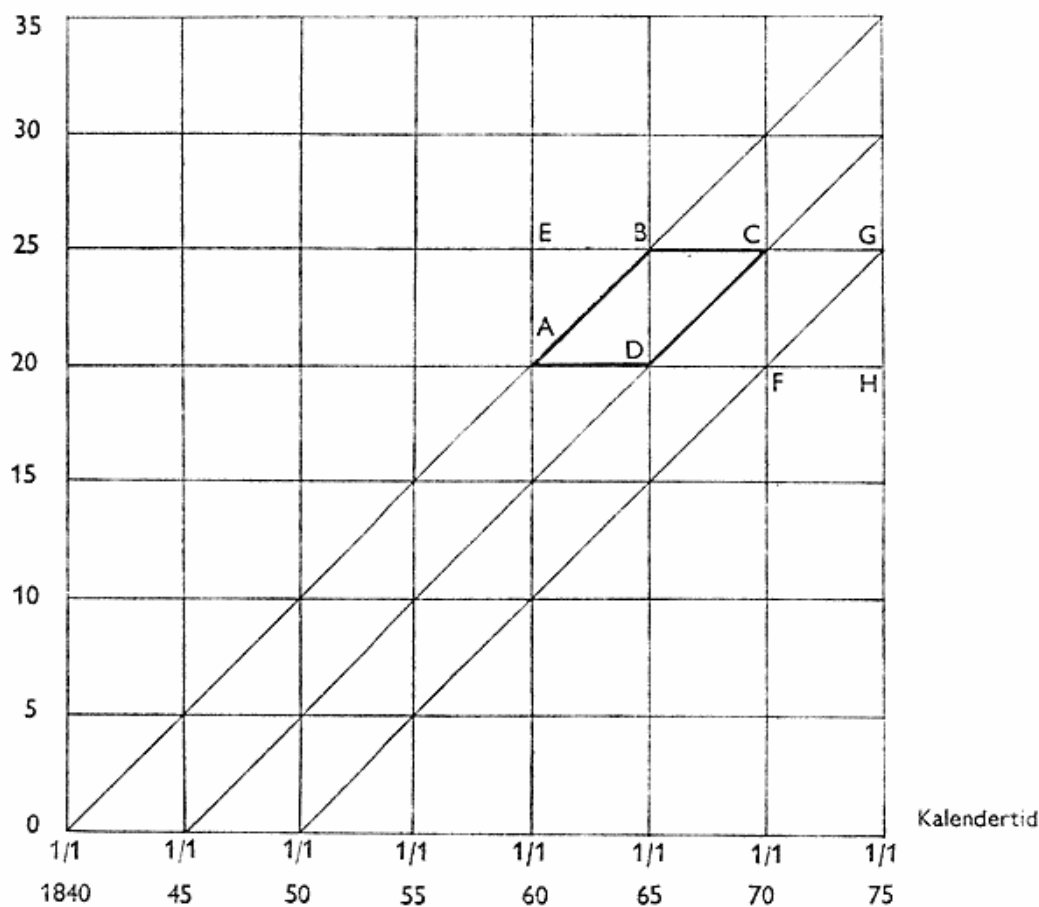
Lad os derfor foretage en definatorisk sondring mellem egentlige og uegentlige generationsanalyser af frugtbarhed. Som egentlige vil jeg betegne generationsanalyser hvor frugtbarhedsraternes tæller angiver det samlede antal børn som mødre født i en bestemt periode bringer til verden gennem hele deres frugtbare livsafsnit eller under deres passage gennem en given aldersgruppe. Som uegentlige betegner jeg »generationsanalyser« (jeg insisterer her og i det følgende på anførselstegnene) hvor tælleren er antallet af fødsler i en given tidsperiode ved mødre der tilhører en aldersgruppe af kvinder der kan betragtes som en mere eller mindre god *tilnærmelse* til gruppen af samtlige (overlevende) kvinder født i en bestemt periode – kohorte, fødselshold, generation eller hvad man nu vil kalde det.

Efter en sådan sprogbrug må den frugtbarhedsanalyse forfatteren fremlægger i kapitel 11 utvivlsomt betegnes som en uegentlig generationsanalyse, skønt dette ikke gøres helt klart for læseren<sup>6</sup>. Det er ret indlysende at det

6. I fodnote 4, side 25, antyder PCM næsten det modsatte, idet det understreges at det ikke er muligt at basere en analyse på kohorter af viede kvinder (men altså dog på kohorter af *fødte* kvinder, må læseren næsten slutte).

må være sådan, thi de data der foreligger i statistikken over fødsler i det 19. århundrede giver nu engang kun de fødende mødres aldersgruppe når de føder, ikke det femår i hvilket mødrene selv er født. Den omstændighed at forfatteren har måttet nøjes med en uegentlig generationsanalyse formindsker undersøgelsens nyhedsinteresse, thi som straks skal vises er det kun et velkendt billede han hermed kan tegne.

Alder



Figur 1.

For at indse dette behøver vi blot at kaste et blik på det sædvanlige Lexis-skema på afhandlingens side 203. I figur 1 gengives de elementer, som er nødvendige for vort ræsonnement her og i det følgende.

Lad os f.eks. se på den af kvindegenerationen 1840–44 udviste frugtbarhed i aldrene 20–24. For en egentlig generationsanalyse kræves hertil (som tæller) en opgørelse over de fødsler, der ligger i parallellogrammet ABCD. Da sådanne tal jo ikke haves bruger forfatteren som en tilnærmelse halvdelen af det samlede antal fødsler i rektanglen AECF (d.v.s. af fødsler der sker

inden for årene 1860-69 og hvor moderen er 20-24 år). Som den til denne tæller svarende nævner skal vi have det bedst mulige udtryk for den gennemsnitlige bestand af gifte kvinder i aldersgruppen 20-24 år inden for tidsrummet  $\frac{1}{2}$  1860- $\frac{1}{2}$  1870, og hertil bruger forfatteren gennemsnittet af folketællingerne  $\frac{1}{2}$  1860 og  $\frac{1}{2}$  1870. Den implicerede forudsætning om lineær vækst mellem folketællingerne anses almindeligvis for acceptabel i mangel af bedre, men det vil blive vist nedenfor at der *kan* findes noget bedre, og at det er farligt at bruge den almindelige anvisning om lineær interpolation mellem folketællingerne også for aldersgrupper under 30 år og uden hensyn til usædvanlige omstændigheder i enkelte tiår.

Den her kort refererede fremgangsmåde skildres klart nok på side 202-4. Men forfatteren forsømmer at gøre opmærksom på at dette i virkeligheden er en temmelig traditionel fremgangsmåde, og at den tilnærmelsesformel han anvender bringer ham tilbage til præcis de rater for ægteskabelig frugt-

Tabel 1. Sammenligning mellem Adolph Jensens og P. C. Matthiessens tal for ægteskabelig frugtbarhed

ADOLPH JENSEN (s. 115, fra tabel 96)				P. C. MATTHIESSEN (s. 184, fra tabel XI.7)						
Årligt antal fødsler inden for ægteskab for hver 1000 gifte kvinder i hver aldersklasse				Aldersspecifik ægteskabelig frugtbarhed for »generationer« af kvinder (pr. 1000 kvinder)						
Fødsler i perioden	Aldersklasser for fødende mødre				Aldersklasser for fødende mødre				Mødrenes »generation«	Periode inden hvilken mødrene er født
	20-24	25-29	30-34	35-39	20-24	25-29	30-34	35-39		
1860-69	447	389	312	236	450	391	313	237	1825-29	1820-34
									1830-34	1825-39
1870-79	492	387	322	250	496	390	324	252	1835-39	1830-44
									1840-44	1835-49
1880-89	487	406	320	241	493	412	324	244	1845-49	1840-54
									1850-54	1845-59
1890-1900	475	393	304	282(*)	484	401	310	246	1855-59	1850-64
									1860-64	1855-69
									1865-69	1860-74
									1870-74	1865-79

Note: (\*) se fodnote 9.

barhed som hans berømte, men i afhandlingen unævnte forgængere arbejdede med til belysning af frugtbarhedsforholdene. De brugte nemlig, for at blive ved Lexis-skemaet, netop rektanglen AECF som tæller og gennemsnit af successive folketællingspar som nævner.

Heri er nu intet mærkeligt: Hvis man (som PCM) stiller sig tilfreds med det lige beskrevne surrogat for en generationsanalyse, så kan man altid ved en simpel ændring af tabelopstilling forvandle en traditionel tværnsnitanalyse, som for en række successive perioder viser frugtbarheden i forskellige samtidigt eksisterende aldersgrupper af kvinder, til en uegentlig generationsanalyse.

For at gøre klart hvor lidt nyt der er i forfatterens tal, har jeg i tabel 1 gengivet et udsnit af den i denne forbindelse relevante tabel (nr. 96, s. 115) i *Befolkningsforholdene i Danmark i det 19. århundrede*<sup>7</sup>, tillige med de tilsvarende tal som de fremgår af PCM's beregninger. De udvalgte tal omfatter landdistrikterne og angiver ægteskabelig frugtbarhed pr. tusind gifte kvinder.

Man ser at tallene i tabellens to dele ligger ganske tæt op ad hinanden. Det skulle også bare mangle, thi det er jo præcis samme formel der er anvendt på samme data i de to tilfælde. De små differencer mellem de to talrækker, Adolph Jensen's og PCM's, må skyldes afrunding, mindre territoriale tilretninger, etc. og i nederste linje velsagtens den omstændighed at Adolph Jensen's tal vedrører de 11 år 1890–1900, medens Matthiessen's tal er tilrettet for 10-årsperioden 1890–99.

Sagen kan også udtrykkes på en anden måde: Den gamle opstilling hos Adolph Jensen kan som enhver tabel læses kolonne for kolonne eller række for række. Læser man den række for række<sup>8</sup> har man den traditionelle og velkendte tværnsnitanalyse, som PCM (s. 24) rynker på næsen ad, med nogen ret men dog lovlig summarisk efter mit skøn. Men læser vi de Adolph Jensen'ske tal fra 1905 kolonne for kolonne, ja så har vi en frugtbarhedsanalyse svarende til de i PCM's figur 11. 1. a. m. v. optegnede kurver, og læses de »diagonalt« (fra nordvest til sydøst) har vi en analyse af den art som oven for blev kaldt uegentlig generationsanalyse, og som er nøjagtig så god (eller så dårlig) som den PCM nu lægger frem, 65 år senere.

Man har lov at spørge hvorfor forfatteren har gjort sig den ulejlighed at udregne disse tal for anden halvdel af 19. århundrede som har foreligget tilgængelige i to menneskealdre.<sup>9</sup>

7. Statens statistiske Bureau (1905 a). Hovedforfatteren er efter alt at dømme Adolph Jensen, senere mangeårig chef for den danske statistik og international pioner i stikprøvetæori og -praksis. Jeg omtaler ham herefter som forfatter af dette værk.

8. Af praktiske grunde er tabellen vendt om, således at det der fremtræder som en kolonne i Adolph Jensen's original er en række i gengivelsen her.

9. Helt overflødigt har regnearbejdet dog ikke været. Ved forfatterens genregning er det blevet klart at det bizarre tal Adolph Jensen giver for halvfemsernes frugtbarhed på landet i aldersklassen 35–39 år må være en regnefejl. Tallet er så langt fra det forventelige at man må undres over at Adolph Jensen akcepterede det og endog i teksten omtalte det som en interessant undtagelse.



Her vil forfatteren måske indvende at skønt hans tal for de tidsperioder, der flankeres af folketællinger (altså perioderne 1860-69, 1870-79, etc.) er identiske med gammelkendte tal og derfor ikke lægger noget nyt til vor viden, så er der dog føjet noget nyt til ved frugtbarhedsrater for de tiår i hvis midte der ligger et folketællingsår (1865-74, 1875-84, etc.). Vi får her ved flere punkter på de kurver (jfr. afhandlingens figur 11.1.a) som skal beskrive frugtbarhedens udvikling over tiden (eller for successive »generationer«) inden for de forskellige aldersklasser.

Men mon dog tilføjes af disse punkter forbedrer analysen?

Lad os igen se på Lexis-skemaet (figur 1). Vi fæstede for opmærksomheden ved rektanglen AECF som efter division med  $t_0$  giver os tælleren for tiåret 1860-69 i en uegentlig generationsanalyse for aldersgruppen 20-24 år (»generation« 1840-44). Hvis vi nu med PCM (men modsat Adolph Jensen) ønsker et frugtbarhedstal svarende til »generationen« 1845-49 i aldersgruppen 20-24, så skulle vi for en *egentlig* generationsanalyse have fødslerne i parallellogrammet DCGF, som ikke overlapper med ABCD, og da dette ikke er muligt nøjes vi med en uegentlig generationsanalyse på basis af rektanglen DBGH. Men mærk at den ene halvdel af denne rektangel allerede var med til at bestemme det foregående punkt på kurven, og at den anden halvdel også indgår i beregningen for den følgende »generation«, 1850-54. Denne fremgangsmåde med overlappende størrelser må medføre en mekanisk udglatning af den kurve der skal beskrive frugtbarhedsratens udvikling, og der må herved være en risiko for at tidslokale ændringer bliver udvisket. Med andre ord, de punkter i PCM's figur 11.1.a. som refererer til perioder, der har et folketællingsår som midtpunkt (1875-64, etc.) giver omtrent samme resultat som man ville få ved simpel grafisk udjævning over en trappekurve dannet ved frugtbarhedstallene for de ti-år der går fra et folketællingsår til et andet.

Samtidig med at jeg kritiserer hans fremgangsmåde kan jeg godt sympatisere med PCM's ønske om at få flere punkter på kurverne til mere præcis tidsmæssig lokalisering af ændringerne i frugtbarhed. Dette ønske kan imidlertid opfyldes – uden at man risikerer den lige nævnte udglatning – ved at arbejde med 5-årsgrupper. For hvert kalender-femår kendes jo antallet af fødsler fordelt efter moderens aldersgruppe, og disse tal må kunne sættes i forhold til det bedst mulige skøn for femårets gennemsnitlige bestand af kvinder i vedkommende aldersgruppe.<sup>10</sup>

Dette betyder, som man let indser ved atter at se på Lexis-skemaet i figur 1, at man undgår den uheldige overlappning i tælleren. For nævnerens

10. Herved bliver det ganske vist mindre bekvemt at henføre tallene til bestemte »generationer«, da disse nu ikke kan udtrykkes med runde tal. F.eks. måtte fødsler i aldersgruppen 20-24 år i perioden 1865-69 siges (med tilnærmelse) at høre til mødre-»generationen«  $\frac{1}{2}$  1842- $\frac{39}{4}$  1847. Men dette er ikke noget virkeligt tab for analysen.

vedkommende må vi selvfølgelig stadig bruge interpolation ud fra folketællingerne, thi det forhold at vi kun har bestandstal for hvert tiende år kan vi jo ikke hjælpe på, så længe vi holder os til folketællingerne.

En sådan fremgangsmåde, med nævner for femårsperioder beregnet alene ud fra folketællinger med 10 års mellemrum, ville være fuldt forsvarlig og give mere præcist profilerede og derfor mere brugbare resultater end PCM's, men vel at mærke kun for aldersklasserne fra 30 og opefter. For de yngre aldersklasser er fremgangsmåden derimod direkte farlig. Men her, d.v.s. for aldersklasserne 20-24 og 25-29, åbner dansk befolkningsstatistik en af PCM helt forsømt mulighed for forbedring af frugtbarhedsratens nævner, nemlig ved brug af den udmærkede årlige statistik over vielserne.

Jeg skal senere vise resultater af reviderede beregninger efter disse to metoder henholdsvis for aldersklasserne under og over 30 år. Men først skal vi se kritisk på de frugtbarhedsrater som PCM får frem og de konklusioner han mener at kunne drage af dem. Raterne er givet i afhandlingens tabeller XI.1-XI.8 og illustreret især i figurerne 11.1.a-11.2.c. Jeg skal holde mig til figur 11.1.a og den tilsvarende tabel XI.1 hvor hovedresultaterne er samlet. Figuren er gengivet som figur 2.

#### Problematiske tal

Der er to forbavsende ting at lægge mærke til i denne figur: For det første stigningen i frugtbarhed i aldersgrupperne 20-24 og 25-29, op til et toppunkt for »generationen« 1855-59, d.v.s. for fødsler henholdsvis i perioden 1875-84 (for aldersgruppen 20-24) og 1880-89 (for aldersgruppen 25-29). For

FERTILITY RATE

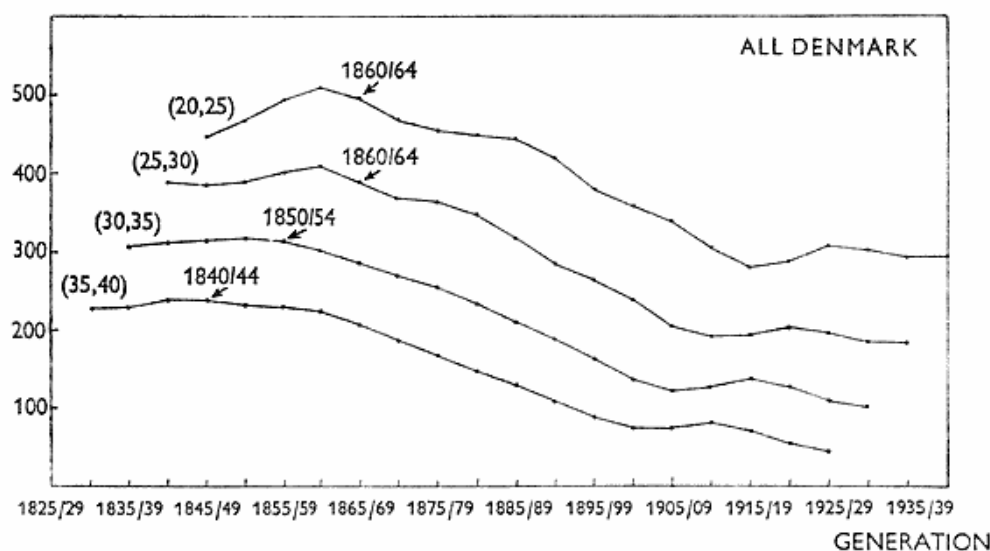


Chart 11.1. Age specific fertility rates in wedlock generations of females. (Per 1000 females).

Figur 2. Kilde: Matthiessens disputats.

det andet den omstændighed at stigningen i frugtbarhed er langt stærkere for aldersgruppen 20–24 end for aldersgruppen 25–29.

Jeg synes man kan se på lang afstand at her må der være noget galt. Og det er der da også.

Mærkeligt nok gør forfatteren ikke noget ud af denne frugtbarhedsstigning som dog – hvis den virkelig havde fundet sted – ville være en bemærkelsesværdig episode som kunne fortjene en hel disputats for sig. I stedet peger forfatteren på følgende to konklusioner: (1) Nedgangen i frugtbarhed begyndte i de højere aldersklasser. Der var altså i begyndelsen tale om familiebegrænsning (efter opnåelse af et vist antal børn) snarere end om familieplanlægning. (2) Nedgangen begyndte for de yngre aldersklassers vedkommende (under 30 år) med »generationen« 1860–64.

De således fremlagte data med tilhørende konklusioner giver nu anledning til at stille følgende tre spørgsmål:

1. Er billedet af en frugtbarhedsstigning i tredje fjerdedel af 19. århundrede troværdigt?
2. Er der tilstrækkelig dokumentation for påstanden om at fødselsbegrænsningen begyndte i de højere aldersklasser og derefter sivede ned til de yngre?
3. Er der et ægte toppunkt for frugtbarheden i begyndelsen af 80'erne, og giver afhandlingens figur 11.1.a (her gengivet som figur 2) sikker oplysning om hvornår nedgangen i frugtbarhed satte ind?

Disse spørgsmål tages op et for et i de følgende tre afsnit.

#### *Stigende frugtbarhed 1860–80?*

Den af figur 2 udviste frugtbarhedsstigning gælder navnlig aldersgruppen 20–24. Stigningen går fra 445 p.m. for »generationen« 1840–44 til 507 for »generationen« 1855–59 og udgør således 14 procent. En sådan udvikling virker uantagelig a priori, så meget mere som der er en stærk kontrast mellem forløbet af kurven for aldersgrupperne 20–24 og 25–29.

Det er nemlig ikke let at se hvorfor frugtbarheden skulle være steget stærkt og vedvarende i perioden 1860–80 og netop i aldersgruppen 20–24. For at dette skulle kunne godtages måtte man forlange en meget fuldstændig undersøgelse af alle muligheder for fejl i tallene og/eller henvisning til andre kendsgerninger som kunne gøre tallene mere sandsynlige. Men PCM giver ingen sådan støtte til sine tal.

Det er imidlertid ikke vanskeligt at finde fejlen. Den skyldes især det ejendommeligt lave antal vielser i første halvdel af 1860'erne, og hertil kommer – så vidt jeg kan se – en fejl i folketællingstabelværket 1860.

Det første fænomen, de lave vielsestal i 60'ernes første halvdel, var man i

høj grad opmærksom på i samtiden, og det blev ret stærkt diskuteret. Man behøver blot at henvise til en så vigtig kilde som cand. theol. H. F. Lund's (1873) dybtgående indledning til tabelværket om vielser, fødsler og dødsfald i årene 1865-69, som netop samler interessen om de ejendommelige sving i »tilbøjeligheden til ægteskab« som foregik i 50'erne og 60'erne.

Nogle få tal (tabel 2) kan vise at det virkelig drejede sig om kraftige udsving, også for de vielser hvor bruden var under 30 år gammel:

Tabel 2. Antal vielser 1855-69. Hele kongeriget.

	I alt	Vielser hvor bruden var	
		20-24 år	25-29 år
1855-59 .....	66800	21000	19800
1860-64 .....	58900	19000	18500
1865-69 .....	68400	22400	21800

Kilde: Statistiske Bureau (1873).

Parentetisk kan det tilføjes, skønt det ikke er af direkte betydning for vort problem her, at de lave vielsestal kan forklares dels ved to specielle faktorer, nemlig krigen 1864 (opsættelse af vielser) og ekkovirkning fra den store dødelighed i de yngste aldersklasser i begyndelsen af 1830'erne.<sup>11</sup> Men ifølge H. F. Lund var der også en nedsat »tilbøjelighed til ægteskab« under iøvrigt lige vilkår.<sup>12</sup>

Hvorom alting er, svingningerne i vielserne i 1860'erne gør det meget hasarderet at bestemme den for 10-året gennemsnitlige bestand af gifte kvinder i de forskellige aldersgrupper som et simpelt gennemsnit af bestandstal fra folketællingerne 1860 og 1870. Det er imidlertid hvad forfatteren har gjort. Han har udspændt sin lineære interpolations bro henover et udpræget minimum på kurven, og man kan da ikke undre sig over at han kommer til mærkelige resultater.

Vielsestallenes svingninger har naturligvis en større betydning for antallet af gifte kvinder jo lavere en aldersklasse vi betragter, thi jo lavere brudens aldersklasse er, jo større er strømmen af vielser pr. tidsenhed i forhold til aldersklassens bestand af gifte kvinder. F.eks. har vi at antallet af kvinder

11. Lund (1873, p. IV). Den høje dødelighed skyldtes navnlig malaria (»koldfeber«). I de fire år 1830-34 tilsammen steg folketallet med kun 6.000 personer.

At ekkovirkningen for antal viede kvinder i 20-24 og 25-29 års aldre kommer i en så forholdsvis sen periode som begyndelsen af 1860'erne skyldes at kvindernes vielseshyppighed i en vis aldersgruppe styres af antallet af giftfærdige mænd i de lidt højere aldre. Også dette var man opmærksom på i samtiden.

12. Nærmere herom hos Lund (1873, pp. VIII-IX), hvor det også diskuteres om man snarere bør sige at der i 1850'erne var en særlig stærk tilbøjelighed til at indgå ægteskab. Se også kommentarer hos H. Westergaard (1885, p. 434).

i hver aldersgruppe viet i året 1870 udgjorde nedenstående procentdel af aldersgruppens bestand af gifte kvinder pr.  $\frac{1}{2}$  1870:

Alder 20-24 år	34
25-29	12
30-34	5
35-39	2

Hermed stemmer det udmærket at den store abnormitet i figur 2, nemlig den tilsyneladende stigning i frugtbarhed i 1860'erne, slår særlig stærkt ud i aldersgruppen 20-24 år.

Det er underligt at forfatteren har ment at kunne ignorere den udmærkede danske vielsesstatistik som foreligger i ret specificeret form så langt tilbage som til 1840. Meget ville have været vundet for afhandlingen hvis han havde været opmærksom på mulighederne for ved hjælp af vielsesstatistikken, uafhængigt af folketællingerne, at konstruere årlige tal for bestanden af gifte kvinder i aldersgrupperne under 30 år, og således få langt fastere greb om frugtbarhedsraternes nævner<sup>13</sup>.

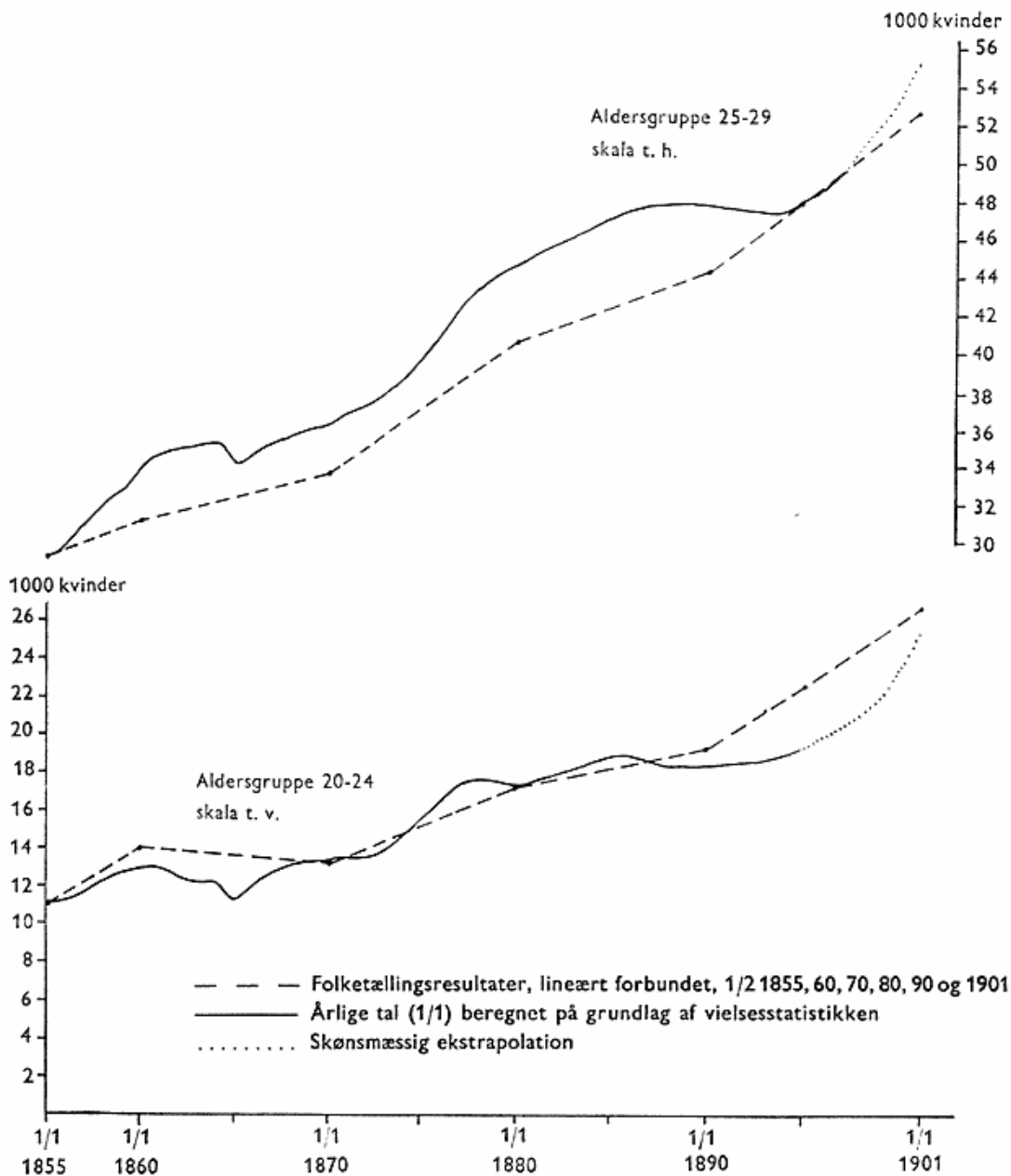
I figur 3 vises resultatet af et forsøg på at indhente det af PCM forsømt ved ud fra vielserne at beregne antallet af gifte kvinder i aldersgrupperne 20-24 og 25-29 for hvert enkelt år fra 1855 til 1895, med en ret skønmæssig videreførsel frem til 1901. Tillige vises det tilsvarende tal fra hver af de seks folketællinger inden for denne periode på 46 år. I et tillæg til denne artikel er der gjort rede for fremgangsmåden.

Det ses straks ved en sammenligning af de kurver, der forbinder henholdsvis de beregnede tal for enkelte år og folketællingstallene, at der er problemer i tiåret 1860-69 (og igen i halvfemserne, hvorom nedenfor).

Det træder nu også klart frem, at der er to vistnok af hinanden uafhængige årsager som bidrager til at PCM's billede af frugtbarhedsudviklingen i 1860'erne bliver fortegnet. Før det første har vi det allerede omtalte minimum for vielsesnes antal midt i 1860'erne som ses som en stærk »udhuling« af kurven, og for det andet ser det ud til at 1860-folketællingens tal for bestanden af gifte kvinder i gruppen 20-24 år, nemlig 14 019, er ca. 10 procent for højt. (Se herom nærmere i tillægget). PCM må have brugt dette tal, og han burde have fattet mistanke til det, allerede fordi det er højere end det tilsvarende tal 10 år senere.

Resultatet af disse to fejl bliver da at PCM's nævner for den ægteskabelige frugtbarhedsrate for 20-24-årige kvinder i tiåret 1860-69 (eller frugtbarhedsraten for »generation« 1840-44 for at bruge forfatterens udtryksmåde) bliver 13 553 eller  $8\frac{1}{2}\%$  højere end det tal på 12 498 som jeg er kommet til.

13. I hele afhandlingen står kun et par linjer (s. 197) om vielsesstatistikken – og de er nærmest vildledende, i hvert fald for de ikke-danske læsere som afhandlingen også henvender sig til.



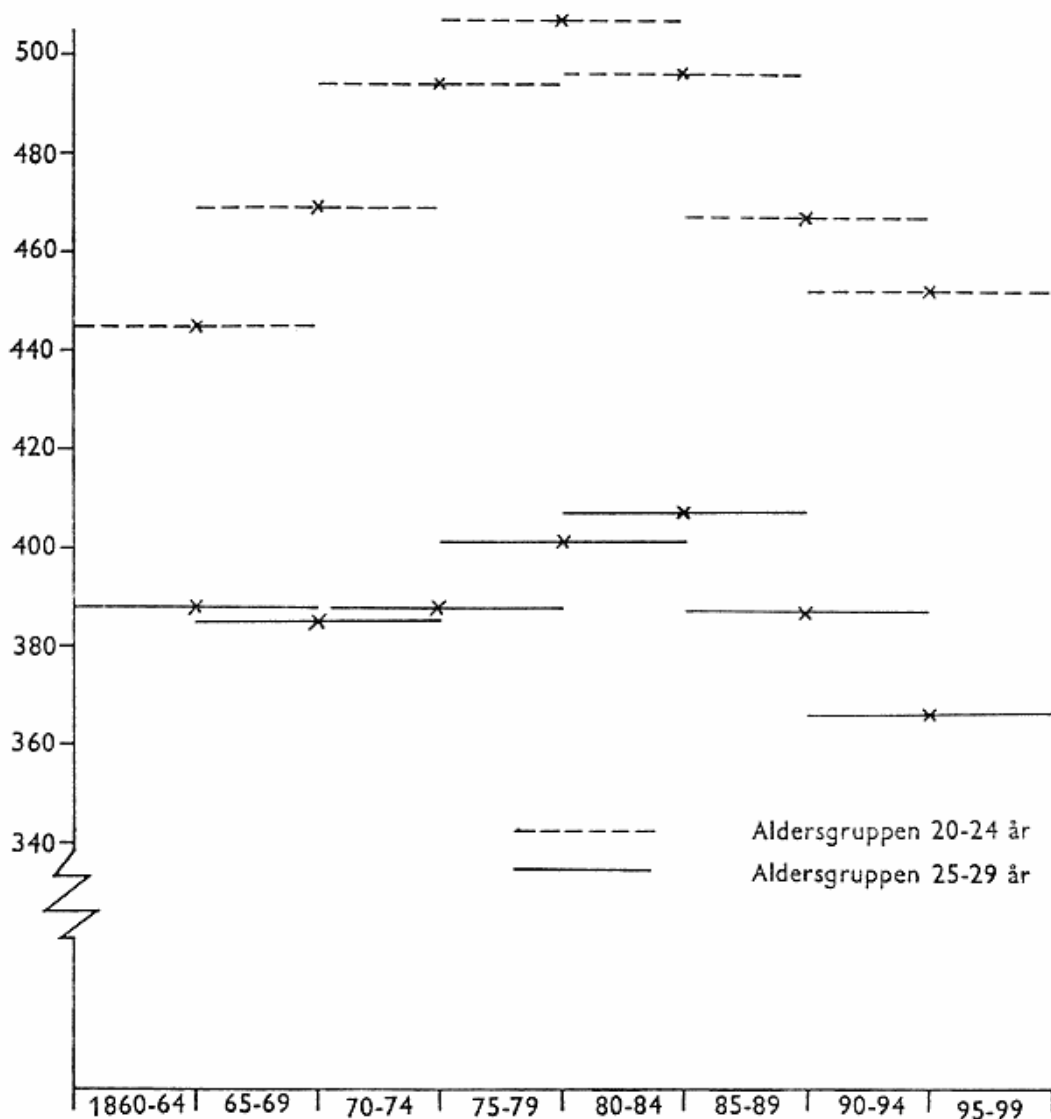
Figur 3. Antal gifte kvinder i aldersgrupperne 20-24 og 25-29.

PCM's frugtbarhedsrate bliver naturligvis tilsvarende for lav. Det må siges at være en fejl af ganske artige dimensioner.

Det billede af en stigende frugtbarhed i de unge aldersklasser fra omkring 1860 til omkring 1880 som PCM's tabel XI.1 giver må altså være urigtigt.

Jeg har forsøgt for aldersgrupperne 20-24 og 25-29 år at foretage en revision for hvert af femårene 1860-64 til 1890-94. Den metode jeg har brugt

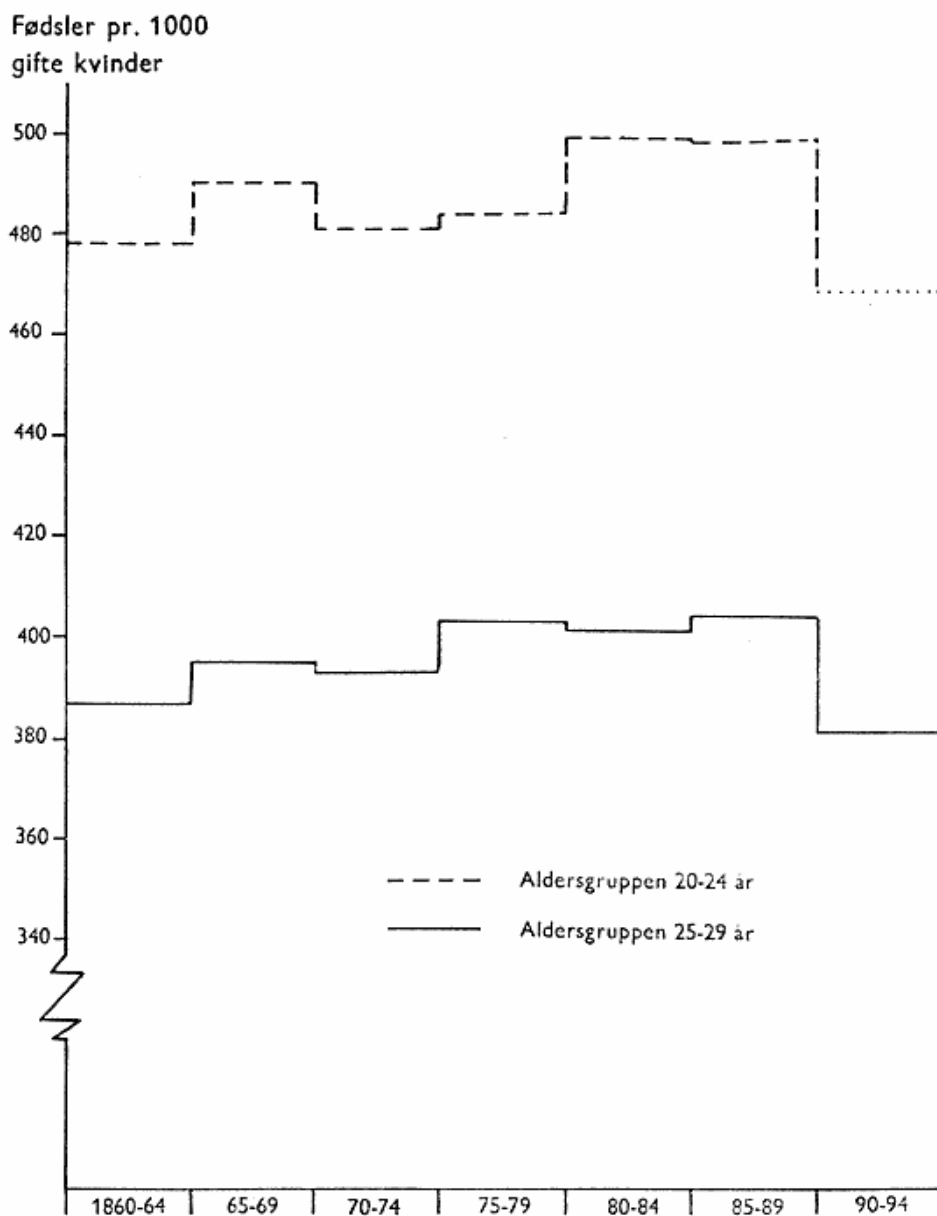
Fødsler pr. 1000  
gifte kvinder



Figur 4 a. Aldersspecifik ægteskabelig frugtbarhed (PCM), 1860-64 til 1895-99. Jfr. afhandlingens tabel XI. 1, s. 178. Metode: Gennemsnit for halvt overlappende 10-årsperioder. Nævneren baseret på folketællinger.

adskiller sig fra PCM's i to vigtige henseender. For det første har jeg som nævner i frugtbarhedsraterne anvendt gennemsnit af tal for bestanden af gifte kvinder beregnet ud fra vielsesstatistikken, særskilt for hvert kalenderår.<sup>14</sup> Disse tal træder i stedet for PCM's lineære gennemsnit for 10-årsperioder.

14. Tallene for femårsperioderne er beregnet som gennemsnit af seks årstal, med halv vægt til det første og det sidste tal.



Figur 4 b. Aldersspecifik ægteskabelig frugtbarhed (MB), 1860-64 til 1890-94. Alternativ beregning. Metode: Gennemsnit for successive 5-årsperioder. Nævneren baseret på årlig viel-sesstatistik.

For det andet har jeg beregnet frugtbarhedsraterne for successive (ikke-overlappende) 5-årsperioder i stedet for de overlappende 10-årsperioder som anvendes af PCM, til skade for tallenes informationsværdi, så vidt jeg kan se. Angående enkelthederne i mine beregninger henvises atter til tillægget.

I tabel 3 vises resultatet af denne revision, og til sammenligning vises



PCM's tal. Tillige afbildes frugtbarhedstallenes forløb efter de to metoder i figurerne 4 a og 4 b.

Jeg skal senere komme tilbage til spørgsmålet om hvad der sker i 1890'erne og nøjes på dette sted med at kommentere forløbet fra 1860 til 1880-84. Denne kommentar kan gøres ganske kort: Hvis mine tal er nogenlunde vel-funderede må vi ganske opgive forestillingen om en stigende ægteskabelig frugtbarhed i de yngre aldersklasser i tredje fjerdedel af det 19. århundrede.

Tabel 3. Ægteskabelig frugtbarhed. Aldersgrupper under 30.

»Generation«		ad modum M. B.		ad modum P. C. M.		»Genera- tion«
		Periode	Frugtbar- hedsrate p.m.	Frugtbar- hedsrate p. m.	Periode	
<i>ALDERSGRUPPE 20-24</i>						
Juli 1837-	Juni 1842	1860-64	478	445	1860-69	1840-44
-	42- - 47	65-69	490	469	65-74	45-49
-	47- - 52	70-74	481	494	70-79	50-54
-	52- - 57	75-79	484	507	75-84	55-59
-	57- - 62	80-84	499	496	80-89	60-64
-	62- - 67	85-89	498	467	85-94	65-69
-	67- - 72	90-94	(468)	452	90-79	70-74
-	72- - 77	95-1900	...			
<i>ALDERSGRUPPE 25-29</i>						
Juli 1832-	Juni 1837	1860-64	387	388	1860-69	1835-39
-	37- - 42	65-69	395	385	65-74	40-44
-	42- - 47	70-74	393	388	70-79	45-49
-	47- - 52	75-79	403	401	75-84	50-54
-	52- - 57	80-84	401	407	80-89	55-59
-	57- - 62	85-89	404	387	85-94	60-64
-	62- - 67	90-94	381	366	90-99	65-69
-	67- - 72	95-1900	(381)			

I stedet ser vi nu en praktisk taget uændret frugtbarhed i denne periode, hvilket også forekommer mere plausibelt.

Som en slags formildende omstændighed kan man tilføje at en så rutineret statistiker som Adolph Jensen i 1905 begik ganske den samme fejl, idet også han overså de specielle forhold i 1860'erne og derved kom til at fremsætte påstande som han ikke havde fuld dækning for. Det hedder nemlig i det allerede omtalte tabelværk: »En sammenligning mellem de enkelte perioder giver for fødsler inden for ægteskab følgende hovedresultater: i de fleste aldersklasser var den relative fødselshyppighed større i halvfjerdserne og firserne end i tredserne...« (Statens statistiske Bureau 1905 a, p. 115).

Denne tekst er en kommentar til den før omtalte tabel 96 hvoraf et udsnit allerede er givet foran i vor tabel 1. Samler man opmærksomheden om de fire af Adolph Jensen's tal som jeg i tabel 1 har kursiveret, ser man tydeligt hvor det var han greb fejl: Han lagde ikke mærke til, at tabellen for aldersgruppen 20–24 år viste en usandsynligt stærk frugtbarhedsstigning fra 60'erne til 70'erne, medens frugtbarhedstallene forblev nærmest uændrede for aldersgruppen 25–29. Ganske den samme fejl begik altså PCM 65 år senere ved at akceptere det urimelige forhold mellem forløbet af de to øverste kurver i sin figur 11.1.a. Fejlen er dog knap så undskyldelig hos PCM som hos Adolph Jensen, thi for denne drejede det sig kun om en detalje, en uregelmæssighed på et enkelt punkt i et vældigt tabelmateriale, medens PCM ved at tegne sine kurver lod denne fejl fremtræde meget tydeligt for øjet.

Som slutbemærkning til dette punkt vil jeg blot sige at vi her har et lærerigt eksempel på hvor forsigtig man skal være med at akceptere de resultater regnemaskinen leverer uden at overveje tallenes indre sandsynlighed. En tilsyneladende bagatelagtig uforsigtighed ved en enkelt interpolation har her medført en ret alvorlig fortegning af hovedlinjen i frugtbarhedens udvikling i anden halvdel af det 19. århundrede.

#### *Hvilke aldersklasser begyndte?*

Forfatteren drager den konklusion af figur 11.1.a og de tabeller figuren bygger på at »nedgangen i frugtbarhed begyndte med en begrænsning af fødslerne i de ældste aldersgrupper af kvinder og senere bredte sig til de yngre aldersgrupper«. Dette siges side 98 og gentages side 111 og 126.

Jeg tror ikke der er blot nogenlunde sikkert grundlag for denne konklusion. Det fremgår af tabeller og figurer at påstanden bygger på meget små, næsten hårfine ændringer, nemlig det i tabel 4 viste »fald« i frugtbarhed i de ældre aldersklasser (se afhandlingens tabeller XI.5 og 7, samt figurerne 11.3.c og d.). De viste nedgange for aldersgruppe 35–39 kan ikke være statistisk signifikante, og bevægelsen for de 30–34-årige er ikke større end hvad let kunne fremkomme som resultat af den usikkerhed i beregningen

Tabel 4.

Aldersgruppe 30-34 år	»Generation«	
	1845-49	1850-54
Provinsbyerne .....	315½	306½
Landdistrikterne .....	326	324
 Aldersgruppe 35-39 år	 1835-39	 1840-44
Provinsbyerne .....	234	232½
Landdistrikterne .....	251½	248

af nævneren som har været udførligt omtalt i det foregående<sup>15</sup> og/eller som resultat af PCM's fremgangsmåde med overlappende perioder.

Men selv om forfatteren således ikke har dokumenteret sin påstand på overbevisende måde kan den jo godt være rigtig. Jeg vil derfor nu dels drøfte den i lys af de datidige fremstillinger fra tiden op til og omkring århundredskiftet, og dels vil jeg se om de frugtbarhedsrater jeg nu har beregnet kan give et svar.

Lad os begynde med tabel 5 som er udtaget af en så nærliggende kilde som Statens statistiske Bureau (1908, pp. 19-20).<sup>16</sup>

Skal man drage nogen konklusion af denne tabel må det nærmest blive den stik modsatte af PCM's, nemlig at fødselsbegrænsningen i sin første fase var spredt over alle aldersgrupper og måske endog var mest udbredt i de yngre aldersgrupper. Det er så en ganske anden og meget velkendt sag at

Tabel 5. Procentvis nedgang eller stigning (—) i den aldersspecifikke ægteskabelige frugtbarhed 1880-89 til 1901-05.

Aldersgruppe (hustruen)	1880-89	1890-94	1895-1900	1880-89
	til 1890-94	til 1895-1900	til 1901-05	til 1901-05
20-24 år .....	7,1	0,4	1,5	9
25-29 » .....	9,4	-1,1	1,6	10
30-34 » .....	5,4	5,1	6,4	16
35-39 » .....	4,3	6,3	8,2	18
40-44 » .....	7,0	1,9	16,7	25

15. Tag f.eks. aldersgruppen 30-34 år i provinsbyerne for »generationerne« 1845-49 og 1850-54 hvor den tilsyneladende nedgang er størst, nemlig ca. 3 pct. Tallene står og falder med den antagelse, at provinsbyernes gennemsnitlige antal af gifte kvinder i alderen 30-34 år i perioden 1875-84 (resp. 1880-89) er vel repræsenteret ved folketællingstallet pr. ½ 1880 (resp. gennemsnittet af folketællingstallene for 1880 og 1890). Et blik på figur 3 viser hvor usikker denne antagelse er.

16. Der er her foretaget uvæsentlige ændringer i tabelopstilling.

fødselsbegrænsningen i sit *videre forløb* blev koncentreret i de ældre aldersgrupper, således at gennemsnitsalderen for fødende mødre viser betydelig nedgang pari passu med den moderne fødselsbegrænsnings sejrsgang. Sammenholder man i tabel 5 kolonne 1 med kolonne 3 og 4, får man denne kontrast mellem begyndelsesstadium og slutresultat meget klart frem. Igen ser vi hvor farligt det er at ignorere den ældre litteratur på området.

Og dog. Lad os ikke falde i den modsatte grøft og dekretere, på grundlag at tallene i tabel 5 (kol. 1), at ungdommen ligefrem gik i spidsen med fødselsbegrænsningen. Der er nemlig en afgørende svaghed ved tallene i tabel 5: et blik tilbage på figur 3 viser, at vi netop i halvfemserne, ganske analogt med hvad vi konstaterede for 1860'erne, har en periode med påfaldende lave vielsestal og derfor en midlertidig »udhuling« af den kurve, der beskriver væksten i bestanden af gifte kvinder specielt i aldersgruppen 20–24.<sup>17</sup> Den officielle statistiks frugtbarhedsrater for halvfemserne bliver derfor for lave, idet de er beregnet med en for høj nævner, fremkommet ved lineær interpolation henover et minimum på kurven. Der bliver med andre ord en tendens til overvurdering af pludseligheden og styrken i det fald i de yngre aldersklassers frugtbarhed, der utvivlsomt sætter ind i 90'erne.

Vi kan altså alligevel ikke få rigtig hjælp ved at gå tilbage til de ældre forfattere, thi deres analyse led af samme skavank som PCM's: de ulykkelige lineære interpolationer over de tiårige folketællingsintervaller.

Til sidst kan man søge et svar i de nye frugtbarhedsrater jeg har beregnet, med ikke-overlappende femårsperioder og, for de to aldersklasser under 30 år, med nævner beregnet ud fra vielsesstatistikken. Resultatet er vist i tabel 6.

Tabel 6. Aldersspecifik ægteskabelig frugtbarhed, pro mille.

	Nævneren baseret på vielsesstatistik		Nævneren beregnet ved lineær interpolation ml. folketællinger		
	20–24	25–29	30–34	35–39	40–44
1860–64 . . . . .	478	387	300	234	124
1865–69 . . . . .	490	395	315	222	123
1870–74 . . . . .	481	393	310	237	111
1875–79 . . . . .	484	403	318	241	120
1880–84 . . . . .	499	401	317	231	115
1885–89 . . . . .	498	404	308	231	113
1890–94 . . . . .	(468)	381	293	227	107
1895–1900 . . . . .	...	(381)	275	217	100

17. Det årlige gennemsnit for antal vielser hvor bruden var i aldersgruppen 20–24 bevægede sig således:

1880–84	1885–89	1890–94	1895–1900
6133	5910	6202	7607

I modsætning til det mere glatte forløb i PCM's figur er billedet her ret diffust, men formentlig mere korrekt. En mere fortættet fremstilling af tallene i tabel 6 kan man få ved for hver aldersklasse at sammenligne raten i perioden 1890-94, d.v.s. det femår hvor fødselsbegrænsningen for første gang træder skarpt frem, med de tilsvarende rater i 1870'erne (pro mille):

	20-24	25-29	30-34	35-39	40-44
1. Gnsn. af 1870-74 og 1875-79 . . . . .	482	398	314	239	115
2. 1890-94 . . . . .	468	381	293	227	107
3. 2 som % af 1 . . . . .	97	95½	93½	95	93

Skal man formulere en konklusion på grundlag af disse tal må det blive den at fødselsbegrænsningen i sin første fase berørte alle aldersgrupper nogenlunde lige meget, idet dog aldersgruppen 20-24 måske slæbte lidt efter. Det må dog tilføjes at tallene for de yngre aldersklassers frugtbarhed i 1890'erne er usikre, af grunde som omtales nærmere i tillægget.

Jeg kan ikke forlade dette problem uden at nævne et vigtigt statistisk arbejde fra den i denne forbindelse interessante periode omkring 1880, som kan kaste yderligere lys over spørgsmålet. Jeg tænker på Rubin's og Westergaard's (1890) *Ægteskabsstatistik paa Grundlag af den sociale Lagdeling*.

Det er beklageligt at PCM ikke har brugt, ja end ikke nævnt denne bog. Den er en perle ikke blot i den danske, men i den internationale demografiske litteratur: den første frugtbarhedsanalyse i verden med specifikation efter socialgruppe, efter ægteskabets varighed og efter alder ved ægteskabets indgåelse. Inden for socialvidenskaberne findes der kun yderst få danske bøger – mindre end en håndfuld – om hvilke man trygt kan sige at de repræsenterer en pionerindsats, noget ganske nyt på deres område. Men Westergaard-Rubin's studie er utvivlsomt en af dem, og den fremkom da også hurtigt på tysk og fransk. Det er uheldigt at der i 1970 kan udsendes en dansk bog om den demografiske »overgang« i Danmark, som ikke benytter denne studies resultater.

Idet jeg henviser til denne endnu idag yderst læseværdige bog, gengiver jeg nedenfor (tabel 7) en ekstrakt af de tal der har direkte forbindelse med vort problem om i hvilke aldre den moderne børnebegrænsning først gjorde sig gældende.

Rubin og Westergaard arbejdede med fem socialklasser, udvalgt med det udtrykkelige sigte at belyse forskelle i frugtbarhed mellem de klasser der karakteriserer industrikapitalismen: to grupper der nærmest må betegnes som overklasse, to grupper bestående af arbejdere og ligestillede, og mellem disse har vi så den interessante gruppe 3 bestående af lærere, kontorister,

Tabel 7. Antal børn pr. ægtepar. København 1880.

Socialgruppe	Ægteskabets hidtidige varighed				
	u. 5 år	5-9 år	10-14 år	15-24 år	25 år og derover
1-2 Overklasse og uafhængig mellemklasse.....	1,08	2,54	3,57	4,30	4,73
3 Afhængig mellemklasse.....	0,92	2,27	3,23	3,77	4,35
4-5 Arbejderklassen og ligestillede	1,24	2,71	3,73	4,67	5,16
Socialgruppe 3 som pct. af socialgruppe 1-2.....	86	89	90	88	92
» 4-5.....	74	84	87	81	84

Anm.: For bedre oversigt er her de i kilden viste socialgrupper 1-2 og 4-5 slået sammen til gennemsnit vejet efter socialgruppernes andel i hele materialet. De to nederste linjer er tilføjet til tydeliggørelse, og betegnelsen for de tre grupper er tilføjet.

I kilden s. 40 f. er der gjort rede for hvilke erhverv der er henført til hver af de fem socialgrupper.

Kilde: Rubin og Westergaard (1890, p. 80).

handelsmedhjælpere m.m., kort sagt folk »der tilhøre bourgeoisiet på de knappe gager« som forfatterne siger med fin karakteristik (s. 81).

Tabellen viser tydeligt hvordan denne gruppe 3 ved lav frugtbarhed skiller sig ud fra gruppe 1-2, d.v.s., de folk der har råd til at få børn, og fra gruppe 4-5, d.v.s. de folk der ikke er særlig motiveret til at holde en social standard ved at begrænse børneflokkene. Hvis nu PCM havde ret i sin påstand om at børnebegrænsningen satte ind først i de ældre aldersklasser, så ville vi vente at en lavere frugtbarhed for socialgruppe 3 først ville vise sig i de ægteskaber, der har haft en betydelig varighed, eller i hvert fald, at den relative difference mellem gruppe 3's og de andre gruppers frugtbarhed viste stigning med stigende varighed for ægteskabet. Men de to nederste linjer i tabellen viser tværtimod at forsigtigheden med hensyn til børneavl blandt medlemmerne af gruppe 3 gør sig gældende med mindst samme styrke i ægteskabets første som i dets senere forløb.<sup>18</sup>

Det siger sig selv at tal som disse ikke kan være afgørende argument for eller imod PCM's påstand. Det er udelukket allerede af den grund at Rubin-Westergaards arbejde var en ren tværsnitsundersøgelse og kun viser forholdene for de i et bestemt år - 1880 - samtidigt eksisterende familier. Men det mindste man kan sige om denne statistik er dog at den er et stærkt yderligere indicium mod forfatterens konklusion om familiebegrænsningens begyndelse i de højere aldersklasser.

18. Forsigtigheden inden for gruppe 3 viser sig også ved en vielsesalder som er kendeligt højere end i arbejderklassen.

*Et toppunkt for frugtbarheden?*

Tilbage står spørgsmålet om der var et toppunkt for frugtbarheden i begyndelsen af 80'erne som det hidtil har været antaget og som PCM's afhandling kan synes at bekræfte. Nært sammenhængende hermed er selvfølgelig spørgsmålet om datering af den moderne fødselsbegrænsnings begyndelse.

De forskellige opfattelser der har været gjort gældende er antydnet i figur 5 i form af stærkt stiliserede tidskurver for ægteskabelig frugtbarhed.<sup>19</sup> Medens Adolph Jensen, som allerede nævnt, kun udtalte sig om en (formentlig) lav frugtbarhed i 60'erne og om nedgangen i 90'erne fandt Scharling et toppunkt i begyndelsen af 80'erne og dette toppunkt genfinder vi hos PCM, omend som toppunkt på en kurve af et andet forløb end Scharlings.

Scharling var nok lovlig rask til at forklare korttidssvingninger i demografiske størrelser som afspejling af økonomiske konjunkturer, og han forklarede frugtbarhedens top i begyndelsen af 80'erne i overensstemmelse hermed.<sup>20</sup> Efter hvad vi nu ved om den opretning af 60'ernes tal som skal foretages, er det et spørgsmål om der bliver noget tilbage af Scharling's og PCM's toppunkt for frugtbarheden. Og selv hvis der blev noget tilbage af denne top er det et spørgsmål om den ikke tvangsfrit kan bortforklares.

Jeg vil især pege på en mulighed som hænger sammen med de relative ændringer i ægteskabelig og uægteskabelig frugtbarhed:

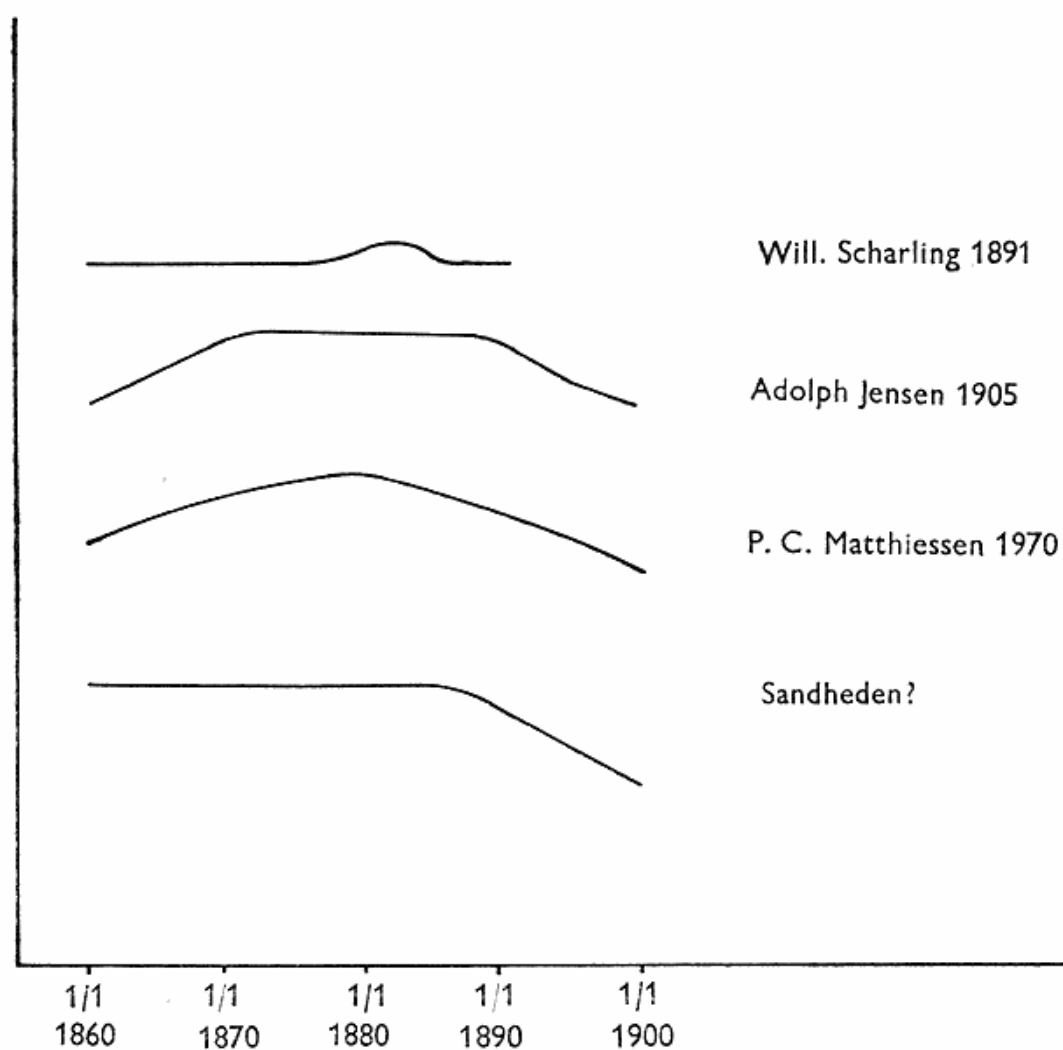
Som man kan se af PCM's afhandling (tabel VI.1., s. 150) har vi en ret udpræget stigning i det relative antal af gifte i den kvindelige aldersklasse 20-24. Stigningen sætter ind fra og med »generationen« 1855-59, altså netop fra og med den »generation« som skaber toppunkt på de to øverste kurver i figur 11.1.a. Kalendermæssigt foregår det inden for tidsintervallet 1875-89 som just har sit midtpunkt i begyndelsen af 80'erne.

Hvad om man nu antog at det stigende antal vielser hvor bruden er i aldersklassen 20-24 *til at begynde med* er et resultat ikke så meget af en større tilbøjelighed til at gifte sig i en relativt ung alder, men snarere – eller dog delvis – af en større tilbøjelighed til at reagere på indtrædende graviditet ved at stifte et ægteskab som ellers ville være blevet indgået senere eller aldrig? Man kunne tale om to slags ægteskaber – de autonome, hvor man gifter sig fordi man har lyst til det og hvor børneavlen så bliver et resultat heraf, og de graviditetsbetingede ægteskaber hvor man ikke avler et barn fordi man har giftet sig, men gifter sig fordi man har avlet et barn.

Hvis denne hypotese – som jeg nævner med alt forbehold – skulle holde stik, så betyder det jo at den stigende ægteskabelige frugtbarhed op mod et muligt toppunkt i 80'erne ikke er ægte, d.v.s. at den ikke afspejler en

19. Kurverne er rent illustrerende og er anbragt vilkårligt på ordinataksen, men med ækvivalente startpunkter i 1860.

20. Se Scharling (1891, p. 98) om »et midlertidigt og forbigående Opsving i 1880-83«.



Figur 5.

virkelig stigning i familiernes tilbøjelighed til at avle børn under iøvrigt lige vilkår.<sup>21</sup>

For at hypotesen skal kunne tages alvorligt må der kunne påvises en samtidig nedgang i det relative antal uægteskabelige fødsler. En sådan tendens synes også at være til stede (se afhandlingens figur 11.2.a, kurven for aldersgruppe 20–24). Endvidere må det naturligvis være en forudsætning at den top i den ægteskabelige frugtbarhed, som søges bortforklaret, gør sig

21. Det drejer sig om et velkendt fænomen: ægteskabelige frugtbarhedsrater for de ganske unge aldre er meget høje – ofte op mod 1000 – men meningsløse som udtryk for ægteskabernes frugtbarhed.



gældende særlig i de yngre aldersklasser af kvinder. Også denne betingelse er opfyldt, som man kan se i figur 11.1.a.<sup>22</sup>

Når jeg er gået lidt udførligt ind på dette spørgsmål om et toppunkt for den ægteskabelige frugtbarhed i det 19. århundrede, er det ikke for selve problemets interesse, som jo er ret begrænset, men snarere for atter at vise at man bør være mere forsigtig end PCM har været ved fortolkning af demografiske data, sådan som de kommer frisk ud af maskinen, uden nærmere prøvelse og konfrontation med anden, også ikke-statistisk viden.

Som konklusion vil jeg fastholde, at vi endnu ikke har et sikkert billede af frugtbarhedsudviklingen i anden halvdel af 19. århundrede. Efter det nu foreliggende – og i afventning af yderligere undersøgelser – vil jeg som en uforgribelig mening sige at jeg anser et forløb nogenlunde som den nederste af de fire stiliserede kurver i figur 5 som det mest troværdige.

### *Sammenfatning*

Det foregående kan sammenfattes i seks hovedpunkter, tre kritiske og tre der forhåbentlig er konstruktive:

(1) For de yngre aldersklasser (under 30) er gennemsnit af folketællings-tal en så dårlig tilnærmelse til gennemsnitsbestanden af gifte kvinder at de må anses som uegnede for beregning af ægteskabelige frugtbarhedsrater.

(2) Påstanden om en periode med jævnt og betydeligt stigende ægteskabelig frugtbarhed i tredje fjerdedel af 19. århundrede holder ikke stik.

(3) Påstanden om at den moderne fødselsbegrænsning begyndte i de ældre aldersklasser er i det mindste tvivlsom og utilstrækkeligt dokumenteret.

(4) For aldersgrupper under 30 år: Den i punkt (1) nævnte vanskelighed kan afhjælpes ved brug af den årlige vielsesstatistik. Der synes at ligge en interessant arbejdsopgave i en videreførelse og raffinering af de beregninger der er foretaget for denne artikel og som forhåbentlig kan være appetitvækker for andre.

(5) For alle aldersgrupper: Fremfor den af PCM anvendte fremstilling med halvvejs overlappende tiårs gennemsnit, som udviser frugtbarhedsudviklingens profil, er det bedre at arbejde med ikke-overlappende femårs-gennemsnit.

22. Den fremsatte hypotese kan måske finde lidt støtte også i den samtidige litteraturs interesse for fænomenet den frugtsommelige brud. Et kuriøst eksempel fra 1881, altså netop den tid vi beskæftiger os med, er en lille bog af Hafström (1883). Den over stigende usædelighed bekymrede forfatter foretog en enquête blandt et stort antal præster og lærere i forskellige dele af landet. Adskillige af svarene dvælede ved det store antal højfrugtsommelige brude, og uden at det siges direkte synes det forudsat at dette er et nyt fænomen. – Hvis den her antydede hypotese er rigtig, skulle der dog have været mere grund til at glæde sig over en større tilbøjelighed til at »gifte pigen«, altså en slags moralsk fremskridt, end til at lamentere over stigende usædelighed.

(6) Ved arbejde med 19. århundredes befolkningsudvikling lønner det sig at studere de samtidige forfattere, for at lære både af deres fortrin og af deres tidsbestemte mangler.

### *Slutning*

I indledningen til denne artikel blev der klaget over, at forfatteren har forsømt at søge vejledning og stimulans ved læsning af sine egne forgængere. Derved har han tabt nogle småting på gulvet, men det kan rettes og er derfor ikke så alvorligt. Min klage har dog også et videre sigte: ved læsning af afhandlingen undgår man ikke en følelse af at man sommetider nærmer sig det sterile, at det kniber med jordforbindelsen til betydningsfulde sociale og historiske problemer.

Nu da demografien igen er ved at skulle dyrkes ved Københavns Universitet er det måske på sin plads at minde om at forgængernes indstilling til demografien var ganske livsnær. For folk som Rubin og Westergaard var der vel ingen egentlig sondring mellem demografi og socialstatistik. Westergaard, skønt en mester i både den teoretiske og den praktiske side af demografien, gjorde aldrig det statistiske til mål i sig selv. Hans interesse for dødelighedsstatistikken kom fra den indsigt at døden diskriminerer hårdt mellem rig og fattig, og hans interesse for ægteskabs- og fødselsstatistik var også helt overvejende socialt betinget. I det allerede omtalte skrift om ægteskabsstatistik (Rubin og Westergaard 1890) kommer det stærkt frem hvor utilfredse forfatterne var ved den slags demografisk statistik som mangler den sociale, klasse-mæssige dimension. Westergaard var jo under stærk påvirkning både af tysk katedersocialisme og af engelsk kristelig socialisme:

En belysning af samfundsforholdene i almindelighed [der menes: uden social klassifikation, M.B.] yder ikke tilstrækkelig fyldestgørelse, når det er de enkelte samfundsklassers indbyrdes forhold, der beslægtet den almindelige opmærksomhed, og når de samfundsopgaver, der beskæftiger tiden, drejer sig om midlerne til en udligning af klasseforskellighederne eller en afbøden af de ondt, de uheldigst stillede klasser lide under. Hvis statistikken her skal kunne spille nogen rolle, må det i første række være den at give besked om de faktiske forhold i hver klasse, de faktiske forskelligheder mellem klasserne. Kan den ikke dette, eller lægger den denne opgave tilside som mindre væsentlig, vil den stå uden sammenhæng med tiden, blive forstening og betragtes som sådan. [Rubin og Westergaard 1890, p. 105].

Med henvisning til denne 80 år gamle programerklæring vil jeg til slut udtrykke min glæde ved, at der atter arbejdes med demografi i Danmark.

### *Tillæg 1: Vielsesstatistikens brug i frugtbarhedsanalyser*

Som nævnt i hovedteksten er det et væsentligt problem ved beregningen af frugtbarhedskvoter i det 19. århundrede at nævneren har en høj fejlmargen fordi man kun med ret store mellemrum – i Danmark 10 år – har en direkte optælling af antallet af kvinder i de forskellige alders-

## LITTERATUR

- Hafström, S. M. 1883. *Om sædelighedsforholdene i det danske folk, særlig i bondestanden og almuen*. København.
- Lund, H. F. 1873. Indledning til *Statistisk tabelværk* 3:25, udg. af Det statistiske Bureau, pp. I-XLII.
- Rubin, Marcus og Harald Westergaard. 1890. *Ægteskabsstatistik paa grundlag af den sociale lagdeling*. København.
- Scharling, Will. 1891. Befolkningen. I *Danmarks statistik* af V. Falbe-Hansen og Will. Scharling. København 1878-91. Supplementsbind, pp. 79-160.
- Statens statistiske Bureau. 1905 a. *Statistisk tabelværk* 5:A:5. København.
- Statens statistiske Bureau. 1905 b. *Statistiske meddelelser* 4:18:1. København.
- Statens statistiske Bureau. 1908. *Statistisk tabelværk* 5:A:6. København.
- Statistiske Bureau. 1873. *Statistisk tabelværk*. 3:25. København.
- Westergaard, Harald. 1885. Fødselshyppighed og dødelighed. I *Danmarks statistik* af V. Falbe-Hansen og Will. Scharling. København 1878-91. Bind 1, pp. 430-75.
- Ølgaard, Anders. 1966. *Growth, productivity and relative prices*. København.

## Tillæg 2: Demografi og kapitalteori

Af ANDERS ØLGAARD \*

1. I indledningen til sine bemærkninger til Matthiessens disputats peger Boserup på, at en systematisering af de faktorer, der bestemmer gifte kvinders frugtbarhed, måske med fordel kan ske med udgangspunkt i den systematik, som jeg anvendte i kap. 1 i min bog fra 1966. Her havde jeg først og fremmest spørgsmålet om realkapitalens effektivitet i tankerne, og når jeg indledningsvis anvendte begrebsapparatet på arbejdskraft, var det nærmest af pædagogiske grunde, idet man herved i første omgang kunne forbigå en række problemer, som senere måtte melde sig, når det var realkapitalen, det drejede sig om. Som fremhævet af Nørregaard Rasmussen<sup>1</sup> kunne min analyse af faktorerne bag arbejdskraftens effektivitet imidlertid også betragtes som et oplæg til en brobygning mellem vækst(kapital)teoretiske og demografiske problemer. Det er denne tanke, Boserup har taget op, og uden at sigte videre end til at præsentere denne problematik – og hermed måske inspirere andre til at tage nogle af problemerne op til nærmere undersøgelse – skal der i det følgende gøres nogle få bemærkninger herom.

2. En arbejders effektivitet antages at være en funktion af tre faktorer:

(1) Det tidspunkt, ( $t$ ), hvor han er beskæftiget, idet en arbejder i dag må formodes at være mere effektiv end for nogle årtier siden, f.eks. fordi han får en bedre ernæring end dengang. Denne effekt kan kaldes *kalendereffekten*<sup>2</sup>.

(2) Den årgang, ( $y$ ), som han tilhører, idet han f.eks. må formodes at have fået en bedre undervisning, jo senere han har gået i skole. Her drejer det sig altså om en *årgangseffekt*<sup>3</sup>.

(3) Arbejderens alder, ( $t - y$ ), idet der i hvert fald fra en vis alder vil være en

\* Professor ved Københavns Universitet.

1. P. Nørregaard Rasmussen, »En vækstteoretisk disputats«, *Nationaløkonomisk Tidsskrift* 105 (1967): især pp. 16-20.

2. Betegnelserne »årseffekt« og »tidseffekt« har også været foreslået. I min bog brugte jeg »year effect«, mens den nu gængse engelske betegnelse i forbindelse med realkapital er »disembodied progress«.

3. I forbindelse med realkapital er den gængse engelske betegnelse »embodied progress«.

(6) Ved arbejde med 19. århundredes befolkningsudvikling lønner det sig at studere de samtidige forfattere, for at lære både af deres fortrin og af deres tidsbestemte mangler.

### *Slutning*

I indledningen til denne artikel blev der klaget over, at forfatteren har forsømt at søge vejledning og stimulans ved læsning af sine egne forgængere. Derved har han tabt nogle småting på gulvet, men det kan rettes og er derfor ikke så alvorligt. Min klage har dog også et videre sigte: ved læsning af afhandlingen undgår man ikke en følelse af at man sommetider nærmer sig det sterile, at det kniber med jordforbindelsen til betydningsfulde sociale og historiske problemer.

Nu da demografien igen er ved at skulle dyrkes ved Københavns Universitet er det måske på sin plads at minde om at forgængernes indstilling til demografien var ganske livsnær. For folk som Rubin og Westergaard var der vel ingen egentlig sondring mellem demografi og socialstatistik. Westergaard, skønt en mester i både den teoretiske og den praktiske side af demografien, gjorde aldrig det statistiske til mål i sig selv. Hans interesse for dødelighedsstatistikken kom fra den indsigt at døden diskriminerer hårdt mellem rig og fattig, og hans interesse for ægteskabs- og fødselsstatistik var også helt overvejende socialt betinget. I det allerede omtalte skrift om ægteskabsstatistik (Rubin og Westergaard 1890) kommer det stærkt frem hvor utilfredse forfatterne var ved den slags demografisk statistik som mangler den sociale, klasse-mæssige dimension. Westergaard var jo under stærk påvirkning både af tysk katedersocialisme og af engelsk kristelig socialisme:

En belysning af samfundsforholdene i almindelighed [der menes: uden social klassifikation, M.B.] yder ikke tilstrækkelig fyldestgørelse, når det er de enkelte samfundsklassers indbyrdes forhold, der beslægtet den almindelige opmærksomhed, og når de samfundsopgaver, der beskæftige tiden, drejer sig om midlerne til en udligning af klasseforskellighederne eller en afbøden af de ondt, de uheldigst stillede klasser lide under. Hvis statistikken her skal kunne spille nogen rolle, må det i første række være den at give besked om de faktiske forhold i hver klasse, de faktiske forskelligheder mellem klasserne. Kan den ikke dette, eller lægger den denne opgave tilside som mindre væsentlig, vil den stå uden sammenhæng med tiden, blive forstening og betragtes som sådan. [Rubin og Westergaard 1890, p. 105].

Med henvisning til denne 80 år gamle programerklæring vil jeg til slut udtrykke min glæde ved, at der atter arbejdes med demografi i Danmark.

### *Tillæg 1: Vielsesstatistikens brug i frugtbarhedsanalyser*

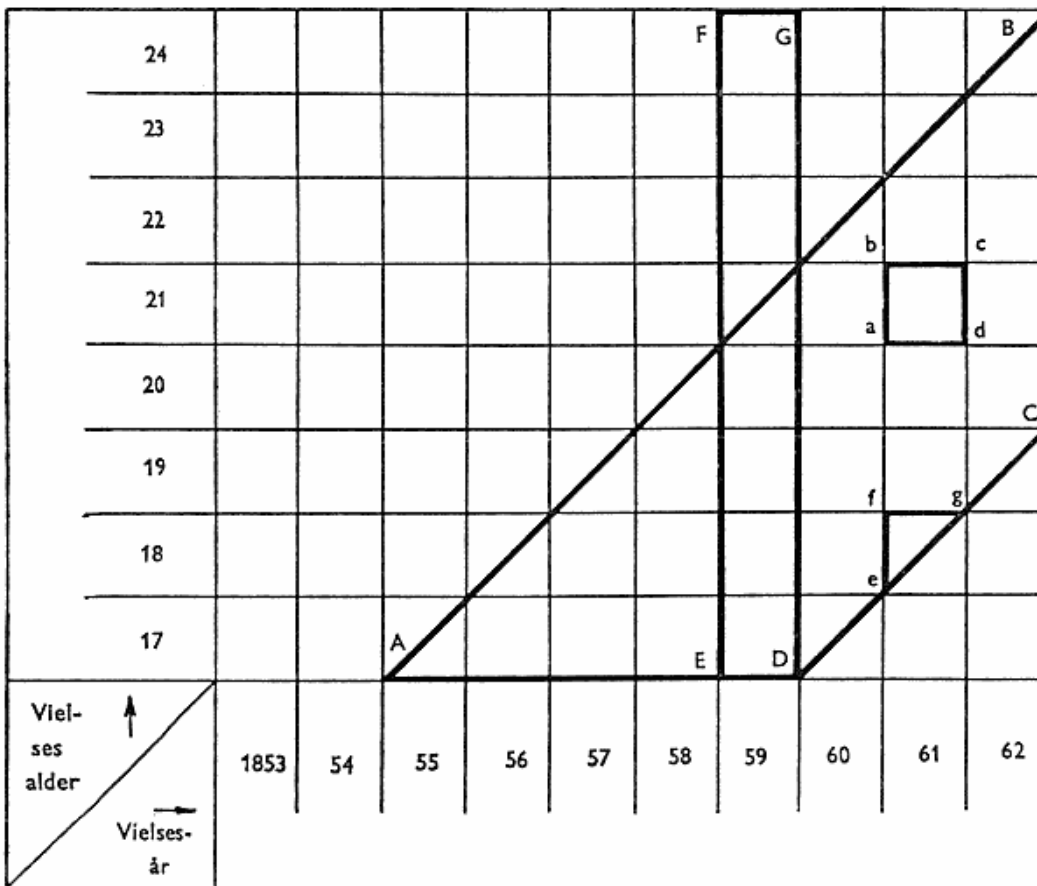
Som nævnt i hovedteksten er det et væsentligt problem ved beregningen af frugtbarhedskvoter i det 19. århundrede at nævneren har en høj fejlmargen fordi man kun med ret store mellemrum – i Danmark 10 år – har en direkte optælling af antallet af kvinder i de forskellige alders-

og civilstandsgrupper. Problemet er særlig generende ved beregning af ægteskabelig frugtbarhed for de yngre aldersklasser af kvinder.

Heldigvis er det også for disse yngre aldersklasser at der findes en udvej, nemlig at beregne bestanden af gifte kvinder på givne tidspunkter alene på basis af den løbende vielsesstatistik, uafhængigt af folketællingerne. Da vielsesstatistikken vistnok ikke før er blevet anvendt til dette formål skal den her anvendte metode beskrives lidt udførligt skønt det drejer sig om elementære betragtninger.

For aldersgrupperne under 30 år må man uden større skade kunne se bort fra nedgang i antallet af bestående ægteskaber ved en af ægtefællernes død, ved emigration og ved skilsmisse. I hvert fald må man kunne se bort fra korttidssvingninger i den relative hyppighed af disse begivenheder, således at der kan beregnes relative tal for de årlige ændringer i bestanden af ægteskaber som så kan transformeres til absolutte tal ved anvendelse af folketællingernes bestandstal som *bench marks*.

For enkelheds skyld antager vi at der slet ikke forekommer dødsfald, emigration eller skilsmisse inden for de betragtede grupper, og endvidere ser vi bort fra det meget lille antal vielser af kvinder under 17 år. Bestanden af gifte kvinder f.eks. i aldersgruppen 20-24 år pr. 1/1 1863 må da være lig summen af vielser der er faldet inden for arealet ABCD i Lexis-ske-maet i figur A.



Figur A.

Til bestemmelse af dette antal har vi fra vielsesstatistikken hvert kalenderårs antal vielser hvor bruden var under 25 år, d.v.s. det samlede antal vielsespunkter i hvert rektangel, f.eks. EFGD for året 1859. Hvis vi nu vidste hvordan antallet af vielser inden for en sådan rektangel fordeler sig på vielser hvor bruden er 17, 18, 19, . . . . 24 år, så ville vi umiddelbart have antallet af vielser i hvert kvadrat inden for ABCD (f.eks. abcd for 21-årige brude viet i året 1861) og – ved halvering – for hver trekant (f.eks. efg for 18-årige brude gift i 1861) – og opgaven ville da være løst.

For den periode der interesserer os foreligger der imidlertid ingen statistik over vielserne med fordeling på enkelte aldersår. Jeg har derfor som standard taget den fordeling af *bestående* ægteskaber efter brudens vielsesalder som, vistnok for første gang, blev opgjort i forbindelse med folketællingen 1901.<sup>1</sup>

Den procentvise fordeling der kan uddrages af den nævnte kilde angives i tabel A, tillige med den fordeling jeg på grundlag heraf har valgt.

Tabel A. Bestående ægteskaber procentvis fordelt efter hustruens alder ved vielsen.

	17	18	19	20	21	22	23	24	I alt 17-24 år
Folketælling 1901:									
København og købst. . . . .	1	3	8	13	16	19	20	20	100
Landdistrikter . . . . .	1	4	7	12	16	19	20	21	100
Her anvendte fordeling for løbende vielser:									
Hele landet . . . . .	2	2	8	12	16	20	20	20	100

Med denne standardfordeling kan man nu beregne bestanden af gifte kvinder i aldersgruppen 20-24 ved begyndelsen af år  $t$  som summen af følgende størrelser<sup>2</sup>:

1 pct. af vielser i år $t-8$ hvor bruden er under 25 år
3 » » » » $t-7$ » » » » »
8 » » » » $t-6$ » » » » »
18 » » » » $t-5$ » » » » »
32 » » » » $t-4$ » » » » »
49 » » » » $t-3$ » » » » »
67 » » » » $t-2$ » » » » »
82 » » » » $t-1$ » » » » »

Et ganske tilsvarende skema kan opstilles for aldersgruppen 25-29. Regnestykket bliver kun en smule mere omfattende, idet man må tilbage til år  $t-13$  for at få de kvinder med som ved begyndelsen af år  $t$  er lige under 30 år og som blev gift i 17-års alderen.

Resultatet af beregningerne for hvert enkelt år fra 1855 til 1901 er indtegnet i figur 3 i hovedteksten, og for god ordens skyld meddeles selve tallene i tabel B.

1. Se Statens statistiske Bureau (1905 b, pp. 2-3). Det ville naturligvis have været ønskeligt at have lidt ældre data som mere sikkert kunne afspejle vielsesaldrene i midten af den periode vi interesserer os for.
2. Ser man f.eks. på Lexis-skemaets rektangel for kalenderåret  $t-4$ , d.v.s. 1959 hvis  $t = 1863$ , skal vi have halvdelen af de 21-årige brude samt alle 17-20-årige brude, d.v.s.  $8+12+8+2+2 = 32$  procent af alle årets vielser hvor bruden var under 25 år.

Tabel B. Beregnet antal gifte kvinder ved årets begyndelse.

	20-24	25-29		20-24	25-29		20-24	25-29
	år	år		år	år		år	år
1855	11 030	28 950	1870	13 200	36 420	1885	18 860	47 240
56	11 200	30 000	71	13 360	36 930	86	18 870	47 720
57	11 570	31 110	72	13 470	37 270	87	18 530	47 840
58	12 280	32 340	73	13 820	37 840	88	18 290	47 890
59	12 670	32 880	74	14 640	38 750	89	18 270	47 970
60	12 930	34 260	75	15 470	39 770	90	18 290	47 950
61	12 870	34 870	76	16 420	41 020	91	18 370	47 780
62	12 500	35 080	77	17 290	42 460	92	18 450	47 630
63	12 160	35 300	78	17 670	43 590	93	18 470	47 520
64	12 190	35 350	79	17 540	44 250	94	18 870	47 640
65	11 230	34 320	80	17 350	44 720	95	19 020	48 010
66	12 090	34 930	81	17 420	45 210			
67	12 710	35 470	82	17 800	45 780			
68	13 050	35 830	83	18 180	46 210			
69	13 120	36 140	84	18 420	46 670			

Det har særlig interesse at sammenligne disse af folketællingerne helt uafhængigt beregnede bestandstal med tilsvarende tal fra de fem folketællinger inden for perioden som vist i tabel C.

Tabel C. Optalt og beregnet antal gifte kvinder i folketællingsårene.

	Aldersgruppe 20-24 år			Aldersgruppe 25-29 år		
	Folke- tæll. 1. febr.	Beregnet 1. jan.	Kol (1) som procent af kol. (2)	Folke- tæll. 1. febr.	Beregnet 1. jan.	Kol. (4) som procent af kol. (5)
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
1855	10 944	11 030	99,2	29 391	28 950	101,5
60	14 019	12 930	108,4	31 441	34 260	91,8
70	13 088	13 200	99,2	33 831	36 420	92,9
80	17 347	17 350	100,0	40 758	44 720	91,1
90	19 364	18 290	105,9	44 281	47 950	92,3

Overensstemmelsen mellem de to talrækker – folketællingerne og vielsesstatistikken – overstiger de dristigste forventninger. Graden og arten af overensstemmelse er dog forskellig for de to betragtede aldersgrupper, og disse skal derfor omtales hver for sig.

For aldersgruppen 20-24 finder vi at forskellen i tre af de fem tilfælde er under én procent. I de to andre tilfælde – 1860 og 1890 – kan differencen måske synes beskeden, men for vort specielle formål er den dog for stor, thi det er jo ganske fine ændringer i frugtbarhedens niveau vi søger at bestemme, og fejl i nævneren på få procent kan spolere billedet.

Hvad angår 1860 kan jeg ikke se rettere end at man må antage (indtil noget andet påvises) at folketællingens tal simpelthen er forkert. Det er kun modstræbende man fælder en sådan dom, når det trods ret grundige forsøg ikke er lykkedes at sætte fingeren på denne fejl – ved at påvise at Aarhus må være blevet talt med to gange el. lign. Som støtte for antagelsen om at tallet er forkert kan man anføre dels at det giver en frugtbarhedskoefficient der prima facie virker urimelig, og dels at man vanskeligt kan se hvordan vor beregning på grundlag af vielsesstatistikken skulle kunne ramme så meget ved siden af. Man kunne jo pege på de ret høje vielsestal for aldersgrupperne under 25 år i årene omkring 1857 som nok for en stor del har

deres forklaring i loven om næringsfrihed. Men denne faktor kan kun forklare en forskel mellem folketællingen og vor beregning for så vidt der *inden for* aldersgrupperne 17–19 og/eller 20–24 er sket en forskydning over mod lavere vielsesaldrer. For at forklaringen skulle kunne findes her måtte man gøre uantageligt stærke forudsætninger om en sådan midlertidig ændring i brudenes aldersfordeling inden for disse aldersgrupper.

Jeg har derfor ved beregning af alternative frugtbarhedskoefficienter (tabel 3 og figur 3), set bort fra folketællingen 1860 og alene holdt mig til de på grundlag af vielserne beregnede antal gifte kvinder.

For differencen i 1890 må vi søge en anden forklaring.

Af figur 3 i hovedteksten ser man ikke blot at der er en difference på ca. 5 pct. i folketællingsåret, men at der i det følgende femår udvikler sig en stadig større forskel mellem de af vielsesstatistikens beregnede bestanddel af gifte kvinder på den ene og på den anden side de tal, der ville fremgå af lineær interpolation mellem 1890 og 1901. Sandsynligvis er der to årsager hertil som nok ved yderligere arbejde kunne skilles ud fra hinanden: dels de i hovedteksten (side 193) omtalte udsving i antal vielser, og dels den omstændighed at vor beregningsmetode ikke tager hensyn til en foregående forskydning hen imod lavere vielsesaldrer inden for aldersgruppen 20–24. Den første af disse årsager er noget reelt, den anden er udtryk for en statistisk mangel som bør og kan elimineres, eventuelt ved overgang til en mere tidssvarende standardfordeling af brude efter et-års vielsesaldrer inden for de femårige aldersgrupper under 30 år. At der op mod århundredskiftet bliver behov for en sådan ændring af standard bekræftes ved en sammenligning mellem den her brugte standardfordeling, der som nævnt bygger på en statistik over de i 1901 *bestående* ægteskaber og den *løbende* vielsesstatistik som fra og med femåret 1901–05 spalter aldersgruppen 20–24 i to dele, 20–21 år og 22–24 år:

Tabel D. Vielsesaldrer for 20–24-årige brude. Procent.

	20–21 år	22–24 år	I alt
I 1901 <i>bestående</i> ægteskaber . . .	32	68	100
I 1901–05 <i>indgåede</i> ægteskaber .	37	63	100

Kilde: som i fodnote 1 samt Statens statistiske Bureau (1908, p. 100).

Konklusionen bliver da *at* de officielle frugtbarhedsrater for 90'erne (følgelig også PCM's) er for lave, fordi nævneren – gennemsnittet af de flankerende folketællinger – er for høj, men *at* på den anden side den her på grundlag af vielsesstatistikken beregnede nævner er noget for lav, idet der ikke er taget hensyn til den forskydning hen imod lavere vielsesaldrer *inden for* aldersgruppen 20–24, som fandt sted hen imod århundredskiftet.

Jeg har ikke søgt at korrigere for denne sidste faktor, dels fordi det ville føre videre til betragtning af frugtbarhedsforholdene i det 20. århundrede og dels fordi perioden 1895–01 i alle tilfælde er særlig problematisk fordi man specielt for dette femår savner oplysning om vielsernes fordeling på aldersgrupper for hvert enkelt kalenderår.

Vender vi os nu til aldersgruppen 25–29 ser vi at de på grundlag af vielsesstatistikken beregnede bestandstal (bortset fra 1855) rammer en del ved siden af folketællingernes bestandstal. Det er ikke mærkeligt at vore simplificerende forudsætninger, navnlig en dødelighed på nul, nu ikke kan holde. Men det vigtigste er, at den relative forskel mellem de to talrækker er næsten ens for hvert af de fire folketællingsår 1860 til 1890 (se kol. 6 i tabel C samt fig. 3). Jeg har derfor ved beregning af frugtbarhedsrater (tabel 3) reduceret alle de ud fra vielsesstatistikken beregnede årstal med ca. 8 pct. Dette synes at give rimelige resultater, idet det dog er muligt, lige som for aldersgruppen 20–24, at frugtbarhedsraterne for 90'erne bliver lidt for høje, fordi der ikke tages hensyn til et muligt fald i gennemsnitlig vielsesaldrer inden for aldersgruppen 25–29.



Til bestemmelse af dette antal har vi fra vielsesstatistikken hvert kalenderårs antal vielser hvor bruden var under 25 år, d.v.s. det samlede antal vielsespunkter i hvert rektangel, f.eks. EFGD for året 1859. Hvis vi nu vidste hvordan antallet af vielser inden for en sådan rektangel fordeler sig på vielser hvor bruden er 17, 18, 19, . . . . 24 år, så ville vi umiddelbart have antallet af vielser i hvert kvadrat inden for ABCD (f.eks. abcd for 21-årige brude viet i året 1861) og – ved halvering – for hver trekant (f.eks. efg for 18-årige brude gift i 1861) – og opgaven ville da være løst.

For den periode der interesserer os foreligger der imidlertid ingen statistik over vielserne med fordeling på enkelte aldersår. Jeg har derfor som standard taget den fordeling af *bestående* ægteskaber efter brudens vielsesalder som, vistnok for første gang, blev opgjort i forbindelse med folketællingen 1901.<sup>1</sup>

Den procentvise fordeling der kan uddrages af den nævnte kilde angives i tabel A, tillige med den fordeling jeg på grundlag heraf har valgt.

Tabel A. Bestående ægteskaber procentvis fordelt efter hustruens alder ved vielsen.

	17	18	19	20	21	22	23	24	I alt 17-24 år
Folketælling 1901:									
København og købst. . . . .	1	3	8	13	16	19	20	20	100
Landdistrikter . . . . .	1	4	7	12	16	19	20	21	100
Her anvendte fordeling for løbende vielser:									
Hele landet . . . . .	2	2	8	12	16	20	20	20	100

Med denne standardfordeling kan man nu beregne bestanden af gifte kvinder i aldersgruppen 20–24 ved begyndelsen af år  $t$  som summen af følgende størrelser<sup>2</sup>:

1 pct. af vielser i år $t-8$ hvor bruden er under 25 år
3 » » » » $t-7$ » » » » »
8 » » » » $t-6$ » » » » »
18 » » » » $t-5$ » » » » »
32 » » » » $t-4$ » » » » »
49 » » » » $t-3$ » » » » »
67 » » » » $t-2$ » » » » »
82 » » » » $t-1$ » » » » »

Et ganske tilsvarende skema kan opstilles for aldersgruppen 25–29. Regnestykket bliver kun en smule mere omfattende, idet man må tilbage til år  $t-13$  for at få de kvinder med som ved begyndelsen af år  $t$  er lige under 30 år og som blev gift i 17-års alderen.

Resultatet af beregningerne for hvert enkelt år fra 1855 til 1901 er indtegnet i figur 3 i hovedteksten, og for god ordens skyld meddeles selve tallene i tabel B.

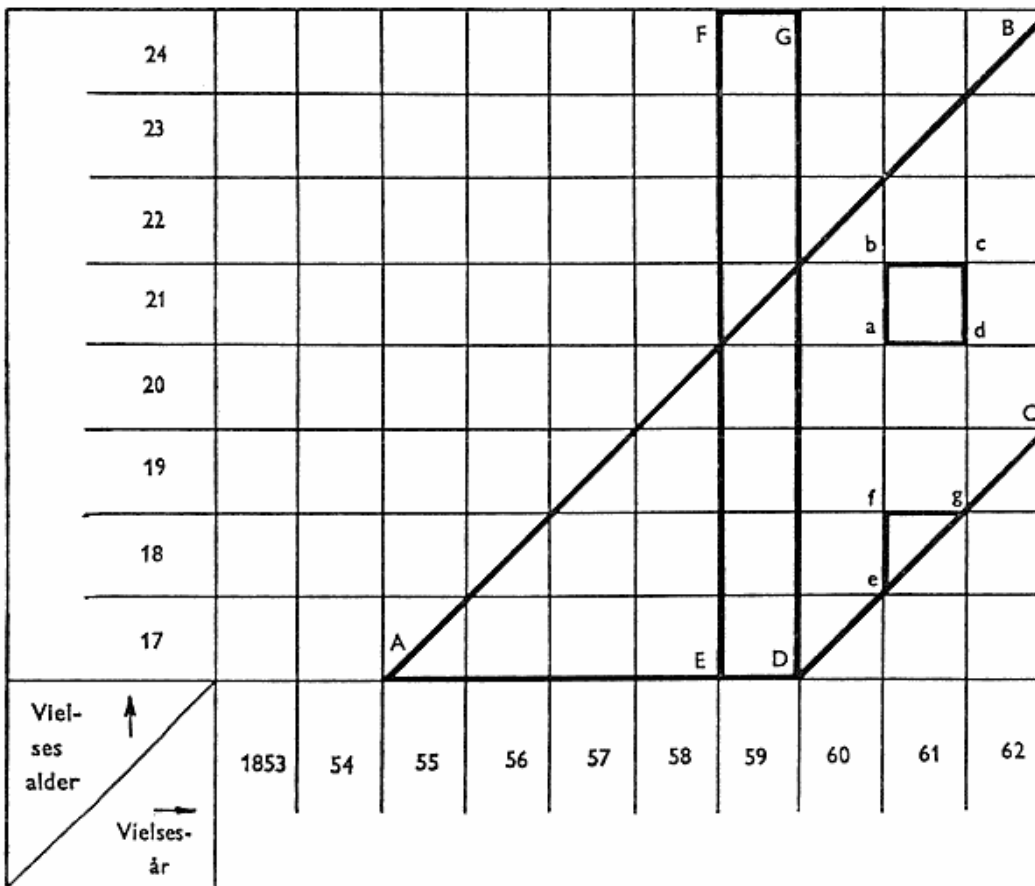
1. Se Statens statistiske Bureau (1905 b, pp. 2–3). Det ville naturligvis have været ønskeligt at have lidt ældre data som mere sikkert kunne afspejle vielsesaldrene i midten af den periode vi interesserer os for.
2. Ser man f.eks. på Lexis-skemaets rektangel for kalenderåret  $t-4$ , d.v.s. 1959 hvis  $t = 1863$ , skal vi have halvdelen af de 21-årige brude samt alle 17–20-årige brude, d.v.s.  $8+12+8+2+2 = 32$  procent af alle årets vielser hvor bruden var under 25 år.

og civilstandsgrupper. Problemet er særlig generende ved beregning af ægteskabelig frugtbarhed for de yngre aldersklasser af kvinder.

Heldigvis er det også for disse yngre aldersklasser at der findes en udvej, nemlig at beregne bestanden af gifte kvinder på givne tidspunkter alene på basis af den løbende vielsesstatistik, uafhængigt af folketællingerne. Da vielsesstatistikken vistnok ikke før er blevet anvendt til dette formål skal den her anvendte metode beskrives lidt udførligt skønt det drejer sig om elementære betragtninger.

For aldersgrupperne under 30 år må man uden større skade kunne se bort fra nedgang i antallet af bestående ægteskaber ved en af ægtefællernes død, ved emigration og ved skilsmisse. I hvert fald må man kunne se bort fra korttidssvingninger i den relative hyppighed af disse begivenheder, således at der kan beregnes relative tal for de årlige ændringer i bestanden af ægteskaber som så kan transformeres til absolutte tal ved anvendelse af folketællingernes bestandstal som *bench marks*.

For enkelheds skyld antager vi at der slet ikke forekommer dødsfald, emigration eller skilsmisse inden for de betragtede grupper, og endvidere ser vi bort fra det meget lille antal vielser af kvinder under 17 år. Bestanden af gifte kvinder f.eks. i aldersgruppen 20-24 år pr. 1/1 1863 må da være lig summen af vielser der er faldet inden for arealet ABCD i Lexis-ske-maet i figur A.



Figur A.

Til bestemmelse af dette antal har vi fra vielsesstatistikken hvert kalenderårs antal vielser hvor bruden var under 25 år, d.v.s. det samlede antal vielsespunkter i hvert rektangel, f.eks. EFGD for året 1859. Hvis vi nu vidste hvordan antallet af vielser inden for en sådan rektangel fordeler sig på vielser hvor bruden er 17, 18, 19, . . . . 24 år, så ville vi umiddelbart have antallet af vielser i hvert kvadrat inden for ABCD (f.eks. abcd for 21-årige brude viet i året 1861) og – ved halvering – for hver trekant (f.eks. efg for 18-årige brude gift i 1861) – og opgaven ville da være løst.

For den periode der interesserer os foreligger der imidlertid ingen statistik over vielserne med fordeling på enkelte aldersår. Jeg har derfor som standard taget den fordeling af *bestående* ægteskaber efter brudens vielsesalder som, vistnok for første gang, blev opgjort i forbindelse med folketællingen 1901.<sup>1</sup>

Den procentvise fordeling der kan uddrages af den nævnte kilde angives i tabel A, tillige med den fordeling jeg på grundlag heraf har valgt.

Tabel A. Bestående ægteskaber procentvis fordelt efter hustruens alder ved vielsen.

	17	18	19	20	21	22	23	24	I alt 17-24 år
Folketælling 1901:									
København og købst. . . . .	1	3	8	13	16	19	20	20	100
Landdistrikter . . . . .	1	4	7	12	16	19	20	21	100
Her anvendte fordeling for løbende vielser:									
Hele landet . . . . .	2	2	8	12	16	20	20	20	100

Med denne standardfordeling kan man nu beregne bestanden af gifte kvinder i aldersgruppen 20-24 ved begyndelsen af år  $t$  som summen af følgende størrelser<sup>2</sup>:

1 pct. af vielser i år $t-8$ hvor bruden er under 25 år
3 » » » » $t-7$ » » » » »
8 » » » » $t-6$ » » » » »
18 » » » » $t-5$ » » » » »
32 » » » » $t-4$ » » » » »
49 » » » » $t-3$ » » » » »
67 » » » » $t-2$ » » » » »
82 » » » » $t-1$ » » » » »

Et ganske tilsvarende skema kan opstilles for aldersgruppen 25-29. Regnestykket bliver kun en smule mere omfattende, idet man må tilbage til år  $t-13$  for at få de kvinder med som ved begyndelsen af år  $t$  er lige under 30 år og som blev gift i 17-års alderen.

Resultatet af beregningerne for hvert enkelt år fra 1855 til 1901 er indtegnet i figur 3 i hovedteksten, og for god ordens skyld meddeles selve tallene i tabel B.

1. Se Statens statistiske Bureau (1905 b, pp. 2-3). Det ville naturligvis have været ønskeligt at have lidt ældre data som mere sikkert kunne afspejle vielsesaldrene i midten af den periode vi interesserer os for.
2. Ser man f.eks. på Lexis-skemaets rektangel for kalenderåret  $t-4$ , d.v.s. 1959 hvis  $t = 1863$ , skal vi have halvdelen af de 21-årige brude samt alle 17-20-årige brude, d.v.s.  $8+12+8+2+2 = 32$  procent af alle årets vielser hvor bruden var under 25 år.

Tabel B. Beregnet antal gifte kvinder ved årets begyndelse.

	20-24	25-29		20-24	25-29		20-24	25-29
	år	år		år	år		år	år
1855	11 030	28 950	1870	13 200	36 420	1885	18 860	47 240
56	11 200	30 000	71	13 360	36 930	86	18 870	47 720
57	11 570	31 110	72	13 470	37 270	87	18 530	47 840
58	12 280	32 340	73	13 820	37 840	88	18 290	47 890
59	12 670	32 880	74	14 640	38 750	89	18 270	47 970
60	12 930	34 260	75	15 470	39 770	90	18 290	47 950
61	12 870	34 870	76	16 420	41 020	91	18 370	47 780
62	12 500	35 080	77	17 290	42 460	92	18 450	47 630
63	12 160	35 300	78	17 670	43 590	93	18 470	47 520
64	12 190	35 350	79	17 540	44 250	94	18 870	47 640
65	11 230	34 320	80	17 350	44 720	95	19 020	48 010
66	12 090	34 930	81	17 420	45 210			
67	12 710	35 470	82	17 800	45 780			
68	13 050	35 830	83	18 180	46 210			
69	13 120	36 140	84	18 420	46 670			

Det har særlig interesse at sammenligne disse af folketællingerne helt uafhængigt beregnede bestandstal med tilsvarende tal fra de fem folketællinger inden for perioden som vist i tabel C.

Tabel C. Optalt og beregnet antal gifte kvinder i folketællingsårene.

	Aldersgruppe 20-24 år			Aldersgruppe 25-29 år		
	Folke- tæll. 1. febr.	Beregnet 1. jan.	Kol (1) som procent af kol. (2)	Folke- tæll. 1. febr.	Beregnet 1. jan.	Kol. (4) som procent af kol. (5)
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
1855	10 944	11 030	99,2	29 391	28 950	101,5
60	14 019	12 930	108,4	31 441	34 260	91,8
70	13 088	13 200	99,2	33 831	36 420	92,9
80	17 347	17 350	100,0	40 758	44 720	91,1
90	19 364	18 290	105,9	44 281	47 950	92,3

Overensstemmelsen mellem de to talrækker – folketællingerne og vielsesstatistikken – overstiger de dristigste forventninger. Graden og arten af overensstemmelse er dog forskellig for de to betragtede aldersgrupper, og disse skal derfor omtales hver for sig.

For aldersgruppen 20-24 finder vi at forskellen i tre af de fem tilfælde er under én procent. I de to andre tilfælde – 1860 og 1890 – kan differencen måske synes beskeden, men for vort specielle formål er den dog for stor, thi det er jo ganske fine ændringer i frugtbarhedens niveau vi søger at bestemme, og fejl i nævneren på få procent kan spolere billedet.

Hvad angår 1860 kan jeg ikke se rettere end at man må antage (indtil noget andet påvises) at folketællingens tal simpelthen er forkert. Det er kun modstræbende man fælder en sådan dom, når det trods ret grundige forsøg ikke er lykkedes at sætte fingeren på denne fejl – ved at påvise at Aarhus må være blevet talt med to gange el. lign. Som støtte for antagelsen om at tallet er forkert kan man anføre dels at det giver en frugtbarhedskoefficient der prima facie virker urimelig, og dels at man vanskeligt kan se hvordan vor beregning på grundlag af vielsesstatistikken skulle kunne ramme så meget ved siden af. Man kunne jo pege på de ret høje vielsestal for aldersgrupperne under 25 år i årene omkring 1857 som nok for en stor del har

deres forklaring i loven om næringsfrihed. Men denne faktor kan kun forklare en forskel mellem folketællingen og vor beregning for så vidt der *inden for* aldersgrupperne 17–19 og/eller 20–24 er sket en forskydning over mod lavere vielsesaldrer. For at forklaringen skulle kunne findes her måtte man gøre uantageligt stærke forudsætninger om en sådan midlertidig ændring i brudenes aldersfordeling inden for disse aldersgrupper.

Jeg har derfor ved beregning af alternative frugtbarhedskoefficienter (tabel 3 og figur 3), set bort fra folketællingen 1860 og alene holdt mig til de på grundlag af vielserne beregnede antal gifte kvinder.

For differencen i 1890 må vi søge en anden forklaring.

Af figur 3 i hovedteksten ser man ikke blot at der er en difference på ca. 5 pct. i folketællingsåret, men at der i det følgende femår udvikler sig en stadig større forskel mellem de af vielsesstatistikens beregnede bestanddel af gifte kvinder på den ene og på den anden side de tal, der ville fremgå af lineær interpolation mellem 1890 og 1901. Sandsynligvis er der to årsager hertil som nok ved yderligere arbejde kunne skilles ud fra hinanden: dels de i hovedteksten (side 193) omtalte udsving i antal vielser, og dels den omstændighed at vor beregningsmetode ikke tager hensyn til en foregående forskydning hen imod lavere vielsesalder inden for aldersgruppen 20–24. Den første af disse årsager er noget reelt, den anden er udtryk for en statistisk mangel som bør og kan elimineres, eventuelt ved overgang til en mere tidssvarende standardfordeling af brude efter et-års vielsesaldrer inden for de femårige aldersgrupper under 30 år. At der op mod århundredskiftet bliver behov for en sådan ændring af standard bekræftes ved en sammenligning mellem den her brugte standardfordeling, der som nævnt bygger på en statistik over de i 1901 *bestående* ægteskaber og den *løbende* vielsesstatistik som fra og med femåret 1901–05 spalter aldersgruppen 20–24 i to dele, 20–21 år og 22–24 år:

Tabel D. Vielsesalder for 20–24-årige brude. Procent.

	20–21 år	22–24 år	I alt
I 1901 <i>bestående</i> ægteskaber . . .	32	68	100
I 1901–05 <i>indgåede</i> ægteskaber .	37	63	100

Kilde: som i fodnote 1 samt Statens statistiske Bureau (1908, p. 100).

Konklusionen bliver da *at* de officielle frugtbarhedsrater for 90'erne (følgelig også PCM's) er for lave, fordi nævneren – gennemsnittet af de flankerende folketællinger – er for høj, men *at* på den anden side den her på grundlag af vielsesstatistikken beregnede nævner er noget for lav, idet der ikke er taget hensyn til den forskydning hen imod lavere vielsesaldrer *inden for* aldersgruppen 20–24, som fandt sted hen imod århundredskiftet.

Jeg har ikke søgt at korrigere for denne sidste faktor, dels fordi det ville føre videre til betragtning af frugtbarhedsforholdene i det 20. århundrede og dels fordi perioden 1895–01 i alle tilfælde er særlig problematisk fordi man specielt for dette femår savner oplysning om vielsernes fordeling på aldersgrupper for hvert enkelt kalenderår.

Vender vi os nu til aldersgruppen 25–29 ser vi at de på grundlag af vielsesstatistikken beregnede bestandstal (bortset fra 1855) rammer en del ved siden af folketællingernes bestandstal. Det er ikke mærkeligt at vore simplificerende forudsætninger, navnlig en dødelighed på nul, nu ikke kan holde. Men det vigtigste er, at den relative forskel mellem de to talrækker er næsten ens for hvert af de fire folketællingsår 1860 til 1890 (se kol. 6 i tabel C samt fig. 3). Jeg har derfor ved beregning af frugtbarhedsrater (tabel 3) reduceret alle de ud fra vielsesstatistikken beregnede årstal med ca. 8 pct. Dette synes at give rimelige resultater, idet det dog er muligt, lige som for aldersgruppen 20–24, at frugtbarhedsraterne for 90'erne bliver lidt for høje, fordi der ikke tages hensyn til et muligt fald i gennemsnitlig vielsesalder inden for aldersgruppen 25–29.

## LITTERATUR

- Hafström, S. M. 1883. *Om sædelighedsforholdene i det danske folk, særlig i bondestanden og almuen*. København.
- Lund, H. F. 1873. Indledning til *Statistisk tabelværk* 3:25, udg. af Det statistiske Bureau, pp. I-XLII.
- Rubin, Marcus og Harald Westergaard. 1890. *Ægteskabsstatistik paa grundlag af den sociale lagdeling*. København.
- Scharling, Will. 1891. Befolkningen. I *Danmarks statistik* af V. Falbe-Hansen og Will. Scharling. København 1878-91. Supplementsbind, pp. 79-160.
- Statens statistiske Bureau. 1905 a. *Statistisk tabelværk* 5:A:5. København.
- Statens statistiske Bureau. 1905 b. *Statistiske meddelelser* 4:18:1. København.
- Statens statistiske Bureau. 1908. *Statistisk tabelværk* 5:A:6. København.
- Statistiske Bureau. 1873. *Statistisk tabelværk*. 3:25. København.
- Westergaard, Harald. 1885. Fødselshyppighed og dødelighed. I *Danmarks statistik* af V. Falbe-Hansen og Will. Scharling. København 1878-91. Bind 1, pp. 430-75.
- Ølgaard, Anders. 1966. *Growth, productivity and relative prices*. København.

## Tillæg 2: Demografi og kapitalteori

Af ANDERS ØLGAARD \*

1. I indledningen til sine bemærkninger til Matthiessens disputats peger Boserup på, at en systematisering af de faktorer, der bestemmer gifte kvinders frugtbarhed, måske med fordel kan ske med udgangspunkt i den systematik, som jeg anvendte i kap. 1 i min bog fra 1966. Her havde jeg først og fremmest spørgsmålet om realkapitalens effektivitet i tankerne, og når jeg indledningsvis anvendte begrebsapparatet på arbejdskraft, var det nærmest af pædagogiske grunde, idet man herved i første omgang kunne forbigå en række problemer, som senere måtte melde sig, når det var realkapitalen, det drejede sig om. Som fremhævet af Nørregaard Rasmussen<sup>1</sup> kunne min analyse af faktorerne bag arbejdskraftens effektivitet imidlertid også betragtes som et oplæg til en brobygning mellem vækst(kapital)teoretiske og demografiske problemer. Det er denne tanke, Boserup har taget op, og uden at sigte videre end til at præsentere denne problematik – og hermed måske inspirere andre til at tage nogle af problemerne op til nærmere undersøgelse – skal der i det følgende gøres nogle få bemærkninger herom.

2. En arbejders effektivitet antages at være en funktion af tre faktorer:

(1) Det tidspunkt, ( $t$ ), hvor han er beskæftiget, idet en arbejder i dag må formodes at være mere effektiv end for nogle årtier siden, f.eks. fordi han får en bedre ernæring end dengang. Denne effekt kan kaldes *kalendereffekten*<sup>2</sup>.

(2) Den årgang, ( $y$ ), som han tilhører, idet han f.eks. må formodes at have fået en bedre undervisning, jo senere han har gået i skole. Her drejer det sig altså om en *årgangseffekt*<sup>3</sup>.

(3) Arbejderens alder, ( $t - y$ ), idet der i hvert fald fra en vis alder vil være en

\* Professor ved Københavns Universitet.

1. P. Nørregaard Rasmussen, »En vækstteoretisk disputats«, *Nationaløkonomisk Tidsskrift* 105 (1967): især pp. 16-20.

2. Betegnelserne »årseffekt« og »tidseffekt« har også været foreslået. I min bog brugte jeg »year effect«, mens den nu gængse engelske betegnelse i forbindelse med realkapital er »disembodied progress«.

3. I forbindelse med realkapital er den gængse engelske betegnelse »embodied progress«.

tendens til faldende effektivitet som følge af, at arbejderen bliver ældre, altså i kraft af *alderseffekten*.

Mærk, at mens der er tale om tre forskellige effekter, symboliseret ved  $t$ ,  $y$  og  $(t-y)$ , indgår i virkeligheden ved observationen af den enkelte arbejder kun to uafhængige faktorer, nemlig observationstidspunktet og fødselsåret, idet alderen fremkommer som en difference mellem disse to størrelser.

3. Vender vi os nu på denne baggrund til spørgsmålet om gifte kvinders frugtbarhed, kan vi med Boserup drage en parallel til den anførte systematisk, idet en bestemt kvindes frugtbarhed på et bestemt tidspunkt må antages at være bestemt af

(1) *kalendereffekten*; som påpeget af Boserup vil denne effekt være sammensat af sekulære og »lokale« elementer, jfr. – hvis man skal drage en økonomisk analogi og er parat til at se på en anden størrelse end de hidtil omtalte – at nationalproduktet dels påvirkes af en langtidstrend, dels af konjunktursituationen, internationale begivenheder, der kan manifestere sig som »chok« etc.

(2) *årgangseffekten*, jfr. Boserups bemærkninger herom. Det er klart, at mens man i vækstteorien antager, at såvel kalender- som årgangseffekten for beskæftigede arbejdere er fortsat voksende, måske endda eksponentielt, så kan sådanne forudsætninger ikke gøres m.h.t. gifte kvinders frugtbarhed.

(3) *alderseffekten*, hvor man imidlertid som fremhævet af Boserup nu må operere med to aldersbegreber, nemlig dels kvindens biologiske alder, dels det antal år, hun har været gift. Tilhører hun årgang  $y$  og er blevet gift i år  $g$ , vil alderseffekterne altså være bestemt af  $(t-y)$  og  $(t-g)$ , idet  $(g-y)$  angiver hendes alder ved ægteskabets indgåelse.

4. Det vil af det foregående fremgå, at når man præsenterer problemet på den netop specificerede måde, har man i virkeligheden allerede den ene af de i Boserups fodnote 3 nævnte supplerende faktorer inde i billedet, nemlig kvindens alder på det tidspunkt hun bliver gift,  $(g-y)^4$ .

Desuden nævner Boserup *fødselsnummeret*. Jo flere børn kvinden allerede har fået, jo lavere vil hendes aktuelle frugtbarhed være, hvis et af de motiver, hun har til at få børn, er at etablere en samlet børneflokk af en given størrelse. Også her er der en nærliggende analogi til vækstteorien. Ligesom kvindens »børneproduktionskapacitet« i resten af hendes levetid under den anførte forudsætning afhænger af, hvor mange børn hun allerede har fået, således vil også i en række tilfælde alderseffekten m.h.t. realkapital ikke blot være en funktion af det pågældende kapitalgodes fysiske alder, men også bero på, hvor stærkt det har været udnyttet, idet det måske må betragtes som værende slidt op efter at have udført et bestemt antal operationer.

Mens der således ikke er tvivl om, at fødselsnummeret kan være en relevant variabel, er det mere tvivlsomt, hvordan den skal indbygges i modellen. Principielt må det afhænge af analysens sigte. Hvis man er ambitiøs og mener at kunne forklare en bestemt kvindes frugtbarhed på et bestemt tidspunkt som en

4. Denne sætning er med overlæg formuleret noget vagt. Fordi kvindens alder ved ægteskabets indgåelse allerede er »inde i billedet«, følger ikke heraf, at det ikke kan være meningsfyldt at have den med i analysen som en selvstændig uafhængig variabel; om det er tilfældet må bero på de bagvedliggende hypoteser. Jfr. at man i pkt. 2 ovenfor først præsenterer to effekter, som afhænger af  $t$  og  $y$ , og derefter en tredje, uafhængig af de to andre, der afhænger af  $(t-y)$ .

funktion af de ovenfor nævnte »effekter«, idet man antager, at denne funktion med de valgte parametre er stabil over tiden<sup>5</sup>, så kan man i virkeligheden sige, at fødselsnummeret allerede bliver endogent bestemt i modellen, idet det aktuelle børnetal simpelthen fremkommer ved at kumulere det antal børnefødsler, hun med den givne »frugtbarhedsfunktion« må ventes at have haft.

I praksis vil man formentlig næsten altid være nødt til at acceptere et lavere ambitionsniveau, således at det hidtidige børnetal ikke fremkommer endogent fra en »frugtbarhedsfunktion«, men derimod opfattes som exogent i forbindelse med den problematik, man er interesseret i. Selv i så fald kan det imidlertid være vigtigt at holde sig den netop nævnte sammenhæng i erindring for at undgå inkonsistens. For endnu engang at knytte en – nogle vil måske efterhånden mene noget spinkel – tråd tilbage til vækstteorien, så svarer det til, at man i vækstmodeller med en implicit eller eksplicit investeringsfunktion ved en løsning af forløbet ifølge modellen i realiteten allerede i kraft af investeringsfunktionen har bestemt kapitalapparatets størrelse gennem tiden. Kapitalapparatets størrelse på et bestemt tidspunkt bliver således endogent bestemt, men det forhindrer selvsagt ikke, at man ofte ved skøn over parametre i makroproduktionsfunktioner anvender tal for kapitalapparatets størrelse som uafhængige variable.

5. Jfr. forsøgene på med udgangspunkt i de i pkt. 2 nævnt »effekter« at bestemme en bestemt arbejders effektivitet. Der er helt set bort fra de problemer, der følger af det stokastiske element i en sådan funktion.



## LITTERATUR

- Hafström, S. M. 1883. *Om sædelighedsforholdene i det danske folk, særlig i bondestanden og almuen*. København.
- Lund, H. F. 1873. Indledning til *Statistisk tabelværk* 3:25, udg. af Det statistiske Bureau, pp. I-XLII.
- Rubin, Marcus og Harald Westergaard. 1890. *Ægteskabsstatistik paa grundlag af den sociale lagdeling*. København.
- Scharling, Will. 1891. Befolkningen. I *Danmarks statistik* af V. Falbe-Hansen og Will. Scharling. København 1878-91. Supplementsbind, pp. 79-160.
- Statens statistiske Bureau. 1905 a. *Statistisk tabelværk* 5:A:5. København.
- Statens statistiske Bureau. 1905 b. *Statistiske meddelelser* 4:18:1. København.
- Statens statistiske Bureau. 1908. *Statistisk tabelværk* 5:A:6. København.
- Statistiske Bureau. 1873. *Statistisk tabelværk*. 3:25. København.
- Westergaard, Harald. 1885. Fødselshyppighed og dødelighed. I *Danmarks statistik* af V. Falbe-Hansen og Will. Scharling. København 1878-91. Bind 1, pp. 430-75.
- Ølgaard, Anders. 1966. *Growth, productivity and relative prices*. København.

## Tillæg 2: Demografi og kapitalteori

Af ANDERS ØLGAARD \*

1. I indledningen til sine bemærkninger til Matthiessens disputats peger Boserup på, at en systematisering af de faktorer, der bestemmer gifte kvinders frugtbarhed, måske med fordel kan ske med udgangspunkt i den systematik, som jeg anvendte i kap. 1 i min bog fra 1966. Her havde jeg først og fremmest spørgsmålet om realkapitalens effektivitet i tankerne, og når jeg indledningsvis anvendte begrebsapparatet på arbejdskraft, var det nærmest af pædagogiske grunde, idet man herved i første omgang kunne forbigå en række problemer, som senere måtte melde sig, når det var realkapitalen, det drejede sig om. Som fremhævet af Nørregaard Rasmussen<sup>1</sup> kunne min analyse af faktorerne bag arbejdskraftens effektivitet imidlertid også betragtes som et oplæg til en brobygning mellem vækst(kapital)teoretiske og demografiske problemer. Det er denne tanke, Boserup har taget op, og uden at sigte videre end til at præsentere denne problematik – og hermed måske inspirere andre til at tage nogle af problemerne op til nærmere undersøgelse – skal der i det følgende gøres nogle få bemærkninger herom.

2. En arbejders effektivitet antages at være en funktion af tre faktorer:

(1) Det tidspunkt, ( $t$ ), hvor han er beskæftiget, idet en arbejder i dag må formodes at være mere effektiv end for nogle årtier siden, f.eks. fordi han får en bedre ernæring end dengang. Denne effekt kan kaldes *kalendereffekten*<sup>2</sup>.

(2) Den årgang, ( $y$ ), som han tilhører, idet han f.eks. må formodes at have fået en bedre undervisning, jo senere han har gået i skole. Her drejer det sig altså om en *årgangseffekt*<sup>3</sup>.

(3) Arbejderens alder, ( $t-y$ ), idet der i hvert fald fra en vis alder vil være en

\* Professor ved Københavns Universitet.

1. P. Nørregaard Rasmussen, »En vækstteoretisk disputats«, *Nationaløkonomisk Tidsskrift* 105 (1967): især pp. 16-20.

2. Betegnelserne »årseffekt« og »tidseffekt« har også været foreslået. I min bog brugte jeg »year effect«, mens den nu gængse engelske betegnelse i forbindelse med realkapital er »disembodied progress«.

3. I forbindelse med realkapital er den gængse engelske betegnelse »embodied progress«.

tendens til faldende effektivitet som følge af, at arbejderen bliver ældre, altså i kraft af *alderseffekten*.

Mærk, at mens der er tale om tre forskellige effekter, symboliseret ved  $t$ ,  $y$  og  $(t-y)$ , indgår i virkeligheden ved observationen af den enkelte arbejder kun to uafhængige faktorer, nemlig observationstidspunktet og fødselsåret, idet alderen fremkommer som en difference mellem disse to størrelser.

3. Vender vi os nu på denne baggrund til spørgsmålet om gifte kvinders frugtbarhed, kan vi med Boserup drage en parallel til den anførte systematisk, idet en bestemt kvindes frugtbarhed på et bestemt tidspunkt må antages at være bestemt af

(1) *kalendereffekten*; som påpeget af Boserup vil denne effekt være sammensat af sekulære og »lokale« elementer, jfr. – hvis man skal drage en økonomisk analogi og er parat til at se på en anden størrelse end de hidtil omtalte – at nationalproduktet dels påvirkes af en langtidstrend, dels af konjunktursituationen, internationale begivenheder, der kan manifestere sig som »chok« etc.

(2) *årgangseffekten*, jfr. Boserups bemærkninger herom. Det er klart, at mens man i vækstteorien antager, at såvel kalender- som årgangseffekten for beskæftigede arbejdere er fortsat voksende, måske endda eksponentielt, så kan sådanne forudsætninger ikke gøres m.h.t. gifte kvinders frugtbarhed.

(3) *alderseffekten*, hvor man imidlertid som fremhævet af Boserup nu må operere med to aldersbegreber, nemlig dels kvindens biologiske alder, dels det antal år, hun har været gift. Tilhører hun årgang  $y$  og er blevet gift i år  $g$ , vil alderseffekterne altså være bestemt af  $(t-y)$  og  $(t-g)$ , idet  $(g-y)$  angiver hendes alder ved ægteskabets indgåelse.

4. Det vil af det foregående fremgå, at når man præsenterer problemet på den netop specificerede måde, har man i virkeligheden allerede den ene af de i Boserups fodnote 3 nævnte supplerende faktorer inde i billedet, nemlig kvindens alder på det tidspunkt hun bliver gift,  $(g-y)^4$ .

Desuden nævner Boserup *fødselsnummeret*. Jo flere børn kvinden allerede har fået, jo lavere vil hendes aktuelle frugtbarhed være, hvis et af de motiver, hun har til at få børn, er at etablere en samlet børneflokk af en given størrelse. Også her er der en nærliggende analogi til vækstteorien. Ligesom kvindens »børneproduktionskapacitet« i resten af hendes levetid under den anførte forudsætning afhænger af, hvor mange børn hun allerede har fået, således vil også i en række tilfælde alderseffekten m.h.t. realkapital ikke blot være en funktion af det pågældende kapitalgodes fysiske alder, men også bero på, hvor stærkt det har været udnyttet, idet det måske må betragtes som værende slidt op efter at have udført et bestemt antal operationer.

Mens der således ikke er tvivl om, at fødselsnummeret kan være en relevant variabel, er det mere tvivlsomt, hvordan den skal indbygges i modellen. Principielt må det afhænge af analysens sigte. Hvis man er ambitiøs og mener at kunne forklare en bestemt kvindes frugtbarhed på et bestemt tidspunkt som en

4. Denne sætning er med overlæg formuleret noget vagt. Fordi kvindens alder ved ægteskabets indgåelse allerede er »inde i billedet«, følger ikke heraf, at det ikke kan være meningsfyldt at have den med i analysen som en selvstændig uafhængig variabel; om det er tilfældet må bero på de bagvedliggende hypoteser. Jfr. at man i pkt. 2 ovenfor først præsenterer to effekter, som afhænger af  $t$  og  $y$ , og derefter en tredje, uafhængig af de to andre, der afhænger af  $(t-y)$ .

funktion af de ovenfor nævnte »effekter«, idet man antager, at denne funktion med de valgte parametre er stabil over tiden<sup>5</sup>, så kan man i virkeligheden sige, at fødselsnummeret allerede bliver endogent bestemt i modellen, idet det aktuelle børnetal simpelthen fremkommer ved at kumulere det antal børnefødsler, hun med den givne »frugtbarhedsfunktion« må ventes at have haft.

I praksis vil man formentlig næsten altid være nødt til at acceptere et lavere ambitionsniveau, således at det hidtidige børnetal ikke fremkommer endogent fra en »frugtbarhedsfunktion«, men derimod opfattes som exogent i forbindelse med den problematik, man er interesseret i. Selv i så fald kan det imidlertid være vigtigt at holde sig den netop nævnte sammenhæng i erindring for at undgå inkonsistens. For endnu engang at knytte en – nogle vil måske efterhånden mene noget spinkel – tråd tilbage til vækstteorien, så svarer det til, at man i vækstmodeller med en implicit eller eksplicit investeringsfunktion ved en løsning af forløbet ifølge modellen i realiteten allerede i kraft af investeringsfunktionen har bestemt kapitalapparatets størrelse gennem tiden. Kapitalapparatets størrelse på et bestemt tidspunkt bliver således endogent bestemt, men det forhindrer selvsagt ikke, at man ofte ved skøn over parametre i makroproduktionsfunktioner anvender tal for kapitalapparatets størrelse som uafhængige variable.

5. Jfr. forsøgene på med udgangspunkt i de i pkt. 2 nævnt »effekter« at bestemme en bestemt arbejders effektivitet. Der er helt set bort fra de problemer, der følger af det stokastiske element i en sådan funktion.