

# En empirisk analyse av fenomenet med motløse arbeidere

John K. Dagsvik, Tom Kornstad og Terje Skjerpen

*Tilbudet av arbeid ser ut til å være lavere i perioder med høy arbeidsledighet enn med lav. Forklaring på dette kan være at personer som er utenfor arbeidsmarkedet, vurderer mulighetene for å skaffe seg jobb i arbeidsmarkedet som små i perioder med høy arbeidsledighet. De blir motløse og som en følge av dette lar de være å søke arbeid. Ved å analysere gifte og samboende kvinners deltakelse i arbeidsmarkedet finner vi at det var et betydelig innslag av motløse arbeidere i perioden 1988-2002. I gjennomsnitt var vel 13 prosent av de gifte og samboende kvinnene utenfor arbeidsstyrken motløse. Dette betyr at en stor andel av kvinnene utenfor arbeidsstyrken ville vært yrkesaktive dersom de med stor sikkerhet visste at de ville få jobb hvis de søkte dette. I enkelte perioder var innslaget av slik motløshet helt oppe i 16-17 prosent.*

I mange land registrerer man at arbeidstilbudet synes å variere med konjunktorene. I perioder med høy arbeidsledighet ser det ut som at tilbudet av arbeid er lavere enn i perioder med lav arbeidsledighet. En populær forklaring på dette er at i nedgangstider får personer som er utenfor arbeidsmarkedet, lavere forventninger med hensyn til mulighetene for å skaffe seg jobb i arbeidsmarkedet, og som en følge av dette lar de være å søke arbeid. Økonomer ser typisk på dette fenomenet som et resultat av at arbeiderne betrakter sjansene for å få seg arbeid som så små at kostnadene knyttet til å søke arbeid gir en forventet avkastning av å søke arbeid som er lavere enn nytten av å være utenfor arbeidsmarkedet. Kostnadene inkluderer her både pekuniære kostnader, og det vi kan assosiere med psykologiske kostnader i den forstand at det for mange kan være en psykologisk belastning å søke jobb og ikke minst hvis søknaden ender i avslag. I tillegg til effekten beskrevet ovenfor har en effekt av at konjunktorene påvirker tilbudet av arbeid gjennom effekter på reallønn.

På tross av at fenomenet med motløse arbeidere har vært kjent lenge (Ehrenberg og Smith, 1988) har det vært forsket relativt lite på dette. Særlig er dette tilfellet for studier basert på mikrodata, som vi benytter.<sup>1</sup>

**John K. Dagsvik** er forsker ved Gruppe for arbeidsmarked og bedriftsadferd (jda@ssb.no)

**Tom Kornstad** er forsker ved Gruppe for arbeidsmarked og bedriftsadferd (tko@ssb.no)

**Terje Skjerpen** er forsker ved Gruppe for arbeidsmarked og bedriftsadferd (tes@ssb.no)

Følgende gjennomgang baserer seg på framstillingen i Dagsvik, Kornstad og Skjerpen (2006).

I denne studien analyserer vi gifte og samboende kvinners beslutninger om yrkesdeltakelse og sysselsetting innenfor et rammeverk som eksplisitt tar hensyn til effekter som skyldes motløse arbeidere. Studien tar utgangspunkt i økonomisk søketeori som brukes for å begrunne strukturen til beslutningsregelen for om kvinnen skal søke arbeid eller ikke. Fra denne teoretiske beslutningsregelen utledes en empirisk modell for henholdsvis sannsynligheten for å være "utenfor arbeidsstyrken", "sysselsatt" og "arbeidsledig". Det teoretiske utgangspunktet gjør det mulig å karakterisere disse sannsynlighetene, gitt kjennetegn slik som timelønna kvinnen står overfor i markedet, arbeidsfri inntekt, demografiske variabler, og sannsynligheten for at kvinnen får arbeid gitt at hun søker arbeid. Den siste variabelen er ikke direkte observerbar for oss som forskere og ytterligere forutsetninger er derfor gjort for å kunne tallfeste denne sannsynligheten. Den estimerte modellen er benyttet til å gjennomføre simuleringer som belyser hvor viktig effekten av motløse arbeidere er.

Studier av arbeidsledighetens betydning for arbeidstilbudet basert på mikrodata inkluderer blant annet Ham (1986), Blundell, Ham og Meghir (1987,1998). Arbeidet som ligger tettest opp til vårt arbeid er Blundell, Ham og Meghir (1998), som i likhet med oss gjør bruk av en strukturmodell. Men mens de studerer sysselsetting og arbeidstid, ser vi bare på sysselsetting og yrkesdeltakelse. Modellen vi bruker bygger imidlertid på mindre strenge forutsetninger. Den viktigste

<sup>1</sup> I Statistisk sentralbyrås makroøkonometriske modeller MODAG og Kvarts, der modellens parametre er tallfestet ved estimering på tids-seriedata, har man imidlertid lenge tatt høyde for slike effekter, jf. f.eks. Boug mfl. (2002, s. 151). Det kan således være relevant å sammenholde effekten av motløse arbeidere slik de fremtrer når en estimerer på ulike typer data.

forskjellen er at mens Blundell, Ham og Meghir (1998) antar en konkret empirisk spesifisering for aktørens tilbudte timer i markedet, forutsetter vi ingen ting om tilbudsfunksjonen av timer. Dessuten har vi data for en relativt lang periode, 59 kvartaler i perioden 1988-2002, mens de bare har data for 4 år.

### Modellsesifisering og data

I det følgende vil det bli gitt en oversikt over de viktigste egenskapene ved modellen som den empiriske analysen bygger på og hvilke data som er brukt i beregningene. For en mer detaljert redegjørelse vises det til Dagsvik, Kornstad og Skjerpen (2006).

Analysen fokuserer på gifte eller samboende kvinner siden de i prinsippet ofte har muligheten til å trekke seg ut av arbeidsmarkedet på grunn av at familien har andre inntekter utover hennes potensielle lønnsinntekt. Det tas utgangspunkt i at den enkelte kvinne står overfor valget mellom å søke arbeid eller ikke. Ved hjelp av økonomisk søketeori er det mulig å karakterisere strukturen på kvinnens beslutningsregel for hvorvidt hun skal søke arbeid eller ikke. Denne teorien forsøker å ta hensyn til at det er knyttet usikkerhet til de potensielle jobbene kvinnen kan tenkes å stå overfor, sett fra kvinnens perspektiv. Usikkerheten er knyttet til lønnsbetingelser og andre egenskaper ved jobbene. Under forutsetninger om perfekt rasjonell atferd (se for eksempel Lippman og McCall, 1981), kan en vise hvordan kvinnens beslutningsregel om å søke arbeid eller ikke, avhenger av blant annet variabler som forventet timelønn, søkekostnader, arbeidsfri inntekt og sannsynligheten for å få arbeid gitt arbeidsøking.

Selv om vi har oppnådd en teoretisk karakterisering av kvinnens beslutningsregel om å søke arbeid eller ikke, er ikke dette tilstrekkelig til å gå i gang med empirisk analyse. Grunnen er først og fremst at en rekke variabler som er kjent for den beslutende kvinnen, ikke er observerbare for oss som forskere. Det er derfor nødvendig å knytte teorien ovenfor til en empirisk modell, dvs. en modell som tar hensyn til at en rekke variabler som påvirker kvinnens atferd er uobserverbare for forskeren. Disse variablene har den virkningen at atferd som er perfekt rasjonell sett fra den beslutende aktørs synspunkt kan se ut som erratisk for forskeren. For å ta hensyn til effekten av disse uobserverbare komponentene på kvinnens atferd innføres stokastiske variabler i modellsesifiseringene. Dette er variabler som antar tilfeldige verdier. Ved å gjøre bestemte antakelser om sannsynlighetsfordelingen til de stokastiske variablene bestemmes graden av variasjon i de tilfeldige verdiene og hvor hyppig de ulike verdiene forekommer.

I spesifiseringen av den empiriske modellen postuleres det hvordan kvinnes beslutningsregel for jobb-

**Tabell 1. Summarisk statistikk, 1995**

Variabel	Gjennomsnitt	Std. avvik	Minimum	Maksimum	Antall observasjoner
Timelønn <sup>1</sup>	117,72	42,22	39,72	455,85	3 231
Arbeidsfri inntekt <sup>1</sup>	197 740	93 309	149,72	644 538	4 042
Alder	40,92	9,17	25	60	4 042
Utdanning, år	11,9	2,58	6	20	4 042
Antall barn < 19 år	1,3	1,12	0	8	4 042

<sup>1</sup>I faste 1998-kroner.

søking avhenger av observerbare og uobserverbare/stokastiske variabler. De observerbare variablene er kvinnens timelønn i markedet, arbeidsfri inntekt (dvs. mannens arbeidsinntekt), alder og antall barn, i tillegg til forventet søkekostnad. Det følger av teorien ovenfor at forventet søkekostnad er en funksjon av arbeidsledighetsraten for persongruppen kvinnen tilhører.

På grunn av uobserverbare variabler som behandles som stokastiske variabler, blir den empiriske modellen følgelig en sannsynlighetsmodell. Nærmere bestemt er modellen representert ved henholdsvis sannsynligheten for å være i de tre tilstandene "sysselsatt", "arbeidsøker" og "utenfor arbeidstyrken". Som følge av vår teori og antakelsene om fordelingsegenskapene til de respektive stokastiske variablene, gir dette en bestemt struktur på sannsynlighetene.

Modellen er tallfestet på grunnlag av data for gifte og samboende kvinner for perioden 1988-2002. Opplysningene knyttet til arbeidsmarkedet er hentet fra de kvartalsvise arbeidskraftundersøkelsene (AKU) innhentet av Statistisk sentralbyrå. For å få opplysninger om antall barn etter alder (under 19 år), inntekt og utdanning, er AKU-dataene koblet mot lignings- og utdanningsregisteret. Det endelige utvalget er redusert ved at vi bare ser på kvinner i alderen 25 til 60 år. Kvinner som er eldre enn 60 år er utelatt på grunn av at mange da går over på trygd. I tillegg har vi utelatt kvinner med partnere som tjener unormalt mye (over 1 mill. kr) eller unormalt lite (0 kr). Utvalget er også trukket slik at hver kvinne bare er med en gang. Vi har altså ikke gjentatte observasjoner av hver kvinne. Hvilket kvartal og år hver enkelt kvinne skal være representert med er bestemt på basis av tilfeldige trekninger.

For å beregne timelønn trenger vi opplysninger om arbeidstid. Arbeidstiden til kvinnen er (i hovedsak) målt som kontraktmessig årlig arbeidstid både i hoved- og bijobb. Timelønn er definert som pensjonsgivende lønnsinntekt dividert med arbeidstid. Kvinnens arbeidsfrie inntekt er målt som summen av mannens pensjonsgivende lønns- og næringsinntekt.<sup>2</sup> Familiens kapitalinntekter og -utgifter er dermed utelatt fra

<sup>1</sup> Pensjonsgivende næringsinntekt skal i prinsippet gjenspeile den delen av næringsinntekten som skyldes arbeidsinnsats. Ved beregning av denne inntekten brukes en sjablonmessig fastsatt regel.

Tabell 2. Observerte og predikerte arbeidsstyrkeandeler etter år

År	Observert yrkesfrekvens	Observert arbeidsledighetsrate <sup>1</sup>	Predikert yrkesfrekvens		Predikert andel motløse arbeidere av de som er utenfor arbeidsstyrken
			Estimert modell	$q = 1^2$ Ingen lønns-trend <sup>3</sup>	
1988	0,8056	0,0177	0,8012	0,8207	0,0981
1989	0,8176	0,0265	0,7923	0,8223	0,1444
1990	0,8283	0,0233	0,8187	0,8427	0,1324
1991	0,8370	0,0278	0,8453	0,8707	0,1642
1992	0,8484	0,0238	0,8479	0,8687	0,1368
1993	0,8448	0,0278	0,8496	0,8743	0,1642
1994	0,8636	0,0236	0,8641	0,8832	0,1405
1995	0,8662	0,0285	0,8657	0,8889	0,1727
1996	0,8777	0,0235	0,8766	0,8940	0,1410
1997	0,8952	0,0218	0,8836	0,8988	0,1306
1998	0,9061	0,0136	0,9041	0,9121	0,0834
1999	0,8991	0,0128	0,9125	0,9193	0,0777
2000	0,9112	0,0146	0,9144	0,9221	0,0900
2001	0,9155	0,0159	0,9177	0,9256	0,0960
2002	0,9141	0,0176	0,9351	0,9423	0,1109
1988-2002	0,8647		0,8647	0,8830	0,1353

<sup>1</sup> Arbeidsledighetsratene i denne tabellen er lavere enn de som presenteres i offisiell statistikk basert på arbeidskraftundersøkelsene (AKU) fra Statistisk sentralbyrå. Dette skyldes i hovedsak at vi blant dem som står utenfor arbeidsstyrken har utelatt uføretrygdede og andre arbeidsuføre samt studenter. Utvalget er også avgrenset ved at det bare inkluderer kvinner i alderen 25-60 år. Siden dataene i analysen er basert på AKU, er arbeidsledighetsratene konsistente med ratene i den offisielle statistikken.

<sup>2</sup> Denne kolonnen skiller seg fra foregående kolonne ved at kvinnen vet med sikkerhet at hun vil få jobb dersom hun søker, mens i foregående kolonne er det en positiv sannsynlighet for at hun ikke får jobb.

<sup>3</sup> Denne kolonnen tilsvarer tilfellet hvor estimatene er tatt fra den estimerte modellen, men hvor alle de årsspesifikke dummyvariablene i lønnsrelasjonen for 1989-2002 er satt lik null.

kvinnens arbeidsfrie inntekt på grunn av manglende data for dette. Både lønn og arbeidsfri inntekt er målt i faste 1998-priser. Yrkeserfaring er målt som kvinnens alder minus alderen ved utdanningens slutt når vi legger til grunn at kvinnen tar all utdanning fortløpende uten opphold. For å antyde hvordan dataene ser ut, viser vi i tabell 1 summarisk statistikk for utvalgte variabler i 1995. Utvalget inneholder tilsvarende data for de andre årene i perioden 1988-2002.

Gitt anslagene på de ukjente parameterne kan modellen brukes til å simulere endringer i sannsynlighetene som følge av endringer i timelønn, barnetall, utdanning osv., se for eksempel tabell 2.

### Effekter av motløse arbeidere og kvasi-elasticiteter

Før vi bruker modellen til analyseformål er det av interesse å si noe om hvor god modellen er. En slik test kan gjøres på mange forskjellige måter. I det følgende skal vi bruke en enkel test som går ut på å studere hvor godt den estimerte modellen klarer å reprodusere dataene den er estimert på, se kolonnene 2 og 4 i tabell 2. Med yrkesfrekvens eller arbeidsstyrkeandeler menes andelen i utvalget som enten er i jobb eller har søkt jobb, men ikke fått det. De predikerte andelenene er i tabellen beregnet som gjennomsnittlig sannsynlighet over alle kvinnene i utvalget, slik de framkommer på grunnlag av den estimerte modellen. Vi ser at selv om modellen er relativt enkel fanger den opp den positive trenden i kvinners yrkesaktivitet over tid.

For å tallfeste effekten av fenomenet med motløse arbeidere har vi i nest siste kolonne i tabell 2 beregnet gjennomsnittlig predikert sannsynlighet for yrkesdel-

takelse i en hypotetisk situasjon hvor kvinnene vet med full sikkerhet at de får arbeid dersom de søker dette. Som vi ser av den nederste linjen i tabellen øker den gjennomsnittlige (over år) yrkesfrekvensen med 0,018. Dette kan fortolkes som at 1,8 prosent av kvinnene står utenfor arbeidsstyrken på grunn av at de er motløse, hvilket tilsvarer 13,3 prosent av de kvinnene som er utenfor arbeidstyrken. Legg merke til det signifikante fallet i effekten av motløse arbeidere fra og med 1998. Dette fallet skyldes reduksjonen i arbeidsledighetsraten i samme periode.

Som tidligere nevnt kan den estimerte modellen brukes til å beregne effekter på sysselsetting og yrkesfrekvenser av endringer i ulike variabler som for eksempel lønn, arbeidsfri inntekt og arbeidsledighetsraten. I det følgende vil vi studere hvordan yrkesfrekvensene påvirkes av endringer i disse variablene, se tabell 3. Som mål på dette bruker vi såkalte kvasi-elasticiteter (se Cramer, 2002, s. 8) og ikke elasticiteter som er et mer brukt begrep når man skal måle effekter av endringer. Grunnen til det er at «sannsynlighet» er et relativt begrep målt på en skala som ikke er vilkårlig. Med kvasi-elasticiteten med hensyn på lønn menes endringen i sannsynligheten for å være i arbeidsstyrken ved en liten prosentvis økning i forventet lønn (målt i faste 1998-priser). Kvasi-elasticiteten med hensyn på arbeidsfri inntekt er definert på tilsvarende måte. Siden arbeidsledigheten allerede er målt som en rate har vi definert kvasi-elasticiteten med hensyn på arbeidsledighetsraten som endringen i yrkesfrekvensen ved en liten økning i arbeidsledighetsraten. Alle elasticitetene i tabellen er beregnet ved at vi først beregner elasticitetene på individnivå og deretter tar gjennomsnittet over alle kvinnene.

Tabell 3. Gjennomsnittlige kvasi-elasititeter

År	Kvasi-elasititet mhp. lønn	Kvasi-elasititet mhp. arbeidsfri inntekt	Kvasi-elasititet mhp. arbeidsledighet
1988	0,764	-0,014	-0,779
1989	0,778	-0,014	-0,816
1990	0,704	-0,013	-0,732
1991	0,623	-0,011	-0,657
1992	0,618	-0,011	-0,642
1993	0,610	-0,011	-0,644
1994	0,562	-0,010	-0,585
1995	0,555	-0,010	-0,588
1996	0,522	-0,009	-0,542
1997	0,497	-0,009	-0,513
1998	0,424	-0,008	-0,427
1999	0,392	-0,007	-0,393
2000	0,383	-0,007	-0,386
2001	0,374	-0,007	-0,378
2002	0,300	-0,005	-0,306

Av tabellen framgår det at kvasi-elasititetene med hensyn på lønn, arbeidsfri inntekt og arbeidsledighetsrate er henholdsvis 0,70, -0,013 og -0,73 i 1990, mens de tilsvarende kvasi-elasititetene er 0,38, -0,0053 og -0,31 i 2000. Av tabell 3 framgår det at yrkesfrekvensene er 82 prosent i 1990 og 91 prosent i år 2000. Hvis vi i motsetning til hva som faktisk har vært tilfelle hadde fått 5 prosent økning i det generelle lønnsnivået i 1990, så ville yrkesfrekvensen dette året ha steget til 85,5 prosent, det vil si en økning på 3,5 prosentpoeng. Tilsvarende ville kvinnene redusert yrkesfrekvensen med 0,13 prosentpoeng dersom de hadde fått 10 prosent økning i sine arbeidsfrie inntekter. Dersom kvinnen oppfatning av arbeidsledighetsraten hadde vært at den var 5 prosentpoeng større enn den faktisk var ifølge tabell 3, så ville yrkesfrekvensen for kvinnene blitt redusert med 3,65 prosentpoeng til 78,35 prosent. Tilsvarende beregninger for 2000 viser at endringene i yrkesfrekvensen med hensyn på endringer i lønn, arbeidsfri inntekt og arbeidsledighetsrate er henholdsvis 2,0, -0,05 og -1,6 prosentpoeng.

Av tabell 3 ser vi at det er en negativ trend i kvasi-elasititeten med hensyn på lønn over tid. Det skyldes hovedsakelig at det har vært en positiv trend i yrkesfrekvensen for kvinnene i samme periode. Tilsvarende ser vi at det har vært en negativ trend i tallverdien på kvasi-elasititeten med hensyn på arbeidsfri inntekt, men at denne elastisiteten er ubetydelig i alle årene som analysen omfatter. Kvasi-elasititeten med hensyn på arbeidsledighetsraten, som fanger opp effekten av motløse arbeidere, svinger over tid, i takt med konjunktorene. Alt annet likt, er denne kvasi-elasititeten høyere jo høyere sannsynligheten for ikke å få jobb er, gitt at man søker.

### Kvasi-elasiteter for ulike grupper av kvinner

Erfaringene fra andre arbeidstilbudsstudier basert på mikrodata er at det er betydelig variasjon i elastisitetene mellom ulike grupper av gifte kvinner. I det følgende vil vi derfor se litt nærmere på hvordan yrkesfrekvenser og kvasi-elasiteter varierer med ulike kjennetegn ved kvinnen. Tabell 4 presenterer resultater for 20 ulike gifte/samboende kvinner (typehold) definert ved ulike kombinasjoner av alder, utdanningslengde, antall barn, arbeidsfri inntekt og sannsynlighet for få arbeid gitt yrkesdeltagelse. Beregningene gjelder for året 2000. Blant kvinner i alderen 35 år presenteres beregninger for tilfellene at hun har 0, 1 eller 3 barn, mens for kvinner i alderen 55 år forutsettes det at hun har 0 eller 1 barn. Kvinnens utdanningslengde antar to verdier, 14 og 18 år. Dette representerer henholdsvis midlere og høyere utdanning. For sannsynligheten for å få arbeid benyttes hhv. verdiene 0,94 og 0,98. Den arbeidsfrie inntekten er satt til 300 000 1998-kroner. Av tabell 1 ser vi at den arbeidsfrie inntekten i 1995 i gjennomsnitt var omkring 200 000 kr.

Som et eksempel la oss se på gruppe 2, bestående av 35 år gamle kvinner i 2000 med 14 års utdanning, 1 barn og sannsynlighet for å få arbeid ved søking lik 0,94. For denne gruppen er den predikerte yrkesfrekvensen 95,6 prosent. Kvasielastisiteten med hensyn på lønn er 0,22, som betyr at en en-prosents økning i timelønnen øker yrkesfrekvensen til 95,8 prosent. Tilsvarende vil en økning i den arbeidsfrie inntekten på 10 prosent redusere yrkesfrekvensen med 0,04 prosentpoeng. Den arbeidsfrie inntekten har altså en ubetydelig virkning på yrkesfrekvensen. Av tabellen fremgår også at kvasielastisiteten med hensyn på arbeidsledighetsraten er omkring -0,24. Det betyr at en økning i arbeidsledighetsraten fra 6 til 8 prosent gir en reduksjon i yrkesfrekvensen fra 95,6 til 95,1 prosent.

Gruppe 12 skiller seg fra gruppe 2 ved at sannsynligheten for å få arbeid ved arbeidssøking er 0,98 i stedet for 0,94. Som følge av at effekten av motløse arbeidere er svakere for denne gruppen enn for gruppe 2, øker den predikerte yrkesfrekvensen fra 95,6 til 96,4 prosent.

Tabell 4 gir også informasjon om virkningen av partielle endringer i demografiske variabler. Gruppe 3 skiller seg fra gruppe 2 ved at kvinnene har 3 barn i stedet for 1. En partiell økning i antall barn fører til at reserverasjonslønnen øker og som følge av dette faller den predikerte yrkesfrekvensen til snau 89 prosent, en nedgang på 6,8 prosentpoeng. Nedgangen i den predikerte yrkesfrekvensen fører til at de tre kvasielastisitetene er større i absoluttverdi for denne gruppen enn for gruppe 2.

Tabell 4. Yrkesdeltakelse og kvasi-elasticiteter for ulike gruppe av kvinner<sup>1</sup>. År 2000

Gruppe av kvinner	Utdanningslengde (år)	Alder	Antall barn <19 år	Sannsynlighet for å få jobb å gitt at man søker	Predikert yrkesfrekvens	Kvasi-elasticitet mhp. lønn	Kvasi-elasticitet mhp. arb.-fri inntekt	Kvasi-elasticitet mhp. arbeidsledighet
1	14	35	0	0,94	0.9728	0.1360	-0.0024	-0.1486
2	14	35	1	0,94	0.9558	0.2172	-0.0039	-0.2373
3	14	35	3	0,94	0.8877	0.5127	-0.0091	-0.5601
4	18	35	0	0,94	0.9852	0.0749	-0.0013	-0.0819
5	18	35	1	0,94	0.9758	0.1216	-0.0022	-0.1328
6	18	35	3	0,94	0.9364	0.3064	-0.0055	-0.3347
7	14	55	0	0,94	0.9349	0.3129	-0.0056	-0.3419
8	14	55	1	0,94	0.8967	0.4762	-0.0085	-0.5202
9	18	55	0	0,94	0.9703	0.1484	-0.0026	-0.1621
10	18	55	1	0,94	0.9517	0.2362	-0.0042	-0.2580
11	14	35	0	0,98	0.9780	0.1108	-0.0020	-0.1114
12	14	35	1	0,98	0.9641	0.1781	-0.0032	-0.1791
13	14	35	3	0,98	0.9074	0.4319	-0.0077	-0.4341
14	18	35	0	0,98	0.9880	0.0607	-0.0011	-0.0611
15	18	35	1	0,98	0.9804	0.0989	-0.0018	-0.0994
16	18	35	3	0,98	0.9481	0.2532	-0.0045	-0.2545
17	14	55	0	0,98	0.9469	0.2587	-0.0046	-0.2601
18	14	55	1	0,98	0.9151	0.3997	-0.0071	-0.4018
19	18	55	0	0,98	0.9759	0.1210	-0.0022	-0.1216
20	18	55	1	0,98	0.9607	0.1940	-0.0035	-0.1950

<sup>1</sup> Den arbeidsfrie inntekten er satt til 300 000 kroner i faste 1998-priser.

Det er også av interesse å belyse effekten av økt utdanning, f.eks. ved å sammenligne gruppene 2 og 5. Forskjellen mellom disse to gruppene er at kvinnene i den sistnevnte har 4 år mer utdanning. Mer utdanning gir høyere reallønn, og i dette tilfellet finner vi at yrkesfrekvensen øker med 2 prosentpoeng til 97,6 prosent. Absoluttverdiene for kvasi-elasticitetene blir dermed mindre for gruppe 5 enn for gruppe 2.

Avslutningsvis vil vi se på betydningen av alder. Forskjellen mellom gruppe 2 og 8 er at kvinnene i den sistnevnte gruppen er 20 år eldre, 55 år mot 35 år for kvinnene i gruppe 2. Økt alder har to effekter som trekker i motsatt retning: Høyere alder går sammen med lengre yrkeserfaring, og dette bidrar til økt real-lønn som gir økt yrkesfrekvens. På den annen side er det slik at økt alder fører til økte preferanser for fritid, og isolert sett reduserer dette arbeidstilbudet. Den sistnevnte effekten dominerer over den førstnevnte, slik at økt alder reduserer yrkesfrekvensen fra 95,6 til 89,7 prosent.

### Avslutning

I denne analysen har vi brukt en empirisk arbeidstilbudmodell som eksplisitt tar hensyn til motløse arbeidere til å studere den kvantitative betydningen av dette fenomenet. Vi finner at i perioden 1988-2002 var det et betydelig innslag av motløse arbeidere blant gifte og samboende kvinner. Det betyr at når økonomien er i ferd med å bedre seg etter en nedgangskonjunktur vil flere kvinner «melde seg på» arbeidsmarkedet både som følge av at lønnen øker, men også som

følge av at de nå i større grad tror det er mulig å få jobb. En viktig konsekvens av dette er at i perioder hvor økonomien går inn i en oppgangskonjunktur vil man ha en arbeidskraftreserve. Dette kan ha konsekvenser for utøvelsen av den kortsiktige økonomiske politikken.

Modellen tar utgangspunkt i et standard søke-teoretisk rammeverk som gjør det mulig å operasjonalisere effekten av motløse arbeidere innenfor en modell hvor kvinnene velger mellom å søke jobb og å stå utenfor arbeidsmarkedet. En svakhet ved modellen slik den foreligger nå er at det ikke skiller eksplisitt mellom kvinner som står utenfor arbeidsmarkedet og kvinner som er i arbeid når de søker arbeid. Det er rimelig å anta at disse to gruppene av kvinner skiller seg systematisk fra hverandre ved at kvinnene i sistnevnte gruppe i stor grad kan regne med å fortsette i den jobben de har i neste periode, mens noen arbeids-søkende kvinner som ikke har jobb kan stå overfor betydelig usikkerhet med hensyn på jobbmuligheter.

For å kunne fange opp effekten av motløse arbeidere er det en fordel å utnytte data som strekker seg over en lang periode slik at dataene omfatter perioder med både høy- og lavkonjunktur. Den gjennomførte studien skiller seg fra andre studier basert på mikrodata ved at den gjør bruk av data for en lengre periode, det vil si 15 år i perioden 1988-2002. På tross av dette er det ønskelig med enda lengre tidsserier, og vi arbeider med å gjennomføre en tilsvarende analyse på data helt tilbake til 1970-tallet.



**Referanser**

Blundell, R., J. Ham og C. Meghir (1987): Unemployment and female labour supply. *Economic Journal*, **97**, 44–64.

Blundell, R., J. Ham og C. Meghir (1998): Unemployment, discouraged workers and female labour supply. *Research in Economics*, **52**, 103–131.

Boug, P., Y. Dyvi, P. R. Johansen og B.E. Naug (2002). *Modag - En makroøkonomisk modell for norsk økonomi*. Sosiale og økonomiske studier nr. 108. Oslo: Statistisk sentralbyrå.

Cramer, J.S. (2001): *An Introduction to the Logit Model for Economists*. 2<sup>nd</sup> edition. London: Timberlake Consultants Ltd.

Dagsvik, J.K., T. Kornstad og T. Skjerpen (2006) Analysis of the discouraged worker phenomenon. Evidence from micro data. Discussion Papers nr. 453. Oslo: Statistisk sentralbyrå.

Ehrenberg, R. og R. Smith (1988): *Modern Labor Economics: Theory and Public Policy*. 3<sup>rd</sup> edition. London: Scott, Foreman, og Co.

Ham, J. (1986): On the interpretation of unemployment in empirical labor supply analysis. In R.W. Blundell og I. Walker (Red.), *Unemployment, Search and Labour Supply*. Cambridge: Cambridge University Press.

Lippman, S. A., og J. J. McCall (1981): The Economics of uncertainty: selected topics and probabilistic methods. I K.J. Arrow og M.D. Intriligator (Red.), *Handbook of Mathematical Economics*, Vol. I, Ch. 6. Amsterdam: North Holland.