

Arbeidsledighet og skilsmisse

- en empirisk analyse

av

Stein Svalestad

Masteroppgave

Masteroppgaven er levert for å fullføre graden

Master i samfunnsøkonomi

Universitetet i Bergen, Institutt for økonomi

Desember 2008

UNIVERSITETET I BERGEN



Forord

Jeg vil gjerne takke Sigve Tjøtta og Kjell Vaage for at de presenterte denne problemstillingen for meg og for all veiledning på veien. Jeg er også svært takknemlig for at min arbeidsgiver, Wassum Investment Consulting, har lagt forholdene til rette slik at det var mulig å kombinere jobb med oppgaveskriving.

Min nydelige kone fortjener også en stor takk for all oppmuntring.

Takk til medstudenter og ansatte ved Institutt for økonomi for noen fantastiske studieår.

Stein Svalestad

Stein Svalestad, Bergen 30. november 2008

Sammendrag

Arbeidsledighet og skilsmisse – en empirisk analyse

av

Stein Svalestad, Master i samfunnsøkonomi

Universitetet i Bergen, 2008

Veiledere: Sigve Tjøtta og Kjell Vaage

I denne oppgaven har jeg sett på om arbeidsledighet øker skilsmissesannsynligheten. For å redusere endogenitetsproblemet som kan eksistere som følge av at det gjerne ikke er tilfeldig hvem som blir arbeidsledige, brukes bedriftsnedleggelse som et eksogent sjokk. Dersom arbeidsledighet som følge av bedriftsnedleggelse øker skilsmissesannsynligheten kan det tyde på at det er faktiske konsekvenser av arbeidsledigheten som påvirker skilsmisse-sannsynligheten.

Datasettet som brukes består av alle individ i Norge som giftet seg i 1988, og disse følges til 2006. Til å analysere dette datasettet brukes overlevelsesanalyse, og statistikkprogrammet Intercooled Stata 9.2. Resultatene viser at det er positiv og signifikant korrelasjon mellom arbeidsledighet og skilsmisse, men mangel på robusthet i estimatene for ulike klassifiseringer av bedriftsnedleggelse medfører at en ikke kan trekke slutninger om arbeidsledigheten er den faktiske årsaken til den økte skilsmissesannsynligheten.

Innholdsfortegnelse

Liste over tabeller	1
Liste over figurer	2
1. Innledning	3
2. Arbeidsledighet og skilsmisse i Norge i perioden 1986 – 2007	4
2.1 Arbeidsledigheten i Norge	4
2.2 Skilsmisseraten i Norge	5
2.3 Figurativ sammenheng mellom skilsmisseraten og arbeidsledighet	5
3. Teoretisk fundament og annen forskning på temaet	7
3.1 Det felles utgangspunktet – Beckers teorier	7
3.2 Empirisk arbeid etter Becker	9
3.3 Andre forklaringer på sammenheng mellom arbeidsledighet og skilsmisse	12
4. Økonometri og analytiske metoder	14
4.1 Valg av analytisk metode	14
4.2 Overlevelsesanalyse	15
4.3 Velge spesifisering for hasardraten	18
4.4 Den komplementære log-log modellen	19
4.5 Estimering	21
4.6 Tolkning av koeffisientestimatene	24
4.7 Dødelighetstabell	25
5. Om datasettet	27
5.1 Trekke ut utvalget	27
5.2 Definerer av viktige forklaringsvariabler	27
5.3 Beskrivelse av ytterligere forklaringsvariabler	29
5.4 Deskriptiv statistikk	30
6. Resultater og diskusjon	35
6.1 Overlevelsesfunksjon for hele utvalget	35
6.2 Grupperte overlevelsesfunksjoner	36
6.3 Hasardfunksjonen for utvalget	38
6.4 Estimering av koeffisientene	40
7. Avslutning	47
Appendiks A	48
Referanser	50

Liste over tabeller

Tabell 1: Beskrivelse av forklaringsvariablene	30
Tabell 2: Antall individ som er med i panelet hvert år	31
Tabell 3: Antall individ og hvor mange ganger de har opplevd bedriftsnedleggelse	31
Tabell 4: Antall førstegangsskilsmisser siden 1988	32
Tabell 5: Gjennomsnittlige verdier for ulike grupperinger – ikke registrert arbeidsledige	33
Tabell 6: Gjennomsnittlige verdier for ulike grupperinger – registrert arbeidsledige	33
Tabell 7: Koeffisientestimat fra estimeringen	42
Tabell 8: Koeffisientestimat fra estimeringen med andre nedleggingstall	45

Liste over figurer

Figur 1: AKU-ledighet i Norge i perioden 1986 - 2007.....	4
Figur 2: Skilsmisseraten i Norge i perioden 1986 - 2007	5
Figur 3: Skilsmisserate og arbeidsledighet i prosent i Norge i perioden 1986-2007	6
Figur 4: Overlevelsesfunksjon, $S(t)$, for hele utvalget	35
Figur 5: Overlevelsesfunksjoner gruppert etter arbeidsledighet	36
Figur 6: Overlevelsesfunksjoner gruppert etter opplevd bedriftsnedleggelse.....	38
Figur 7: Hasardfunksjonen for utvalget	38

1. Innledning

Det er en utbredt oppfatning at høye skilsmisserater ikke er bra for samfunnet. En årsak til dette er de negative eksternalitetene som et samlivsbrudd kan medføre, og det pekes spesielt på hvordan dette påvirker de involverte barna. Flere empiriske analyser viser at arbeidsledighet korrelerer positivt med skilsmisse, og det er derfor interessant å undersøke om arbeidsledighet øker sannsynligheten for skilsmisse. En korrelasjon betyr nødvendigvis ikke at det foreligger et årsak-virkning forhold – det kan for eksempel tenkes at de som både mister jobben og ender opp med å skille seg har en uobservert egenskap som gjør dem til dårlig arbeidstaker og ektefelle.

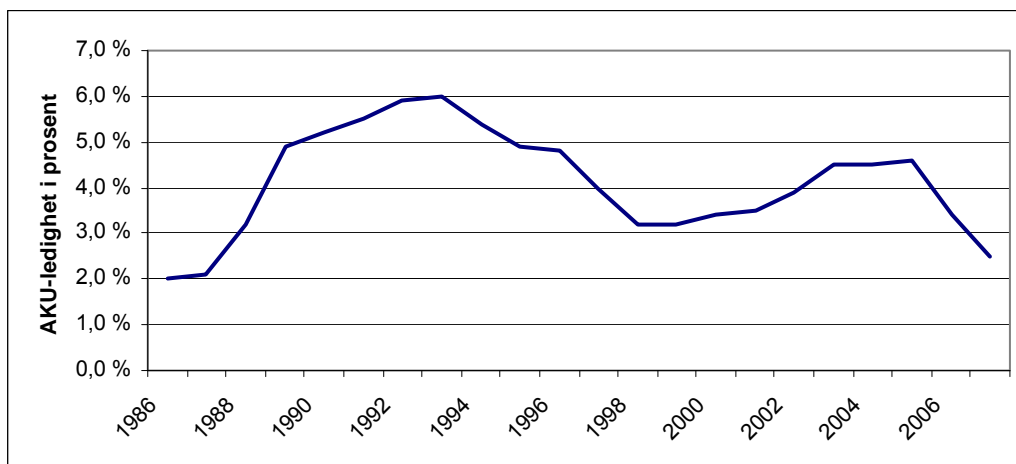
Jeg ønsker derfor å finne ut om arbeidsledighet har den kausaleffekt at man har høyere sannsynlighet for å skilles. Dersom denne hypotesen skulle bli bekreftet vil det kunne ha den konsekvens at man i situasjoner hvor arbeidsplasser er i fare har et større insitamant til å iverksette tiltak for å forhindre arbeidsledighet – nettopp fordi man vil unngå den negative eksternaliteten skilsmisse. I så måte vil et slikt funn gi fagforeningslederen et meget godt argument når arbeidsplassen tures med nedleggelse.

2. Arbeidsledighet og skilsmisse i Norge i perioden 1986 – 2007

Før en går inn i den empiriske analysen er det interessant å se på hvordan arbeidsledigheten og skilsmisseraten har utviklet seg over tid. Denne gjennomgangen er ikke ment å være utfyllende, men heller som et første utgangspunkt for å se om det kan være noen sammenheng mellom arbeidsledighet og skilsmisse på aggregert nivå. Jeg vil her fokusere på tall fra Norge ettersom datasettet som vil bli benyttet består av norske data. Samtidig vil jeg fokusere på perioden fra 1986 til 2007, fordi periodelengden er rik nok til å kunne gi grove peilinger på hvordan de aktuelle størrelsene har endret seg over tid, samt at denne perioden også en noenlunde den samme som en ser på i den empiriske analysen nedenfor.

2.1 Arbeidsledigheten i Norge

Sammenlignet med andre land har Norge en stor del av den voksne befolkningen i arbeid¹. Selv med høy sysselsetting finnes arbeidsledighet, og hva som er interessant i denne sammenheng er hvordan arbeidsledigheten har utviklet seg over tid. Figur 1 nedenfor viser AKU-ledigheten² i den aktuelle perioden. Ikke overraskende viser figuren at arbeidsledigheten har variert over ulike konjunktursykler, og innenfor den aktuelle tidsperioden var arbeidsledigheten på sitt høyeste i 1993. Figuren viser videre at arbeidsledigheten falt relativt mye fra 2005 til 2007.



Figur 1: AKU-ledighet i Norge i perioden 1986 - 2007³

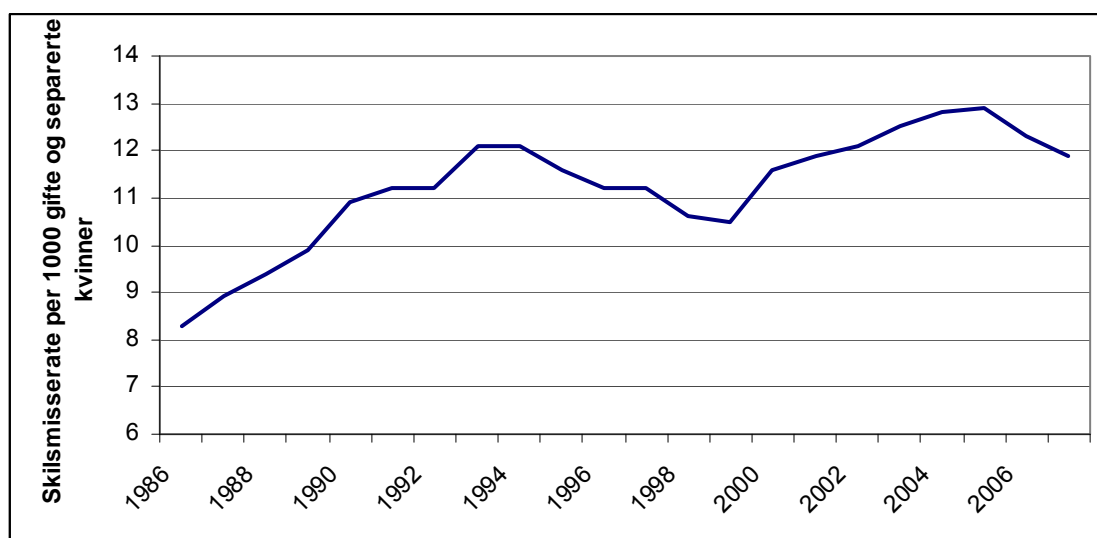
¹ Kilde: <http://www.ssb.no/arbeid/main.shtml>

² For utfyllende forklaring om beregning av AKU-ledighet: <http://www.ssb.no/aku/om.html>

³ Datakilde: <http://www.ssb.no> (Arbeidskraftundersøkelsen - Tabell 05111)

2.2 Skilsmisseraten i Norge

I likhet med andre vestlige land har skilsmisseraten også gått opp i Norge de siste tiår. Dette illustreres i figur 2 nedenfor. Skilsmisseraten defineres som forholdet mellom antall skilsmisser i et kalenderår og antall gifte og separerte kvinner som finnes i det samme året⁴. Raten regnes per 1000 ekteskap. Figuren viser at selv om det har vært en oppadgående trend i skilsmisseraten, så har den periodevis vært nedadgående.



Figur 2: Skilsmisseraten i Norge i perioden 1986 - 2007⁵

2.3 Figurativ sammenheng mellom skilsmisseraten og arbeidsledighet

Om vi setter sammen de to kurvene ovenfor i én og samme figur tegnes ett interessant bilde. Figur 3 nedenfor viser sammenslåingen. Den stiplede linjen i figuren viser AKU-ledigheten i prosent i Norge i perioden 1986 – 2007, og den faktiske AKU-ledigheten i et gitt år leses av på høyre y-akse. På venstre y-akse kan en lese av skilsmisseraten. Vi ser at kurvene ser ut til å ha lokale topp- og bunnpunkter på noenlunde samme tidspunkt – de er stigende og fallende i samme tidsintervall. Dette på tross av at skilsmisseraten viser en positiv trend. Kurven for skilsmisseraten har lokale topppunkter i 1994 og i 2004/2005⁶, mens den hadde et lokalt bunnpunkt i 1999. Kurven for arbeidsledigheten gir lokale topppunkter i 1993 og i 2005, og viser lokalt bunnpunkt i 1998/1999⁷. Kurvene viser ikke topp- og bunnpunkter i eksakt

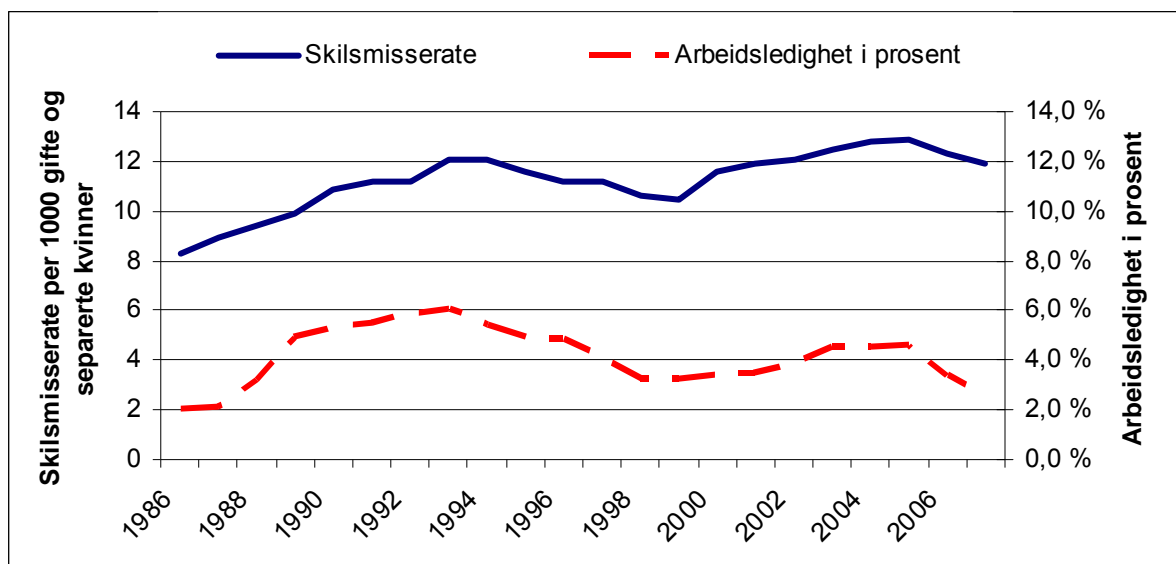
⁴ Kilde: http://www.ssb.no/vis/emner/02/befolkning/om_skilsmisserate.html

⁵ Datakilde: <http://www.ssb.no> (Befolkning – Tabell 05702)

⁶ Skilsmisserate på 12,6 begge disse årene.

⁷ AKU-ledighet på 3,2 % begge disse årene.

samme år, noe man heller ikke vil vente da det trolig vil ta litt tid før arbeidsledigheten (gitt at den faktisk påvirker skilsmisseraten) slår ut på skilsmisseraten, samt at en normalt først blir skilt ett år etter at man har tatt ut separasjon.



Figur 3: Skilsmisserate og arbeidsledighet i prosent i Norge i perioden 1986-2007

En skal være forsiktig med å trekke for mye ut av en slik sammenligning av kurver. Det faktum at to kurver tenderer til å bevege seg i samme retning trenger overhodet ikke bety at det er noen årsak-virkning forhold mellom de størrelsene disse representerer. Det er ingenting ovenfor som sikrer at sammenhengen mellom de to kurvene ikke er spuriøs. En kan derfor ikke avfeie muligheten for at sammenhengen er spuriøs, og en kan da naturlig nok heller ikke påvise noen sammenheng. Imidlertid vil det være slik at dersom det *faktisk* er slik at høyere arbeidsledighet gir høyere skilsmisserate, og omvendt, vil en se at tilsvarende kurver som ovenfor gir lokale topp- og bunnpunkter innenfor noenlunde samme tidspunkt. Figuren ovenfor tjener derfor som et første utgangspunkt til å tro at det *kan* være en sammenheng mellom arbeidsledighet og skilsmisse.

3. Teoretisk fundament og annen forskning på temaet

3.1 Det felles utgangspunktet – Beckers teorier

Det finner en del artikler som tar utgangspunkt i hypotesen om at det å miste jobben kan øke sannsynligheten for skilsmisse. Alle disse verkene viser til tidligere arbeid av nobelsprisvinner Gary S. Becker, og bruker hans teorier som forklaring på hvorfor det kan finnes en sammenheng mellom arbeidsledighet og skilsmisse. Becker gav i 1973 (som han bygde videre på i 1974) ut en artikkel hvor han bygde opp et teoretisk fundament for det å gifte seg, og hvor han på bakgrunn av dette viste hvordan folk oppfører seg i det som han kaller ”markedet for ekteskap”.

To enkle prinsipper utgjør hjertet av Beckers analyse. Det første er at siden ekteskap (nesten) alltid er frivillig kan teorien om preferanser benyttes. En kan da anta at de som gifter seg forventer en nytte ved dette som ligger over nivået de ville hatt ved andre tilgjengelige alternativer, som å forbli singel eller å gifte seg med en annen. Det andre er at siden menn og kvinner konkurrerer når de søker en partner, eksisterer det et marked for ekteskap. Hver person prøver å finne den partneren som er best for seg, under restriksjonene gitt av markedsforholdene.

Becker (1973) setter videre, på grunnlag av prinsippene ovenfor, opp vilkår for hva som gir optimale betingelser for ekteskap. Han finner at ekteskap mellom ”like” personer (like i intelligens, hudfarge, utdanning, familiebakgrunn, religion osv.) er optimalt dersom attributtene individene har er komplementære, mens ekteskap mellom ”ulike” personer er optimalt dersom attributtene er substitutter. Ved først å finne ut hvilke attributter som er komplementære og hvilke som er substitutter, kan en trekke slutninger om hvordan individenes egenskaper, eller endringer i disse, vil påvirke sannsynligheten for inngåelse av ekteskap.

I forhold til spørsmålet om en eventuell sammenheng mellom arbeidsledighet og skilsmisse, er det spesielt Beckers analyse om hvordan endringer i inntekt vil påvirke sannsynligheten for å inngå ekteskap som er interessant. Dette skyldes at tap av arbeidsplass vil kunne påvirke nåværende og fremtidig inntekt, og ventes ikke å endre noen av de andre faktorene som Becker belyser, som utseende, intelligens og hvor like partnerne er. Becker (1973) finner at

inntektsøkninger øker sannsynligheten for å gifte seg, noe han også underbygger ved å vise til empiriske bevis. Dersom dette er tilfellet vil en inntektsreduksjon kunne redusere sannsynligheten for å gifte seg, noe som, om enn noe annerledes formulert, er et av de sentrale spørsmålene i min egen analyse.

Becker (1973) hevder også at en relativ økning i kvinners lønn i forhold til menns vil redusere antall inngåtte ekteskap (forutsettes at kvinner har lavere lønn enn menn). Alle husholdninger vil etter Beckers teori maksimere en produksjonsfunksjon, men funksjonen er spesiell i det den også innbefatter ”produksjon” av barn, samhold, helse, holde huset i god stand og lignende. På bakgrunn av dette finner Becker at en negativ korrelasjon mellom kvinners lønn og menns lønn maksimerer totalt produksjon ettersom gevinsten ved arbeidsfordelingen da blir maksimert. En lavt lønnet kvinne vil bruke mer tid på produksjon i hjemmet enn en høyt lønnet kvinne ettersom verdien av tiden brukt er lavere. Om vi forstår lønn som et uttrykk for produktivitet, vil det altså være optimalt at individene finner en ektefelle som ikke har samme produktivitet som seg selv. Påstanden om at fordelene ved å inngå ekteskap avhenger positivt av relativ lønn mellom kjønnene underbygges empirisk ved å vise til at det i de amerikanske statene hvor det relative forholdet mellom kvinner og menns lønn er høyest, også har den laveste andelen ekteskap. Om dette er riktig, kan vi tenke oss at menns lønnsreduksjon vil ha mer å si for stabiliteten til et ekteskap enn lønnsreduksjonen til kvinner.

Becker et al. gav i 1977 ut en artikkel hvor de fokuserte på ustabilitet i ekteskap. Det vises igjen til at en person gifter seg når nytten av å inngå et ekteskap overgår nytten ved å være singel. Det antas videre at en person ønsker seg ut av ekteskapet når nytten ved fortsatt å være gift er mindre enn nytten ved å skille seg og muligens gifte seg på nytt. For å finne ut hva som gjør at en person ønsker seg ut av ekteskapet, må en da finne ut hva som gjør at nytten ved å være gift faller. Ettersom det forutsettes at nytten før ekteskapet var større ved å inngå ekteskap enn å være singel (forutsetter at individet ikke frivillig gjør noe som senker nytten), må det derfor være noe som endres i ekteskapet som endrer nytten, og dette kan ikke være kjent informasjon ved inngåelse av ekteskapet.

Becker et al. (1977) ser på sannsynligheten for skilsmisse som en funksjon av to faktorer: forventet gevinst (”gain”) ved å gifte seg, samt fordelingen til en variabel som beskriver uventede utfall. Sannsynligheten for skilsmisse er mindre jo høyere den forventede gevinsten ved ekteskapet er, og dess mindre variansen til fordelingen av uventede gevinster er.

Hendelser som reduserer en ektefelles inntjeningspotensial kan ventes å påvirke personens familie på to måter. Først, ettersom familiens totalinntekt reduseres, er det ventet at inntektssjokket vil ha en direkte negativ effekt på konsum av goder og fritid. For det andre, ettersom det også potensielt kan endre fordelene som et gift par har ved å være gift, kan et slikt sjokk også påvirke sannsynligheten for at ekteskapet ender med skilsmisse.

Modellen til Becker et al. (1977) kan sies å ta utgangspunkt i at partnerne i begynnelsen av ekteskapet har forventninger om egen og ektefellens fremtidige inntekt. Par er også karakterisert i starten ved hvor god kobling det er mellom dem ("match quality"), som innbefatter faktorer som livserfaring og felles mål. Over tid vil ny informasjon om ektefellen fremkomme, og noe av denne informasjonen kan få dem til å vurdere å gå ut av ekteskapet. Ektefellene vil da skille seg dersom den kombinerte nytten av fortsatt å være gift er mindre enn den kombinerte nytten når de er separert. Hovedpoenget her er at slik informasjon som kan trigge en skilsmisse må komme som en overraskelse på partene, altså kan ikke denne informasjonen være kjent ved inngåelsen av ekteskapet. Et eksempel på en slik overraskelse kan altså være endring av den fremtidige inntekten.

3.2 Empirisk arbeid etter Becker

Blant nyere empiriske undersøkelser som fokuserer på hvordan det å miste jobben kan påvirke sannsynligheten for skilsmisse, finner vi arbeidet til Charles & Stephens (2004). Disse forfatterne fokuserer også på hvordan en uventet endring i fremtidig inntekt kan påvirke skilsmissesannsynligheten. De gjør dette ved å sammenligne en gruppe bestående av individ som av en eller annen grunn har mistet jobben, med en gruppe som har blitt (midlertidig) ufør. De hevder så at begge disse hendelsene (å miste jobben og å bli ufør) har noenlunde lik langsiktig økonomisk konsekvens. Ved denne antagelsen vil vi også kunne forvente, på bakgrunn av Becker et al. (1977) sine resultater, at disse hendelsene vil påvirke skilsmissesannsynligheten på samme måte. Charles & Stephens (2004) finner imidlertid at det å bli ufør, uavhengig av om det er en mann eller kvinne, ikke har en statistisk signifikant påvirkning på sannsynligheten for å skille seg. Imidlertid finner de at det å miste jobben øker sannsynligheten for skilsmisse, uavhengig kjønn. Disse finner også at skilsmissesannsynligheten bare øker for de som mister jobben som følge av nedbemanning/premitteringer og lignende, og ikke for de som mister jobben som følge av at bedriften de jobbet i stenges ned. Dette antyder at det ikke er det faktum at ektefellen mister

inntekten som gjør ham/henne mindre attraktiv som ektefelle, men heller hva tapet av arbeidsplassen sier om hvor passende ektefellen er som partner. Charles & Stephens (2004) knytter imidlertid ikke dette opp mot en endogenitetsdiskusjon.

Weiss og Willis (1997) bygger også på modellen til Becker et. al. (1977), og fokuserer på hvordan endringer i inntekt påvirker skilsmissem sannsynligheten. Disse forfatterne modellerer overraskelser som differansen mellom realisert og predikert inntekt. Deres resultater viser at en uventet inntektsøkning for en mann reduserer sannsynligheten for at hans ekteskap ender med skilsmisse, mens et positivt inntektssjokk for en kvinne øker sannsynligheten for skilsmisse. I denne analysen kontrolleres det imidlertid ikke for hvorfor inntektssjokket kommer. Altså viser denne analysen kun inntektteffektens påvirkning på skilsmissem sannsynligheten, og ettersom det er sterk korrelasjon mellom negativt inntektssjokk og det å miste jobben, kan den egentlige årsaken til skilsmisser være at individene mistet jobben. Dette vil i så fall være i tråd med Charles & Stephens (2004) sine funn.

Kvinnens økte økonomiske frihet er av flere brukt som begrunnelse for at skilsmisseratene har gått opp i mange land de siste tiårene, og dette kan igjen relateres til Becker et al. (1977). Som kjent vil det etter teorien være slik at en person ønsker seg ut av ekteskapet når nytten ved fortsatt å være gift faller under nytten ved å skille seg (og ha muligheten til å gifte seg på nytt). Kvinner uten inntekt vil ha et svært dårlig utsidealternativ, noe som reduserer nytten ved å gå ut av ekteskapet. Når utsidealternativet bedres (gjerne da som følge av inntektsøkning) kan det tenkes at nytten forbundet med å velge skilsmisse er høyere enn nytten ved fortsatt å være i ekteskapet. Weiss og Willis (1997) bruker data fra perioden 1972 til 1986, og deres resultater kan tenkes å underbygge hvordan kvinnens økte økonomiske frihet også har medført økte skilsmisserater.

Rege et al. (2007) ser også på hvordan nedleggelse av bedrifter påvirker skilsmissem sannsynligheten. Deres empiriske analyse undersøker to muligheter for hvordan det å være utsatt for en bedriftsnedleggelse kan påvirke ekteskapet; redusert inntekt og rolleteorier. Rolleteorier går ut på at ektefellen blir tvunget inn i en annen rolle i ekteskapet (eksempelvis bort fra å være den som brødfør familien), noe som kan redusere personens selvfølelse og attraktivitet som ektefelle.

Forfatterne finner at de mennene som opplevde at bedriften de var sysselsatt i ble lagt ned mellom 1995 og 2000 hadde 11 % større sannsynlighet for å skille seg enn menn i stabile bedrifter. Rege et al. (2007) finner imidlertid ikke at denne effekten skyldes overraskende reduksjoner i inntekt. Forfatterne finner ingen signifikant effekt på sannsynligheten for skilsmisse for kvinner. Videre hevder forfatterne at funnene er konsistente med rolleteorier. Dette underbygges med at en bedriftsnedleggelses påvirkning på skilsmissesannsynligheten er større for par hvor mannen står for det meste av familiens inntekt.

Rege et al. (2007) føyer seg også inn i rekken i litteraturen hvor en fokuserer på hvordan ny informasjon kan påvirke ekteskapets stabilitet. Forfatterne hevder at ektefellene på tidspunktet hvor ekteskapet ble inngått kan ha visst at inntektsnivået ikke kunne opprettholdes, eller at helsen til ektefellen ville reduseres. En slik kjennskap fra en ektefelle kan vanskelig inkluderes i en modell, og det har heller ikke blitt gjort i forskningen som er nevnt ovenfor. Uten inkludering av en slik kjennskap, ventes resultatet å være forventnings skeivt som følge av utelukkning av en forklaringsvariabel. Forfatterne bruker derfor nedleggelse av bedrifter for å fange uventede sjokk.

For å få forventningsrette estimat for sannsynlighetsendringen for å skille seg etter bedriftsnedleggelse, så er man avhengig av at nedleggelsen er et eksogent økonomisk sjokk som er uavhengig av uobserverte faktorer som påvirker beslutningen om å skille seg. Denne identifiserende antagelsen vil ikke holde dersom arbeidere med høyere sannsynlighet for skilsmisse har større sannsynlighet for å jobbe i bedrifter som legges ned. Forfatterne diskuterer to mulige forklaringer på hvordan dette kan være tilfelle. Den ene er at mer stabile partnere har større mulighet til å forutse at bedriften vil legges ned i nær fremtid, og derfor forlate bedriften (til fordel for en ny arbeidsgiver) før nedleggelsen. Dersom de som er igjen i bedriften når den legges ned også er de som har størst sannsynlighet for skilsmisse (før bedriftsnedleggelsen). En annen mulig grunn kan være at arbeidere med spesiell karakteristikk som kan gjøre ekteskapet mer ustabil tiltrekkes til bedrifter som har høyere sannsynlighet for nedleggelse. Dersom dette var tilfellet vil man også kunne vente og finne høyere skilsmisserater blant arbeidere i bedrifter som legges ned også før selve nedleggelsen. Forfatterne tester denne muligheten i sin empiriske analyse, og finner at dette ikke er tilfellet og at det ikke forårsaker vesentlige forventningsskeivheter i resultatene.

Rege et al. (2007) sammenligner individ som har opplevd bedriftsnedleggelse med individ som ikke har opplevd bedriftsnedleggelse. De kontrollerer imidlertid ikke for om de som opplever bedriftsnedleggelse blir arbeidsledige. For at bedriftsnedleggelse i det hele tatt skal ha noen innvirkning på skilsmisessannsynligheten vil en tro at det må skje en stor endring i familien som følge av nedleggelsen. Dersom en person som opplever nedleggelse umiddelbart finner seg ny jobb, vil trolig skiftet av arbeidsgiver ikke endre samlivet i den grad at det kan påvirker skilsmisessannsynligheten. Det er derfor mest sannsynlig at individet må bli arbeidsledig for at skilsmisessannsynligheten skal øke.

Vi ser ovenfor at det er flere før meg som har vært interessert i å finne ut om arbeidsledighet/bedriftsnedleggelse påvirker sannsynligheten for skilsmisse, og mange flere artikler kunne vært inkludert. Det finnes imidlertid ingen entydige svar, og det eksisterer også i de fleste tilfeller et endogenitetsproblem. Nedenfor vil jeg forsøke å redusere dette endogenitetsproblemet ved å modellere bedriftsnedleggelse som et eksogent sjokk.

3.3 Andre forklaringer på sammenheng mellom arbeidsledighet og skilsmisse

Hittil har jeg fokusert på muligheten for at det er arbeidsledigheten som påvirker skilsmisessannsynligheten. En kan imidlertid ikke a priori avfeie muligheten for at kausaliteten går andre veien, nemlig at en eventuell sammenheng mellom de to skyldes at de som skiller seg i større grad blir arbeidsledige sammenlignet med de som ikke skiller seg. Tidligere empiriske analyser har vist at skilsmisse er en hendelse som innbefatter mye stress for de involverte (Blekesaune, 2008). Det kan da tenkes at et slikt samlivsbrudd gjør at individet ikke lenger makter å holde på jobben sin.

Undersøkelsen *Sorg uten blomster* (2006) bekrefter at omfanget av fravær fra jobb ved samlivsbrudd er stort, og da spesielt for de som har barn på bruddtidspunktet. Mange av dem som blir sykemeldte blir det for en lengre periode, og noen blir også uføretrygdet. Videre har Dooley et al. (1996) vist at svak psykisk og mental helse kan, via svak innsats på jobb, føre til arbeidsledighet. På bakgrunn av dette kan en si at det ikke er utenkelig at kausaliteten går fra skilsmisse til arbeidsledighet. I min analyse er jeg imidlertid ute etter å finne ut om arbeidsledighet påvirker skilsmisessannsynligheten. Jeg vil derfor fokusere på de hendingene av arbeidsledighet og bedriftsnedleggelse som skjer før skilsmissen.

En annen mulighet er at det finnes én eller flere faktorer som påvirker både arbeidsledighet og skilsmisse - altså faktorer som gjør individene mindre attraktive for både arbeidsgiver og ektefelle (Blekesaune, 2008). Sosiale egenskaper tjener som eksempel på en slik faktor. Mangel på sosiale ferdigheter kan gjøre det vanskelig for et individ å skaffe seg jobb, samt gjøre det mer sannsynlig at individet mister jobben sin (i en nedbemanningsprosess er det eksempelvis enklere å beholde et individ som er godt likt). Samtidig vil en kunne argumentere med at mangel på sosiale ferdigheter gjør individet mindre attraktivt som ektefelle. Muligheten for at det finnes én eller flere faktorer som kan påvirke både arbeidsledighet og skilsmisse vil jeg komme tilbake til nedenfor, ettersom dette vil være et sentralt moment i analysen.

4. Økonometri og analytiske metoder

4.1 Valg av analytisk metode

Innenfor økonometri finnes det en rekke ulike metoder og fremgangsmåter som kan anvendes på et datasett i et forsøk på å få svar på de spørsmål forskeren måtte ha. Det er imidlertid ikke slik at alle metodene er like gode for alle formål. For å finne den mest optimale metoden for å finne svar på den aktuelle hypotesen, er det nødvendig å finne ut hva som er spesielt med datasettet som skal brukes.

Jeg er interessert i faktorer som kan tenkes å påvirke skilsmissemånsynligheten, og da spesielt arbeidsledighetens eventuelle påvirkning på denne. For å kunne analysere dette må en blant annet ha data om når individet eventuelt skifter sivil status. I datasettet som anvendes nedenfor følges individ som giftet seg i 1988 frem til og med 2006⁸. En vil da for hele perioden ha kontroll på hvor lenge individet har vært gift, samt om individet skilte seg et år eller ikke. Ettersom det ikke er slik at alle individene har skilt seg ved utgangen av observasjonsperioden (år 2006), vil vi naturlig nok heller ikke ha kjennskap til hva som skjer etter dette. Dette betyr at vi har (høyre-)sensurerte observasjoner.

Vi har sensurering når alt som er kjent er at tilstanden som vi observerer (i mitt tilfelle det å være gift) startet eller sluttet innenfor et bestemt tidsintervall (Jenkins, 2004). Når dette er tilfellet har vi ikke kjennskap til hvor lenge individet var i den aktuelle tilstanden. Vi skiller mellom høyre- og venstre-sensurering (og i noen tilfeller også intervall-sensurering). Høyre-sensurering har vi når individet, på siste tidspunkt av observasjonsperioden, fortsatt ikke har gått ut av den relevante tilstanden (ibid.). I mitt tilfelle innebærer dette at et individ ikke skiller seg innenfor den perioden som det følges. Vi vil da ikke kunne vite om dette individet noen gang skilte seg, eller når det eventuelt skilte seg. Venstre-sensurering har vi når starttidspunktet for inngåelse i tilstanden (når individet giftet seg) ikke er kjent (ibid.). Igjen er det ukjent hvor lenge individet er/var i tilstanden. Ettersom jeg nedenfor følger individ som giftet seg i 1988, vet jeg tidspunktet for inngåelse av ekteskapet, og venstre-sensurering er derfor ikke problematisk.

⁸ Mer om datasettet i kapittel 5.

Analysemodellen som velges må også kunne håndtere tidsvarierende kovariater. Individene i analysen følges som kjent over 19 år, og det virker da naturlig at enkelte verdier for individenes kovariater kan endres i observasjonsintervallet. For eksempel kan et individ ta mer utdanning etter å ha giftet seg. Dersom tidsvarierende kovariater ikke håndteres i analysemodellen blir det naturlige spørsmålet hvilken verdi for de tidsvarierende kovariatene en skal velge å anvende. Om man velger verdien på kovariatene rett før hendingen (skilsmisse) skjer, oppstår spørsmålet om hva man skal gjøre med de sensurerte observasjonene. Velger man verdien i det individet først observeres, mister man mye informasjon ettersom endringer i kovariatene kan gi en rikere beskrivelse av utviklingen. Dette illustrerer at tidsvarierende kovariater behøver en spesiell tilnærming i modellering (ibid.). Vi må videre ha en modell som kan estimere overgangssannsynligheter.

Mer tradisjonelle statistiske metoder som minste kvadraters metode og modeller for binær avhengig variabel håndterer ikke de to tilfellene ovenfor (sensurering og tidsvarierende kovariater) på en god måte (ibid.). Løsningen er å modellere tid til hendelse (skilsmisse) via såkalte hasardrater, som er et konsept som relateres til sannsynligheten for å gå ut av nåværende tilstand (gift) på et gitt tidspunkt/tidsintervall, gitt at en har vært i én tilstand frem til dette tidspunktet/tidsintervallet (ibid.). Jeg vil altså benytte meg av overlevelsesanalyse, noe som jeg definerer nærmere nedenfor.

4.2 Overlevelsesanalyse

Overlevelsesanalyse ("survival analysis") modellerer tid-til-hendelse data. En hendelse kan for eksempel være at en maskin går i stykker, få en bestemt diagnose, eller at et individ skiller seg. Ettersom en hendelse kan være så mangt, brukes overlevelsesanalyse innenfor mange ulike fagfelt. Tiden som går fra første observasjonstidspunkt til hendelsen inntreffer kalles overlevelsestiden. Overlevelsestiden påvirkes av stokastiske variasjoner, og som andre stokastiske variabler, danner den en fordeling (Lee & Wang, 2003). Fordelingen for overlevelsestid beskrives normalt av tre funksjoner: (1) overlevelsesfunksjonen, (2) sannsynlighetstetthetsfunksjonen og (3) hasardsfunksjonen (ibid.). Disse tre funksjonene kan brukes til å illustrere ulike aspekt ved tilgjengelig data. Funksjonene defineres nedenfor, men da med utgangspunkt i kontinuerlig tid og at det ikke finnes sensurering.

(1) Overlevelsesfunksjonen ("survival function"), $S(t)$, defineres her til sannsynligheten for at et individ lever lenger enn til tidspunkt t . Dersom hendelsen det fokuseres på er skilsmisse, som i analysen nedenfor, vil overlevelsesfunksjonen være sannsynligheten for at individet ikke skiller seg i tidsperioden fra observasjonen starter til tidspunkt t .

$$S(t) = Pr(\text{individet lever lenger enn til tidspunkt } t)$$

$$S(t) = Pr(T > t)$$

$$S(t) = 1 - Pr(\text{individet ikke lever på tidspunkt } t)$$

$$S(t) = 1 - F(t)$$

$F(t)$ er altså en kumulativ fordelingsfunksjon for at individet ikke lever (individet har skilt seg) på tidspunkt t . $S(t)$ en ikke-økende funksjon av tiden t med følgende egenskaper:

$$S(t) = \begin{cases} 1 & \text{for } t = 0 \\ 0 & \text{for } t = \infty \end{cases}$$

Det siste innebærer at sannsynligheten for å overleve minst til tidspunkt 0 er 1, samt at sannsynligheten for å leve uendelig er null.

I et datasett hvor det ikke er sensurering, vil overlevelsesfunksjonen estimeres som andelen av individene i utvalget som overlever lenger enn t (ibid.). Med sensurering vil ikke dette lenger være mulig, noe jeg kommer inn på nedenfor.

(2) Overlevelsestiden har, som en hver annen stokastisk variabel, en sannsynlighetstetthetsfunksjon. Denne defineres som sannsynligheten for at den aktuelle "hendelsen" skjer i et lite tidsintervall, per tidsenhet (ibid.). Dette kan uttrykkes som:

$$f(t) = \frac{\lim_{\Delta t \rightarrow 0} Pr[\text{individet dør i intervallet } (t, t + \Delta t)]}{\Delta t}$$

Grafen $f(t)$ kalles tetthetskurven. Tetthetskurven er en ikke-negativ funksjon, og det grafiske området mellom tetthetskurven og t-aksen er lik 1 (ibid.). Den første egenskapen skyldes at en hending ikke kan ha negativ sannsynlighet, mens den andre skyldes at når tiden går mot uendelig må hendingen ha skjedd for alle individ.

Gitt at det ikke er sensurering i datasettet, vil tetthetsfunksjonen, $f(t)$, kunne estimeres som andelen individ i utvalget som dør i det aktuelle intervallet, per enhetsbredde (ibid.).

(3) Hasardfunksjonen, $h(t)$, for overlevelsestid T , gir betinget hendelsesrate ("conditional failure rate"). Denne defineres som sannsynligheten for at hendelsen inntreffer innenfor et veldig lite tidsintervall, gitt at individet har overlevd (hendelsen ikke har inntruffet) frem til starten av intervallet (ibid.). Dette kan uttrykkes som:

$$f(t) = \frac{\lim_{\Delta t \rightarrow 0} \Pr[A]}{\Delta t}$$

A: individet dør i intervallet $(t, t + \Delta t)$, gitt at individet har overlevd frem til tidspunkt t .

Hasardfunksjonen kan også defineres ved bruk av den kumulative fordelingsfunksjonen $F(t)$ og sannsynlighetstetthetsfunksjonen $f(t)$ ⁹:

$$h(t) = \frac{f(t)}{1 - F(t)} = \frac{f(t)}{S(t)}$$

Når det ikke finnes noen sensurerte observasjoner i datasettet kan hasardfunksjonen estimeres som andelen individ som dør per tidsenhet i et tidsintervall, gitt at de har overlevd frem til begynnelsen av tidsintervallet (ibid.). Hasardraten angir ikke en sannsynlighet når hendingene skjer i kontinuerlig tid ettersom den refererer til det eksakte tidspunktet t og ikke det korte intervallet etter (Jenkins, 2004). Hasardraten med sikret tid er imidlertid en (betinget) sannsynlighet. Som ovenfor blir fremgangsmåten annerledes når vi har sensurerte observasjoner i datasettet, og fremgangsmåten som da er aktuell komme jeg tilbake til nedenfor.

⁹ Dersom vi lar $\Pr(A)$ være sannsynligheten for at hendingen skjer i det korte tidsintervallet mellom t og $t + \Delta t$, og lar $\Pr(B)$ være sannsynligheten for overlevelse frem til tidspunkt t , da vil sannsynligheten for at hendingen skjer i den korte tidsintervallet $(t, t + \Delta t]$ (gitt at en har overlevd frem til tidspunkt t) kunne utledes fra reglene om betinget sannsynlighet: $\Pr(A|B) = \Pr(A \cap B) / \Pr(B) = \Pr(B|A) \Pr(A) / \Pr(B) = \Pr(A) / \Pr(B)$ (Jenkins, 2004).

4.3 Velge spesifikasjon for hasardraten

For å finne ut om arbeidsledighet/bedriftsnedleggelse påvirker skilsmisseraten må en altså finne ut om disse faktorene påvirker hasardraten. Den empiriske analytiker som skal ta i bruk overlevelsesdata må imidlertid først foreta noen ”valg” (Jenkins, 2004). Først må en finne ut om overlevelsestiden kan behandles som en kontinuerlig stokastisk variabel, en kontinuerlig stokastisk variabel som er gruppert (intervall-sensurering), eller som en diskret stokastisk variabel. Videre må en, betinget på dette valget, finne ut hva som er formen på det viktige forholdet mellom hasardraten og overlevelsestid (hvordan hasardraten varierer med overlevelsestid).

Hvordan man skal gå frem ved bruk av overlevelsesanalyse avhenger av om overlevelsestiden (tid til hendelse) måles kontinuerlig eller diskret. Dersom overlevelsestiden er sagt å være kontinuerlig, vet man nøyaktig når et individ går fra en tilstand til en annen (hendinger skjer). Datasettet som jeg benytter gir imidlertid årlige observasjoner. Hendingen som er interessant er om individet skiller seg eller ikke. Ved at dataene kun er oppgitt i år, vet jeg dermed ikke når på året individet skilte seg, og overlevelsestiden kan dermed ikke sies å være kontinuerlig. Imidlertid vil en kunne si at skilsmissebeslutningen er kontinuerlig, i betydningen at individet når som helst kan bestemme seg for å avslutte samlivet. Beslutningen som er interessant vil dermed kunne sees på som kontinuerlig av natur, men måles diskret, og en har dermed grupperte overlevelsestidsdata. Dette legges til grunn i det følgende.

Et viktig spørsmål er videre hvordan hasardraten varierer med overlevelsestid. Altså hvordan hasardraten avhenger av hvor lenge man har ”overlevd” (hvor lenge ekteskapet har vart). Dette har betydning for hvilken undermodell av overlevelsesanalyse som skal benyttes på tilgjengelig data. Som utgangspunkt ønsker vi en form på hasardraten som er empirisk relevant, eller antydning av teoretiske modeller (Jenkins, 2004). Samtidig ønsker vi oss en form som har beleilige matematiske egenskaper og medgjørlike uttrykk for deskriptiv statistikk for overlevelsestiden, slik som gjennomsnittet og medianen (ibid.).

Som nevnt bruker jeg grupperte overlevelsestider i analysen, samtidig som at den underliggende beslutningen vurderes som kontinuerlig. Dette begrenser mengden mulige anvendbare funksjonelle former for hasardraten. Vi sitter i praksis igjen med to mulige modeller: den logistiske og den komplementære log-log funksjonen (ibid.).

4.4 Den komplementære log-log modellen

Ovenfor nevnte jeg at det i praksis finnes to ulike metoder å anvende på det tilgjengelige datasettet. Blant disse er den komplementære log-log modellen den mest brukte. Denne modellen er også i større grad konsistent med en kontinuerlig tidsmodell hvor overlevelsestiden er gruppert, sammenlignet med den logistiske. Jeg vil av denne grunn benytte meg av den komplementære log-log modellen i det følgende¹⁰. Utgangspunktet er at vi vil finne en modell som kan brukes for å estimere de ulike forklaringsvariablenes effekt på skillsmissesannsynligheten.

For å bygge opp modellen antar vi først at tid bare kan ta positive, hele verdier ($t = 1, 2, 3, \dots$), og at vi observerer totalt n individ ($j = 1, 2, 3, \dots, n$) som følges fra starttidspunkt $t = 1$. Observasjonene følges til t_i , da enten en hendelse (skilsmisse) skjer, eller observasjonen sensureres som følge av at hendingen ikke har skjedd innen slutten på av perioden individet følges. Vi antar videre at tidspunktet for sensurering er uavhengig av hasardraten for at hendingen skjer. Vi har også en vektor \mathbf{x}_{it} av forklaringsvariabler, som kan ta ulike verdier ved ulike diskrete tidspunkt¹¹.

Vi kan nå definere hasardraten:

$$P_{it} = \Pr[T_i = t \mid T_i \geq t, \mathbf{x}_{it}]$$

T er her den diskrete stokastiske variabelen som gir usensurert overlevelsestid. Definisjonen ovenfor gir betinget sannsynlighet for at hendingen skjer på tidspunkt t (innenfor tidsintervallet som omtales som t), gitt at hendingen ikke allerede har skjedd.

For å finne ut om arbeidsledighet kan tenkes å ha en effekt på skillsmissesannsynligheten, må vi ha ett uttrykk for hvordan hasardraten avhenger av tid og forklaringsvariabler. I utledningen av dette uttrykket anvendes den proporsjonale hasard spesifikasjonen. Denne impliserer at den absolutte forskjellen i forklaringsvariable gir proporsjonale forskjeller i hasarden. Med tidsvarierende forklaringsvariabler vil en modell med proporsjonal hasard uttrykkes slik:

¹⁰ Det teoretiske fundamentet rundt den komplementære log-log modellen nedenfor følger Allison (1982) og Jenkins (2004).

¹¹ Det antas her at på hvert diskret tidspunkt finnes det bare én verdi for forklaringsvariablene.

$$\log \lambda(t, \vec{x}_t) = \alpha(t) + \beta' \vec{x}_t$$

Vi ser at modellen splittes i to ledd. Det første leddet, $\alpha(t)$, er hva som kalles basline hasard. Denne avhenger av tiden, men ikke av forklaringsvariablene. $\alpha(t)$ skal fange hasardens (λ) tidsavhengighet, og antas å være felles for alle individ. Leddet $\beta' \vec{x}_t$ er en individspesifikk ikke-negativ funksjon av forklaringsvariabler, hvor β' er en vektor med konstante verdier som reflekterer effekten forklaringsvariablene har på hasarden.

Når vi nå har et uttrykk for en modell med proporsjonal hasard, kan vi nå bevise det som tidligere bare var en påstand, nemlig at den absolutte forskjellen i forklaringsvariable gir proporsjonale forskjeller i hasarden. Vi ser på to vilkårlige individ i og j på ett gitt tidspunkt $t=t'$.

$$\log \left[\frac{\lambda(t', \vec{x}_{i'})}{\lambda(t', \vec{x}_{j'})} \right] = \beta' (\vec{x}_{i'} - \vec{x}_{j'})$$

Uttrykket viser at ved gitte verdier for forklaringsvariablene på et gitt tidspunkt, vil den absolutte forskjellen i forklaringsvariablene gir proporsjonale forskjeller i hasarden.

Ved anvendelse av uttrykket for overlevelsesfunksjon ved diskret tid, hasardfunksjonen ved diskret tid, samt en antagelse om at hasardfunksjonen tilfredsstillter proporsjonal hasard kriteriene, kommer en frem til følgende uttrykk for den diskrete hasardraten¹²:

$$P_{it} = 1 - \exp[-\exp(\alpha_t + \beta' \vec{x}_{it})]$$

Uttrykket ovenfor gir altså hasarden i diskret tid når vi antar at overlevelsestidene er kontinuerlige av natur, og når vi antar en proporsjonal hasardmodell.

Ligningen ovenfor kan videre løses for å få uttrykket for den komplementære log-log funksjonen:

¹² Selve utledningen av uttrykket vurderes som mindre interessant i denne sammenheng. Den interesserte leser henvises til Jenkins (2004).

$$\log[-\log(1 - P_{it})] = \alpha_t + \beta' \vec{x}_{it}$$

4.5 Estimering

Ovenfor har vi funnet den aktuelle hasarden. Spørsmålet videre er hvordan man skal gå frem for å finne ut hvordan forklaringsvariablene påvirker sannsynligheten for hendingen. Dette estimeres ved bruk av maximum likelihood-metoden (ML). ML-prinsippet sier at ut av alle mulige verdier for koeffisientene, skal en velge de som gjør at sannsynligheten for å få de observerte data blir størst mulig (Wooldridge, 2003).

Basert på utledningene ovenfor, kan likelihood-funksjonen skrives som:

$$L = \prod_{i=1}^n [\Pr(T_i = t_i)]^{\delta_i} [\Pr(T_i > t_i)]^{1-\delta_i}$$

I formelen kan vi skille mellom to deler. Den ene er tilfellet hvor hendingen skjer (og dermed ikke er sensurert), mens den andre gjelder for observasjoner som sensureres (av grunner nevnt ovenfor). Variabelen δ_i tar verdien 1 dersom observasjonen ikke er sensurert, mens den tar verdien 0 dersom observasjonen er sensurert. Hvert av sannsynlighetsuttrykkene kan videre uttrykkes som funksjon av hasardraten som er utledet ovenfor. Disse kan skrives som (Allison, 1982):

$$\Pr(T_i = t) = P_{it} \prod_{j=1}^{t-1} (1 - P_{ij})$$

$$\Pr(T_i > t) = \prod_{j=1}^t (1 - P_{ij})$$

Ved å substituere inn de to ligningene ovenfor i likelihood-funksjonen, for så å ta logaritmen av funksjonen, får vi log-likelihood-funksjonen:

$$\log L = \sum_{i=1}^n \delta_i \log\{P_{it} / (1 - P_{it})\} + \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^{t_i} \log(1 - P_{ij})$$

Koeffisientene til forklaringsvariablene (samt de ulike α_t) fremkommer altså ved å sette disse slik at sannsynligheten for å få observasjonene vi har i datasettet blir høyest mulig. Koeffisientene (samt de ulike α_t) inngår i uttrykket ovenfor gjennom hasardratene som er spesifisert. Videre omskrivning av uttrykket ovenfor er mulig. Dersom vi definerer en dummyvariabel¹³ y_{it} lik 1 dersom person i opplever hendingen på tidspunkt t , og 0 ellers, kan log-likelihood-funksjonen ovenfor omskrives til (Allison, 1982):

$$\log L = \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^{t_i} y_{ij} \log\{P_{ij} / (1 - P_{ij})\} + \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^{t_j} \log(1 - P_{ij})$$

På bakgrunn av dette blir fremgangsmåten som følger (ibid.): Hver diskret tidsenhet for hvert individ behandles som en separat observasjon. For hver av disse observasjonene vil den avhengige variabelen ta verdien 1 dersom hendingen (individet skilte seg) skjedde innenfor det aktuelle tidsintervallet, og 0 ellers. Koeffisientene til forklaringsvariablene blir som kjent da bestemt slik at en maksimerer log-likelihood-funksjonen. Tidslaggede verdier kan også inkluderes. For å estimere konstantene α_t ($t = 1, 2, 3, \dots$) kan en inkludere dummyvariable for hver av de aktuelle tidsenhetene, bortsett fra tidspunkt 1 (forutsetter også at det er hendinger innenfor alle de aktuelle tidsintervallene).

Ved å følge fremgangsmåten beskrevet ovenfor estimerer vi modellen med en ikke-parametrisk baseline-hazard. Baseline-hazarden er den som jeg tidligere har omtalt som α_t . Denne gir hasardraten på ulike tidspunkt når alle forklaringsvariablene settes lik null, og er dermed viktig i analysen nedenfor da den sier noe om hvordan skilsmisessannsynligheten utvikler seg over tid (etter ekteskapets varighet) Det faktum at baseline-hazarden er ikke-parameterisk innebærer at vi ikke antar noe om dens fordeling. En slik metode er mindre effisient¹⁴ enn parametriske metoder (hvor man antar en fordeling) når overlevelsestiden følger en teoretisk fordeling, og mer effisient når ingen teoretiske fordelinger er kjent (Lee & Wang, 2003). Videre innebærer fremgangsmåten at vi antar at hazarden er konstant innenfor hvert år, men kan variere mellom ulike år (Vanhuele et al., 1995).

Vanhuele et al. (1995) bruker skilsmisse som en illustrasjon for å diskutere hierarkiet av durasjonsmodeller og viser hvordan analyse av resultatene mellom modellene kan forklare

¹³ En variabel som bare kan ta verdien 0 eller 1.

¹⁴ En effisient estimator har minst varians sammenlignet med andre estimatorene.

hvorfor ulike studier kommer til ulike konklusjoner. Forfatterne viser videre til at ulike studier har gitt støtte til minst fire ulike forhold mellom sannsynligheten for å skille seg og lengden på ekteskapet:

- Monotont avtagende. Dette impliserer at dess lengre en er gift, dess mindre sannsynlig er det at en vil skille seg i kommende tidsperiode.
- Monotont økende. Impliserer at dess lengre en er gift, dess større sjanse er det for at en vil skille seg i kommende periode.
- Først økende så avtagende. Dette som impliseres av Becker et al. (1977) som diskutert ovenfor.
- Ingen avhengighet.

Det er også mulig å estimere modellen ved bruk av parametrisk baseline-hazard, altså at vi antar at baseline-hazarden følger en bestemt fordeling. Opplistingen ovenfor illustrerer ulike alternativer former baseline-hazarden kan tenkes å ta. På bakgrunn av dette kunne man så spesifisert en funksjonell form for baseline-hazarden, som for eksempel at den følger en Weibull-fordeling. En slik fordeling vil gi en skilsmissem sannsynlighet som enten øker eller faller monotont, noe som etter opplistingen ovenfor ikke behøver å være tilfellet (Vanhuele et al., 1995). Vi leser videre av opplistingen at teoretiske modeller og empiriske undersøkelser ikke entydig viser hvordan skilsmissem sannsynligheten endres med tid. Vanhuele et al. (1995) hevder derfor at en prosedyre som skal modellere tidsavhengigheten til skilsmissem sannsynligheten må være fleksibel nok til å representere et utvalg av tidsavhengigheter, noe som er fordelene med å bruke ikke-parametrisk baseline-hazard.

Dersom vi lar leddet $\alpha(t)$ være uspesifisert, altså ikke legger noen parametriske bindinger på denne, blir modellen som skal estimeres en semi-parametrisk modell. Dette som følge av at man ikke antar noen spesiell sannsynlighetstetthet for overlevelsestiden, men derimot antar at det er en proporsjonal hazard mellom individene (Bakken & Aasebø, 2006). Det er en slik semi-parametrisk modell som vil bli estimert i det følgende.

4.6 Tolkning av koeffisientestimaterne

Estimering av modellen ovenfor ved bruk av ML-prinsippet gir oss estimerte verdier for forklaringsvariablenes koeffisienter. Det er i hovedsak eventuell signifikans for koeffisientene som i denne sammenheng er interessant, men de estimerte (signifikante) koeffisientenes størrelse vil også være viktige i det de antyder om forklaringsvariabelen har en stor eller liten effekt på den avhengige variabelen. Samtidig er vi naturlig nok interessert i fortegnet til koeffisientene, ettersom de antyder (om koeffisienten er signifikant) om endring i forklaringsvariabelen øker eller reduserer sannsynligheten for skilsmisse.

Ovenfor har jeg forutsatt en modell som oppfyller proporsjonal hasardkriteriene. Vi kan derfor ta utgangspunkt i det generelle uttrykket for proporsjonal hasardmodeller for å vise hvordan de estimerte koeffisientene kan tolkes. Utgangspunktet er følgende modell:

$$\log \lambda(t, \vec{x}_t) = \alpha(t) + \beta \vec{x}_t$$

Vi antar at personene i og j , på tidspunkt $t = t'$, har identiske størrelser på forklaringsvariablene, bortsett fra forklaringsvariabel x_k . En kan da skrive opp følgende uttrykk:

$$\frac{\lambda(t', \vec{x}_{it'})}{\lambda(t', \vec{x}_{jt'})} = \exp[\beta_k (x_{ikt'} - x_{jkt'})]$$

Om vi i tillegg lar $x_{ikt'} - x_{jkt'} = 1$, får vi effekten på hasarden med én enhets forskjell i x_k (ceteris paribus). Dette uttrykkes slik:

$$\frac{\lambda(t', \vec{x}_{it'})}{\lambda(t', \vec{x}_{jt'})} = \exp(\beta_k)$$

Høyresiden at dette uttrykket er kjent som hasard-forholdet ("hazard ratio"). $\exp(\beta_k)$ angir altså hvor mye én enhets endring i en forklaringsvariabel, ceteris paribus, endrer hasarden. Forholdet viser i tillegg den proporsjonale endringen i hasarden ved en endring i en dummyvariabel fra 0 til 1, mens alle andre forklaringsvariablene holdes konstant (Jenkins,

2004). Med andre ord vil $\exp(\beta_k)$ angi hvor mye høyere (eventuelt lavere) hasarden er for de som har verdien 1 for dummyvariabelen sammenlignet med de som har verdien 0.

Koeffisienten til forklaringsvariabel k , β_k , har følgende egenskap:

$$\beta_k = \partial \log \lambda(t, \vec{x}) / \partial x_k$$

Dette forteller oss at i en modell som oppfyller proporsjonal hasard kriteriene vil hver regresjonskoeffisient summere de proporsjonale effektene på hasarden av absolutte endringer i de tilhørende forklaringsvariablene (ibid.). Denne effekten varierer ikke med overlevelsestid.

4.7 Dødelighetstabell

For å få frem overlevelsens- og hasardfunksjonene fra utvalget benyttes en dødelighetstabell ("life table"). Dette ettersom overlevelsestidene i datasettet er grupperte innenfor tidsintervall med lik lengde, mens det antas at beslutningen om å skilles seg tas i kontinuerlig tid. Metoden med dødelighetstabell er en av de eldste teknikkene for å beregne dødelighet og beskrive overlevelse i en populasjon (Lee & Wang, 2003). Den har blitt brukt av aktuarer, demografer, offentlige kontorer og medisinske forskere i studier om overlevelse, populasjonsvekst, fruktbarhet, migrasjon, lengde på ekteskap, hvor lenge en er i arbeid, og så videre (ibid.).

I oppsettet av dødelighetsmodellen benytter jeg all informasjonen som er tilgjengelig i datasettet. Med dette mener jeg at individ som faller ut av datasettet underveis (som ikke skyldes at de skiller seg) også inkluderes, da disse også bidrar med nyttig informasjon (ibid.). Ta for eksempel et individ som faller ut av datasettet i år 2000. Om dette individet skiller seg i 1998, vil den individspesifikke informasjonen etter dette uansett ikke være av interesse. Om individet derimot ikke skiller seg før år 2000, vil informasjonen også være interessant da den sier at individet ikke skilte seg i den tidsperioden det var inkludert i datasettet.

Siden overlevelsestid er gruppert i intervall (mens den underliggende overlevelsestiden forutsettes å være kontinuerlig) ønsker man å justere antallet som er utsatt for hendelsesrisiko. Dette som følge av at innenfor det aktuelle intervallet vil noen av individene ha forlatt utvalget (hendingen skjer eller observasjonen blir sensurert). Ideen er å produsere et "gjennomsnittlig" estimat som sentreres rundt midtpunktet av intervallet. Vi antar at

frafallene spres jevnt ut over hvert intervall. Dette innebærer at ved midtpunktet av intervallene vil frafallet ha skjedd for halvparten av de som forsvinner i det aktuelle intervallet. I stedet for å bruke det totale antallet som er utsatt for hendelsesrisiko i begynnelsen av et intervall, brukes isteden et justert antall, hvor halvparten av de som faller fra trekkes ut av det totale antallet som er utsatt for hendelsesrisiko (Jenkins, 2004).

5. Om datasettet

5.1 Trekke ut utvalget

I denne oppgaven benytter jeg data fra Statistisk Sentralbyrå¹⁵. Dette inneholder observasjoner av alle nordmenn i perioden 1987 – 2006. For mitt formål er det svært viktig å vite hvor lenge et ekteskap har vart. Denne informasjonen er imidlertid ikke eksplisitt tilgjengelig, men er mulig å avlede fra datasettet for de som giftet seg mellom 1988 – 2006. Individene i datasettet som giftet seg i 1988 (de individene som i datasettet skiftet sivil status til gift fra 1987 til 1988) er derfor de som følges videre.

Ved denne fremgangsmåten identifiseres 42 433 individ som giftet seg i 1988. Tallet som fremkommer er et oddetall, samtidig som at det er et avvik i hvor mange menn (21 068) og kvinner (21 365) som inkluderes i utvalget, noe som kan indikere et problem. Statistisk Sentralbyrå (SSB) oppgir på sine nettsider at 21 744 ekteskap der en av partene var bosatt i Norge ble inngått i 1988¹⁶, og samtidig oppgis det at en differanse mellom gifte menn og gifte kvinner skyldes over-/underskudd av bruder der brudgommen var bosatt i utlandet ved vigsel.

Grunnen til differansen mellom mine data og SSBs opplysninger (differanse på 1 005 individ), kan være at flere av disse individene ikke rapporteres i mitt datasett siden de er utenlandske statsborgere. Selv om de skulle flytte til Norge i 1988 som følge av ekteskapet, så vil de ikke inkluderes i mitt utvalg da jeg ikke har observasjon på dem i 1987. En enkel observasjon på dem i 1988 er ikke nok til at jeg kan skille dem fra de øvrige i datasettet som var gift i 1988, men som ikke giftet seg samme året. I mangel på andre alternativer, samt at den aktuelle differansen anses som relativt liten, er det de 42 433 individene som nevnt over som utgjør det panelet jeg vil følge videre.

5.2 Definerer av viktige forklaringsvariabler

Datasettet som brukes angir blant annet hvilken bedrift et sysselsatt individ jobber for. Bedrifter oppgis med hver sitt id-nummer. I analysen nedenfor er det et vesentlig poeng å kunne definere hvilke individ som er sysselsatt i en bedrift som legges ned. Av denne grunn

¹⁵ Statistisk Sentralbyrå er ikke ansvarlig for noen av konklusjonene i denne oppgaven

¹⁶ <http://www.ssb.no> (Befolkning – Tabell 05712: Inngåtte ekteskap)

må en altså finne hvilke bedrifter som legges ned. I utgangspunktet vil en bedrift defineres som nedlagt dersom dens id-nummer forsvinner. Det er imidlertid to problemer med denne fremgangsmåten. Det ene er at enkelte id-nummer forsvinner for en periode, for så å dukke opp igjen. Dette kan skyldes rapporteringsfeil i datasettet. I utgangspunktet vil en bedrift som eksisterer i 2006 ikke vurderes som nedlagt. Dersom en bedrift ikke eksisterer i 2006, vil nedleggelsestidspunkt registreres i det siste året som bedriften er rapportert. Eventuelle gap i mellomtiden (fra tidspunktet bedriften registreres til siste rapporteringstidspunkt) vil altså ikke betraktes som at bedriften la ned.

Det andre problemet med fremgangsmåten ovenfor er at bedrifters id-nummer kan forsvinne ved fusjon. Uten noen form for korrigering vil da en fusjonert bedrift feilaktig registreres som nedlagt. Individ som er sysselsatt i en bedrift som fusjonerer kan naturlig nok miste jobben, men disse kan imidlertid ikke registreres blant de som mister jobben som følge av bedriftsnedleggelse. Dette som følge av at å miste jobben etter en eventuell omstrukturering må vurderes på lik linje med de som mister jobben av andre grunner (alt annet enn bedriftsnedleggelse). Det kan vanskelig argumenteres med at de som mister jobben i en slik prosess ikke er selektivt valgt. En kan derfor ikke se på fusjoner som det samme eksogene sjokket som nedleggelse av en bedrift.

Det finnes imidlertid ikke noen eksplisitt informasjon i datasettet om eventuelle fusjoner. Altså kan jeg ikke vite det er en fusjon som skyldes at id-nummeret til en bedrift forsvinner. Dette løses ved å se på hvor mange av kollegaene på tidspunkt t et individ jobber med på tidspunkt $t + 1$. Dersom ”nok” arbeidere går fra en bedrift til en annen mellom to år, vil ikke bedriften arbeiderne jobber i på tidspunkt t vurderes som nedlagt. Denne fremgangsmåten er imidlertid ikke helt uproblematisk, siden det ikke vil være klart hva som må karakteriseres som ”nok”. Som utgangspunkt i analysen nedenfor vil jeg si at dersom over 80 % av arbeiderne går fra et id-nummer til et annet, er ikke bedriften de gikk fra nedlagt. Dette tallet er ikke forankret i en økonomisk modell, og jeg vil derfor se på hvordan endringer i denne andelen påvirker resultatene.

Fremgangsmåten ovenfor vil kun gjøre endringer slik at allerede registrerte bedriftsnedleggelse ikke registreres som nedlagte, og ikke motsatt. En bedrift som ikke legges ned vil altså ikke kunne bli registrert som nedlagt basert på at over 80 % av arbeidstakerne går

over til samme bedrift. Så lenge et id-nummer for en bedrift eksisterer, vil den være registrert som at den ikke har lagt ned.

En annen svært viktig størrelse i analysen nedenfor er hvorvidt et individ skilles i den angitte perioden eller ikke. Etter norsk lov kan et ekteskap oppløses ved skilsmisse etter at ektefellene har vært separert i ett år, eller dersom samlivet har vært brutt i minst to år¹⁷. Det faktum at en skilsmisse ikke registreres når beslutningen om å gå fra hverandre tas, byr på en utfordring i forhold til analysen. Hva jeg egentlig ønsker å modellere er sammenhengen mellom det å miste jobben og det å oppleve et samlivsbrudd. Det å separere seg innebærer som oftest et samlivsbrudd siden ekteskapsloven krever fysisk atskillelse over en viss tid. Separasjoner vil derfor inkluderes i analysen nedenfor.

Informasjon om skilsmisse og separasjon er ikke eksplisitt gitt i datasettet, og hentes ut på samme måte som informasjonen om inngått ekteskap. I analysen nedenfor betegnes skilsmisse som overgangen fra å være gift i år t til å være registrert som skilt eller separert i år $t + 1$.

5.3 Beskrivelse av ytterligere forklaringsvariabler

Tabell 1 nedenfor viser forklaringsvariablene som vil brukes i estimeringen. I tillegg vil laggede variabler av disse forklaringsvariablene, samt interaksjonsvariabler mellom variablene nedenfor inngå. Dette vil fremgå eksplisitt i de ulike estimeringene. Det som i tabellen tabell 1 omtales som årsummy er de ulike $\alpha(t)$ som beskrevet ovenfor. Det finnes altså én årsummy for hvert observasjonsår, og disse legges til i estimeringen for å estimere baseline-hazard.

¹⁷ Lov 1991-07-04 nr 47: Lov om ekteskap.

Forklaringsvariabel	Beskrivelse
Skilt	Tar verdien 1 om individet skiller seg det aktuelle året, 0 ellers
Bedriften legges ned	Tar verdien 1 om individet er ansatt i en bedrift som legges ned det aktuelle året, 0 ellers
Arbeidsledig	Tar verdien 1 dersom individet står registrert som arbeidsledig 1 eller flere måneder det aktuelle året, 0 ellers
Kjønn	Tar verdien 1 dersom individet er mann, 0 hvis kvinne
Alder	Selvforklarende
Alder ved inngåelse av ekteskapet	Selvforklarende
Utdanning	Antall år med utdanning
Lønn	Måles i 1000 1998-kroner
Etnisk norsk	Tar verdien 1 dersom individet er etnisk norsk, 0 ellers
Årsdummy	Tar verdien 1 i det aktuelle året, 0 ellers

Tabell 1: Beskrivelse av forklaringsvariablene

5.4 Deskriptiv statistikk

Som nevnt ovenfor følger jeg 42 433 individ i perioden fra 1988 til 2006. Alle individene er imidlertid ikke med i hele perioden. Dette er naturlig da enkelte vil falle fra av grunner som utflytting fra Norge eller død. Frafallet i denne sammenheng er rett i overkant av 6 %. Tabell 2 nedenfor viser antall individ som er med i panelet hvert år, fordelt på menn og kvinner. Det er prosentvis flere menn som faller ut av utvalget underveis, noe som kan ha sammenheng med at kvinners forventede levealder er høyere¹⁸.

Vi ser at panelet ikke er balansert, men dette er i denne sammenheng uproblematisk (Lee & Wang, 2003). Grunnen er at i overlevelsesanalyse vil observasjonene for de som faller fra behandles som andre høyre-sensurerte observasjoner.

¹⁸ Kilde: <http://www.ssb.no/dode/>

Tabell 2: Antall individ som er med i panelet hvert år

År	Menn	Kvinner	Totalt
1988	21 068	21 365	42433
1989	20 992	21 258	42250
1990	20 778	21 050	41828
1991	20 686	20 956	41642
1992	20 595	20 899	41494
1993	20 542	20 863	41405
1994	20 469	20 829	41298
1995	20 426	20 805	41231
1996	20 305	20 766	41071
1997	20 242	20 737	40979
1998	20 171	20 696	40867
1999	20 084	20 655	40739
2000	19 994	20 606	40600
2001	19 879	20 554	40433
2002	19 802	20 529	40331
2003	19 721	20 480	40201
2004	19 630	20 419	40049
2005	19 526	20 385	39911
2006	19 426	20 314	39740

Blant de 42 433 individene som giftet seg i 1988, har noen av disse opplevd at bedriften de jobbet for ble lagt ned, mens andre ikke har det. Tabellen nedenfor viser fordelingen over hvor mange som har opplevd bedriftsnedleggelse henholdsvis 0, 1, 2 og 3 ganger. Det er ingen personer i utvalget som har opplevd bedriftsnedleggelse med enn 3 ganger.

Tabell 3: Antall individ og hvor mange ganger de har opplevd bedriftsnedleggelse

Opplevd nedleggelse	Antall individ
0	39 294
1 gang	3 006
2 ganger	130
3 ganger	3

Skilsmisse er en annen sentral faktor i analysen ovenfor. Som nevnt består panelet av de som giftet seg i 1988. En vil dermed også ha kjennskap til hvor lenge ekteskapet varte før det eventuelt ble oppløst. Tabell 4 nedenfor viser hvor mange individ som skilte seg (for første gang siden 1988) hvert år i den aktuelle perioden. Vi fokuserer i det videre kun på førstegangsskilsmisser (etter 1988) siden man i overlevelsesanalyse vil definere hendingen som skjedd. Dette betyr ikke at vi utelukker at individ kan skille seg flere ganger. Vi har ikke kjennskap til individenes forhistorie før ekteskapet, men det kan godt være at individet har vært gift tidligere, og dermed giftet seg for andre gang (eller mer) i 1988. Dette betyr videre at

vi nedenfor også fanger opp de som eventuelt skiller seg for andre gang (eller mer). Vi ser imidlertid kun på én hending per individ, og åpner ikke for at noen kan skille seg flere ganger innenfor den aktuelle observasjonsperioden.

Tabell 4: Antall førstegangsskilsmisser siden 1988

År	Antall skilsmisser	Individ i panelet
1988	0	42433
1989	1213	42250
1990	1497	41828
1991	1539	41642
1992	1349	41494
1993	1155	41405
1994	1032	41298
1995	981	41231
1996	669	41071
1997	799	40979
1998	703	40867
1999	611	40739
2000	674	40600
2001	671	40433
2002	592	40331
2003	537	40201
2004	526	40049
2005	471	39911
2006	525	39740

Vi ser at det er en stigning opp mot 3 år, før skilsmisseraten har en fallende trend. Dette blir også illustrert nedenfor. Det er altså registrert 15 544 skilsmisser i utvalget i perioden, noe som tilsvarer 36,6 % av det opprinnelige utvalget på 42 433.

Statistisk Sentralbyrå oppgir¹⁹ beregnet antall ekteskap som vil bli oppløst forutsatt skilsmissemønster i enkelte år. Mellom 1988 – 2006, og forutsatt 20 års horisont (det vil si at ekteskapet ble inngått for 20 år siden), ligger sannsynligheten for at ekteskapet oppløses på mellom 28,9 og 39,4 prosent. Individene i panelet vil naturlig nok ikke være underlagt skilsmissemønster i ett enkelt år, men ettersom SSB viser en stigende trend i skilsmisseratene, vil de nevnte andelene kunne sees på som ytterpunkter. I denne setting vil skilsmisseraten på 36,6 % i panelet vurderes som rimelig.

¹⁹ <http://www.ssb.no> (Befolkning – Tabell 05707: Beregnet andel ekteskap som vil bli oppløst, forutsatt skilsmissemønster som i det enkelte år (prosent)).

I analysen nedenfor ønsker jeg å se om arbeidsledighet kan sies å ha en kausal, signifikant påvirkning på skilsmissemånsynligheten. Før en går videre til estimeringen er det interessant å se på om gruppen av de som blir arbeidsledige skiller seg fra gruppen av de som ikke blir arbeidsledige med hensyn på observerbare karakteristika. Vi skiller mellom menn og kvinner, og mellom de som har opplevd bedriftsnedleggelse mot de som ikke har opplevd bedriftsnedleggelse. Av forklaringsvariablene i tabell 1 ovenfor er det spesielt forskjeller i alder og utdanning som er interessant.

Tabell 5 og 6 nedenfor viser de ulike grupperingene. Tallene som står oppført er gjennomsnittlige verdier for de ulike utvalgene. Antall observasjoner summeres til 39 740 ettersom individene grupperes etter hvilke hendinger som har skjedd innen 2006. Her følges også individene fra det året de giftet seg (1988). Et individ faller inn under gruppen som har vært arbeidsledig dersom det har vært registrert arbeidsledig i én eller flere måneder i observasjonsperioden.

Tabell 5: Gjennomsnittlige verdier for ulike grupperinger – ikke registrert arbeidsledige

Ikke registrert som arbeidsledig				
	Ikke opplevd bedriftsnedleggelse		Opplevd bedriftsnedleggelse	
Forklaringsvariabel	Menn	Kvinner	Menn	Kvinner
Skilt	29,4 %	29,5 %	32,5 %	35,0 %
Alder	48,5 år	46,6 år	47,9 år	46,3 år
Utdanning	12,5 år	12,4 år	12,4 år	12,8 år
N	10 515	9 968	741	574

Tabell 6: Gjennomsnittlige verdier for ulike grupperinger – registrert arbeidsledige

Registrert som arbeidsledig i en eller flere perioder				
	Ikke opplevd bedriftsnedleggelse		Opplevd bedriftsnedleggelse	
Forklaringsvariabel	Menn	Kvinner	Menn	Kvinner
Skilt	45,4 %	47,4 %	46,6 %	49,1 %
Alder	46,8 år	43,8 år	46,8 år	44,0 år
Utdanning	11,1 år	11,3 år	11,0 år	11,4 år
N	7 348	9 024	822	748

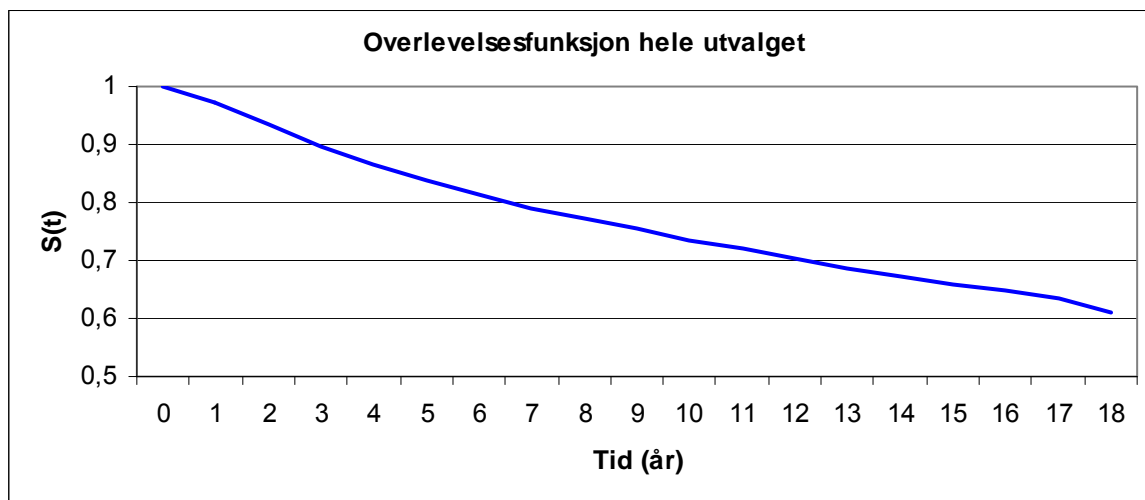
Den største og mest markante forskjellen ser vi på skilsmisseraten (både for menn og kvinner) når vi sammenligner de som har vært arbeidsledige med de som ikke har vært arbeidsledige. Størst er forskjellen for kvinner, hvor skilsmisseraten er 17,9 prosentpoeng høyere for de som

har vært arbeidsledige sammenlignet med de som ikke har vært arbeidsledige. Videre ser vi at blant de som har opplevd bedriftsnedleggelse er skilsmisseraten høyere (både for menn og kvinner) enn for de som ikke har opplevd bedriftsnedleggelse. Selv om skilsmisseraten er betraktelig høyere for de som har vært registrert som arbeidsledige, kan vi ikke basert på dette konkludere med at arbeidsledighet fører til høyere skilsmissemånsynlighet. Det kan for eksempel finnes én eller flere faktorer som påvirker både arbeidsledighet og skilsmisse, altså faktorer som gjør individene mindre attraktive for både arbeidsgiver og ektefelle. Ettersom utdanningsnivået er en del lavere for de som har vært registrert som arbeidsledige, kan dette, eventuelt egenskaper som de med lavere utdanningsnivå i større grad tenderer å ha, også være en forklaring på den høyere skilsmisseraten. I neste kapittel vil jeg estimere forklaringsvariablenes effekt på skilsmissemånsynligheten for å finne ut hvorvidt det kan sies at arbeidsledighet øker skilsmissemånsynligheten.

6. Resultater og diskusjon

6.1 Overlevelsesfunksjon for hele utvalget

Til å analysere datasettet har jeg benyttet statistikkprogrammet Intercooled Stata 9.2. Figur 4 nedenfor viser overlevelsesfunksjonen for utvalget som helhet²⁰. Jeg har her benyttet dødelighetsmodell-metoden som beskrevet i kapittel 4.7. Som nevnt ovenfor vil overlevelsesfunksjonen, $S(t)$, på tidspunkt t være sannsynligheten for at individet er gift lenger enn til tidspunkt t . Tidspunkt 0 i figur 3 nedenfor representerer året 1988, tidspunkt 1 representerer året 1989 osv. Ettersom jeg her ser på de individene som giftet seg i 1988, samt at det er årlige observasjoner som er tilgjengelig, vil det naturlig nok ikke være noen skilsmisser dette året. Overlevelsesfunksjonen, $S(t)$, er derfor lik 1 på tidspunkt 0. Etter dette faller overlevelsesfunksjonen. Dette skyldes at etter hvert som tiden går er det i sum flere individ i utvalget som har skilt seg, samt at det for hvert år er noen individ i utvalget som skiller seg.



Figur 4: Overlevelsesfunksjon, $S(t)$, for hele utvalget

Videre kan vi se av figuren at stigningstallet for funksjonen endres over tid. Det kan virke som om den er brattest etter 2-3 år, og at den slakker mer ut etter 7 år. Dette sier noe om formen på hasardfunksjonen, noe jeg vil komme inn på nedenfor. Videre er $S(18) = 0,6097$. Dette betyr at sannsynligheten for at ekteskapet varer i 19 år eller mer er 61,0 %. Dette stemmer også godt overens med tilgjengelige tall fra SSB som nevnt ovenfor.

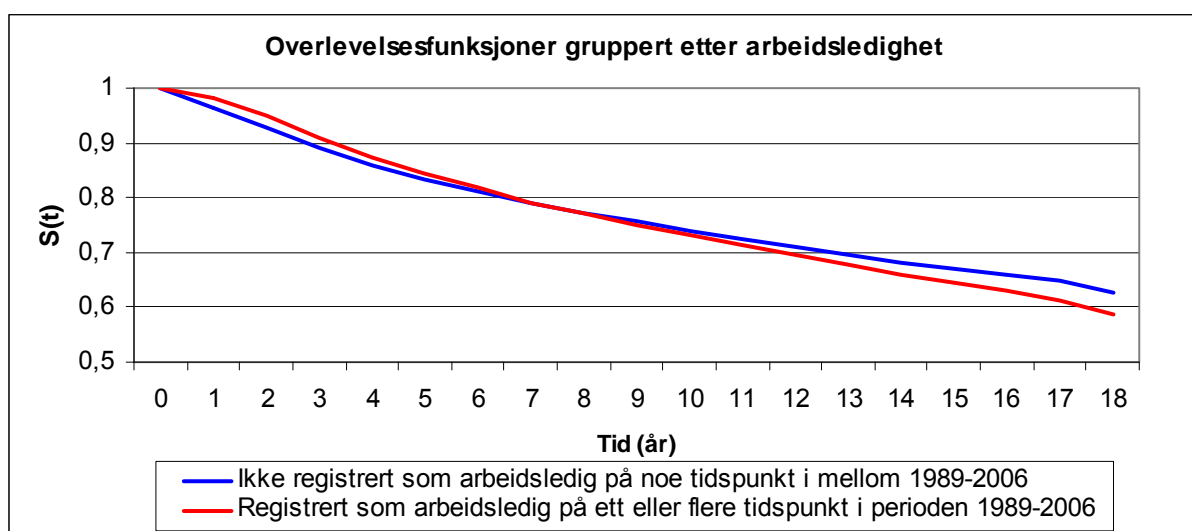
²⁰ For mer eksakte tall se Appendiks A.

6.2 Grupperte overlevelsesfunksjoner

Vi så i kapittel 5.4 at det var stor forskjell i skilsmisseratene når vi grupperte utvalget etter om de hadde vært registrert som arbeidsledige eller ikke (samt om de hadde opplevd bedriftsnedleggelse eller ikke). Det kan nå være interessant å skille ut overlevelsesfunksjonene for disse grupperingene, for så å se om den eventuelle forskjellen mellom overlevelsesfunksjonene er statistisk signifikant.

Jeg starter med å gruppere etter registrert arbeidsledighet, hvor den ene gruppen vil være individ som ikke på noe tidspunkt var registrert som arbeidsledig i observasjonsperioden, mens den andre gruppen består av individ som var registrert som arbeidsledig én eller flere ganger i observasjonsperioden.

Figur 5 nedenfor viser overlevelsesfunksjonene gruppert etter arbeidsledighet²¹. Vi ser at gruppen som har vært arbeidsledig har en høyere verdi for overlevelsesfunksjonen (mindre sannsynlighet for skilsmisse) frem til det syvende året, men at de har lavere verdi for overlevelsesfunksjonen (høyere sannsynlighet for skilsmisse) etter dette. I det siste året er differansen mellom $S(t)_{ikke\ arbeidsledig}$ og $S(t)_{arbeidsledig}$ på 4,0 prosentpoeng. Figuren nedenfor er altså en indikasjon på at arbeidsledighet *kan* påvirke skilsmissemånsannsynligheten.



Figur 5: Overlevelsesfunksjoner gruppert etter arbeidsledighet

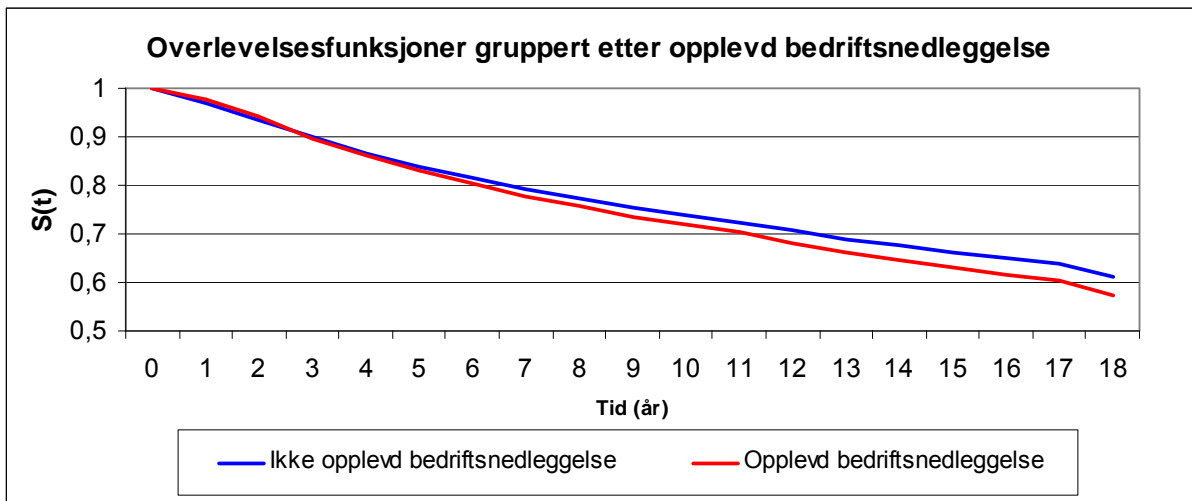
²¹ Datagrunnlaget for figuren finnes i Appendiks A.

Man kan imidlertid gå mer statistisk til verks for å sammenligne de to kurvene ovenfor. Dette kan vi gjøre ved å anvende en logrank-test. Dette er en ikke-parametrisk test som sammenligner overlevelsesfordelingen til to utvalg. Nullhypotesen er at fordelingene er like. P-verdien for testen er 0,0000, noe som innebærer at overlevelsesfunksjonene er statistisk signifikant forskjellige fra hverandre ned på 1 % nivå. Dette er et rimelig sterkt resultat når alt som trengs for å komme i gruppen for de som er registrert som arbeidsledige er en måned med arbeidsledighet.

Resultatet ovenfor indikerer at det på sikt er mindre sannsynlighet for skilsmisse for individ som ikke blir arbeidsledige. Det er imidlertid viktig å påpeke at man på bakgrunn av dette ikke kan konkludere med at arbeidsledighet fører til høyere skilsmissem sannsynlighet. Den høyere skilsmissem sannsynligheten kan skyldes observerte eller uobserverte faktorer som forekommer hyppigere hos arbeidsledige enn hos individ som ikke blir arbeidsledige. Eventuell kausalitet mellom arbeidsledighet og skilsmisse skal vi se nærmere på nedenfor.

På samme måte som ovenfor kan vi også sammenligne overlevelsesfunksjonene til de som i perioden opplevde at bedriften de var sysselsatt i ble lagt ned, med de som ikke opplevde bedriftsnedleggelse. Figur 6 nedenfor viser disse overlevelsesfunksjonene²². Vi ser at også disse overlevelsesfunksjonene krysser, men at på sikt vil sannsynligheten for skilsmisse være lavere for gruppen som ikke opplevde bedriftsnedleggelse. Logrank-testen gir i dette tilfellet en p-verdi på 0,0001, noe som betyr at disse overlevelsesfunksjonene også er signifikant forskjellige fra hverandre med 1 % signifikansnivå.

²² Datagrunnlaget for figuren finnes i Appendiks A.

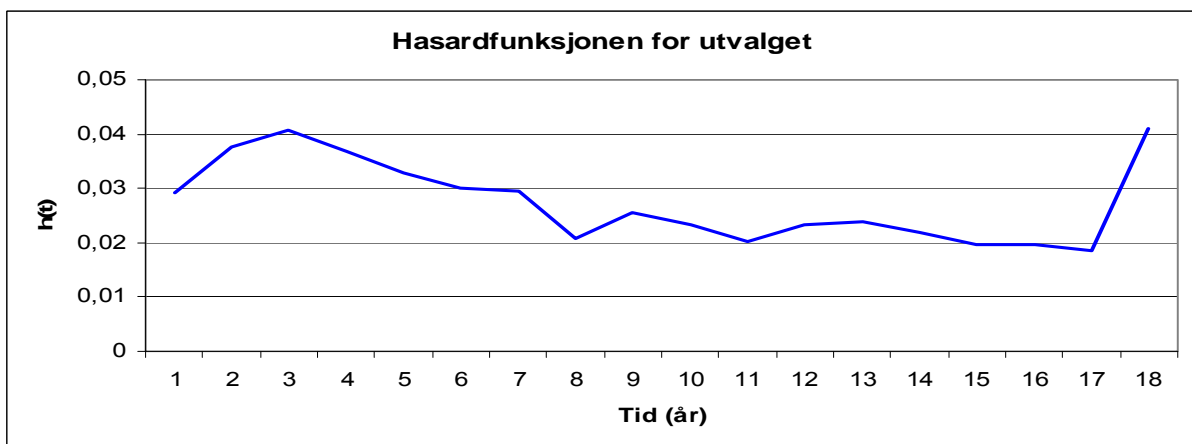


Figur 6: Overlevelsesfunksjoner gruppert etter opplevd bedriftsnedleggelse

Om det nå er slik at arbeidsledighet fører til skilsmisse, virker det naturlig at gruppen for de som opplever bedriftsnedleggelse har høyere skilsmisserate. Dette som følge av at individ i mange tilfeller vil ha en arbeidsledig periode som etterfølger bedriftsnedleggelsen.

6.3 Hasardfunksjonen for utvalget

Videre kan vi se på hasardfunksjonen, $h(t)$, for utvalget. Som nevnt angir denne sannsynligheten for at hendingen (skilsmissen) skjer på det gitte tidspunkt, gitt at hendingen ikke har skjedd før tidspunkt t . Figur 7 nedenfor viser den estimerte hasardfunksjonen. På samme måte som at overlevelsesfunksjonen er 1 på tidspunkt 0, vil hasardfunksjonen være 0 på tidspunkt 0. Dette skyldes som kjent at ingen i utvalget blir registrert som skilt i 1988.



Figur 7: Hasardfunksjonen for utvalget

Av figuren ovenfor ser vi at hasardfunksjonen øker frem til $t = 3$ (1991), for så å gå over i en fallende trend. Hasarden øker imidlertid kraftig i siste periode. Antall skilsmisser i 2006 er én mindre enn i 2004, samtidig som antallet som er utsatt for hendelsesrisiko er færre i 2006. Dette indikerer en økning i hasarden mot slutten av observasjonsperioden. Økningen i antall skilsmisser mot slutten skulle imidlertid ikke tilsi en tilsvarende økning i hasarden som figur 7 viser. Grunnen til den kraftige økningen i figuren er at hasarden beregnes med justeringsmetoden beskrevet i kapittel 4.7, og det er svært mange observasjoner som forsvinner ut av utvalget i år 2006 (høyre-sensurerte observasjoner). Om man ikke benytter denne justeringsmetoden, får man en hasard i siste periode på 0,0205. På tross av dette velger jeg å presentere hasardfunksjonen basert på justeringsmetoden, da jeg mener dette er mer riktig for de andre periodene - det forutsettes at overlevelsestiden er kontinuerlig, men at den observeres innenfor intervall.

Om man ser bort fra siste periode, kan en på mange måter si at utviklingen i hasarden som figur 7 viser passer inn i Beckers teoretiske modeller. Der hevdes det som kjent at skilsmisse-sannsynligheten øker ved negative overraskelser, og reduseres etter hvert som ektefellene investerer i "ekteskapsspesifikk kapital". "Ekteskapsspesifikk kapital" vil være mindre verdt dersom ekteskapet oppløses, og felles barn tjener som eksempel på dette. Dette ettersom foreldrene da normalt vil ha mindre kontakt med barna sine. Det er i tillegg naturlig å tenke seg at ektefellene kjenner hverandre bedre jo lengre de har vært gift. Slikt sett vil negative overraskelser i form av at ektefellen viser seg å ha egenskaper som en ikke synes noe om, være mer fremtredene de første årene av ekteskapet. På samme måte vil sannsynligheten for at ektefellene har investert i "ekteskapsspesifikk kapital" øke med årene (har ektefellene først fått felles barn, vil de alltid ha det). Gitt at det kommer mest negative overraskelser de første årene av ekteskapet, og at investeringene i "ekteskapsspesifikk kapital" er minst de første årene, vil dermed figuren under være med å underbygge Beckers teoretiske modeller.

Figuren er i tillegg med på å underbygge "justerings-teorien for skilsmisse" (Heaton et al., 1985). Denne teorien sier faktorene som er med på å sannsynliggjøre skilsmisse har en større virkning i de første årene av ekteskapet. Etter et kritisk punkt (som for eksempel kan være etter tre år) stabiliseres forholdet ettersom partnerne tilpasser seg den "nye" sivile statusen.

Videre vil denne hasardfunksjonen vil også kunne brukes som støtte for valget av en ikke-parametrisk baseline-hasard i estimeringen, jf. diskusjon ovenfor.

6.4 Estimering av koeffisientene

Jeg er som kjent interessert i å finne ut om arbeidsledighet gir høyere skilsmisse-sannsynlighet. Det faktum at arbeidsledighet har en positiv korrelasjon med skilsmisseraten behøver imidlertid ikke bety at det er et årsak-virkning forhold mellom disse. Dette skyldes, som allerede nevnt, at det kan være én eller flere andre faktorer som øker sannsynligheten for arbeidsledighet, og som samtidig øker sannsynligheten for skilsmisse. Dersom vi estimerer en modell uten kjennskap til slike faktorer, samtidig som at de er faktiske og har en reell virkning på arbeidsledighet og skilsmissesannsynlighet, vil vi få forventningsskeive koeffisientestimat. Man kan heller ikke konkludere med noen kausalitet siden vi da har et endogenitetsproblem.

Fremgangsmåten som benyttes nedenfor forsøker å redusere dette endogenitetsproblemet ved å bruke bedriftsnedleggelse som et eksogent sjokk. For at bedriftsnedleggelse skal kunne fungere som et eksogent sjokk er man imidlertid avhengig av at nedleggelsen er uavhengig av uobserverte determinanter for skilsmisse. Rege et al. (2007) diskuterer ulike muligheter for at arbeidere med høyere uobservert sannsynlighet for skilsmisse i høyere grad tenderer til å jobbe i bedrifter som har høyere sannsynlighet for å legges ned. En av disse mulighetene er at arbeidere med høyere uobservert sannsynlighet for skilsmisse selvselekterer seg til bedrifter som etter hvert legges ned (av en uobservert grunn). En annen mulighet er at bedrifter som legger ned konsentreres i mindre gunstige geografiske områder med dårlige arbeidsmarkedsforhold og høy skilsmisserate. Rege et al. (2007) tester holdbarheten av disse argumentene, men finner liten empirisk støtte. Jeg vil derfor i det følgende legge til grunn at det ikke finnes uobserverte faktorer som gjør at arbeidere med høyere sannsynlighet for skilsmisse vil tendere til å jobbe i bedrifter som har høyere sannsynlighet for nedleggelse.

I små bedrifter vil det ofte være nærere sammenheng mellom arbeidernes personlige egenskaper og bedriftens prestasjoner (for eksempel i enkeltpersonsforetak), sammenlignet med større bedrifter. Det er derfor en mulighet for at uobserverte faktorer som påvirker skilsmissesannsynligheten også kan påvirke bedriftsnedleggelse i små bedrifter. Av denne grunn vil jeg i analysen utelukke bedrifter som har færre en tre ansatte.

Som kjent hevdet Becker at uventede sjokk kan påvirke stabiliteten i ekteskapet fordi nytten ved ekteskapet kan endres. I datasettet som analyseres finnes det ikke informasjon om hva de ulike ektefellene hadde av informasjon ved inngåelse av ekteskapet, hva angår

bedriftsnedlegging og arbeidsledighet. Det virker imidlertid sannsynlig at i første observasjonsår (1988 – samme år som ekteskapet ble inngått) vil mange av ektefellene ha informasjon om den andre part er utsatt for bedriftsnedlegging og arbeidsledighet i nær fremtid. Dette som følge av varslede oppsigelser eller foreliggende arbeidsledighet. Det kan også hende at ekteskapet ble inngått i ettertid av bedriftsnedleggelse/arbeidsledighet. Observasjonene i år 1988 utelukkes derfor, og analysen starter i 1989. 1988 var året for inngåelse av ekteskapet, og siden datasettet gir årlige observasjoner vil det derfor ikke registreres noen skilsmisser dette året. Dette er ytterligere et argument for å utelukkes observasjonene i 1988.

Observasjonene i 2006 utelukkes også. Dette skyldes at bedriftsnedlegging i hovedsak identifiseres når bedriftens id-nummer forsvinner fra datasettet, jf. kapittel 5.2. Ettersom data for 2007 ikke er tilgjengelig, vet man ikke hvilke bedrifter som la ned i 2006. Analyseperioden er derfor fra og med 1989 til og med 2005.

I analysen nedenfor skilles det mellom menn og kvinner. Dette er dels som følge av Beckers teoretiske modeller, hvor det vises at sjokk kan ha ulike effekter på menn og kvinner, og dels som følge av nyere empiriske undersøkelser som underbygger dette, jf. kapittel 3.2.

Jeg estimerer tre modeller. Alle disse estimeres etter metoden beskrevet i kapittel 4.5. Forskjellen mellom modellene er at flere forklaringsvariabler inkluderes. Modell 3 inkluderer, i tillegg til forklaringsvariablene i modell 2, laggede variabler, en variabel som skal representere langtidsledighet, samt laggede interaksjoner mellom bedriftsnedleggelse og arbeidsledighet. Koeffisientestimatene presenteres i tabell 7 nedenfor. Vi er interessert i bedriftsnedleggelse og arbeidsledighetens effekt på skilsmissesannsynligheten, men før en går i gang med tolkningen av disse kan en se på de øvrige forklaringsvariablene som inkluderes i alle tre modellene.

Tabell 7: Koeffisientestimat fra estimeringen

Forklaringsvariabel	Modell 1		Modell 2		Modell 3	
	Menn	Kvinner	Menn	Kvinner	Menn	Kvinner
	β	β	β	β	β	β
Bedriften legges ned i år	0.0452	0.0511	0.2902	0.1726	0.2784	0.1589
Arbeidsledig i år	0.6126 ***	0.4874 ***	0.6196 ***	0.4904 ***	0.5460 ***	0.6276 ***
Alder ved inngåelse av ekteskap	-0.0108 ***	-0.0225 ***	-0.0108 ***	-0.0225 ***	-0.0104 ***	-0.0217 ***
Utdanning	-0.0613 ***	-0.0891 ***	-0.0613 ***	-0.0891 ***	-0.0633 ***	-0.0919 ***
Lønn	-0.0005 ***	0.0008 ***	-0.0005 ***	0.0008 ***	-0.0005 ***	0.0009 ***
Etnisk norsk	-0.0686	0.0027	-0.0679	0.0029	-0.0575	0.0099
Bedriften legges ned i år og arbeidsledig i år			-1.1734 **	-0.6618	-1.1364 **	-0.6917
Arbeidsledig i fjor					0.3219 ***	0.3940 ***
Arbeidsledig i fjor og arbeidsledig i år					-0.1439 *	-0.5866 ***
Bedriften la ned for ett år siden					-0.2154	-0.3555 *
Bedriften la ned i fjor og arbeidsledig i fjor					0.6414	1.0940 **
Bedriften la ned i fjor og arbeidsledig i år og i fjor					-0.5933	-2.388 **
Årsdummy	JA	JA	JA	JA	JA	JA

* $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$ i tohaletest.

Koeffisientene for forklaringsvariablene ”Alder ved inngåelse av ekteskap”, ”Utdanning” og ”Lønn” er alle statistisk signifikante på 1 % nivå for alle de tre modellene. Samtidig ser vi at de estimerte koeffisientene for disse variablene endres lite over de ulike modellkjøringene. Den estimerte koeffisienten for ”Alder ved inngåelse av ekteskap” er negativ for begge kjønn, men er betydelig høyere i absoluttverdi for kvinner enn for menn. Dette impliserer at høyere alder ved inngåelse av ekteskapet reduserer skilsmissemuligheten, og at denne effekten er størst for kvinner. Becker et al. (1977) hevder at en økning i alder ved inngåelse av ekteskap reduserer sannsynligheten for skilsmisse. Dette som følge av at de som gifter seg relativt unge er mindre informert og sannsynligheten er da mindre for å få en bra match mellom ektefellene.

Ved bruk av hasard-forholdet som spesifisert i kapittel 4.6, kan en med bakgrunn i de estimerte koeffisientene for ”Alder ved inngåelse av ekteskap” i modell 1²³ si at sannsynligheten for skilsmisse er 1,07 %²⁴ lavere ved ett år høyere alder ved ekteskap for menn, og 2,25 % lavere ved tilsvarende økning for kvinner. Dette er *ceteris paribus* effekt, det vil si at vi ser på én enhets endring i forklaringsvariabelen mens alle andre forklaringsvariabler holdes konstante.

²³ Kun små endringer om man bruker de estimerte koeffisientene i modell 3.

²⁴ $\frac{\lambda(t', \bar{x}_{it})}{\lambda(t', \bar{x}_{jt})} = \exp(\beta_{\text{alder ved inngåelse av ekteskap}}) = \exp(-0.0108) \approx 0.98926 \Rightarrow 0.98926/1 \approx 1.07\%$

Samme prinsipp brukes i de andre utregningene nedenfor.

Den estimerte koeffisienten for *"Utdanning"* er også negativ for begge kjønn, og vil tolkes dette som at ett ekstra år med utdanning reduserer skilsmissemånsynligheten med 5,95 % for menn (sammenlignet med sannsynligheten ved nivået før denne økningen), og med 8,52 % for kvinner (sammenlignet med sannsynligheten ved nivået før denne økningen).

De estimerte koeffisientene til *"Lønn"* har forskjellig fortegn for menn og kvinner. En økning i menns inntekt vil redusere skilsmissemånsynligheten, mens en økning i kvinners inntekt øker skilsmissemånsynligheten. De estimerte koeffisientene kan virke små, men det dreier seg om endringer på 1000 kroner – noe som relativt lite i forhold til gjennomsnittlig inntekt i utvalget på 225.000. Koeffisienten må derfor, på tross av sin størrelse, vurderes som "økonomisk" signifikant i forhold til å forklare skilsmisse-sannsynlighet. *"Etnisk norsk"* er ikke statistisk signifikant for noen av modellene.

De estimerte koeffisientene for *"Bedriften legges ned i år"* er ikke statistisk signifikant på noe nivå for noen av modellene. Derimot viser det seg at det å være *"Arbeidsledig i år"* er positivt korrelert med skilsmisse, og de estimerte koeffisientene for denne variabelen er statistisk signifikant på 1 % nivå for alle modellene. Modell 1 sier at det å stå arbeidsledig i år t gir hele 84,5 % høyere sannsynlighet for skilsmisse i år t for menn sammenlignet med menn som ikke er arbeidsledige det året. For kvinner er dette tallet litt lavere (62,8 %), men er fortsatt høyt.

I modell 2 er interaksjon mellom bedriftsnedlegging og arbeidsledig samme år inkludert. Den estimerte koeffisienten til denne forklaringsvariabelen er negativ og statistisk signifikant på 5% nivå for menn, mens den ikke er signifikant for kvinner. Som følge av denne inkluderingen øker koeffisientestimatene for *"Arbeidsledig i år"* både for menn og kvinner. Dette skyldes en svak, positiv korrelasjon mellom *"Arbeidsledig i år"* og *"Bedriften legges ned i år og arbeidsledig i år"*, og det faktum at den estimerte koeffisienten for sistnevnte er negativ. De øvrige estimerte koeffisientene endres ikke.

Ettersom den estimerte koeffisienten til *"Bedriften legges ned i år"* i modell 2 ikke er signifikant, kan vi tolke koeffisienten til *"Bedriften legges ned i år og arbeidsledig i år"* som forskjellig i korrelasjon mellom de som blir arbeidsledige i år som følge av bedriftsnedlegging,

og de som blir arbeidsledige av andre grunner²⁵. Det følger dermed av resultatet ovenfor at, *ceteris paribus*, menn som blir arbeidsledige som følge av bedriftsnedleggelse har 69 % lavere sannsynlighet for å skille seg sammenlignet med menn som blir arbeidsledige av andre grunner. Dette er en indikasjon på at det ikke er arbeidsledigheten i seg selv som øker skilsmissem sannsynligheten, men heller én eller flere uobserverte faktorer som gjør individet mindre attraktiv på arbeidsmarkedet og som påvirker skilsmissem sannsynligheten. Dersom arbeidsledighet var den egentlige grunnen til økt skilsmissem sannsynligheten ville man ikke vente å finne forskjeller i påvirkning på skilsmissem sannsynlighet av to ”typer” arbeidsledighet.

Videre kan man, basert på modell 2, sammenligne gruppen av menn som blir arbeidsledige som følge av bedriftsnedleggelse med gruppen som verken opplever bedriftsnedleggelse eller blir arbeidsledig. Gruppen av menn som blir arbeidsledige som følge av bedriftsnedleggelse vil ta verdien 1 for forklaringsvariablene ”*Bedriften legges ned i år*”, ”*Arbeidsledig i år*” og ”*Bedriften legges ned i år og arbeidsledig i år*”. Sammenligningsgruppen tar verdien 0 for alle disse forklaringsvariablene. Basert på dette finner en at de mennene som opplever bedriftsnedleggelse og blir arbeidsledige samme år har 42,5 %²⁶ lavere sannsynlighet for skilsmisse sammenlignet med de mennene som verken opplever nedleggelse eller blir arbeidsledige²⁷. Det vil også være 42,5 % lavere for skilsmisse for menn som opplever nedleggelse og blir arbeidsledige sammenlignet med menn som blir opplever bedriftsnedleggelse, men ikke blir arbeidsledige. Dette er nok en antydning til at det ikke er arbeidsledigheten i seg selv som fører til høyere skilsmissem sannsynlighet.

For kvinner er ikke den estimerte koeffisienten til ”*Bedriften legges ned i år og arbeidsledig i år*” statistisk signifikant på noe rimelig nivå. Dette betyr at det ikke er en statistisk signifikant forskjell i skilsmissem sannsynligheten for kvinner som mister jobben som følge av bedriftsnedleggelse sammenlignet med kvinner som blir arbeidsledige av andre grunner. Ettersom den estimerte koeffisienten for ”*Arbeidsledig i år*” er signifikant, og de tre aktuelle forklaringsvariablene er simultant signifikante med 1 % signifikansnivå, er dette et tegn i retning av at arbeidsledighet kan medføre høyere skilsmissem sannsynlighet for kvinner.

²⁵ Sammenligner vi én person som har blitt arbeidsledig som følge av bedriftsnedlegging med en person som er arbeidsledig av andre grunner, hvor alt annet er lik, er koeffisienten til ”*Bedriften legges ned i år og arbeidsledig i år*” den eneste signifikante forklaringsvariablen hvor det er forskjell i variabelverdien for de to personene.

²⁶ $\text{Exp}(-1.1734+0.6196)-1 = 42,5 \%$

²⁷ De tre aktuelle forklaringsvariablene er simultant (”jointly”) signifikante på 1 % nivå (F-test). Hypotesetesting:
 $H_0 : \beta_{\text{arbeidsledig i år}} = \beta_{\text{bedriften legges ned i år}} = \beta_{\text{bedriften legges ned i år og arbeidsledig i år}} = 0$
 $H_1 : H_0 \text{ er ikke sann}$

Det viser seg imidlertid at resultatene fra estimering av modell 2 (og modell 3) er sensitive for hvordan bedriftsnedleggelse klassifiseres. Som jeg nevnte i kapittel 5.2 vil en bedrift som utgangspunkt regnes som nedlagt dersom dens id-nummer forsvinner. Noen av disse bedriftene vil så omklassifiseres til ikke-nedlagte dersom 80 % av arbeidstakerne går over til ”ny” bedrift. Tallet 80 % er på ingen måte forankret i noen økonomisk teori eller tidligere empiriske resultater, og en må derfor undersøke hva som skjer med resultatene fra estimeringene ved endring i dette. Tabell 8 nedenfor viser resultatene fra estimeringen dersom bedrifter omklassifiseres til ikke-nedlagte om 50 % av arbeidstakerne går over til ”ny” bedrift.

Tabell 8: Koeffisientestimat fra estimeringen med andre nedleggingstall

Forklaringsvariabel	Modell 1		Modell 2		Modell 3	
	Menn	Kvinner	Menn	Kvinner	Menn	Kvinner
	β	β	β	β	β	β
Bedriften legges ned i år	0.3122	-0.0954	0.5129 **	0.1158	0.4914 **	0.0951
Arbeidsledig i år	0.6118 ***	0.4876 ***	0.6157 ***	0.4904 ***	0.5411 ***	0.6272 ***
Alder ved inngåelse av ekteskap	-0.0108 ***	-0.0225 ***	-0.0108 ***	-0.0225 ***	-0.0104 ***	-0.0217 ***
Utdanning	-0.0613 ***	-0.0891 ***	-0.0613 ***	-0.0891 ***	-0.0633 ***	-0.0919 ***
Lønn	-0.0005 ***	0.0008 ***	-0.0005 ***	0.0008 ***	-0.0005 ***	0.0008 ***
Etnisk norsk	-0.0688	0.0027	-0.0684	0.0028	-0.0579	0.0098
Bedriften legges ned i år og arbeidsledig i år			-0.8257	-1.511	-0.7950	-1.5298
Arbeidsledig i fjor					0.3187 ***	0.3928 ***
Arbeidsledig i fjor og arbeidsledig i år					-0.1406 *	-0.5879 ***
Bedriften la ned for ett år siden					-0.4970 *	0.3928 ***
Bedriften la ned i fjor og arbeidsledig i fjor					1.1200 ***	1.4155 ***
Bedriften la ned i fjor og arbeidsledig i år og i fjor					-0.7188	-2.2228 **
Årsdummy	JA	JA	JA	JA	JA	JA

* $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$ i tohaletest.

I tabell 8 er fortsatt de estimerte koeffisientene for ”Arbeidsledig i år”, ”Alder ved inngåelse av ekteskap”, ”Utdanning” og ”Lønn” statistisk signifikante på 1 % nivå, og har noenlunde samme størrelse som i tabell 7. Vi ser imidlertid at koeffisienten for ”Bedriften legges ned i år og arbeidsledig i år” for menn i modell 2 ikke lenger er signifikant, mens koeffisienten for ”Bedriften legges ned i år” nå er signifikant på 5 % nivå. Det er altså nå en positiv korrelasjon mellom skilsmisse og bedriftsnedleggelse for menn uten at individet er registrert som arbeidsledig. Dette gjelder både i modell 2 og 3.

I modell 3 ser vi (for begge de ulike klassifiseringene av bedriftsnedlegging) det å ha vært arbeidsledig i år $t - 1$ korrelerer med skilsmisse på tidspunkt t , og forklaringsvariabelens koeffisient er signifikant på 1 % nivå både for menn og kvinner. Langtidsledighet, representert ved å være arbeidsledig i år $t - 1$ og år t , har en negativ korrelasjon med skilsmisse i år t . Koeffisienten er signifikant på 10 % nivå for menn, og 1 % nivå for kvinner.

Resultatet kan tenkes å underbygge Beckers modeller i det de kan være et uttrykk for at det er overraskelser som er viktig for å skape ustabilitet i ekteskapet, ettersom arbeidsledighet både i år og i fjor isolert korrelerer positivt med skilsmisse i år.

Når det gjelder forklaringsvariable som inneholder informasjon om bedriftsnedlegging har jeg vist ovenfor at signifikansen til deres koeffisienter avhenger av klassifiseringen av bedriftsnedleggelse. Dette er problematisk ettersom en ikke kan si hvilken klassifisering som er den riktige, og da heller ikke kan konkludere med hvordan bedriftsnedleggelse påvirker skilsmissesannsynligheten – hvilken klassifisering skal en da bruke som utgangspunkt for tolkningen? Ved bruk av det tilgjengelige datasettet kan en altså ikke dokumentere at arbeidsledighet fører til høyere skilsmissesannsynlighet.

7. Avslutning

Ovenfor har jeg undersøkt om arbeidsledighet kan tenkes å øke skilsmissem sannsynligheten, eller om det finnes én eller flere faktorer som gjør at individ både er dårlige arbeidstakere og samtidig dårlige ektefeller. Denne oppgaven følger annen litteratur innenfor emnet i det den ser på hvordan uventede sjokk kan påvirke stabiliteten i ekteskapet.

Endogenitetsproblemet som ofte er eksisterende i tilsvarende empiriske analyser forsøkes her å løses på ved å behandle bedriftsnedlegging som et eksogent sjokk. Dersom arbeidsledighet som følge av bedriftsnedleggelse øker skilsmissem sannsynligheten kan det tyde på at det er faktiske konsekvenser av arbeidsledigheten som påvirker skilsmissem sannsynligheten. I motsatt fall, forutsatt positiv korrelasjon mellom arbeidsledighet og skilsmisse, tyder det på at enkelte individ har høyere sannsynlighet for å bli arbeidsledig og samtidig høyere sannsynlighet for å skille seg, av en eller annen uobservert grunn.

Det viser seg at resultatene som fremkommer avhenger av hvordan bedriftsnedleggelse klassifiseres. En koeffisient for bedriftsnedlegging kan være signifikant med bruk av én klassifisering, og samtidig ikke være signifikant ved bruk av en annen. Dette betyr at en ikke kan feste lit til resultatene som fremkommer. En må altså ha data som nærmere knytter individ mot bedrift, slik at en med sikkerhet kan si at individet ble utsatt for bedriftsnedleggelse eller ikke, for å estimere effekten av det eksogene sjokket. Det som imidlertid er tydelig, uavhengig av klassifisering av bedriftsnedleggelse, er at det finnes en positiv korrelasjon mellom arbeidsledighet og skilsmisse. Så selv om jeg ikke her kan påvise noen kausal sammenheng mellom arbeidsledighet og skilsmisse, så har jeg fått nok et incentiv til å holde meg i arbeid.

Appendiks A

Datagrunnlaget for figur 4.

Periode	S(t)	St. feil
1988	1	
1989	0,9713	0,0008
1990	0,9354	0,0012
1991	0,8982	0,0015
1992	0,8658	0,0017
1993	0,8378	0,0018
1994	0,8130	0,0019
1995	0,7893	0,0020
1996	0,7731	0,0021
1997	0,7535	0,0021
1998	0,7360	0,0022
1999	0,7213	0,0022
2000	0,7046	0,0022
2001	0,6879	0,0023
2002	0,6731	0,0023
2003	0,6600	0,0023
2004	0,6472	0,0024
2005	0,6353	0,0024
2006	0,6097	0,0025

Datagrunnlag for figur 5.

Periode	Ikke arbeidsledig		Arbeidsledig	
	S(t)	St. feil	S(t)	St. feil
1988	1,0000		1,0000	
1989	0,9655	0,0011	0,9802	0,0011
1990	0,9276	0,0016	0,9476	0,0017
1991	0,8914	0,0019	0,9087	0,0022
1992	0,8604	0,0022	0,8743	0,0026
1993	0,8347	0,0023	0,8428	0,0028
1994	0,8103	0,0025	0,8172	0,0030
1995	0,7885	0,0026	0,7907	0,0032
1996	0,7733	0,0026	0,7730	0,0033
1997	0,7558	0,0027	0,7501	0,0034
1998	0,7397	0,0028	0,7305	0,0035
1999	0,7255	0,0028	0,7148	0,0035
2000	0,7101	0,0029	0,6961	0,0036
2001	0,6953	0,0029	0,6768	0,0037
2002	0,6813	0,0029	0,6606	0,0037
2003	0,6698	0,0030	0,6451	0,0038
2004	0,6584	0,0030	0,6301	0,0038
2005	0,6480	0,0030	0,6106	0,0038
2006	0,6257	0,0032	0,5856	0,0041

Datagrunnlag for figur 6.

Periode	Ikke nedlagt		Nedlagt	
	S(t)	St. feil	S(t)	St. feil
1988	1,0000		1,0000	
1989	0,9709	0,0008	0,9754	0,0028
1990	0,9350	0,0012	0,9412	0,0042
1991	0,8982	0,0015	0,8973	0,0054
1992	0,8661	0,0017	0,8614	0,0062
1993	0,8385	0,0019	0,8299	0,0067
1994	0,8139	0,0020	0,8023	0,0071
1995	0,7904	0,0021	0,7762	0,0075
1996	0,7744	0,0021	0,7581	0,0077
1997	0,7551	0,0022	0,7338	0,0079
1998	0,7375	0,0022	0,7183	0,0081
1999	0,7228	0,0023	0,7020	0,0082
2000	0,7065	0,0023	0,6808	0,0084
2001	0,6902	0,0024	0,6605	0,0085
2002	0,6754	0,0024	0,6444	0,0086
2003	0,6623	0,0024	0,6316	0,0087
2004	0,6496	0,0024	0,6170	0,0087
2005	0,6377	0,0025	0,6052	0,0088
2006	0,6128	0,0026	0,5723	0,0095

Datagrunnlaget for figur 7.

Periode	h(t)	St. feil
1988	0	
1989	0,0291	0,0080
1990	0,0376	0,0010
1991	0,0407	0,0010
1992	0,0367	0,0010
1993	0,0328	0,0010
1994	0,0301	0,0009
1995	0,0296	0,0009
1996	0,0207	0,0008
1997	0,0257	0,0009
1998	0,0234	0,0009
1999	0,0203	0,0008
2000	0,0234	0,0009
2001	0,0239	0,0009
2002	0,0218	0,0009
2003	0,0197	0,0009
2004	0,0196	0,0009
2005	0,0185	0,0009
2006	0,0411	0,0018

Referanser

Allison, Paul D (1982). "Discrete-Time Methods for the Analysis of Event Histories". *Sociological Methodology*. Vol. 13.

Bakken, Frøydis & Lars Christian Aasebø (2006). Varighet som arbeidssøker. *Arbeids- og velferdsdirektoratet – Rapport om arbeidsmarkedet*. Nr. 4.

Becker, Gary S. (1973). A Theory of Marriage: Part I. *The Journal of Political Economy*, Vol. 81, Issue 4.

Becker, Gary S. (1974). A Theory of Marriage: Part II. *The Journal of Political Economy*, Vol. 82, Issue 2.

Becker, Gary S., Elisabeth M. Landes & Robert T. Michael (1977). An Economic Analysis of Marital Instability. *The Journal of Political Economy*, Vol. 85, No. 6.

Blekesaune, Morten (2008). Unemployment and partnership dissolution. *Institute for Social & Economic Research*. No. 2008-21.

Charles, Kerwin K. & Melvin Stephens Jr. (2004). Job Displacement, Disability, and Divorce. *Journal of Labor Economics*. Vol 22. No. 2.

Dooley, David, Jonathan Fielding & Lennart Levi (1996). Health and Unemployment. *Annual Review of Public Health*. Vol. 17.

Lee, Elisa T. & John Wenyu Wang (2003). Statistical Methods for Survival Data Analysis. John Wiley & Sons Inc., Hoboken, New Jersey, USA.

Heaton, Tim B., Stan L. Albrecht & Thomas K. Martin (1985). The Timing of Divorce. *Journal of Marriage and the Family*. Vol. 47, No. 3.

Jenkins, Stephen P. (2004). Survival Analysis. Unpublished manuscript, Institute for Social and Economic Research, University of Essex, Colchester, UK.

<http://www.iser.essex.ac.uk/teaching/degree/stephenj/ec968/pdfs/ec968lnotesv6.pdf>

Rege, Mari, Kjetil Telle & Mark Votruba (2007). Plant Closure and Marital Dissolution. *Discussion Papers No. 514*, September 2007. Statistics Norway, Research Department.

Sorg uten blomster (2006). Foreningen 2 Foreldre & Synovate MMI.

<http://www.nav.no/binary/805379070/file?download=true>

Vanhuele, Marc, Marnik G. Dekimpe, Sunil Sharma & Donald G. Morrison, (1995). "Probability Models for Duration: The Data Don't Tell the Whole Story". *Organizational Behavior and Human Decision Processes*. Vol. 62, No. 1, April.

Weiss Yoram & Robert J Willis (1997). Match Quality, New Information, and Marital Dissolution. *Journal of Labor Economics*. Vol 15. No. 1.

Wooldridge, Jeffrey M. (2003). *Introductory Econometrics*. Thomson, Ohio, USA.