

Analyse av produktivitetsutvikling og bedriftsoverlevelse i fem norske industrier basert på mikrodata

av

Kjetil Hove Berg

Masteroppgave

Masteroppgaven er levert for å fullføre graden

Master i samfunnsøkonomi

Universitetet i Bergen, Institutt for økonomi

Juni 2014

UNIVERSITETET I BERGEN

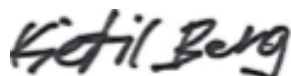


Forord

Masteroppgaven markerer slutten på studietiden min ved Universitetet i Bergen. Å være student ved UiB har vært en fantastisk tid hvor jeg har utviklet mine evner til å jobbe selvstendig og målrettet, nytt livet og fått meg mange gode venner for livet.

Først og fremst vil jeg takke Hans Hvide for veiledningen han har bidratt med under arbeidet med masteroppgaven, og vil fremheve hans korte responstid på e-post som har vært fenomenal. Jeg vil også gi en stor takk til Samfunns- og næringslivsforskning AS som har gitt meg tilgang til databasen som gjorde denne avhandlingen mulig.

Til slutt må jeg takke min mor, Ingrid, som alltid motiverer meg.



Kjetil Hove Berg, Bergen 2. juni 2014

Sammendrag

Analyse av produktivitetsutvikling og bedriftsoverlevelse i fem norske industrier basert på mikrodata

av

Kjetil Hove Berg, Master i samfunnsøkonomi

Universitetet i Bergen, 2014

Veileder: Hans K. Hvide

Denne avhandlingen analyserer utviklingen til total faktorproduktivitet (TFP) og om utviklingen i TFP har påvirkning på bedriftsoverlevelse. Utvalget består av fem norske industrier i tidsperioden 1996 til 2010, en periode med politisk engasjement for å kutte ned på direkte statlig inngrep i norsk næringsliv for å konkurranseutsette bedriftene.

Tilnærmingen er mikroøkonometrisk, i motsetning til produktivitetsanalyser som benytter seg av aggregerte data. Jeg anvender bedriftenes regnskapsdata til å estimere deres produktfunksjoner, og henter TFP ut som residualet fra disse. For å ta hensyn til økonometriske problemstillinger vedrørende at TFP er korrelert med avgjørelser angående valg av innsatsfaktorer og beslutninger om å legge ned driften, anvendes fast effekt estimeringsmodell som eliminerer effekten av TFP.

Analysen av aggregert vekst i TFP viser at utviklingen var positiv i alle industriene, og at det var store forskjeller mellom noen av disse. Ved å benytte dekomponeringsmetode foreslått av Olley & Pakes (1996) splittes utviklingen i to komponenter. Den første beskriver hvor mye av veksten i aggregert TFP som skyldes bedriftenes reelle produktivitetsutvikling, og den andre hvor mye som skyldes omfordeling av ressurser blant bedriftene.

Resultatene viser at tre av industrienes aggregerte vekst var mest forklart av omfordeling av ressurser, og at bedriftenes reelle utvikling i TFP forklarte mest i to. Det var også en sammenheng mellom at bedriftene som mistet mest subsidiering, hadde sterkest økning i omfordeling av ressursene.

For å teste om TFP påvirker bedriftsoverlevelse ble det benyttet et rammeverk innenfor overlevelsesanalyser introdusert av Cox (1972), som tar utgangspunkt i proporsjonale risikofunksjoner. Resultatene viser for alle industriene at økninger i TFP reduserer sannsynligheten for konkurs, og at effektene mellom industriene varierte.

Databehandlingsprogrammet STATA 13.1 ble benyttet til å gjennomføre analysene.

Innholdsfortegnelse

Forord.....	ii
Sammendrag	iii
Innholdsfortegnelse	v
Tabeller.....	vii
Figurer.....	viii
1. Introduksjon	1
1.1 Hvordan vokser industriproduktiviteten?	2
1.2. Avhandlingens empiriske bidrag og resultater	3
2. Teoretisk fundament.....	8
2.1. Estimering av TFP – Cobb-Douglas produktfunksjon.....	8
2.1.1. Målefeil i produksjonen og faktorinnsatsene.....	10
2.1.2. Økonometriske problemstillinger.....	11
2.1.2.1. Simultanitetsproblemet – en fleksibel arbeidsstyrke.....	11
2.1.2.3. Seleksjonsskjevheter.....	11
2.1.2.3. Skjevhet av manglende priser.....	12
2.1.2.4. Produsenter med flere ulike produkter.....	13
2.1.3. Hvordan løse de økonometriske problemstillingene	13
2.1.3.1. Fast effekt modell	13
2.2. Aggregert produktivitetsvekst.....	14
2.2.1. Aggregert produktivitetsvekst for en industri.....	14
2.2.2. Dekomponert aggregert produktivitetsvekst	15
2.3. Overlevelsesanalyse	17
2.3.1 Cox proporsjonal risikomodell (Proportional hazards).....	17
2.3.1.1. Evaluere Coxmodellens antakelser.....	20
3. Datagrunnlag	22
3.1 Variabler til produktfunksjon	22
3.1.1 Avhengig variabel.....	22
3.1.2 Arbeidskraft.....	23
3.1.3 Kapitalmaskiner	23
3.1.4 Produksjonsvarer	24
3.2 Variabler til Coxmodellen	24
3.3 Industrigruppene.....	25
3.3.1. Næringspolitiske forhold.....	27
3.3.2. Utviklingen av statlig subsidiering.....	28
3.4 Beskrivende statistikk.....	31
4. Resultater.....	33
4.2 Produktfunksjonene	33
4.2.1 Empirisk spesifisering.....	33
4.2.2 Estimerer fra produktfunksjonene	34
4.3 Produktivitetsvekst	36
4.3.1 Aggregert produktivitetsvekst i industriene	36
4.3.1.1 Robustsjekk aggregert vekst.....	38
4.3.1.2 Karakteristika av høy- og lavproduktivitetsvekstbedrifter	39
4.3.3 Dekomponering av aggregert produktivitet.....	41

4.4 Coxmodellen	44
4.4.1 Empirisk spesifisering.....	44
4.4.2 Preliminær analyse.....	45
4.4.3 Resultater Coxmodellen.....	47
5. Oppsummering og avsluttende kommentarer	50
5.1. Oppsummering	50
5.2 Avsluttende kommentarer	51
Litteraturliste	53
Appendiks A	58
Appendiks B	59
Appendiks C	60

Tabeller

<i>Tabell 1 - Industrigruppene.....</i>	<i>25</i>
<i>Tabell 2 - Andel bedriftsobservasjoner i analysen.....</i>	<i>26</i>
<i>Tabell 3 - Årlig prosentvis endring i subsidier.....</i>	<i>30</i>
<i>Tabell 4 - Årlig beskrivende statistikk for alle industrier.....</i>	<i>31</i>
<i>Tabell 5 - Beskrivende statistikk fordelt etter industrier</i>	<i>32</i>
<i>Tabell 6 - Estimer fra produktfunksjonene</i>	<i>35</i>
<i>Tabell 7 - Årlig prosentvis endring aggregert industrivekst.....</i>	<i>37</i>
<i>Tabell 8 - Bedriftskarakteristika etter produktivitetsvekstkvarterer</i>	<i>40</i>
<i>Tabell 9 - Dekomponert aggregert vekst i TFP industri #1 - #3.....</i>	<i>42</i>
<i>Tabell 10 - Dekomponert aggregert vekst i TFP industri #4 og #5.....</i>	<i>43</i>
<i>Tabell 11 - Forklaringsvariabler Coxmodellen</i>	<i>47</i>
<i>Tabell 12 - Resultater Coxmodellen</i>	<i>48</i>
<i>Tabell 13 - Risikoforhold og effekt Coxmodellen.....</i>	<i>48</i>
<i>Tabell 14 - Basisverdi produksjon og subsidier i løpende priser.....</i>	<i>59</i>

Figurer

<i>Figur 1 - Subsidier i faste priser.....</i>	<i>29</i>
<i>Figur 2 - Aggregert vekst med ulike vekter</i>	<i>39</i>
<i>Figur 3 - Kaplan - Meier overlevelseskurver alle industrier.....</i>	<i>46</i>
<i>Figur 4 - Karakteristika overlevelseskurve (teori).....</i>	<i>58</i>
<i>Figur 5 - Karakteristika overlevelseskurve (praksis).....</i>	<i>58</i>
<i>Figur 6 - Schoenfeld residualplot industri #1 møbler.....</i>	<i>60</i>
<i>Figur 7 - Schoenfeld residualplot industri #2 bergverksdrift ellers.....</i>	<i>61</i>
<i>Figur 8 - Schoenfeld residualplot industri #3 trelast.....</i>	<i>61</i>
<i>Figur 9 - Schoenfeld residualplot industri #4 plast/gummi</i>	<i>62</i>
<i>Figur 10 - Schoenfeld residualplot industri #5 maskin/utstyr</i>	<i>62</i>

1. Introduksjon

Denne avhandlingen har tre hovedformål. Først å studere den aggregerte produktivitetsutviklingen til fem norske industrier i tidsperioden 1996 til 2010. En tidsperiode i kjølvannet av innføringen av EØS-avtalen, hvor det var økt fokus på mindre statlig innblanding og skjerpet konkurranse i næringslivet. Det andre er å dekomponere den aggregerte produktivitetsutviklingen til to vekstkilder. Den første komponenten beskriver hvor mye av veksten som skyldes bedriftenes effektivitetsforbedringer, og den andre hvor mye som skyldes effektiv omfordeling av ressurser på tvers av bedriftene. Det tredje og siste målet er å utforske om det er en sammenheng mellom produktivitsvekst og bedriftsoverlevelse (dvs. å ikke gå konkurs). Tilnærmingen er mikroøkonometrisk ved bruk av bedriftenes regnskapstall, i motsetning til produktivitsanalyser som anvender aggregerte makrodata.

Produktivitet er nøkkelvariabel til alle analysene i avhandlingen, og defineres av Syverson (2011) som hvor mye ferdigvarer som er produsert med en gitt mengde innsatsfaktorer innenfor et gitt tidsrom. Produktivitet er hensiktsmessig som mål fordi det fanger opp forholdet mellom innsatsfaktorer og ferdigvarer i stedet for et rent mål på volum.

Med tilgang til regnskapsdata for norske selskaper, gjort tilgjengelig av Samfunns- og Næringslivsforskning AS, estimeres total faktorproduktivitet (TFP) som residualet fra bedriftenes produktfunksjoner. TFP er produktivitsmålet som anvendes til alle analyser.

Datasettet inneholder informasjon om relevante variabler i tidsrommet 1996 til 2010, og er et ubalansert panel. Industriene inkludert i analysen er produksjon av møbler, produksjon av plast og gummi, bergverksdrift ellers, produksjon av trelast og varer (unntatt møbler) og produksjon av maskiner og utstyr.

Bruk av mikrodata til å estimere produktfunksjoner har en del økonometriske problemstillinger som ved bruk av minste kvadraters estimeringsmetode (MKM) gir skjeve estimater. Skjevhetene er forårsaket av at enkelte forklaringsvariabler og avgjørelser vedrørende å forlate markedet er korrelert med bedriftens TFP (Van Beveren, 2012). Fast effekt modell anvendes derfor til å estimere bedriftenes produktfunksjoner. Modellen utnytter

tidseffektene i panelet til å fjerne effekten av TFP, og gir for derfor konsistente koeffisienter gitt at bedriftsspesifikk TFP er tidsuavhengig (Van Beveren, 2012).

Potensielt skjeve estimater som følge av ulike produksjonsteknologier tas høyde for ved å estimere produktfunksjonene separat for hver industri, og skjevheter som følge av målefeil i variablene reduseres ved å deflatere disse med relevante prisindekser. I tillegg inkluderes en dummyvariabel for å fange opp etterspørselsjokk (dvs. økonomiske kriser og den slags).

Hovedbekymringen med tanke på estimering av produktfunksjonene er at fast effekt modellens antakelse om bedriftsspesifikk og tidsuavhengig produktivitet i flere tilfeller får kritikk for å muligens være urealistisk. Ettersom alle analysene i avhandlingen tar utgangspunkt i TFP utvunnet fra produktfunksjonene, er det derfor viktig å være klar over potensielle skjevheter.

1.1 Hvordan vokser industriproduktiviteten?

Årsaken til at industriproduktiviteten vokser over tid kan i følge Levinsohn & Petrin (1999), Bartelsman & Doms (2000) m.fl. deles i to komponenter. Den første og kanskje mest innlysende er at bedrifter, via læringseffekter og/eller tilgang til ny teknologi, med tiden tilegner seg nyere og bedre produksjonsmetoder. Læringseffekt er for eksempel hvordan detaljforhandlere plasserer varer strategisk i handlelokalene for at kundene skal ta med seg flere varer til kassapunktet. Med detaljforhandlerne som videre eksempel er utviklingen av rullebåndet ved kassapunktet et godt historisk eksempel på teknologisk nyvinning. Både strategisk vareplassering og rullebåndet er mekanismer som bidrar til økt bedriftsproduktivitet, som igjen har en positiv effekt på industriens aggregerte produktivitet.

Den andre komponenten som forklarer industriproduktiviteten omhandler hvordan ressurser er fordelt blant bedriftene, og hvordan denne fordelingen utvikler seg over tid. Omfordelingen er en kontinuerlig prosess hvor dårligstilte etablerte bedrifter tvinges til å legge ned virksomheten, hvor både nyetablerte bedrifter og gamle bedrifter med mulighet for å ekspandere kan konkurrere om å kapre de frie markedsandelene (dvs. å fylle etterspørsels- og tilbudsgapet som skapes når konkurrenten i markedet går konkurs). Et annet scenario er at en dårligstilt bedrift ikke legges ned, men blir kjøpt opp av en bedrift med bedre kompetanse og muligheter til å effektivisere driften. Aggregert industriproduktivitet vil øke ved både konkurs

og oppkjøp dersom ressurser omfordeles til bedrifter med høy produktivitet fra bedrifter med lav produktivitet.

Fremstillingen av omfordelingsprosessene, dvs. endringer i markedsandeler som følge av konkurs eller oppkjøp, er enkle, men gir et oversiktlig bilde av markedsdynamikken. Schumpeters (1942) teori om kreativ destruksjon sin rolle for langsiktig økonomisk vekst, og disruptiv innovasjon av Christensen (2003), hvor etablerte og tilsynelatende godt stilte bedrifter taper til yngre og innovative aktører, gir begge dypere innsikt i omfordelingsprosessene.

Markedsdynamikkens påvirkning til aggregert produktivitetsvekst avhenger av hvilke typer insentiver som gis til nyetablering av bedrifter og videre drift av eksisterende virksomheter. Denne typen insentiver består typisk av direkte subsidier, beskatning og andre virkemidler som påvirker bedriftenes økonomiske situasjon og evne til å overleve.

Bartelsman, Haltiwanger & Scarpetta (2004) argumenterer for at effekten av ulike insentiver kan være tvetydig. For eksempel vil subsidiering til bestående bedrifter øke insentiver til å investere i effektivitetsfremmende teknologi som øker bedriftens produktivitet, og dermed også aggregert industriproduktivitet, men kan på andre siden gi bestående bedrifter så store konkurransefortrinn at det demper aggregert produktivitetsvekst som følge av lite innslag av konkurranse og effektiv omfordeling av ressurser. Eksempelet viser altså at subsidiering av en næring kan øke aggregert produktivitetsvekst gjennom økte investeringer, men kan imidlertid føre til mindre effektiv omfordeling av ressurser, som er den andre komponenten til industrienes aggregert produktivitetsvekst.

En annen faktor er også at potensielle nykommere i næringer hvor subsidiering av etablerte bedrifter og andre typer etableringsbarrierer er tilstede, ikke forsøker seg i markedet uten at de anser seg som svært konkurransedyktige. Da utfordres de eldre etablerte i stor grad, og den potensielt lite effektive omfordelingen av ressurser som følge av etableringsbarrieren vil forbedres.

1.2. Avhandlingens resultater og empiriske bidrag

Det første målet til avhandlingen er å analysere veksten til industrienes aggregerte produktivitet. Denne defineres som et vektet gjennomsnitt av bedriftenes TFP, hvor en form

for markedsandel er anvendt som vekt (Olley & Pakes, 1996). Ved å holde bedriftenes TFP konstant, vil en økning i markedsandeler til produktive bedrifter *ceteris paribus* øke aggregert industriproduktivitet. Derfor blir effektene til aggregert produktivitetsvekst som både er forårsaket av endringer i bedriftsproduktivitet og omfordeling av ressurser fanget opp av definisjonen.

Resultatene viser at veksten i industrienes aggregerte TFP med salgsinntekter som vekt, fra 1996 til 2010 har vært positiv i alle de fem industriene. En gruppe bestående av industriene trelast, plast/gummi og maskin/utstyr er relativt høyproduktive, kontra industriene møbler og bergverksdrift.

Kvartil oppdeling av bedriftenes produktivitetsvekstfordeling viser for de tre industriene med høyest aggregert vekst (dvs. trelast, plast/gummi og maskin/utstyr) at de største bedriftene, målt i gjennomsnittsverdier til produktfunksjonens variabler, har sterkest produktivitetsutvikling. I industriene med lavest vekst er bedriftsstørrelse mer jevnt fordelt over kvartilene. I alle industriene øker bedriftsalder med økt produktivitetsvekst, foruten i bergverksindustrien hvor gjennomsnittsalderen er den samme i alle produktivitetsvekstkvarterer.

Det andre hovedmålet i avhandlingen er å dekomponere aggregert vekst for å belyse hvor mye av veksten som forklares av bedriftenes reelle effektivitetsøkning, og hvor mye som skyldes effektiv omfordeling av ressurser. Jeg anvender en dekomponeringsmetode introdusert av Olley & Pakes (1996) (heretter omtalt som OP metode). Metoden inkorporerer ikke eksplisitt utviklingseffektene av konkurs og nyetablering, slik som de mest sofistikerte metodene gjør (se Melitz & Polanec (2013) og Levinsohn & Petrin (1999) for eksempler). OP metode definerer for et gitt sett av bedrifter på et gitt tidspunkt at aggregert produktivitet dekomponeres til summen av gjennomsnittlig uvektet TFP, som representerer bedriftsinterne effektivitetsendringer, og kovariansen mellom bedriftenes uvektet TFP og markedsandel, som gjenspeiler omfordeling av ressurser på tvers av bedriftene. Positiv endring i kovariansen betyr at aggregert produktivitetsvekst øker fordi at bedrifter som øker uvektet TFP får større markedsandeler.

Dekomponeringen viser at utviklingen til uvektet TFP er lavest for industriene bergverksdrift, plast/gummi og maskin/utstyr, med henholdsvis -2,5 prosent, -5,4 prosent og 2,6 prosent. Subsidieringen til disse industriene falt med mellom 98 prosent og 100 prosent i utvalgsperioden, og av økonometriske hensyn kan utviklingen i uvektet TFP derfor fremstå

som svakere enn den egentlig er. Årsaken til det er at den relativt høyere subsidieringen i starten av perioden bidrar til å overestimere uvektet TFP, fordi at statlig subsidiering er inkludert i variabelen som måler produksjonsnivået. Når subsidieringen faller vil dette *ceteris paribus* gi utslag i form av redusert produktivitet

Disse tre industriene opplevde i tillegg til å ha dårligst utvikling i uvektet TFP å ha den sterkeste økningen i ressursmobiliteten, med 7,4 prosent, 17,5 prosent og 12,5 prosent for henholdsvis bergverksdrift, plast/gummi og maskin/utstyr. Noe som fra et markedsøkonomisk synspunkt kan skyldes økt konkurranse og effektiv omfordeling som følge av den kraftige nedgangen i subsidieringen, men det kan selvsagt også skyldes andre forhold som det ikke er tatt høyde for her.

Uvektet TFP økte mest og ressursmobiliteten økte minst i industriene møbelproduksjon og trelast. Vekstratene til uvektet TFP var 4,9 prosent og 8,3 prosent for henholdsvis møbelindustrien og trelastindustrien, og for ressursmobiliteten var vekstratene -2,1 prosent og 6 prosent.

De relativt høye vekstratene i uvektet TFP hos møbel- og trelastindustrien kan skyldes gode investeringsmuligheter i teknologi, som følge av at reduksjonen i subsidier i løpet av utvalgsperioden ikke var store i disse industriene. At ressursmobiliteten har utviklet seg dårligere enn hos de tre industriene bergverksdrift, plast/gummi og maskin/utstyr er en mulig konsekvens av at subsidieringen dempet konkurransen og omfordeling.

Det totale bildet for hele utvalget viser at ressursmobiliteten har økt mer enn uvektet TFP, som indikerer at omfordeling av ressurser til mer produktive bedrifter utgjør mer av aggregert produktivitetsvekst enn hva utvikling i bedriftenes (uvektede) TFP gjør. Disse resultatene samsvarer med Pavcnik (2002) som anvender OP metode for en rekke chilenske industrier i tidsperioden 1979-1986.

Tredje og siste hovedmål i avhandlingen er å undersøke forholdet mellom produktivitet og bedriftsoverlevelse. Teoretiske modeller av Jovanovic (1982) og Hopenhayn (1992) foreslår *inter alia* at produktiviteten blant bedrifter som går konkurs er relativt lav i motsetning til overlevende bedrifter. Prediksjonen er empirisk testet av Wagner (2007) og Farinas & Ruano (2005) for henholdsvis tyske og spanske industrier, og begge tekstene kan bekrefte prediksjonen for sine utvalg.

For å teste forholdet mellom overlevelse og produktivitet er det anvendt overlevelsesanalyse innenfor et rammeverk foreslått av Cox (1972) (heretter omtalt som Coxmodellen), som tar utgangspunkt i dødelighetsfunksjoner og variabler som påvirker dødelighet. Ved bruk av Coxmodellen er parametre til TFP og andre forklaringsvariabler estimert, hvor disse parametrene måler hvilken effekt variabelen har på sannsynligheten for å gå konkurs.

Resultatene viser for alle industriene at det er statistisk signifikant at økning i TFP reduserer sannsynligheten for konkurs. Størrelsene viser at effekten på den momentane sannsynligheten for å ikke gå konkurs av én prosent økning i TFP varierer mellom industriene, og strekker seg fra 0,385 prosent for produsentene av plast/gummi til 0,577 prosent i møbelindustrien. Til sammenligning finner Carreira & Teixeira (2013) at effekten er litt sterkere for et utvalg av portugisiske produsenter, med 0,67 prosent redusert sannsynlighet ved én prosents økning i TFP.

Det er ikke utarbeidet mange artikler med norske mikrodata som omhandler aggregert produktivitetsvekst og dekomponering, men Møen (1998) har skrevet med datagrunnlag for norsk industri i tidsperioden 1980 til 1990. Han har anvendt andre teknikker vedrørende å estimere og dekomponere TFP, og derfor er ikke resultatene helt sammenlignbare, men gir innsikt i hvordan utviklingen i TFP var gjennom åttitallet. Hans resultater viser at aggregert utvikling i TFP var svak mellom 1980 og 1990, spesielt fra 1985 til 1990, og at det var store ulikheter mellom bransjer. Effekten av ressursmobilitet bidro mer enn utviklingen til uvektet TFP blant bestående bedrifter gjorde. Styrke ved Møens dekomponeringsmetode er at underliggende faktorer til ressursmobiliteten kan identifiseres, og disse faktorene viser at nyetablering og konkurs bidro mer til aggregert vekst enn omfordeling av ressurser blant bestående bedrifter.

Denne avhandlingens bidrag til litteraturen er altså en analyse av produktivitetsutvikling og sammenhengen mellom produktivitet og konkurs i fem norske industrier. Til min kunnskap er ikke dette gjort før med datagrunnlag fra tidsperioden 1996 til 2010. Resultatene fra avhandlingen er interessante fordi det gir innsikt i industrienes utvikling i kjølvannet av innføringen av EØS-avtalen, hvor et politisk fokus på mindre statlig innblanding og økt konkurranse sto sterkt.

Resten av avhandlingen er organisert som følger: Kapittel 2 er en gjennomgang av det teoretisk fundamentet. Her presenteres teorien vedrørende å estimere produktfunksjoner, økonometriske problemstillinger med estimeringen og forslag til løsning på disse. Deretter

følger fremgangsmåten for å aggregere og dekomponere industrienes produktivitetsvekst. Til slutt i kapitlet er en gjennomgang av teorien bak Coxmodellen. I kapittel 3 presenteres datagrunnlaget. Først er det en diskusjon av valg av variabler, hvor beskrivelse av industriene følger etter dette. Her presenteres også industrienes næringspolitiske situasjon, samt hvordan subsidieringen av industriene utviklet seg utover analyseperioden. Kapitlet avsluttes med beskrivende statistikk for produktfunksjonenes variabler. Kapittel 4 er en gjennomgang av alle resultater. Først presenteres produktfunksjonenes koeffisienter fra fast effekt og MKM estimering. Deretter følger en presentasjon av aggregert produktivitetsvekst etterfulgt av robustsjekk med hensyn til hvordan TFP vektet. Videre presenteres bedriftskarakteristika til bedriftene fordelt etter produktivitetsvekstkvartiler, og dekomponeringen av aggregert produktivitetsvekst kommer etter dette. Coxmodellens resultater presenteres til slutt. Oppsummering og avsluttende kommentarer er i kapittel 5. Her oppsummeres de viktigste funn, etterfulgt av diskusjon angående svakheter med avhandlingen.

2. Teoretisk fundament

I denne avhandlingen utforskes produktivitetsutviklingen for fem norske industrier. Med tilgang til mikrodata vedrørende bedriftenes produksjonsprosesser estimeres produktfunksjoner, og TFP hentes ut som residualet fra disse. Teorien bak estimering av produktfunksjoner og hvordan man henter ut TFP er beskrevet i kapittel 2.1. Herunder diskuteres viktige økonometriske problemstillinger som man står overfor når produktfunksjoner estimeres, og argumenter for hvorfor fast effekt estimeringsmetode kan være en løsning til noen av disse. Fremstillingen bygger på Van Beveren (2012).

I kapittel 2.2 forklares hvordan man beregner aggregert produktivitetsvekst ved å vekte TFP med bedriftenes tilhørende markedsandel. Videre kommer en beskrivelse av hvordan man dekomponerer aggregert produktivitetsvekst i to kilder, uvektet TFP og ressursmobilitet.

Avhandlingens tredje hovedformål har vært å analysere forholdet mellom produktivitet og bedriftsoverlevelse. Dette er gjort innenfor et teoretisk rammeverk basert på overlevelsesanalyse, nærmere bestemt Coxmodellen, hvor teorien er beskrevet i kapittel 2.3.

2.1. Estimering av TFP – Cobb-Douglas produktfunksjon

Den betydningsfulle artikkelen til Solow (1957) og hans Solow residual var utgangspunktet for det man i dag kaller for TFP. De siste årene har interessen for TFP eskalert, mye på grunn av økt tilgang til bedriftsopplysninger (mikrodata) som gjør det mulig å estimere TFP (Syverson, 2011). Målingen av TFP vil her ta utgangspunkt i en Cobb-Douglas produktfunksjon som tar følgende form, hvor alle ligninger i gjennomgangen er hentet fra Van Beveren (2012):

$$Y_{it} = A_{it} K_{it}^{\beta_k} L_{it}^{\beta_l} M_{it}^{\beta_m}, \quad 2.1$$

Y_{it} representerer bedrift i sin produksjon av ferdigvaren i periode t , og K_{it} , L_{it} , og M_{it} henviser til utgifter for henholdsvis kapitalmaskiner, arbeidskraft og produksjonsvarer. A_{it} er

residualet (TFP) som er med å påvirke produksjonen av Y_{it} , det vil si alle uobserverbare faktorer som ikke er inkludert i funksjonen. Ved å ta den naturlige logaritmen til ligning 2.1 får man en lineær produktfunksjon:

$$y_{it} = \beta_0 + \beta_k k_{it} + \beta_l l_{it} + \beta_m m_{it} + \varepsilon_{it}, \quad 2.2$$

hvor små bokstaver indikerer den naturlige logaritmen, en notasjon som følger hele avhandlingen. Logaritmen til A_{it} er lik $\ln(A_{it}) = \beta_0 + \varepsilon_{it}$, hvor β_0 er gjennomsnittlig effektivitet på tvers av bedriftene og over tid. ε_{it} er bedriftsspesifikt avvik fra β_0 og kan dekomponeres til ikke-observerbar og observerbar effekt (Van Beveren, 2012). Dette gir en ny ligning:

$$y_{it} = \beta_0 + \beta_k k_{it} + \beta_l l_{it} + \beta_m m_{it} + v_{it} + u_{it}^q, \quad 2.3$$

hvor $\omega_{it} = \beta_0 + v_{it}$ representerer bedriftens produktivitet (TFP), og u_{it}^q er en uavhengig og identisk fordelt komponent som representerer uventede avvik fra gjennomsnittet forårsaket av eksterne faktorer. Ved å skrive om ligning 2.2 er estimert produktivitet er lik:

$$TFP = \hat{\omega}_{it} = \hat{v}_{it} + \hat{\beta}_0 = y_{it} - \hat{\beta}_k k_{it} - \hat{\beta}_l l_{it} - \hat{\beta}_m m_{it}, \quad 2.4$$

hvor 'hatt' over symbolene henviser til den estimerte verdien. Ligning 2.4 kan forklares som at estimert logaritmisk TFP er lik produserte ferdigvarer på logaritmeform, minus alle faktorinnsatsene på logaritmeform multiplisert med sine respektive estimerte koeffisienter. Da står man igjen med noe som forklarer endringer i produksjonen som ikke er forklart av de observerbare faktorinnsatsene, og dette er kjernen i hva produktivetsbegrepet TFP er. Produktivetsnivået på normalform finnes ved eksponentialfunksjonen til TFP:

$$\hat{\Omega}_{it} = \exp(\hat{\omega}_{it}),$$

hvor $\hat{\Omega}_{it}$ representerer bedrift i sin produktivitet i periode t .

2.1.1. Måling av produksjonen og faktorinnsatsene

Hvordan bør produksjonen og faktorinnsatsene måles?

Produksjonen kan måles gjennom kvantitative mål, som for eksempel antall produserte enheter, eller gjennom deflaterte monetære verdier, eksempelvis inntekter eller bruttoprodukt. Antall produserte enheter som produksjonsmål kan være problematisk i følge Syverson (2011). Årsakene er at bedrifter ofte produserer flere ulike typer produkter, som reiser spørsmålet om hvordan man skal aggregere disse sammen, og at mikrodata som regel ikke inneholder data om antallet produserte enheter. Ved å deflaterte inntekter, og at produktprisene reflekterer kvalitetsforskjeller i produktene, er inntekter ikke problematisk. Det kan dog være problematisk når prisforskjellene er en respons av ulik markedsrett blant bedriftene, da dette gir utslag i form av produktivitet, selv om det ikke er det (Syverson, 2011).

Produktfunksjonens tre innsatsfaktorer er arbeidskraft, kapitalmaskiner og produksjonsvarer. Arbeidskraft er som regel målt av antall ansatte, arbeidstimer eller deflaterte lønnskostnader. Fordelen med deflaterte lønnskostnader er at ulike lønnsnivå vil variere med nivå av utdanning eller kompetanse, som igjen kan tenkes å ha direkte påvirkning til bedriftens produktivitet. Med andre ord innebærer dette at en arbeider med relativt høy lønn vil ha relativt høyere produktivitet.

Kapitalmaskiner er som regel målt i deflatert bokført verdi av bedriftens faste eiendeler som bidrar i produksjonen.

Produksjonsvarer er varer som er med i driften av den daglige produksjonen, og er en nok så vid innsatsfaktor som kan omfatte alt fra råvarer til energiforbruk. Mikrodata rapporterer som regel ikke kvantum slik at det er naturlig å bruke utgiftene til produksjonsvarene som variabel.

2.1.2. Økonometriske problemstillinger

På grunn av økonometriske problemstillinger vil estimering ved bruk av minste kvadraters metode (MKM) ikke gi konsistente estimater, og dette avsnittet fremhever to av disse problemene i kapittel 2.1.2.1 og kapittel 2.1.2.2. Problemer vedrørende deflatering og ulike produksjonsteknologier presenteres i henholdsvis kapittel 2.1.2.3 og kapittel 2.1.2.4.

2.1.2.1. Simultanitetsproblemet – en fleksibel arbeidsstyrke

Å estimere ligning 2.3 ved bruk av MKM krever at innsatsfaktorene er eksogene, som betyr at de skal bestemmes uavhengig av bedriftens produktivitetsnivå (Van Beveren, 2012). Her antas det at kapitalmasker er fast, altså forhåndsbestemt, fordi det som regel krever nok så store investeringer og mye tid å endre disse.

Som Marschak & Andrews (1944) var tidlig ute med å poengtere vil nok arbeidsstyrken og bedriftens produktivitet være korrelert, som bryter med antakelsen til MKM. Hvis bedriften har kunnskap om sin foregående produktivitet oppstår endogenitet hvis ansettelse av arbeidskraft baserer seg på kunnskaper om denne, noe den sannsynligvis gjør. Ved innslag av et positivt produktivitetssjokk vil MKM forklare økningen i produksjonen på grunnlag av økningen i arbeidsstyrken og dermed overestimere koeffisienten $\hat{\beta}_l$, og omtales som et simultanitetsproblem. Resonnementet for arbeidsstyrken er også gjeldene for produksjonsvarene som også vil få en overestimert koeffisient, $\hat{\beta}_m$.

2.1.2.2. Seleksjonsskjevheter

Den andre problemstillingen det er å ta hensyn til er at bedriftsavgjørelser vedrørende å forlate markedet ikke er tilfeldig. En bedrift som observerer at produktiviteten er høy i dag vil nok forvente høy produktivitet i fremtiden, og vil gjerne fortsette driften som følge av dette. En bedrift som observerer lav produktivitet derimot, vil gjerne legge ned driften på grunn av forventninger om lav produktivitet i fremtiden. Denne prediksjonen er empirisk bekreftet av Farinas & Ruano (2005) og Wagner (2007) for henholdsvis spanske og tyske produsenter.

På bakgrunn av dette kan man fastslå at det er en systematisk sammenheng mellom å forlate markedet og produktivitetssjokk. Det å ikke ta hensyn til disse sammenhengene vil gi seleksjonsskjevhet. Roten til skjevheten er at bedrifter kjenner til sin egen produktivitet som vi gi en korrelasjon mellom ε_{it} og k_{it} , fordi at bedrifter velger fordelingen av faktorinnsatser basert på sin sjanse til å overleve. Korrelasjonen eksisterer fordi bedrifter med mer kapitalmaskinbeholdning vil *ceteris paribus* være i stand til å overleve lavere produktivitet relativt til bedrifter med lavere kapitalbeholdning (Van Beveren, 2012).

Seleksjonsskjevheten vil føre til en negativ skjevhet for koeffisienten til kapital, som igjen fører til at TFP får en positiv forventningsskjevhet. Det betyr at man vil observere en høyere produktivitet enn det egentlig er.

2.1.2.3. Skjevhet av manglende priser

Ideelt sett bør variablene deflateres med de reelle prisene som tilhører hver enkelt bedrift. Slike priser er sjeldent tilgjengelig og derfor anvendes som regel indekser på industri- eller nasjonalt nivå til å deflatere variablene.

I litteraturen er produsentprisindekser på ulike nivåer, ut i fra hva man har tilgjengelig, og konsumprisindeksen ofte brukte deflateringsindekser. De Loecker (2007) og Syverson (2011) poengterer begge at det i imperfekte markeder kan eksistere bedrifter med mye markedsmakt, og det derfor er problematisk å anvende indekser på nasjonalt nivå eller industrinivå. Mekanismen er at bedriftene kan bruke sin relativt større forhandlingsmakt til å oppnå billigere og flere innsatser som for eksempel råvarer og arbeidskraft. Ved å anta at korrelasjonen mellom innsatsene og produksjonen er positiv, og negativ korrelasjon mellom produksjon og pris, som er vanlige antakelser innenfor mikroøkonomisk rammeverk, poengterer Van Beveren (2012) at det er avvik mellom reelle produktpriser og prisindeksene, som gir negativ skjevhet til koeffisientene til arbeidskraft og råvarer.

Variablene i denne avhandlingen deflateres med indekser på nasjonalt og industrinivå, avhengig av hvilken variabel og industri det er. Hvilken indeks som gjelder for de ulike variablene er kommentert i kapittel 3.1.

2.1.2.4. Produsenter med flere ulike produkter

Når produktfunksjoner estimeres antas det at bedriftene opererer med lik produksjonsteknologi for å produsere ferdigvarene. Nå en bedrift da produserer ulike ferdigvarer som krever forskjellige produksjonsteknikker brytes antakelsen.

Ved å ha opplysninger om hvor mange ulike produkter som produseres, bruk av faktorinnsatser og priser til hver av produktene, vil estimeringen av TFP fortsatt være konsistent. Men som Van Beveren (2012) poengterer krever dette tilgang til svært detaljerte data som i de fleste tilfeller ikke er tilgjengelige.

Denne typen detaljerte data har ikke jeg tilgang til, og tar hensyn til ulike produksjonsteknologier ved å estimere produktfunksjonene separat for hver enkelt industri.

2.1.3. Løsning til simultanitetsproblem og seleksjonsskjevhet

Ved å utnytte strukturen til paneldata kan man fjerne, eller i det minste redusere, de nevnte problemstillingene vedrørende simultanitet og seleksjonsskjevhet beskrevet i kapittel 2.1.2.1 og kapittel 2.1.2.2. Denne oppgaven vil presentere og anvende fast effekt estimeringsmetode som løsning. I nyere tid har det kommet flere og mer teknisk sofistikerte måter å løse problemene på, se eksempelvis Levinsohn & Petrin (2003) og Olley & Pakes (1996), som har innebygde programmer i STATA og gir mer nøyaktige estimater.

Olley & Pakes (1996) estimeringsmetode krever informasjon om investering som proxy for uobserverbare produktivitetssjokk, og investeringsvariabelen som var tilgjengelig for meg var ikke brukbar på grunn av manglende observasjoner. Jeg forsøkte derfor å anvende Levinsohn & Petrin (2003) metode ved bruk av kommando *levpet*, men på grunn av at metoden for flertallet av de utvalgte industriene ikke var i stand til å presentere resultater, ble også denne metoden forkastet. Derfor anvendes fast effekt estimeringsmetode til tross for mindre nøyaktige resultater.

2.1.3.1. Fast effekt modell

Årsaken til at fast effekt modell kan anvendes er at den tillater at feilleddet er korrelert med en eller flere av forklaringsvariablene (Wooldridge, 2009). Både simultanitets- og seleksjonsproblemet er basert på korrelasjon mellom en av faktorinnsatsene og feilledd. Fast effekt modell tillater korrelasjonen fordi man kan utnytte tidseffekten i panelet til å fjerne effekten som er observerbar for bedriften, ω_{it} . Den estimerte ligningen blir (Van Beveren, 2012):

$$y_{it} = \beta_0 + \beta_k k_{it} + \beta_l l_{it} + \beta_m m_{it} + \omega_i + u_{it}^q, \quad 2.5$$

hvor ω_i er antatt å være bedriftsspesifikk og tidsuavhengig. Denne bedriftsobserverte produktiviteten kan fjernes, og endogene faktorinnsatser (simultanitet) skal ikke lenger være et problem. Hvis beslutninger om å forlate markedet er avhengig av den bedriftsobserverte produktiviteten, som det argumenteres for i kapittel 2.1.2.3 så skal dette problemet også være løst.

Modellen kritiseres for å estimere koeffisienten til kapitalmaskiner, $\hat{\beta}_k$, litt for lav (Van Beveren, 2012).

2.2. Aggregert produktivitetsvekst

De følgende to avsnitt vil vise hvordan man kan anvende bedriftenes estimerte TFP for videre vekstanalyse. I Kapittel 2.2.1 forklares det hvordan man ved å vekte TFP på bedriftsnivå med markedsandeler kan kalkulere aggregert produktivitetsvekst for en hel industri. Kapittel 2.2.2 viser hvordan TFP kan dekomponeres i ulike faktorer for å finne hvilke kilder som har bidratt til veksten.

2.2.1. Aggregert produktivitetsvekst for en industri

I sin velsiterte artikkel definerer Olley & Pakes (1996) en industris aggregerte produktivitetsvekst som et vektet gjennomsnitt av bedriftenes TFP. Flere studier innenfor temaet bruker samme definisjon, blant annet Bartelsman & Doms (2000), Van Beveren (2012), og Collard-Wexler & De Loecker (2013). Ved å vekte TFP vil utviklingen av denne ta

høyde for aggregert industriutvikling både som følge av endringer i bedriftenes TFP, og endringer i markedsandeler blant bedriftene.

Ved å følge Olley & Pakes (1996) kan vektet aggregert produktivitetsvekst ta følgende form:

$$p_t = \sum_{i=1}^{N_t} s_{it} p_{it}, \quad 2.6$$

hvor p_t er industriens vektete (logget) produktivitet i periode t , p_{it} er bedrift i sin logaritmiske TFP i periode t , s_{it} er bedrift i sin andelsvekt i år t og N_t er antall bedrifter i industrien i år t .

Andelsvekten defineres på følgende vis:

$$s_{it} = \frac{S_{it}}{\sum_{i=1}^{N_t} S_{it}}, \quad 2.7$$

hvor S_{it} kan være produksjon eller innsatsfaktor, som ofte representeres av henholdsvis salgsinntekter eller lønnsutgifter (Van Beveren, 2012).

Formålet med å beregne aggregert vekst til TFP er å finne utviklingen over tid. Endringen i TFP er gitt ved $\Delta p_t = p_t - p_{t-k}$, som på grunn av at TFP er på logaritmisk form viser den prosentvise endringen i TFP mellom periode t og periode $t - k$ (Melitz & Polanec, 2013).

2.2.2. Dekomponert aggregert produktivitetsvekst

Avsnittet over forklarer hvordan hver enkelt bedrifts TFP må vektet med sine respektive markedsandeler for å beregne aggregert vekst for hele industrien. I dette avsnittet er formålet å forklare hvordan TFP dekomponeres for å måle de ulike veksteffektene.

Litteraturen skiller ofte mellom to ulike metoder: tverrsnittlig og dynamisk dekomponering (Melitz & Polanec, 2013). Utformingen av dynamisk dekomponering varierer blant forfattere, men fellestrekkene er at de inneholder effektene av endring i uvektet TFP, ressursmobilitet og bidraget til nyetablerte og konkursbedrifter (se Melitz & Polanec (2013) og Levinsohn & Petrin (1999) for eksempler). Formålet med å finne utvikling i uvektet TFP er å måle produktivitetsendringer blant bedrifter som i perioden ikke går konkurs eller er nyetablert.

Ressursmobiliteten fanger opp hvor mye av veksten som skyldes at ressursene er omfordelt til de mer produktive overlevende bedriftene, og til slutt finner man eksplisitt hvor mye av veksten som skyldes de nyetablerte og bedriftene som i perioden gikk konkurs.

Tverrsnittlig dekomponering er en enklere form for dekomponering som også skiller mellom uvektet TFP og ressursmobilitet, men som ikke eksplisitt skiller ut effektene knyttet til nyetableringer og konkurs.

Denne avhandlingen vil anvende tverrsnittlig dekomponering og gjør det ved å følge Olley & Pakes (1996) sin foreslåtte metode, en metode som er mye brukt i litteraturen. Her blir utviklingen i TFP dekomponert i to ledd, hvor det første er et uvektet industrigjennomsnitt som gjenspeiler bedriftenes reelle produktivitetsendring, og det andre er kovariansen mellom markedsandeler og bedriftsspesifikk TFP. Formelen for dekomponeringen er gitt ved:

$$p_t = \bar{p}_t + \sum_{i=1}^{N_t} (s_{it} - \bar{s}_t)(p_{it} - \bar{p}_t), \quad 2.8$$

hvor $\bar{p}_t = \frac{1}{n_t} \sum_{i=1}^{n_t} p_{it}$ er lik uvektet industrigjennomsnitt for logaritmisk TFP i år t , $\bar{s}_t = \frac{1}{n_t} \sum_{i=1}^{n_t} s_{it}$ er industrigjennomsnittet i år t for vektgrunnlaget, for eksempel salgsinntekter.

Det siste leddet i formelen er kovariansen mellom markedsandel og logaritmisk TFP, og gjenspeiler ressursmobiliteten. Kovariansleddet forteller at jo mer positiv verdi det har, desto mer av produksjonen foregår hos de med høyere produktivitet (Pavcnik, 2002). Det er fordi at kovariansen i dette tilfellet beskriver den lineære sammenhengen mellom TFP og markedsandel, som betyr at den har positivt fortegn om uvektet TFP og ressursmobilitet varierer i samme retning. Kovariansen kan for eksempel være negativ når bedriftene med lav TFP får større markedsandeler. Det betyr at økning i ressursmobiliteten *ceteris paribus* vil øke industrienes aggregerte produktivitet (Olley & Pakes, 1996).

Ved å følge utviklingen til de to komponentene er det altså mulig å 1) finne ut hvor mye av eventuell økning i aggregert TFP som skyldes økt effektivitet i bedriftene, og 2) hvor mye som skyldes økt produksjon blant bedriftene med høy produktivitet.

2.3. Overlevelsesanalyse

Teoretiske modeller beskrevet i Jovanovic (1982) og Hopenhayn (1992) foreslår *inter alia* at produktiviteten blant bedrifter som går konkurs er relativt lav i motsetning til overlevende bedrifter. Formålet til denne seksjonen av avhandlingen er å presentere teorien som anvendes til å teste denne prediksjonen for dette utvalget. Hypotesen kan formuleres på følgende vis:

Hypotese 1: Et høyere produktivetsnivå reduserer sannsynligheten for å gå konkurs.

Hypotesen testes ved å anvende overlevelsesanalyse som tar utgangspunkt i proporsjonale risikofunksjoner. Overlevelsesanalyser er ofte brukt i økonomisk litteratur for å analysere faktorer som påvirker bedriftskonkurs. Cox risikomodell introdusert av Cox (1972), også kjent som proporsjonal risiko regresjonsmodell, er en statistisk metode som anvendes til å forske på forholdet mellom et sett av individs død og forklaringsvariabler. Modellen er ofte brukt innenfor økonomisk forskning, men også i medisinsk forskning til å sammenligne risikorater for død mellom to like pasientgrupper, hvor den ene gruppen får behandling og den andre ikke får.

Coxmodellen er semi-parametrisk som først estimerer risikoratene ikke-parametrisk, og justerer så disse parametrisk med hensyn til forklaringsvariablene som er inkludert i modellen.

2.3.1 Cox proporsjonal risikomodell (Proportional hazards model)

Prosedyren til modellen er å modellere risikofunksjoner på forklaringsvariabler som påvirker dødelighet (Machin, Cheung & Parmar, 2006). En risikofunksjon er definert som sannsynligheten for at en hendelse skal finne sted for individ i på tidspunkt t , gitt at det har eksistert frem til t (Helmers & Rogers, 2008). I denne avhandlingen tolkes det som sannsynligheten for at bedrift i går konkurs i periode t , gitt at bedriften har operert i samme marked frem til t .

Teorien for risikofunksjoner definerer først variabelen for antall leveår som T , som er en tilfeldig variabel med kumulert fordelingsfunksjon:

$$F(t) = P(T \leq t), \quad t \geq 0$$

hvor t henviser til en spesifikk verdi av T (Wooldridge, 2002) og representerer året bedriften går konkurs. Frekvensfunksjonen til T er gitt som:

$$f(t) = \frac{dF}{dt}(t), \quad 2.9$$

og da defineres bedriftens overlevelsesfunksjon som:

$$S(t) \equiv 1 - F(t) = P(T > t), \quad 2.10$$

som representerer sannsynligheten for å overleve lengre enn t perioder (Wooldridge, 2002).

Overlevelsesfunksjoner sine karakteristika er at de er 1) avtakende, som betyr at overlevelse synker med t , 2) på tidspunkt $t = 0$, $S(t) = S(0) = 1$, som betyr at sannsynligheten for å overleve tidspunkt null er lik 1, og 3) på tidspunkt $t = \infty$, $S(t) = S(\infty) = 0$, som betyr at hvis analysen teoretisk sett varer uendelig lenge, så er det ingen som vil overleve (Kleinbaum & Klein, 2005). I figur 4 appendiks A er kurven til en teoretisk overlevelsesfunksjon illustrert, og i figur 5 fra samme appendiks er en overlevelseskurve som er mer vanlig å observere i praksis illustrert. Som man kan se har den praktiske kurven en mer trappeformet funksjon enn den teoretiske, og analysetiden er innenfor et gitt tidsintervall.

Sannsynligheten for å dø i intervallet $[t, t + \Delta t)$ gitt å være aktiv frem til t kan matematisk defineres som:

$$P(t \leq T < t + \Delta t | T \geq t), \quad 2.11$$

hvor Δt henviser til en liten endring i t . Risikofunksjonen til T kan da fremstilles som:

$$h(t) = \lim_{\Delta t \downarrow 0} \frac{P(t \leq T < t + \Delta t | T \geq t)}{\Delta t}, \quad 2.12$$

som spesifiserer den momentane sannsynligheten for død under antakelsen om drift frem til periode t (Wooldridge, 2002). I motsetning til en overlevelsesfunksjon som fokuserer på sannsynlighet for å overleve, så fokuserer en risikofunksjon på sannsynligheter for at det å feile (konkurs) skal skje (Kleinbaum & Klein, 2005).

Coxmodellen sitt utgangspunkt er ofte gitt som ligning 2.13 (Anavatan & Karaoz, 2013). Modellen gir et uttrykk for død på tidspunkt t for en bedrift med et gitt sett av

forklaringsvariabler henvist som X , hvor $X = (x_1, x_2, x_3, \dots, x_p)$. X representerer altså en samling av variabler som er med å predikere bedriftens død.

$$h(t, X) = h_0(t) e^{\sum_{i=1}^p \beta_i X_i} \quad 2.13$$

Ligning 2.13 sier at død på tidspunkt t er et produkt av to kvantiteter (Anavatan & Karaoz, 2013). Den første er $h_0(t)$ og er omtalt som basefunksjonen til død (dvs. når forklaringsvariablene har verdi null), og trenger ikke nærmere parametrisk spesifisering (Carreira & Teixeira, 2009). Den siste er eksponentialfunksjonen til den lineære summen til $\beta_i X_i$, som summeres over p antall variabler. β er en parametrisk vektor som må estimeres.

Risikoforholdet kan defineres som risikoen til én bedrift delt med risikoen til en annen bedrift, hvor bedriftene skilles fra hverandre med hensyn på forklaringsvariablene, altså ulike X . Risikoforholdet kan vises fra ligning 2.14, hvor X henviser til den ene bedriftens forklaringsvariabler, og $X^* = (x_1^*, x_2^*, x_3^*, \dots, x_p^*)$ henviser til den andre. Siden det antas at risikoforholdet er proporsjonalt omtales ligning 2.14 som proporsjonal risiko (PR) ligning.

$$\hat{PR} = \frac{\hat{h}(t, X^*)}{\hat{h}(t, X)} = \frac{\hat{h}_0(t) \exp\left[\sum \hat{\beta}_i X_i^*\right]}{\hat{h}_0(t) \exp\left[\sum \hat{\beta}_i X_i\right]} = \exp\left[\sum_{i=1}^p \hat{\beta}_i (X_i^* - X_i)\right], \quad 2.14$$

Som ligning 2.14 viser er effekten fra $h_0(t)$ fjernet, og dermed er eksponentialuttrykkene uavhengig av tid. Det impliserer at det kun er den relative dødelighetsrisikoen mellom de to ulike aktørene som er estimert, og ikke den absolutte dødelighetsraten.

Tolkningen av estimatene er at hvis den estimerte PR er mindre enn 1, så betyr at det risikoen for dø med økning i forklaringsvariabelen synker *ceteris paribus*, og at risikoen for død øker hvis PR er over 1 *ceteris paribus*. I litteraturen er det ofte eksponentialuttrykkene som presenteres, hvor en negativ verdi for en forklaringsvariabel betyr redusert risiko, og positiv verdi betyr økt risiko.

Coxmodellen implementeres ved å bruke STATA sin innebygde kommando *stcox*.

2.3.1.1. Evaluere Coxmodellens antakelser

Den viktigste antakelsen i Coxmodellen er at risikoforholdet mellom risiko for død er proporsjonalt gjennom hele utvalgsperioden ettersom PR ligningen er uavhengig av tid. Antakelsen må holde for at tolkningene av koeffisientene skal være gyldig (Machin et al., 2006).

Den beste fremgangsmåten for å teste antakelsen er å anvende Schoenfeld residualtest (Abeysekera & Sooriyarachchi, 2009). Det skyldes blant annet at andre kjente tester som Kaplan-Meier kurver og log-log plotting er uformelle grafiske tester, som gjør at subjektive vurderinger er grunnlaget for å avgjøre om proporsjonal risiko er gjeldende eller ikke. Schoenfeld test tester formelt om forklaringsvariablenes effekt på risiko forblir konstant over tid, det er med andre ord en objektiv test om antakelsen om PR holder (Machin et al., 2006).

Testen tar utgangspunkt i å utvinne residualene og tilpasse disse til en tidsfunksjon, for så å teste om det er et forhold mellom dem (Cleves, Gould & Gutierrez, 2008). En test generalisert av Gamsch & Therneau (1994) er inkludert som kommandoen *estat phtest* i STATA, og det er denne som anvendes i avhandlingen.

I sin enkleste form er Schoenfeldresidualet for forklaringsvariabel $x_u, u = 1, \dots, p$, og for observasjon j som feilet:

$$r_{uj} = x_{uj} - \frac{\sum x_{ui} \exp(X_i \hat{\beta}_x)}{\sum \exp(X_i \hat{\beta}_x)}. \quad 2.15$$

Ligningen viser at r_{uj} er forskjellen mellom verdien til forklaringsvariabelen til den observasjonen som døde og den vektete gjennomsnittsverdien til forklaringsvariablene til alle dem som ikke, men sto i fare for å dø (Cleves et al. 2008). Hvis man lar koeffisienten til x_u variere med tid, som er i strid med antakelsen til PR, kan den skrives som:

$$\beta_u(t) = \beta_u + q_j g(t), \quad 2.16$$

hvor q_j er en koeffisient og $g(t)$ er en tidsfunksjon. Under antakelsen om proporsjonal risiko er $q_j = 0$, og ved å skalere Schoenfeldresidualet til r_{ij}^* etter metode fra Gamsch & Therneau (1994), viser skaleringen at (Cleves et. al, 2008):

$$E(r_{ij}^* + \beta_u) = \beta_u(t) \quad 2.17$$

Ligning 2.17 viser at en graf med r_{ij}^* og t_j er en evaluering av antakelsen om proporsjonal risiko, og at forventningen er at kurven har null helning (Cleves et at. 2008).

Den formelle Schoenfeldtesten tar utgangspunkt i hypotesen: $H_o : q_j = 0$, som betyr at antakelsen om proporsjonal risiko er gyldig dersom H_o ikke forkastes.

3. Datagrunnlag

Datasettet er satt sammen fra databasen som anvendes av Samfunns- og Næringslivsforskning AS (SNF) og Norges Handelshøyskole (NHH) i forbindelse med forskning basert på bedrifters regnskaper. Datamaterialet er levert årlig til SNF fra Brønnøysundregisterne via Dun&Broadstreet Norway AS og i samarbeid med Menon Business Economics AS. Databasen består av regnskaps- og bransjeopplysninger for norske virksomheter mellom 1992 og 2010, hvorav de første årene jevnt over har dårligere datakvalitet, og alle beløp er i 1000 kroner hvis ikke annet spesifisert. Jeg har konstruert et paneldatasett fra denne databasen hvor relevante opplysninger for estimering av produktfunksjoner er inkludert.

Videre er formålet med dette kapitlet å presentere hvilke variabler som er anvendt, og hvorfor disse er valgt, til estimering av produktfunksjonene og Coxmodellen. Dette er forklart i kapittel 4.1 og 4.2 for henholdsvis produktfunksjonene og Coxmodellen. I Kapittel 4.3 presenteres industrigruppene som er inkludert. Det informeres videre om industrigruppens næringspolitiske forhold i analyseperioden, og hvordan statlig subsidiering endret seg med tiden. Til slutt, i kapittel 4.4, presenteres deskriptiv statistikk av produktfunksjonens variabler.

3.1 Variabler til produktfunksjon

I databasen til SNF var det for flere komponenter av produktfunksjonene mer enn kun én variabel som var aktuell å inkludere i estimeringene. Følgende underkapittel presenterer hvilke variabler som er valgt å inkludere i datasettet og bakgrunnen for valget.

3.1.1 Avhengig variabel

Modellen krever en avhengig variabel som kan gjenspeile produksjonen til bedriftene. Databasen til SNF har to variabler tilgjengelig som kan fungere som proxy for produksjon, totale inntekter (*totinn*) og salgsinntekter (*salgsinn*), hvor begge variablene mangler info for årene 1992 og 1993, og for 1994 er gjennomsnittet nesten lik null. Disse årene, i tillegg til 1995, er derfor ikke inkludert i analysen.

Salgsinntekter (*salgsinn*) viser verdien av varer og tjenester som er solgt i perioden som følge av bedriftens ordinære hovedvirksomhet, men inkluderer også subsidier. På bakgrunn av at totale inntekter (*totinn*) inneholder inntekter som er utenfor hovedvirksomheten, kan denne variabelen potensielt gi utslag av høyere produktivitet enn bedriften egentlig har, for eksempel ved salg av et lagerhus eller en anleggsmaskin. Derfor vil estimeringen ta utgangspunkt i variabelen for salgsinntekter (*salgsinn*).

Variabelen er deflatert med to ulike produsentprisindekser hentet fra Federal Reserve Economic Data, hvor industri 2 *bergverksdrift* er deflatert med indeksen Total Mining and Quarrying Activities for Norway (FRED, 2014_b), og de resterende industriene er deflatert med indeksen Total Manufacturing in Norway (FRED, 2014_a).

3.1.2 Arbeidskraft

Databasen inneholder to variabler som kan fungere som proxy for arbeidskraft: antall ansatte (*ansatte*) og lønnskostnader (*lonnsos*). Variabelen for antall ansatte (*ansatte*) er svært mangelfull og er på grunnlag av det ikke brukbar til analysen, noe som er negativt fordi antall ansatte i litteraturen brukes til å skille mellom store og små bedrifter. På grunn av manglende observasjoner for *ansatte* anvendes derfor lønnskostnader (*lonnsos*) til estimeringen.

Lønnskostnader (*lonnsos*) er målt i kroner og inneholder alle former for godtgjørelser til bedriftens ansatte og dets ledere, og består av lønn, feriepenger, honorarer, bonuser, personalgaver og fri bil med mer.

Variabelen deflateres med konsumprisindeksen hentet fra SSBs statistikkbank (SSB, 2014_a).

3.1.3 Kapitalmaskiner

En god proxy for kapitalmaskiner vil være en variabel som fanger opp bedriftens beholdning av fysiske varer som er direkte med i produksjonen.

Databasen inneholder ulike variabler som kan gjenspeile kapitalmaskiner. Variabelen som er brukt i estimeringen er anleggsmidler (*anl*) som er en summeringsvariabel bestående av mange poster, blant annet fast eiendom, maskiner og anlegg, driftsløsøre, og finansielle

anleggsmidler. Hvor finansielle anleggsmidler henviser til verdipapirer som har et langsiktig driftsmessig og/eller finansielt siktemål for bedriften.

Oppsummert inneholder anleggsmidler (*anl*) eiendeler bestemt til varig eie eller bruk, og den er deflatert med indeksen Investments Goods: Total for Norway (FRED, 2014_d) fordi den er oppgitt i monetære verdier.

3.1.4 Produksjonsvarer

Variabelen som skal gjenspeile produksjonsvarer bør fange opp en varegruppe som kontinuerlig varierer med produksjonen. Her i oppgaven anvendes en variabel som fanger opp bedriftenes kostnader knyttet til produksjon og forbruk av innkjøpte råvarer, halvfabrikata og handelsvarer. I tillegg til disse postene inneholder variabelen også frakt og offentlige avgifter (unntatt merverdiavgift), samt innleid arbeidskraft som er direkte med i produksjonen.

Variabelen heter vareforbruk (*varefor*) og er oppgitt i monetære verdier. Den er deflatert med indeksen Total Intermediate Goods for Norway (FRED, 2014_c).

Videre i avhandlingen omtales variabelen som *råvarer*.

3.2 Variabler til Coxmodellen

I dette avsnittet presenteres hvilke variabler som er med i overlevelsesanalysen for å teste om TFP påvirker bedriftsoverlevelse.

I tillegg til forklaringsvariabelen TFP, som er nøkkelvariabelen i overlevelsesanalysen, følger jeg Ferragina, Pittigloi & Reganati (2012) sine valg av forklaringsvariabler som kontrollvariabler til estimering av Coxmodellen. Dette er ikke forklaringsvariabler jeg er interessert i å tolke *per se*, men er inkludert fordi det er effekter som litteraturen foreslår påvirker bedriftsoverlevelse.

Ettersom datasettet til denne avhandlingen i utgangspunktet ble konstruert med tanke på å estimere produktfunksjoner er ikke alle forklaringsvariabler som Ferragina et al. (2012) anvender tilgjengelig, men det inkluderes så mange som datasettet tillater. De aktuelle forklaringsvariablene er bedriftens alder, kapitalintensitet og profitt.

TFP er beregnet etter FE estimering som er diskutert i kapittel 2.1, og forventningen til effekten av denne er at sannsynligheten for bedriftskonkurs avtar med økt TFP.

Alder er definert som differansen mellom inneværende år t og oppstartsåret. Her forventes det at eldre firma har opparbeidet seg karakteristika som gjør at disse har lavere sannsynlighet for å gå konkurs, som er foreslått av Jovanovic (1982) og Hopenhayn (1992). Kapitalintensiteten er definert som anleggsmidler dividert med lønnsutgifter. Forventningene er også her at sannsynligheten for å overleve øker, fordi at bedrifter med høy kapitalintensitet kan relativt sett ha lavere variable kostnader, og at bedrifter med lave variable kostnader mot faste kostnader har bedre utgangspunkt for å overleve negative sjokk. (Ferragina et al., 2012). Profitt er definert som salgsinntekter subtrahert med lønnskostnader og råvarer, og det forventes at relativt høy profitt skal redusere konkurssannsynligheten.

For å unngå koeffisienter med svært mange desimaler er variablene til profitt og kapitalintensitet oppgitt i 1 million NOK.

3.3 Industrigruppene

Industriene som er valgt ut til analysene er produksjon av møbler, produksjon av plast og gummi, bergverksdrift ellers, produksjon av trelast og varer (unntatt møbler) og produksjon av maskiner og utstyr. I tabell 1 er alle industrigruppene og tilhørende tosifrede NACE rev 1,1 kode listet.

Tabell 1 - Industrigruppene

#	Industrigruppe	NACE Rev 1,1
1	Produksjon av møbler	36
2	Bergverksdrift ellers	14
3	Produksjon av trelast og varer av tre, kork, strå og flettematerialer, unntatt møbler	20
4	Produksjon av gummi- og plastprodukter	25
5	Produksjon av maskin og utstyr	29

Disse industriene er valgt ut i fra en antakelse om nokså homogene produksjonsteknologier og at de inneholder nok observasjoner. Det er likevel en urealistisk antakelse at alle bedriftene i hver industri har helt lik produksjonsteknologi, som forsterkes av at jeg ikke har mer detaljerte opplysninger enn NACE-koder på tosiffernivå.

I tabell 2 presenteres hvor mange bedriftsobservasjoner i hver industri som ikke er med i estimeringen av produktfunksjonene.

Tabell 2 - Andel bedriftsobservasjoner i analysen

Industri #	Totalt utvalg	Antall med i analyse	% med i analyse
1	10777	8030	75
2	6027	3863	64
3	14367	11190	78
4	5384	4204	78
5	19033	14381	76
Total	55588	41668	75

Bedriftene er utelatt fra estimeringen på grunn av negative eller nullrapporterte variabler. Frafallet for hele utvalget er 25 prosent, hvor det er størst i industri 2 *bergverksdrift* med 36 prosent og minst i industri 3 *trelast* og 4 *plast/gummi* med 22 prosent. Det er rimelig å anta at årsaken til nullrapporteringen kan skyldes feilrapportering eller at bedriften reelt ikke er deltaker i markedet. Ettersom datagrunnlaget er hentet fra Brønnøysundregistrene skulle man tro at det mest reelle av disse alternativer er at bedriften ikke er aktiv i markedet, fordi å oppgi nullinntekt er straffbart som følge av skatteunndragelse.

Om bedriftene som utelates fra estimeringen ikke reelt er aktive testes ved å finne ut hvor mange av bedriftene som har oppgitt ingen eller negativ inntekt, som også har rapportert positive tall for alle faktorinnsatsene, og i tillegg har eksistert to år eller mer i datasettet. Dette gir en indikator på om bedriften er aktiv eller ikke fordi det ikke er rimelig for en bedrift å oppgi null i inntekt hvis den ikke er i oppstartfasen, og samtidig har utgifter i form av lønn, anleggsmidler og råvarer. Resultatene viser at fåtallet, kun 693 bedriftsobservasjoner av det totale frafallet på 13920 stykker, hadde eksistert lengre enn to år og oppga nullinntekt og bruk av innsatsfaktorer. På bakgrunn av det konkluderes det med at frafallet stort sett gjelder bedrifter som ikke reelt er aktive, og dermed at feilrapporteringer ikke er et stort problem i utvalget. Derfor skal det ikke være problematisk at kun 75 prosent av bedriftsobservasjonene er med i estimeringen av TFP.

3.3.1. Næringspolitiske forhold

Aktiv næringspolitikk preget etterkrigstiden for å blant annet sikre sysselsetting og lav prisstigning. Når den økonomiske krisen omkring 1970 brøt ut, reagerte norske myndigheter med aktiv motkonjunkturpolitikk (Utenriksdepartementet, 2012). Det innebar blant annet kraftig subsidiering av utsatte sektorer. Mot slutten av 1970-tallet ble det merket at politikken var et hinder for produktivitetsfremmende markedsdynamikk, som markerer starten på et politisk engasjement i Stortinget til å revidere næringspolitikken (Utenriksdepartementet, 2012).

1980-tallet var en periode med næringspolitiske omveltninger på verdensbasis. Det markerer et skille hvor *laissez-faire* baserte holdninger med mistro til keynesiansk politikk får enda større politisk innflytelse. Norge var ikke et unntak. Et utvalg ledet av Finn Lied ble opprettet for å vurdere norsk næringspolitikk og komme med forslag til endringer for fremtiden. I Stortingsmelding nummer 54 (1980-1981) la utvalget frem næringspolitiske retningslinjer for årene fremover (Utenriksdepartementet, 2012). Utvalgets retningslinjer var *inter alia* at statsstøtte til enkeltbedrifter ble trappet ned, myndighetenes direkte inngrepen ble redusert og økt fokus på forskning og utdanning.

Norge knyttet seg til EØS-avtalen i 1992 og la til rette for en politikk som hadde mål om å skape vekst og å styrke næringslivet. Avtalen var nøkkelen inn til EUs (den gang EFs) indre marked gjennom nedbygging av handelsbarrierer, og gav samtidig norske beslutningsmyndigheter restriksjoner i å anvende økonomiske virkemidler, særlig for områdene statsstøtte, konkurransevilkår og regler for offentlige innkjøp (Utenriksdepartementet, 2012). EØS-avtalen er omfattende med mange tiltak og tilhørende virkninger. Tiltakene fungerer i et slags dynamisk samspill hvor ett tiltaks virkninger ofte ikke er isolert, men påvirker andre tiltak og dets virkning. En utredning av hele maskineriet vil være utenfor avhandlingens formål, men jeg vil belyse noen viktige refleksjoner St.prp. nr. 100 (1991–92) gjorde vedrørende konkurranse. Fra proposisjonen heter det at:

”Forsterket konkurranse vil over tid bedre produktiviteten og dermed redusere kostnadene som følge av omstillinger fra mindre effektive til mer effektive bedrifter.”

Og med tanke på hvilke deler næringslivet avtalen berører heter det at:

”Etableringen av EØS vil berøre de aller fleste norske næringer, direkte eller indirekte. Norsk tilslutning til EØS vil innebære at flere næringer enn tidligere vil bli stilt overfor direkte utenlandsk konkurranse – og bedre mulighet til å konkurrere i utlandet. Andre næringer vil bli berørt indirekte, selv om regelverket for disse ikke endres (...)”.

Fra sitatene kommer det frem at EØS-avtalen var ment å påvirke Norges næringsliv som helhet, hvor internasjonalisering og fokuset på økt konkurranse og produktivitet står sterkt.

I 1996 presenterte nok et utvalg en omfattende rapport som la frem at Norge burde videreutvikle den brede næringspolitikken gjennom lite direkte innblanding, og fokusere på tilrettelegging av økt konkurransekraft, innovasjon og konkurranse (Utenriksdepartementet, 2012).

3.3.2. Utviklingen av statlig subsidiering

Kapittel 3.3.1 forklarer hvilke politiske målsetninger myndighetene hadde vedrørende norsk næring, hvor tilrettelegging av økt konkurranse for å fremme produktivitet kom tydelig frem, blant annet gjennom lite direkte innblanding i bedriftene. Det sier lite om hvordan de faktiske forholdene faktisk var, og hensikten med dette kapittelet er å gi bedre innsikt i utviklingen til subsidieringen av bedriftene.

Utviklingen til statlig bedriftssubsidiering gir en indikator på om de næringspolitiske målsetninger om økt konkurranse gjennom mindre statlig innblanding ble holdt, men det har også *økonometriske* hensikter. Hvis statlig subsidiering til en industri eksempelvis synker i utvalgsperioden, vil vekstraten til TFP være lavere enn den egentlig er. Årsaken er at TFP fremstår som kunstig høy når ikke-produksjonsrelaterte inntekter er inkludert i estimeringen av produktfunksjonene, og jo høyere subsidieringen er desto mer kunstig høy fremstår TFP. Det betyr at reduserte subsidier gir utslag i form av nedgang i TFP, som vil fremstille utviklingen som svakere enn det den egentlig er.

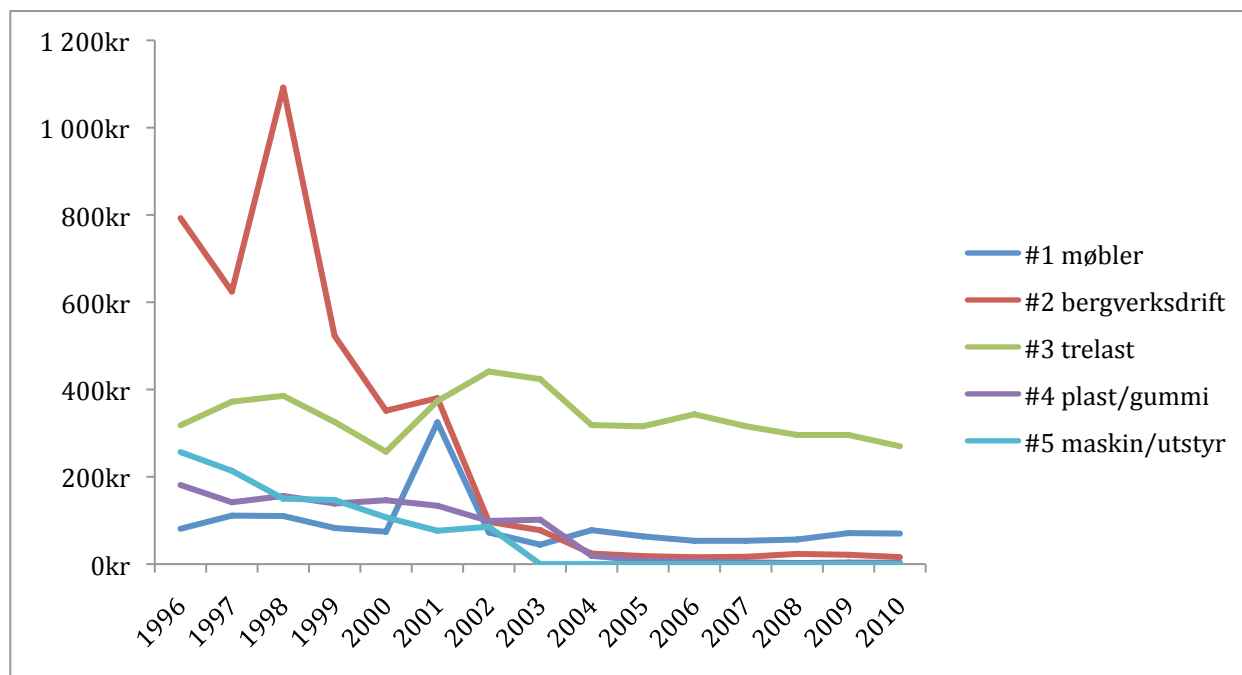
I figur 1 side 29 presenteres hvor mye industriene totalt får i årlige subsidier, og er hentet fra statistikkbanken til SSB (2014_b). Det er uklart om dette kun gjelder direkte subsidier, eller om

det også omfatter subsidier i form av skattefradrag, noe det ikke var informasjon om på SSBs hjemmesider. Verdiene er oppgitt i millioner kroner, og deflatert med relevante produktprisindekser til år 2010 verdier.

Industriene i det nedre sjiktet av subsidier er industri 1 *møbler*, 4 *plast/gummi* og 5 *maskin/utstyr*. Frem til år 2000 mottar industri 2 *bergverksdrift* mest subsidier, men faller bratt etter 1998 og er rundt samme nivå som de andre industriene i det nedre sjiktet i år 2002. Industri 3 *trelast* skiller seg ut med å motta relativt høye subsidier gjennom hele perioden, den er nokså stabil, men med en ned- og oppsvingsperiode mellom 1998 og 2004. Alt i alt har utbetaling av subsidier til industriene gått ned fra 1996 til 2010.

I tabell 3 side 30 presenteres årlige vekstrater for å gi mer nøyaktig innsikt i endringene. Industriene kan deles i to grupper, en gruppe hvor industriene mistet all eller nesten all subsidiering, og gruppe nummer to hvor frafallet av subsidier var lavt. Industri 5 *maskin/utstyr* mistet all subsidiering fra og med 2003, som eneste industri hvor all støtte falt bort. Industri 2 *bergverksdrift* og 4 *plast/gummi* mistet også svært mye subsidier, med 98 prosent fra 1996 til 2010. Minst fall i subsidier var i industri 1 *møbler* og 3 *trelast*, med henholdsvis 13 og 15 prosent.

Figur 1 - Subsidier i faste priser



Kilde: SSB (2014_b). Oppgitt i 2010 kroner.

Hvor stor andel subsidier industriene fikk i forhold til produksjonsverdien er presentert i tabell 14 i appendiks B. Tabellen viser at industriene 1 *møbler*, 4 *plast/gummi* og 5 *maskin/utstyr* mottar nok så lite subsidier i forhold til basisverdien til produksjon for alle årene, og tilsvarende tilnærmet 0,5 prosent i 1996, og synker med tiden. Industri 3 *trelast* mottar noe mer i subsidier med nærmere 1 prosent av basisverdien til produksjon gjennom hele perioden. Industri 2 *bergverksdrift* skiller seg ut med å motta høye andeler subsidier med tilnærmet 4,5 prosent i starten av analyseperioden, men som figur 1 også viser, så faller subsidieringen bratt med tiden.

Oppsummert virker det som subsidieringen vil ha en økonometrisk innvirkning på den estimerte TFP, men muligens ikke i veldig stor grad fordi at subsidiene er små i forhold til produksjonen. Men effektene kan ikke avskrives helt, spesielt for industri 2 *bergverksdrift* som mottok høye subsidier de første årene.

Tabell 3 - Årlig prosentvis endring i subsidier

År	(1) møbler	(2) bergverksdrift	(3) trelast (...)	(4) plast/gummi	(5) maskin/utstyr
96-97	0,37	-0,21	0,17	-0,22	-0,17
97-98	-0,01	0,75	0,04	0,10	-0,30
98-99	-0,25	-0,52	-0,16	-0,11	-0,02
99-00	-0,10	-0,33	-0,21	0,05	-0,27
00-01	3,38	0,08	0,45	-0,09	-0,29
01-02	-0,78	-0,75	0,18	-0,26	0,12
02-03	-0,39	-0,20	-0,04	0,03	-1,00
03-04	0,75	-0,69	-0,25	-0,81	N/A
04-05	-0,18	-0,24	-0,01	-0,57	N/A
05-06	-0,16	-0,14	0,09	-0,29	N/A
06-07	0,00	0,07	-0,08	-0,25	N/A
07-08	0,06	0,39	-0,06	-0,46	N/A
08-09	0,26	-0,08	0,00	0,51	N/A
09-10	-0,01	-0,25	-0,09	-0,15	N/A
Total vekst	-0,13	-0,98	-0,15	-0,98	-1,00

Kilde: SSB (2014) og egne beregninger.

Beregningene er basert på prisjusterte variabler.

3.4 Beskrivende statistikk

Tabell 4 viser årlig summeringsstatistikk for alle variablene som inngår i estimeringen av produktfunksjonene. Tabellen viser at antall observasjoner i utvalgsperioden har blitt redusert med 2,9 prosent, som betyr at det holder seg nok så stabilt. Utviklingen viser en kraftig tilførsel av bedriftsobservasjoner frem mot 1999. I år 2000 snur trenden og starter en periode med nedgang av årlige observasjoner som vedvarer helt til 2010. Observasjonsnedgangen får store fall i 2008 og 2010, som muligens kan være en effekt av dårlig utvikling på Oslo Børs Benchmark Index i disse årene.

Tabell 4 - Årlig beskrivende statistikk for alle industrier

År	Obs.	Salgsinntekter (1000 NOK)		Lønnsutgifter (1000 NOK)		Anleggsmidler (1000 NOK)		Råvarer (1000 NOK)	
		gj.snitt	std.av	gj.snitt	std.av	gj.snitt	std.av	gj.snitt	std.av
1996	3361	26552	105512	4608	18440	8846	66044	4427	18173
1997	3594	27570	101546	4600	17092	8933	66732	4664	18979
1998	3821	27750	114000	4569	16409	10108	78326	4693	20850
1999	3910	25643	105462	4484	17326	11647	102501	4493	19435
2000	3908	25093	104958	4522	18129	15554	185914	4385	18342
2001	3872	26897	142127	4535	20669	18470	198026	4630	19726
2002	3822	27493	157940	4602	22638	18778	209463	4552	21238
2003	3827	26294	137541	4471	21937	19812	229643	4678	20908
2004	3788	27448	139045	5160	35917	18478	223532	4912	24266
2005	3783	30285	152810	5099	25605	15720	140336	5152	24139
2006	3755	35669	229272	5421	29014	17328	162008	5338	24698
2007	3795	42508	317444	6322	35852	20006	177046	6035	33420
2008	3521	40653	383158	6356	36982	23798	268472	6169	32291
2009	3567	39827	449467	6186	36375	22172	271949	5821	31762
2010	3264	43053	466149	6785	47699	27098	338458	6743	48483
Totalt	55588	31516	207095	5181	26672	17117	181230	5113	25114
Økning %	-2,9	62		47		206		52	

Kilde: egne beregninger

Gjennomsnittsverdien for alle variablene har økt i perioden, og ingen av variablene ser ut til å ha urimelige verdier for noen av årene. Dette betyr at det ikke tas noen spesielle hensyn i

analysen angående variabler eller spesifikke år med dårlig datakvalitet. Anleggsmidler skiller seg mest ut med en økning på hele 206 prosent, men dette er ikke urimelig fordi kjøp av nye anleggsmidler er sett på som investeringer for bedriftene.

Tabell 5 viser summeringsstatistikk for hele utvalgsperioden fordelt etter industrigruppene. Tabellen viser at det er forskjeller mellom industrigruppene i både salgsinntekter og i faktorinnsatsene, og det er to tolkninger jeg vil fremheve. Den første er at industri 2 *bergverksdrift* ikke overraskende har mer intensiv bruk av anleggsmidler og råvarer enn de andre, som er synlig fra forholdet mellom lønnsutgifter og summen av anleggsmidler og råvarer.

For det andre er standardavvikene relativt til gjennomsnittsverdiene mye større i industri 5 *maskin/utstyr* i forhold til i de andre industriene. Dette er en indikator på at industri 5 *maskin/utstyr* har størst spredning i bedriftsstørrelser.

Tabell 5 - Beskrivende statistikk fordelt etter industrier

industri #	obs.	Salgsinntekter (1000 NOK)		Lønnsutgifter (1000 NOK)		Anleggsmidler (1000 NOK)		Råvarer (1000 NOK)	
		gj.snitt	std.av	gj.snitt	std.av	gj.snitt	std.av	gj.snitt	std.av
1	10777	21984	76585	4282	14538	10845	90329	4350	14748
2	6027	17721	62633	2591	8527	16246	76073	6280	24003
3	14367	26657	91067	4054	13596	11586	92320	3969	15675
4	5384	28284	75552	4962	13298	13424	55342	5094	13294
5	19033	45347	390577	7355	44118	25963	312710	5983	37901
Totalt	55588	27998	139283	4649	18815	15613	125355	5135	21124

Kilde: egne beregninger

4. Resultater

Formålet med kapittel 4 er å presentere resultatene fra alle analysene i avhandlingen. Kapittel 4.1 er en gjennomgang av resultatene fra estimering av produktfunksjonene, hvor TFP hentes ut fra disse og anvendes som produktivitetsmål til videre analyse.

En gjennomgang av industrienes aggregerte utvikling av TFP kommer i kapittel 4.2.1, hvor årlige og totale vekstrater presenteres, samt en sammenligning av totale vekstrater ved bruk av ulik vektning. Kapitlet avsluttes med en diskusjon angående hvilke karakteristika som kjennetegner bedrifter med høy og lav produktivitetsvekst.

Dekomponering av den aggregerte veksten med hensyn på å finne vekstbidraget fra produktivetsforbedringer og omfordeling av ressurser kommer i kapittel 4.2.2.

Resultater fra sammenhengen mellom bedriftsoverlevelse og TFP ved bruk av Coxmodellen presenteres i kapittel 4.4.

4.1 Produktfunksjonene

4.1.1 Empirisk spesifisering

Estimering av produktfunksjonene tar utgangspunkt i Cobb-Douglas produktfunksjon, en produktfunksjon velbrukt i litteraturen. Produktfunksjoner vil bli estimert for hver enkelt av de totalt fem to-siffrige NACE industriene og tar følgende form:

$$y_{it} = \beta_0 + \beta_l l_{it} + \beta_k k_{it} + \beta_m m_{it} + \beta_D D_t + \omega_{it} + \gamma_{it}, \quad 4.1$$

hvor senket skrift i og t henviser til henholdsvis bedrift og år. y_{it} er logaritmen til salgsinntekter, β_0 er konstantleddet, det vil si verdien til y_{it} dersom alle forklaringsvariabler er lik null. l_{it} er logaritmen til lønnsutgifter, k_{it} er logaritmen til anleggsmidler og m_{it} er logaritmen til råvareutgifter. β_l , β_k og β_m er tilhørende koeffisienter for henholdsvis lønnsutgifter, anleggsmidler og råvareutgifter, alle på logaritmeform. D_t er en dummyvariabel for årstall som fanger opp tidsavhengige effekter og β_D er

dummyvariabelens tilhørende koeffisient. ω_{it} er bedriftsobservert produktivitet hvor og γ_{it} er feilledd bestående av alle andre uobserverbare kilder.

Ved å estimere produktfunksjonene til industriene hver for seg tas det høyde for de ulike produksjonsteknologiene mellom industriene. Årseffekter er inkludert i regresjonen for å kontrollere for hendelser som kan være spesifikke for ett år, for eksempel etterspørselssjokk, og er fordelsaktig å inkludere fordi potensiell skjevhet kan reduseres. Skjevheter kan eksempelvis oppstå når innsatsfaktorene blir endret som følge av en økonomisk krise, med andre ord at det er en korrelasjon mellom de tidsavhengige effektene og innsatsfaktorene.

I sammenlignbar litteratur anvendes, hvis tilgjengelig, dummyvariabel for mer detaljerte bransjekoder enn tosiffer nivå for å ta hensyn til ulike produksjonsteknologier mellom disse. Jeg var på tidspunktet datasettet ble konstruert ikke klar over denne praksisen, og har derfor ikke mulighet å inkludere denne effekten i estimeringen.

Produktfunksjonene for hver enkelt industri blir estimert på ved bruk av MKM og fast effekt modell hvor koeffisientene er rapportert i kapittel 4.1.2.

4.1.2 Estimerer fra produktfunksjonene

Tabell 6 side 35 presenterer koeffisienter fra produktfunksjonene for hver enkelt industri ved bruk av minste kvadraters metode (MKM) og fast effekt modell (FE). Alle koeffisienter er beregnet fra ubalansert panel, hvor man tillater at bedrifter går konkurs og nye blir etablert. Estimeringene er utført i STATA 13 hvor standardfunksjonene *reg* og *xtreg* anvendes for henholdsvis MKM og FE. I tillegg til koeffisientene er også antall observasjoner, skalaavkastning, robuste standardfeil og R^2 inkludert i tabellen. Tabellen presenteres for å utforske om regresjonene gir fornuftige resultater, og for å velge ut hvilken av metodene som skal anvendes for videre analyse.

Tabellen viser at alle koeffisientene for lønnskostnader og råvarer er signifikant på 0,1 prosentnivå for alle industriene ved bruk av både MKM og FE. Koeffisient for anleggsmidler ved MKM er kun signifikant i industri 2 *bergverksdrift*, og ved FE er samme koeffisient kun ikke-signifikant i industri 1 *møbler*.

For å utforske om FE for utvalget er en mer nøyaktig estimeringsmetode enn MKM er det nyttig å se på hva teorien sier om retningen til koeffisientenes skjevhet. I kapittel 2 ble de vist at problemene FE skal redusere, seleksjon og simultanitet, ved MKM gir positiv skjevhet til koeffisientene for arbeidskraft og råvarer, og negativ skjevhet til koeffisienten for anleggsmidler. Det betyr at man skal forvente at FE gir lavere estimater for arbeidskraft og råvarer, og høyere estimat for anleggsmidler.

Tabell 6 - Estimater fra produktfunksjonene

	MKM	FE	MKM	FE	MKM	FE
Koeff.	<i>(1) møbler</i>		<i>(2) bergverksdrift ellers</i>		<i>(3) trelast (...)</i>	
β_l	0,445*** (0,0237)	0,377*** (0,0338)	0,354*** (0,0415)	0,336*** (0,0413)	0,412*** (0,0249)	0,370*** (0,0234)
β_k	0,0108 (0,00973)	0,0205 (0,0127)	0,0603* (0,0258)	0,0610* (0,0284)	0,0141 (0,0102)	0,0488*** (0,00987)
β_m	0,573*** (0,0244)	0,499*** (0,0562)	0,530*** (0,0473)	0,437*** (0,0663)	0,628*** (0,0263)	0,572*** (0,0315)
Skalaavk.	1,0388	0,8965	0,9443	0,834	1,0541	0,9908
R^2	0,9037	0,9032	0,8347	0,8339	0,8674	0,8662
N	8030	8030	3863	3863	11190	11190
	<i>(4) gummi og plast</i>		<i>(5) maskin og utstyr</i>			
β_l	0,406*** (0,0332)	0,361*** (0,0351)	0,460*** (0,0225)	0,405*** (0,0207)		
β_k	0,0264 (0,0185)	0,0390** (0,0145)	0,0133 (0,00930)	0,0433*** (0,00762)		
β_m	0,595*** (0,0402)	0,569*** (0,0625)	0,553*** (0,0262)	0,509*** (0,0284)		
Skalaavk.	1,0274	0,969	1,0263	0,9573		
R^2	0,8853	0,8848	0,8729	0,8719		
N	4204	4204	14381	14381		

Avhengig variabel er ln salgsinntekter.

Robuste standardfeil i parentes.

Årsdummy er inkludert.

Signifikansnivåer: * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$ og *** $p < 0.001$

Tabellen viser at koeffisientene til arbeidskraft er lavere ved FE for alle industrier, og at det samme gjelder for koeffisientene for råvarer. Dette funnet er i samsvar med teorien.

Koeffisientene til anleggsmidler mellom MKM og FE i industri 2 *bergverksdrift* er også i tråd med teorien. I de andre industriene er det ikke hensiktsmessig å sammenligne koeffisienten til anleggsmidler på grunn av ikke-signifikante resultater ved MKM.

Summen av koeffisientene viser for MKM at alle industriene har verdi tilnærmet lik 1, og har derfor konstant skalaavkastning. FE estimeringene viser nesten samme skalaavkastninger som MKM, men de har litt lavere verdier for alle industrier. R^2 er tilnærmet lik innad i industriene mellom de MKM og FE.

Oppsummert er koeffisientene ved FE i tråd med forventningene i forhold skjevhetene forbundet med MKM metode, skalaavkastningen i industriene reduseres ikke i veldig stor grad og R^2 er tilnærmet lik ved begge metoder.

Til tross for gode teoretiske egenskaper får likevel FE kritikk, spesielt for å underestimere anleggskoeffisienten, men på grunnlag av en helhetsvurdering av at koeffisientene reagerer som forventet og har mer signifikante resultater enn MKM, og at skalaavkastningen ikke blir urealistisk lav, blir FE estimering grunnlaget for beregning av TFP og dermed for videre analyse i oppgaven.

4.2 Produktivitetsvekst

4.2.1 Aggregert produktivitetsvekst i industriene

I kapittel 2.2.1 ble det beskrevet hvordan vektning av bedriftenes estimerte TFP med tilhørende markedsandel, og deretter aggregere disse, er i stand til å konstruere et mål for produktivitetsutviklingen til en industri. Dette har jeg gjort i ved å beregne bedriftsspesifikk TFP fra fast effekt estimeringen av produktfunksjonene i kapittel 4.1.2 og vektet disse med tilhørende salgsinntektsandeler.

For å forhindre at ekstremverdier urettmessig skal påvirke resultatene er observasjonene til bedriftene som er i det øverste og laveste prosentilet utelatt fra denne og alle andre analyser i avhandlingen. Årsaken til det er at få og ekstreme verdier kan ha store konsekvenser for resultatet (Wagner, 2011), og at disse ekstreme verdiene kan skyldes feilrapportering eller andre typer målefeil.

I tabell 7 side 37 er de årlige vekstratene til vektet TFP for hver enkelt industri presentert, definert som $\Delta p_t = p_t - p_{t-1}$. Formålet er å avdekke industrienes produktivitetsutvikling over tid, men også å vurdere om resultatene er rimelige.

Det er ingen unormalt store absoluttverdier for verken et spesielt år eller en industrigruppe som skal tilsi at datagrunnlaget er preget av alvorlige mangler, som er bra med tanke på videre analyse. Ved å utforske tabellen videre er det stor variasjon i vekstratene, som indikerer at utvalgsperiode, og eventuell fjerning av enkelte år, betyr mye for hvordan den totale veksten fremstår.

Tabell 7 - Årlig prosentvis endring aggregert industrivekst

År	(1) møbler	(2) bergverksdrift	(3) trelast (...)	(4) plast/gummi	(5) maskin/utstyr
96-97	-0,041	0,027	0,044	-0,021	-0,014
97-98	0,006	-0,001	-0,071	-0,010	0,039
98-99	0,019	-0,022	0,043	0,035	0,011
99-00	0,027	0,053	0,050	-0,030	-0,013
00-01	-0,008	-0,038	-0,019	0,058	0,110
01-02	0,000	-0,055	0,034	-0,010	-0,001
02-03	-0,002	-0,003	0,007	0,021	-0,044
03-04	0,038	0,019	0,006	0,019	-0,059
04-05	-0,072	-0,015	-0,003	0,002	0,044
05-06	0,086	-0,070	0,018	0,066	0,186
06-07	-0,034	0,024	-0,014	-0,005	0,077
07-08	0,046	0,061	-0,015	0,002	-0,214
08-09	-0,055	0,026	0,013	0,004	0,046
09-10	0,018	0,043	0,049	-0,009	-0,017
Total vekst	0,028	0,050	0,143	0,121	0,151
Std.avvik	0,042	0,040	0,034	0,028	0,092

Kilde: egne beregninger

Sterkest produktivetsvekst mellom 1996 og 2010 fant sted i industriene 3 *trelast*, 4 *plast/gummi* og 5 *maskin/utstyr*, og danner en gruppe med relativt høy produktivetsvekst i forhold til resten av utvalget.

Industri 5 *maskin/utstyr* som har høyest vekst med totalt 15,1 prosent, mistet all statlig subsidiering i 2003 og har dårligere produktivetsvekst etter dette, med kun 1,9 prosent økning mellom 2003 og 2010. Veksten ville fremstått som høyere hvis det ikke var for et nok

så stort vekstfall i 2001. Nest sterke vekst er i industri 3 *trelast* med 14,3 prosent. Industri 4 *plast/gummi* hadde vekst på 12,1 prosent og hadde den mest jevne utviklingen, som også gjenspeiles av det lave standardavviket.

En gruppe med lav produktivitet utvikling dannes av industriene 1 *møbler* og 2 *bergverksdrift*, med henholdsvis 2,8 prosent og 5 prosent, men industri 2 *bergverksdrift* viste en kraftig økning de siste tre årene av utvalgsperioden med hele 13 prosent.

Hovedbekymring for vekstratenes gyldighet er, som Levinsohn & Petrin (1999) poengterer, FE estimatorens strenge og muligens urealistiske antakelse om konstant produktivitet, og jeg vil derfor være forsiktig med å fastslå at vekstratene er de faktiske økonomiske størrelsene. Det er også viktig å være oppmerksom på potensiell skjevhet som følge av at produktfunksjonenes variabler ikke er deflatert med bedriftsspesifikke priser, og at bransjedummy med mer detaljert info enn tosiffernivå ikke er inkludert. For industriene 2 *bergverksdrift*, 4 *plast/gummi* og 5 *maskin/utstyr* sank subsidieringen betraktelig som økonometrisk gir utslag i tapt produktivitet, og dermed at vekstraten står i fare for å bli undervurdert.

I tillegg er vekstratenes størrelser påvirket av hvordan bedriftsspesifikk TFP vektet, og derfor er lønnsutgifter som vekt i forbindelse med robusthetssjekk presentert i neste kapittel.

4.2.1.1 Robustsjekk aggregert vekst

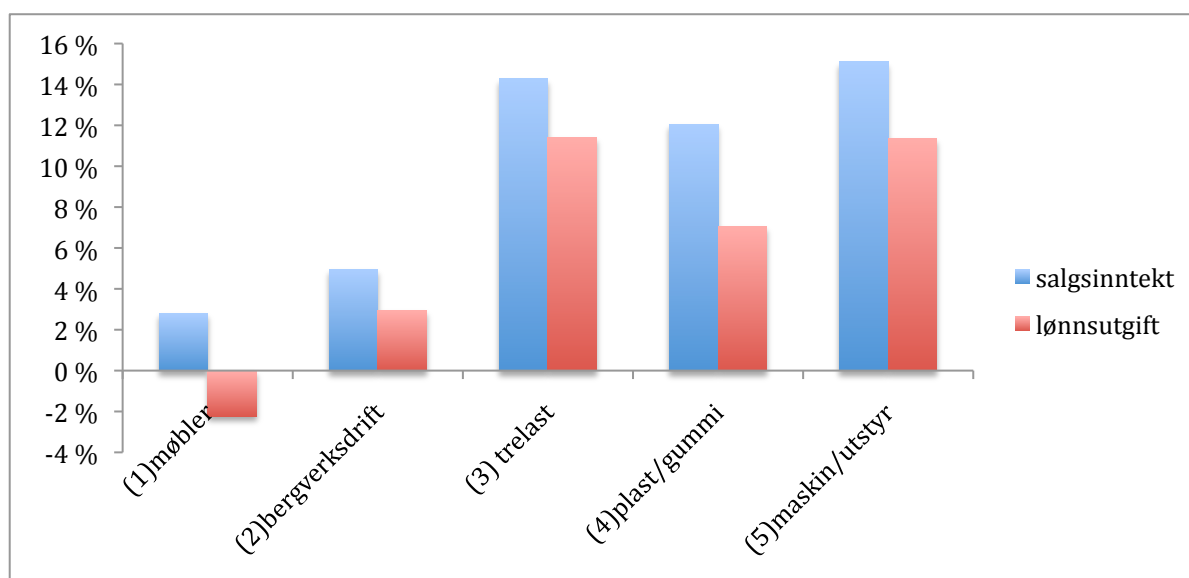
En nødvendighet for å finne industrienes aggregerte produktivitet utvikling er å vekte TFP med en form for markedsandel. Over er utviklingen vist ved å bruke salgsinntekter som vekt. For å teste gyldigheten til produktivitet veksten presenteres her to ulike totale vekstrater, hvor den ene er vektet med salgsinntekter som i forrige avsnitt, og den andre er vektet med lønnsutgifter.

Figur 2 viser vekstratene beregnet ved bruk av de to ulike vektene. Figuren viser at alle vekstratene er lavere ved bruk av lønnsutgifter som vekt, men at de relative forskjellene mellom industriene er lik. Det vil si at den svakeste produktivitet veksten er i industri 1 *møbler* ved begge vektene, industri 2 *bergverksdrift* har nest svakest utvikling ved bruk av begge vektene, også videre. Unntaket er at industri 3 *trelast* og 5 *maskin/utstyr* med

lønsutgifter som vekt har tilnærmet like vekstrater, men vekstratene er ikke veldig ulike med salgsinntekter som vekt heller.

I sum avhenger produktivitetsutviklingen til en industri av hvordan den vektet. Til tross for det endres ikke de relative forskjellene mellom industriene, slik at det er de samme industriene som fremstår med lav og høy vekst uavhengig av hvilken vekt som er brukt. Videre i avhandlingen vil salgsinntekter fortsette å være anvendt som vekt.

Figur 2 - Aggregert vekst med ulike vekter



Kilde: egne beregninger

4.2.1.2 Karakteristika av høy- og lavproduktivitetsvekstbedrifter

I tabell 8 side 40 presenteres gjennomsnittsverdier for alder og variablene som inngår i produktfunksjonen fordelt etter produktivitetsvekstkvariler. Det betyr at produktivitetsvekstfordelingen er delt i fire deler, hvor kolonne 1 *bunn* inneholder informasjon om de bedriftene med lavest produktivitetsvekst innenfor sin industri, og kolonne 4 *topp* inneholder informasjon for de mest produktive.

Tabellen viser at den generelle trenden til industriene 3 *trelast*, 4 *plast/gummi* og 5 *maskin/utstyr* er at bedriftene i det øverste produktivitetsvekstkvarilet har høyere salgsinntekter og høyere forbruk av alle faktorinnsatser enn bedriftene i det laveste produktivitetsvekstkvarilet. Et unntak i industri 3 hvor utgiftene til anleggsmidler er høyere i det laveste produktivitetsvekstkvarilet. For de samme tre industriene har

produktivitetsvekstkvartil 3 høyere gjennomsnittsverdier enn kvartil 2. Det betyr totalt sett at bedriftene med høyest produktivitetsvekst i disse industriene har større markedsandeler enn de med lavest produktivitetsvekst, som isolert sett skal være positivt for industrienes totale produktivitetsutvikling. Ved å se tilbake til kapittel 4.2.1 finner man at det er disse tre industriene som i utvalgsperioden har hatt sterkest produktivitetsvekst.

Tabell 8 - Bedriftskarakteristika etter produktivitetsvekstkvartiler

	(1) møbler				(2) bergverksdrift ellers			
	1 bunn	2	3	4 topp	1 bunn	2	3	4 topp
Salgsinntekter (1000 NOK)	29152	26872	27361	28700	33977	35206	52944	38354
Lønnsutgifter (1000 NOK)	5593	5328	5488	5589	4042	4154	3942	3854
Anleggsmidler (1000 NOK)	8199	7682	7616	7809	19005	18706	20172	19333
Råvarer (1000 NOK)	5564	5273	5677	6067	9496	10058	9225	9097
Alder	13	13	14	15	14	14	14	14
	(3) trelast				(4) plast/gummi			
Salgsinntekter (1000 NOK)	29138	32114	32216	36664	30565	33340	37720	43127
Lønnsutgifter (1000 NOK)	4400	5264	5328	5988	5630	6193	6474	7226
Anleggsmidler (1000 NOK)	9246	9285	10451	8484	11137	13490	13575	14011
Råvarer (1000 NOK)	4601	4947	4998	5547	5728	6396	6878	7165
Alder	12	14	16	18	13	14	17	17
	(5) maskin/utstyr							
Salgsinntekter (1000 NOK)	43059	43924	55228	73056				
Lønnsutgifter (1000 NOK)	7879	8253	9740	11723				
Anleggsmidler (1000 NOK)	13625	21514	31215	26982				
Råvarer (1000 NOK)	6307	6591	8190	8924				
Alder	10	12	13	14				

Kilde: egne beregninger

For industri 1 *møbler* og 2 *bergverksdrift* er det mindre klare sammenhenger mellom produktivitetsvekst og gjennomsnittsverdiene. I industri 1 *møbler* er gjennomsnittsverdiene til salgsinntekter og faktorinnsatsene nokså like fordelt etter produktivitetsvekstkvartilene, men at laveste kvartil har marginalt høyere verdier (foruten råvarer). Det kan tolkes som at industri

1 *møbler* har potensial til en mer effektiv fordeling av ressursene for å øke industriens aggregerte produktivitet. I industri 2 *bergverksdrift* er det et mønster hvor de to øverste produktivitsvekstkvartilene har høyere salgsinntekter og utgifter på anleggsmidler, og lavere utgifter til lønn og råvarer, enn de to laveste kvartilene. Karakteristikkene til høyproduktive kan da se ut til å være de bedriftene som har relativt høye salgsandeler, lave råvareutgifter og er mest kapitalintensive.

Videre viser tabellen at gjennomsnittalderen øker med produktivitsvekstkvartilene i fire av fem industrier, som blant annet er et tegn på at de eldre bedriftene har høyere produktivitsvekst. Denne sammenhengen kan skyldes at eldre bedrifter ved flere anledninger har gjennomgått markedenes seleksjonsprosesser (Farinas & Ruano, 2005), og via erfaringslæring opparbeider seg mer effektive måter å produsere på (Levinsohn & Petrin, 1999).

4.2.3 Dekomponering av aggregert produktivitet

Som beskrevet i kapittel 1 er et av formålene i denne avhandlingen å utforske hvor mye av utviklingen til aggregert TFP som er forklart av bidraget til komponentene uvektet produktivitet og ressursmobilitet, hvor summen av disse to utgjør den aggregerte, også kalt vektede, produktivitsveksten hos industriene. Den anvendte metoden er utviklet av Olley & Pakes (1996) og er beskrevet i detalj i kapittel 2.2.2.

Den uvektete gjennomsnittlige utviklingen til bedriftenes TFP gjenspeiler hvordan den gjennomsnittlige produktiviteten til bedriftene har utviklet seg i løpet av utvalgsperioden. Ressursmobilitet måler via kovariansen mellom bedriftenes uvektede TFP og markedsandeler hvor godt ressursene i industrien er fordelt, som ved en positiv vekstrate er med å øke industriens totale produktivitet. Ressursmobiliteten tolkes som hvor mange prosent høyere (eller lavere) aggregert TFP vekst vil være sammenlignet med en situasjon hvor alle bedriftene har samme markedsandel, som er gjenspeilet av uvektet TFP.

Resultatene fra dekomponeringen til de ulike industriene er rapportert i tabell 9 for industri 1 til 3 på side 42, og tabell 10 for industri 4 og 5 på side 43. Vektet vekst (dvs. aggregert vekst), uvektet vekst og ressursmobilitet er rapportert i henholdsvis kolonne 1, 2 og 3. For hver industri er vekstratene normalisert på den måten at de tolkes som vekstraten relativt til 1996.

Tabell 9 - Dekomponert aggregert vekst i TFP industri #1 - #3

År	(1) møbler			(2) bergverksdrift			(3) trelast (...)		
	Vektet vekst	Uvektet vekst	Ressurs-mobilitet	Vektet vekst	Uvektet vekst	Ressurs-mobilitet	Vektet vekst	Uvektet vekst	Ressurs-mobilitet
1997	-0,041	-0,021	-0,021	0,027	-0,035	0,062	0,044	0,041	0,003
1998	-0,035	-0,042	0,007	0,026	-0,032	0,058	-0,027	-0,012	-0,015
1999	-0,016	-0,021	0,005	0,004	-0,041	0,045	0,016	0,007	0,009
2000	0,011	-0,009	0,020	0,057	-0,062	0,119	0,066	0,029	0,037
2001	0,003	-0,025	0,028	0,019	-0,062	0,082	0,047	0,022	0,026
2002	0,003	0,024	-0,021	-0,036	-0,046	0,010	0,081	0,011	0,070
2003	0,001	0,018	-0,017	-0,039	-0,002	-0,037	0,089	0,026	0,063
2004	0,038	0,031	0,008	-0,020	-0,001	-0,018	0,094	0,032	0,063
2005	-0,033	0,011	-0,044	-0,035	-0,036	0,001	0,091	0,030	0,062
2006	0,052	0,035	0,018	-0,104	-0,030	-0,074	0,110	0,041	0,069
2007	0,018	0,044	-0,025	-0,080	-0,043	-0,037	0,096	0,025	0,071
2008	0,065	0,056	0,008	-0,019	0,022	-0,041	0,081	0,050	0,031
2009	0,010	0,046	-0,036	0,007	-0,004	0,011	0,094	0,045	0,049
2010	0,028	0,049	-0,021	0,050	-0,025	0,074	0,143	0,083	0,060

Kilde: egne beregninger

Begge tabellene viser at verdiene i kolonne 2 og 3 summeres til å være lik tallet i kolonne 1, som er et krav i dekomponeringen. Man kan også legge til merke at den totale veksten til alle industriene i tabellen er like med vekstratene presentert i kapittel 4.2.1 som er et tegn på at dekomponeringen er utført riktig.

Videre fokuseres det på å kommentere utviklingen til kolonne 2 og 3, ettersom vekstratene i kolonne 1 allerede er diskutert i kapittel 4.2.1, og tabellene kommenteres sammen som én.

Fra kolonne 2 i tabellene viser det seg at vekstratene til uvektet produktivitet er lavest for industriene 2 *bergverksdrift*, 4 *plast/gummi* og 5 *maskin/utstyr*, med henholdsvis -2,5 prosent, -5,4 prosent og 2,6 prosent.

Disse tre industriene opplevde en kraftig nedgang i subsidiering mellom 1996 og 2010 i motsetning til de to resterende industriene. Noe av nedgangen i uvektet TFP, og følgelig aggregert produktivitet, kan *økonometrisk* skyldes at omfanget av subsidier har falt med tiden, som betyr at produktivitsreduksjonen reelt ikke var så stor som analysen viser. Det skyldes at uvektet TFP fremstår som kunstig høy når inntekter ikke relatert til produksjonen (dvs. subsidier) inkluderes i estimeringen. Og siden subsidieringen var høyere i starten av analyseperioden, gir dette utslag av tapt produktivitet mot slutten av perioden når det reelt er subsidier som er tapt. Dette gjelder spesielt for industri 2 *bergverksdrift* som ved starten av analysetiden mottok relativt mye subsidiering.

Tabell 10 - Dekomponert aggregert vekst i TFP industri #4 og #5

År	(4) plast/gummi			(5) maskin/utstyr		
	Vektet vekst	Uvektet vekst	Ressurs-mobilitet	Vektet vekst	Uvektet vekst	Ressurs-mobilitet
1997	-0,021	-0,013	-0,008	-0,014	-0,020	0,020
1998	-0,032	-0,010	-0,022	0,025	0,006	0,019
1999	0,003	0,010	-0,006	0,036	-0,008	0,044
2000	-0,027	-0,015	-0,012	0,023	0,005	0,018
2001	0,031	-0,019	0,051	0,136	0,024	0,110
2002	0,021	-0,026	0,048	0,133	0,043	0,089
2003	0,042	0,004	0,039	0,088	0,020	0,069
2004	0,061	-0,013	0,074	0,029	0,023	0,006
2005	0,063	-0,048	0,111	0,073	0,038	0,035
2006	0,129	-0,001	0,130	0,259	0,017	0,242
2007	0,124	-0,045	0,169	0,336	0,005	0,331
2008	0,126	-0,072	0,198	0,122	0,016	0,106
2009	0,130	-0,045	0,175	0,168	0,037	0,131
2010	0,121	-0,054	0,175	0,151	0,026	0,125

Kilde: egne beregninger

Fra kolonne 3 kommer det frem at de samme tre industriene, 2 *bergverksdrift*, 4 *plast/gummi* og 5 *maskin/utstyr*, opplevde sterkest økning i ressursmobilitet. Dette kan indikere at nedgangen i subsidier *økonomisk* har skjerpet konkurransen og økt produktivitetseffektene som følge av omfordeling.

Industriene 1 *møbler* og 3 *trelast* opplevde sterkest økning i uvektet TFP med henholdsvis 4,9 prosent og 8,3 prosent, og samtidig svakest utvikling i ressursmobiliteten med henholdsvis -2,1 prosent og 6 prosent. Disse industriene fikk på langt nær redusert statlige subsidier i like stor grad som de øvrige.

Fra et *økonomisk* synspunkt det kan bety at bedriftene i industriene 1 *møbler* og 3 *trelast* hadde muligheter til å investere i produktivitetsfremmende teknologi som er bra for utviklingen til uvektet TFP, men at dette gikk på bekostning av redusert utvikling i ressursmobilitet, som følge av lite innslag av konkurranse og omfordeling. Dette gjelder spesielt for industri 3 *trelast* som jevnt over mottok relativt mye subsidier i forhold til de andre i utvalget. Fordi at disse industriene ikke hadde store reduksjoner (eller økninger) i subsidiering trengs det ikke å ta *økonometriske* hensyn i samme grad som hos industriene 2 *bergverksdrift*, 4 *plast/gummi* og 5 *maskin/utstyr* som mistet svært mye subsidiering. Nivået til uvektet TFP vil være kunstig høyt hos industriene 1 *møbler* og 3 *trelast*, men siden subsidieringsnivået er relativt stabilt gjennom hele perioden og ikke drastisk øker eller faller, antas det at veksten til TFP gjenspeiles nokså nøyaktig.

4.3 Coxmodellen

4.3.1 Klargjøring av data til overlevelsesanalyse

Som beskrevet i kapittel 2.3 implementeres Coxmodellen ved bruk av STATAs kommando *stcox*. Denne kommandoen krever at datasettet klargjøres til overlevelsesanalyser. For å gjøre det genereres en tidsvariabel som defineres som:

$$\text{tidvar} = \frac{\text{tid} - \text{analysestart}}{\text{skala}},$$

hvor *tid* angir hvordan tidsforløpet måles. Den er definert med verdi lik 1 i datasettets første år, verdi lik 2 i datasettets andre år også videre. *Analysestart* skal angi når bedriftene starter å bli utsatt for risiko. Siden målet er å analysere forholdet mellom produktivitet og konkurs fra 1996 til 2010 (utvalgsperioden), er den satt lik 0. Det kan dog argumenteres for at bedriften reelt sett ble utsatt for risiko (konkurs) fra oppstartsåret, som for alle bedriftene er før analyseperioden, men dette er utenfor min rekkevidde å måle. Det er ikke behov for å skalere

tiden, og derfor er *skala* lik 1. Per definisjon er da tidsvariabel $\text{tidvar} = \text{tid}$, som er lik datasettets tidsforløp.

Videre for å klargjøre datasettet til overlevelsesanalyser må det tas hensyn til at ikke alle bedriftene går konkurs i løpet av utvalgsperioden. Det gjøres ved å inkludere en variabel som indikerer om bedriften har gått konkurs eller ikke i løpet av perioden. Det er gjort ved å generere en variabel *exit* som tar verdi lik 1 hvis bedriften går konkurs og verdi lik 0 hvis ikke. Fordi konkursåret ikke er tilgjengelig fra datasettet er variabelen definert med verdi lik 1 hvis det ikke er observert organisasjonsnummer et år frem i tid. Det betyr at informasjon om konkurs i utvalgets siste år ikke er tilgjengelig, og derfor er alle verdiene i år 2010 satt til å være lik 0. Videre må det nevnes at ikke alle konkursobservasjonene reelt er konkurser. I noen tilfeller forlater bedrifter markedet av andre årsaker, blant annet via frivillig nedleggelse, salg og fusjoner, og det ideelle ville vært å skille mellom disse (Headd, 2003), noe jeg ikke har muligheter for. Denne begrensningen gjelder i følge Carreira & Teixeira (2011) for de fleste empiriske studier, og derfor er ikke dette alvorlig problem.

Fordi at datasettet er et paneldata må det tas hensyn til dette, som er gjort ved å inkludere organisasjonsnummer som id-variabel. Til slutt er nyetablerte bedrifter i løpet av utvalgsperioden utelatt.

4.3.2 Preliminær analyse

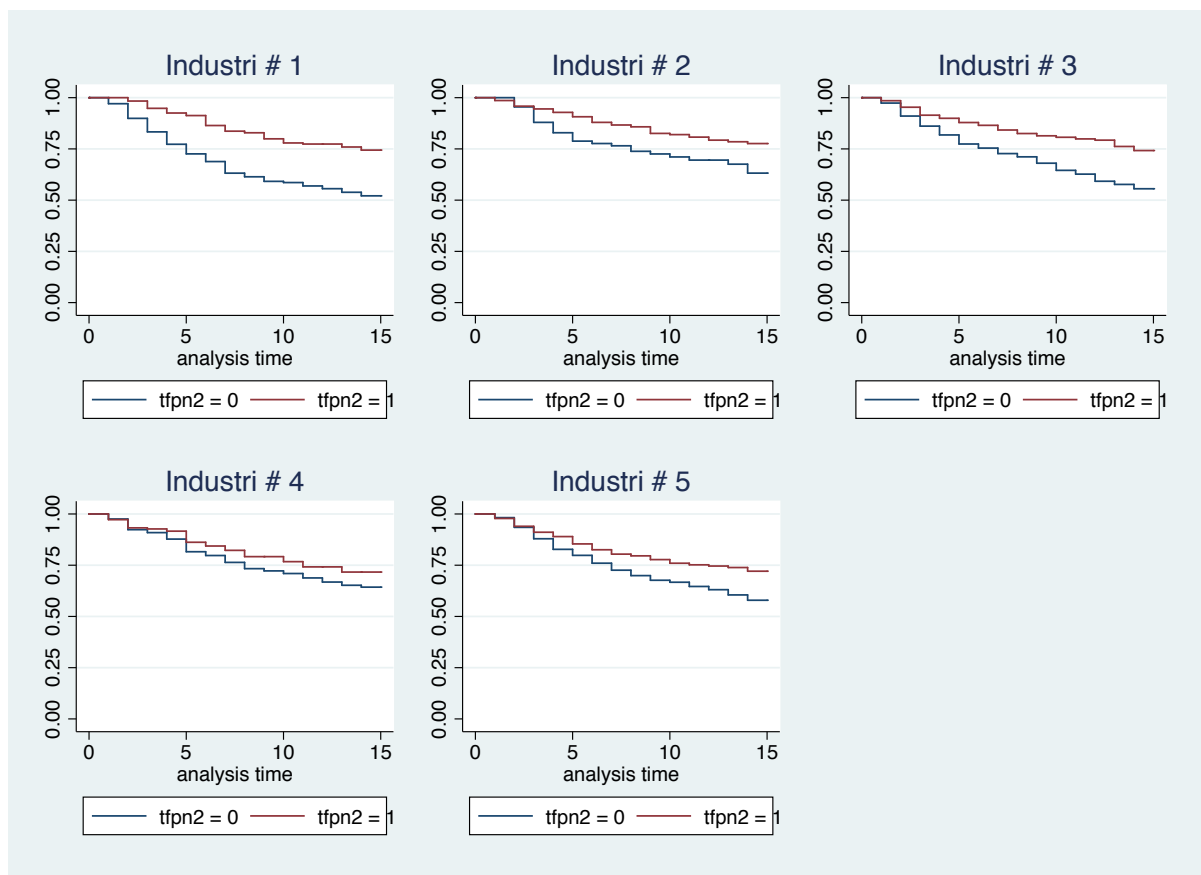
Som preliminær analyse til Coxmodellen sammenlignes overlevelsesfunksjonene til konkursbedriftene og overlevende bedrifter. I figur 3 side 46 presenteres Kaplan-Meier (KM) overlevelseskurver til høy- og lavproduktive fordelt etter industriene. Høy- og lavproduktive identifiseres ved å dele produktivitetsfordelingen i to, og tar henholdsvis verdiene 1 og 0 i variabelen *tfn2*.

Y-aksene viser Kaplan-Meier overlevelsessannsynlighet og X-aksene viser analysetiden. De blå kurvene representerer de høyproduktive ($\text{tfn2} = 1$), og de lavproduktive er representert av røde kurver ($\text{tfn2} = 0$).

Fra teorikapittel 2.3.1 ble det nevnt at sannsynligheten for å overleve periode 0 er lik 100 prosent. Kurvene synker trappevis langs analysetiden og har samme type form som eksempelfiguren på hvordan disse er i praksis¹.

For alle industriene viser figurene tilsynelatende at produktivitet er en viktig indikator for overlevelse. Kurvene viser for alle industrier at omtrentlig 75 prosent av de høyproduktive vil være operative etter siste analyseperiode. Hvor mange av de lavproduktive som er operativ etter siste periode varierer mellom industriene fra overkant av 50 prosent og helt opp til overkant av 60 prosent.

Figur 3 - Kaplan - Meier overlevelseskurver alle industrier



Kilde: egne beregninger

¹ Figur 5 i appendiks A.

4.3.3 Resultater Coxmodellen

Formålet med overlevelsesanalysen ved bruk av Coxmodellen er å teste hypotese 1: et høyere produktivitetsnivå reduserer sannsynligheten for å gå konkurs. Dette er gjort ved å bruke logget bedriftsspesifikk TFP, *tfpfe*, som mål på produktivitet, estimert fra produktfunksjonene. Det er også inkludert flere forklaringsvariabler som er listet i tabell 11. Argumentasjonen for å inkludere disse som kontrollvariabler var diskutert i kapittel 3.2.

Tabell 11 - Forklaringsvariabler Coxmodellen

Variabelnavn	Innhold	Andre opplysninger
alder	bedriftens alder	= Inneværende år - oppstartsår
tfpfe	Logaritmisk total faktorproduktivitet	
KI	Kapitalintensitet	= Anleggsmidler / lønnsutgifter
profitt	profitt	= Salgsinntekter – (lønnsutgifter + råvarer)

Variablene brukt til å generere KI og profitt er prisjustert etter relevante variabler og oppgitt i 1 000 000 NOK.

Resultatene fra Coxmodellen er presentert i tabell 12. Koeffisientene er presentert som eksponentialuttrykkene som er vanlig praksis i litteraturen.

Det første å legge merke til fra resultatene er at nullhypotesen fra Schoenfeld residualtest som er $H_0 : q_j = 0$, ikke kan forkastes for noen av industriene. Det betyr at antakelsen om proporsjonal risiko (PR) er gjeldene for alle industriene. Fra alle figurene i appendiks C ser man også at de blå linjene for alle forklaringsvariabler i alle industrier har tilnærmet null i helning, og det er derfor ingen beviser på at antakelsen om PR ikke skal holde.

P-verdiene til Wald test er også rapportert med nullhypotesen om at settet av estimater er lik null, versus alternativhypotesen at de ikke er lik null. Nullhypotesen kan forkastes med 1 prosent signifikansnivå for industri 1 *møbler*, 3 *trelast* og 5 *maskin/utstyr*, og henholdsvis 10 og 5 prosent signifikansnivå for industri 2 *bergverksdrift* og 4 *plast/gummi*. På grunn av det kan det konstateres at negative koeffisienter impliserer at den tilhørende variabel reduserer den momentane sannsynligheten for konkurs, og øker dermed sannsynligheten for å overleve, *vice versa*.

Ved å utforske produktivetsvariabelen *tfpfe* alene kommer det frem at eksponentialuttrykkene for alle industriene er negative og statistisk signifikante, noe som

betyr at økt produktivitetsnivå reduserer sannsynligheten for konkurs for alle industriene i dette utvalget.

Signifikansnivå og størrelsen på produktivitetseffekten varierer mellom industriene. Industri 1 *møbler*, 3 *trelast* og 5 *maskin/utstyr* har signifikant koeffisient på ett prosentnivå, industri 4 *plast/gummi* sin koeffisient er signifikant på fem prosentnivå, og for industri 2 *bergverksdrift* er den signifikant på ti prosentnivå.

Tabell 12 - Resultater Coxmodellen

Variabel	Industri #				
	(1) <i>møbler</i>	(2) <i>bergverksdrift</i>	(3) <i>trelast (...)</i>	(4) <i>plast/gummi</i>	(5) <i>maskin/utstyr</i>
Alder	-0,0087434 (0,0059387)	-0,006674 (0,0079204)	-0,0165714** (0,0076661)	-0,0216381* (0,0117134)	-0,0208421*** (0,006995)
tfpfe	-0,8600822*** (0,09821)	-0,4388817* (0,2432652)	-0,8277896*** (0,0993003)	-0,4852242** (0,2067828)	-0,5269898*** (0,0915228)
KI	0,0001957 (0,0007008)	-0,0025457 (0,0031965)	-0,0006154 (0,0012256)	-0,0027573 (0,0041248)	-0,001245 (0,0011061)
profitt	0,00068 (0,0015314)	-0,0045755 (0,0035229)	0,000342 (0,0008882)	-0,0020689 (0,0024448)	0,00006 (,0001733)
observasjoner	7525	3645	10504	4005	13488
bedrifter	1146	515	1481	555	2041
antall konkurs	298	83	332	120	474
Wald test ^a	0,0000	0,0640	0,0000	0,0192	0,0000
Schoenfeld prob > chi2	0,3688	0,9348	0,4698	0,4439	0,4576

Signifikansnivåer: * p<0.10, ** p<0.05 og *** p<0.01.

Robuste standardfeil er rapportert i parentes.

Schoenfeld Prob > chi2 rapporterer p-verdi til Schoenfeld residualtest for antakelsen om proporsjonal risiko.

a: rapporterte p-verdier for Wald test: Beta = 0

Størrelsen til effekten finner man på følgende måte: $1 - \exp(\hat{\beta}_{tfpfe}) * 1\%$ (Carreira & Teixeira, 2013), og presenteres for hver industri i tabell 13.

Tolkningen av effekten med industri 1 *møbler* som eksempel, som har den sterkeste effekten, er at en prosent økning i TFP vil redusere sannsynligheten for konkurs med 0,577 prosent, som kan sies å være en markant reduksjon. Til sammenligning finner Carreira & Teixeira

(2013) for portugisiske produsenter at sannsynligheten for konkurs reduseres med 0,67 prosent av en prosent økning i TFP, og 0,33 prosent reduksjon for en prosent økning i arbeidsproduktiviteten. De kommer frem til at disse effektene er store nok til å hevde at de har beviser som støtter sin hypotese, som har samme utforming som denne avhandlingens hypotese 1.

Tabell 13 - Risikoforhold og effekt Coxmodellen

Industri #	Risikorate = $\exp(\hat{\beta}_{tjpe})$	Effekt
1 møbler	0,423	0,577 %
2 bergverkdirft	0,545	0,455 %
3 trelast	0,437	0,563 %
4 plast/gummi	0,615	0,385 %
5 maskin/utstyr	0,590	0,410 %

Kilde: egne beregninger

Den laveste effekten i dette utvalget er å finne for industri 4 *plast/gummi* med 0,385 prosent, som er en markant effekt, og jeg vil derfor påstå at bevis for hypotese 1 er ganske distinkt og er av økonomisk relevans i alle industriene. Dette indikerer at TFP er en viktig forklaringsfaktor for bedriftsoverlevelse i alle industriene.

Estimatene for kontrollvariablene til profitt og kapitalintensitet er overraskende ikke signifikante for alle industriene, men alder er signifikant for industriene 3 *trelast*, 4 *plast/gummi* og 5 *maskin/utstyr*. Fordi at variablene er negative betyr det at økt alder reduserer sannsynligheten for konkurs i disse industriene, men effektene er ganske små.

5. Oppsummering og avsluttende kommentarer

5.1. Oppsummering

Denne avhandlingen har ved bruk av regnskapsdata estimert og analysert aggregert vekst i TFP og dens underliggende faktorer for fem norske industrier i tidsperioden 1996 til 2010. Resultatene viste at utviklingen i aggregert TFP, vektet med salgsinntekter, for disse industriene totalt sett var positiv, og ingen av industriene opplevde negativ vekst. Størrelsen på veksten varierte mellom industriene og strakk seg fra 2,8 prosent til 15,1 prosent.

En robustsjekk med hensyn på hvordan man vektet TFP viste at størrelsene til aggregert vekst er påvirket av hvilken vekt man anvender. Ved å sammenligne salgsinntekter og lønnsutgifter som vektgrunnlag kunne man se at alle vekstratene beregnet med lønnsutgifter som vekt var lavere enn ved bruk av salgsinntekter som vekt, men at de relative forskjellene mellom industriene forble lik.

I forbindelse med vekstanalysen ble bedriftskarakteristika presentert fordelt etter produktivitsvekstfordelingen delt opp i kvartiler. For de tre industriene med sterkest aggregert vekst gjennom utvalgsperioden var det en trend hvor bedriftene med høyest produktivitsvekst hadde størst markedsandeler, som indikerer hyppigere innslag høy produktivitsvekst blant de store bedriftene kontra de små. I de to industriene med dårligst utvikling i aggregert TFP var det ikke et forhold mellom produktivitsvekst og størrelse. For alle industriene, med unntak av en, økte produktivitsvekst med bedriftsalder, som kan skyldes at læringseffekter vedrørende effektiv produksjon øker med alder.

De underliggende vekstfaktorene til aggregert produktivitet ble delt i komponenter etter Olley & Pakes (1996) sin metode som deler opp i to faktorer, uten å eksplisitt ekstrahere effekter av konkurs og nyetableringer. Den første komponenten (uvektet TFP) beskriver endringer i bedriftenes produktivitsnivå, hvor en økning av aggregert produktivitet som følge denne gjenspeiler at bedriftene faktisk er mer produktiv. Den andre komponenten (ressursmobilitet) forklarer endringer i aggregert produktivitet via kovariansen mellom bedriftenes TFP og markedsandel. Økt aggregert produktivitsvekst som følge av kovariansen betyr at markedsandeler er omfordelt til de mer produktive bedriftene fra de mindre produktive.

Resultatene viste at hvilken komponent som økte mest varierte mellom industriene, og at det var en sammenheng mellom hvor mye subsidier industriene mottok og komponentenes utvikling. De tre industriene som mistet mye subsidiering hadde en dårligere utvikling i uvektet TFP enn de to industriene som kun fikk redusert litt av subsidiene. Økonomisk forklaring på dette kan være at industriene som mottok relativt høy og stabil subsidiering hadde gunstigere investeringsmuligheter i produktivitetsfremmende teknologi, som bidrar til økt vekst. Men på den andre siden kan det også skyldes at de som mistet mye subsidiering fra et år til et annet økonometrisk fikk et utslag i form av redusert uvektet TFP som påvirker vekstraten negativt, og dermed underestimerer den reelle veksten til industriene som mistet mest subsidiering.

Ressursmobilitetens utvikling var høyest i de samme tre industriene hvor veksten til uvektet TFP var lavest og subsidieringen ble mest redusert, og følgelig var ressursmobilitetens utvikling lavere i de to industriene som mottok mest subsidiering og hadde høyest vekst i uvektet TFP. En mulig forklaring på at industriene som mistet mest subsidiering hadde sterkest utvikling i ressursmobilitet kan være at konkurransen ble dempet i industriene som ikke mistet mye subsidiering, som bidro til mindre effektiv omfordeling av ressurser. Denne forklaringen er kun en påstand som virker logisk fra et markedsøkonomisk ståsted, og det kan selvsagt være andre elementer som ligger til grunn for hvorfor ressursmobiliteten hadde den utviklingen som var.

Avhandlingens siste mål var å besiktige forholdet mellom produktivitet og bedriftsoverlevelse. Ved å anvende et rammeverk innenfor overlevelsesanalyse ble det testet om et høyere produktivetsnivå reduserer sannsynligheten for å gå konkurs. Resultatene rapportert fra Coxmodellen viste for alle industriene at økning i TFP signifikant reduserte sannsynligheten for å gå konkurs, og at størrelsene ikke var ubetydelige. Derfor ble hypotese 1 beholdt, og det ble konkludert med at TFP er en viktig indikator for bedriftsoverlevelse i dette utvalget.

5.2 Avsluttende kommentarer

Det er flere årsaker for å se på resultatene jeg er kommet frem til med varsomhet, og jeg vil poengtere noen av de her. De tre empiriske analysene jeg har utført baserer seg alle på produktivetsmålet TFP, som er utvunnet som residualet til bedriftens produktfunksjoner. Det

betyr at analysenes resultater i svært stor grad avhenger TFPs størrelser, og dermed hvordan den beregnes.

Å estimere produktfunksjoner er en komplisert prosess hvor det er mange økonometriske hensyn som må tas høyde for. Jeg anvendte fast effekt modell til å korrigere for to av de totalt fire nevnte problemene i kapittel 2.1.2, som var endogene innsatsfaktorer og seleksjonsproblem. Modellen kritiseres for å gi noe unøyaktige estimater, og jeg anser derfor muligheten for skjeve estimater som følge av fast effekt estimering som avhandlingens største mangel. Likevel mener jeg at modellen er ikke er inadekvat med tanke på rimelige resultater i estimatene og analysene.

Jeg ser også to konkrete faktorer som kunne blitt gjort annerledes for å få mer nøyaktige TFP estimat i forhold til de to siste problemene omtalt i kapittel 2.1.2. Den første er at jeg burde inkludert en variabel for mer detaljerte bransjenivå enn tosiffernivå (for eksempel femsiffernivå) når datasettet ble konstruert, og inkludert denne som dummyvariabel i estimeringen av produktfunksjonene. På denne måten ville jeg tatt høyde for ulike produksjonsteknologier innenfor hver enkelt av de fem industriene.

Den andre faktoren er at jeg kunne utforsket muligheten for å få tak i enda mer detaljerte prisindekser til å deflatere produktfunksjonens variabler med, sånn at variablene hadde blitt justert med priser som er mer lik de faktiske prisene bedriftene i de ulike industriene står ovenfor.

Litteraturliste

- Abeyssekera W., Sooriyarachchi, M. (2009) Use of Schoenfeld's global test to test the proportional hazards assumption in the Cox proportional hazards model: an application to a clinical study. *Journal of National Science Foundation of Sri Lanka*, 37 (1), s. 41-51.
- Anavatan, A. & Karaoz, M. (2013) Cox Regression Models with Time-Varying Covariates Applied to Survival Success of Founq Firms. *Journal of Economic and Social Studies*, 36(3), s. 53-67.
- Bartelsman, E. & Doms, M. (2000) Understanding Productivity: Lessons From Longitudinal Microdata, *Journal of Economic Litterature*, 38(3), s. 569-594.
- Bartelsman, E., Haltiwanger, J. & Scarpetta, S. (2004) Microeconomic Evidence of Creative Destruction in Industrial and Developing countries, *Tinbergen Institute Discussion Paper – TI 2004-113/3*.
- Carreira, C. & Teixeira, P. (2011) The shadow of death: Analysing the pre-exit productivity of Portugese manufacturing firms. *Small Bus Econ*, 36, s. 337-351.
- Christensen, C. (2003) *The innovator's dilemma: when new techonologies cause great firms to fail*. Boston, Mass: Harvard Business Review Press.
- Collard-Wexler, A. & De Loecker, J. (2013) Reallocation and Technology: Evidence from the U.S. Steel Industry, *NBER Working Paper*, No. 18739.
- Cleves, M., Gould, W. & Gutierrez. (2008) *An Introduction to Survival Analysis Using Stata*. Andre utgave. Texas: Stata Press".
- Cox, D. (1972) Regression Models and Life-Tables, *Journal of the Royal Statistical Society. Series B (Methodological)*, 43(2), s. 187-220.

- De Loecker, J. (2007) Product Differentiation, Mult-product Firms and Estimating the Impact of Trade Liberalization on Productivity, *NBER Working Paper*, No. 13155.
- Farinas, J & Ruano, S. (2005) Firm productivity, heterogeneity, sunk costs and market selection, *International Journal of Industrial Organization*, 23(2005), 505-534.
- Ferragina, A., Pittigloi, R. & Reganati, F. (2012) Multinational status and firm exit in the Italian manufacturing and service sectors, *Structural Change and Economic Dynamics*, 23(4), s. 363-372.
- FRED Economic Research (2014_a) *Producer Price Index: Economic Activities: Total Manufacturing for Norway*. Tilgjengelig fra: <http://research.stlouisfed.org/fred2/series/PIEAMP01NOA661N>. (Hentet 05.mars.2014)
- FRED Economic Research (2014_b) *Producer Price Index: Economic Activities: Total Mining and Quarrying Activities for Norway*. Tilgjengelig fra: <http://research.stlouisfed.org/fred2/tags/series/?t=norway%3Bppi>. (Hentet 05.mars.2014)
- FRED Economic Research (2014_c) *Producer Price Index: Total Intermediate Goods for Norway*. Tilgjengelig fra <http://research.stlouisfed.org/fred2/series/PITGIG01NOA661N>. (Hentet 05.mars.2014)
- FRED Economic Research (2014_d) *Producer Price Index: Investment Goods: Total for Norway*. Tilgjengelig fra: <http://research.stlouisfed.org/fred2/series/PITGVG01NOA661N>. (Hentet 05.mars.2014).
- Gambusch, P. & Therneau, T. (1994) Proportional Hazard Tests and Diagnostics Based on Weighted Residuals, *Biometrika*, 81(3), s. 515-526.
- Headd, B. (2003) Redefining Business Success: Distinguishing Between Closure and Failure, *Small Business Economics*, 21, s. 51-61.

- Helmers, C. & Rogers, M. (2008) Innovation and the survival of New Firms Across British Regions, *University of Oxford Department of Economics Discussions Paper Series*.
- Hopenhayn, H. (1992) Entry, Exit, and firm Dynamics in the Long Run Equilibrium, *Econometrica*, 60(5), s. 1127-1150.
- Jovanovic, B. (1982) Selection and the evolution of industry, *Econometrica*, 50(3), s. 649-670.
- Kleinbaum, D. & Klein, M. (2005) *Survival Analysis: A Self-Learning Tekst*. Andre utgave. USA: Springer Science + Business Media, Inc.
- Levinsohn, P. & Petrin, A. (1999) When industries become more productive, do firms? Investigating productivity dynamics, *NBER Working Paper*, No. 6893.
- Levinsohn, P. & Petrin, A. (2003) Estimating Production Functions Using Inputs to Control for Unobservables, *The Review of Economic Studies*, 70(2), s. 317-341.
- Machin, D., Cheung, Y B. & Parmar, M KB. (2006) *Survival Analysis: A Practical Approach* Chichester: John Wiley & Sons Ltd. The Atrium, Southern Gate.
- Marschak, J. & Andrews, W. (1944) Random Simultaneous Equations and the Theory of Production, *Econometrica*, 12(3 & 4), s. 143-203.
- Melitz, M. & Polanec, S. (2013) *Dynamic Olley-Pakes Productivity Decomposition with Entry and Exit*, Upublisert paper presentert på MICRO-DYN et internasjonalt økonomisk forskningsprosjekt.
- Møen, J. (1998) Produktivitetsutviklingen i norsk industri 1980-1990 – en analyse av dynamikken basert på mikrodata, *Statistisk Sentralbyrå Rapport 98/21*.
- Olley, S. & Pakes, A. (1996) The Dynamics Of Productivity in the Telecommunications Equipment Industry. *Econometrica*, 64(6), s. 1263-1297.

- Pavcnik, N. (2002) Trade Liberalization, Exit, and Productivity Improvements: Evidence from Chilean Plants, *Review of Economic Studies*, 69(1), s. 245-276.
- Solow, R. (1957) Technical Change and the Aggregate Production Function, *The Review of Economics and Statistics*, 39(3), s. 312-320.
- SSB, Statistisk Sentralbyrå (2014_a) *Tabell:03014: Konsumprisindeksen*. Tilgjengelig fra: <https://www.ssb.no/statistikkbanken/selectvarval/Define.asp?subjectcode=&ProductId=&MainTable=KpiAar&nvl=&PLanguage=0&nyTmpVar=true&CMSSubjectArea=priser-og-prisindekser&KortNavnWeb=kpi&StatVariant=&checked=true>. (Hentet 05.mars.2014).
- SSB, Statistisk Sentralbyrå (2014_b) *Tabell: 09170: Produksjon og inntekt, etter næring*. Tilgjengelig fra: <https://www.ssb.no/statistikkbanken/SelectVarVal/Define.asp?subjectcode=01&ProductId=01&MainTable=NRProduksjonInnt&SubTable=1&PLanguage=0&nvl=True&Qid=0&gruppe1=Hele&gruppe2=Hele&VS1=NRNaeringPubAgg&VS2=&mt=0&KortNavnWeb=nr&CMSSubjectArea=nasjonalregnskap-og-konjunkturer&StatVariant=&checked=true>. (Hentet 26.mai.2014).
- St.prp. nr. 100 (1991-92) *Om samtykket til ratifikasjon av Avtale om Det europeiske økonomiske samarbeidsområdet (EØS)*.
- Syverson, C. (2011) What determines productivity, *Journal of Economic Literature*, 49(2), s. 326-365.
- Utenriksdepartementet (2012) *15 Næringspolitikk* (NOU 2012: 2). Tilgjengelig fra: <http://www.regjeringen.no/nb/dep/ud/dok/nou-er/2012/nou-2012-2/16.html?id=669590>. (Hentet 25.mai.2014).
- Van Beveren, I. (2012) Total factor productivity estimation: a practical review. *Journal of Economic Surveys*, 26(1), s. 98-128.

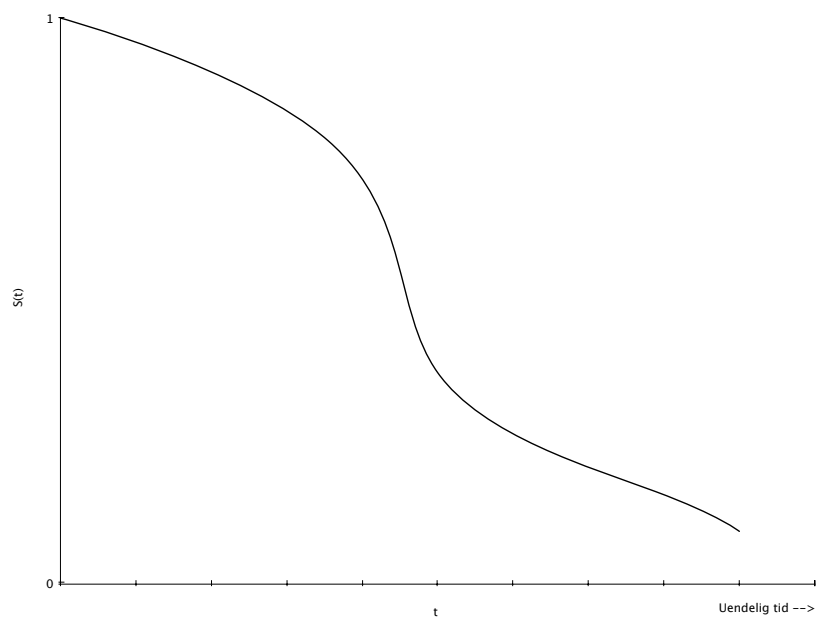
Wagner, J. (2007) Entry, Exit, and Productivity Empirical Results for German Manufacturing Industries, *University of Lüneburg working Paper Series in Economics*, 44.

Wooldridge, J.(2002) *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. London: MIT Press.

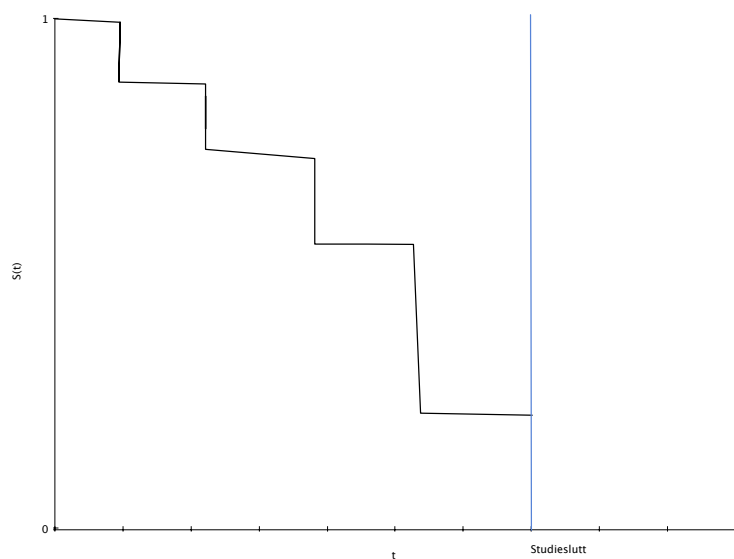
Wooldridge, J. (2009) *Introductory Econometrics: A Modern Approach*. Utgave 4. Canada: South-Western.

Appendiks A

Figur 4 - Karakteristika overlevelseskurve (teori)



Figur 5 - Karakteristika overlevelseskurve (praksis)



Appendiks B

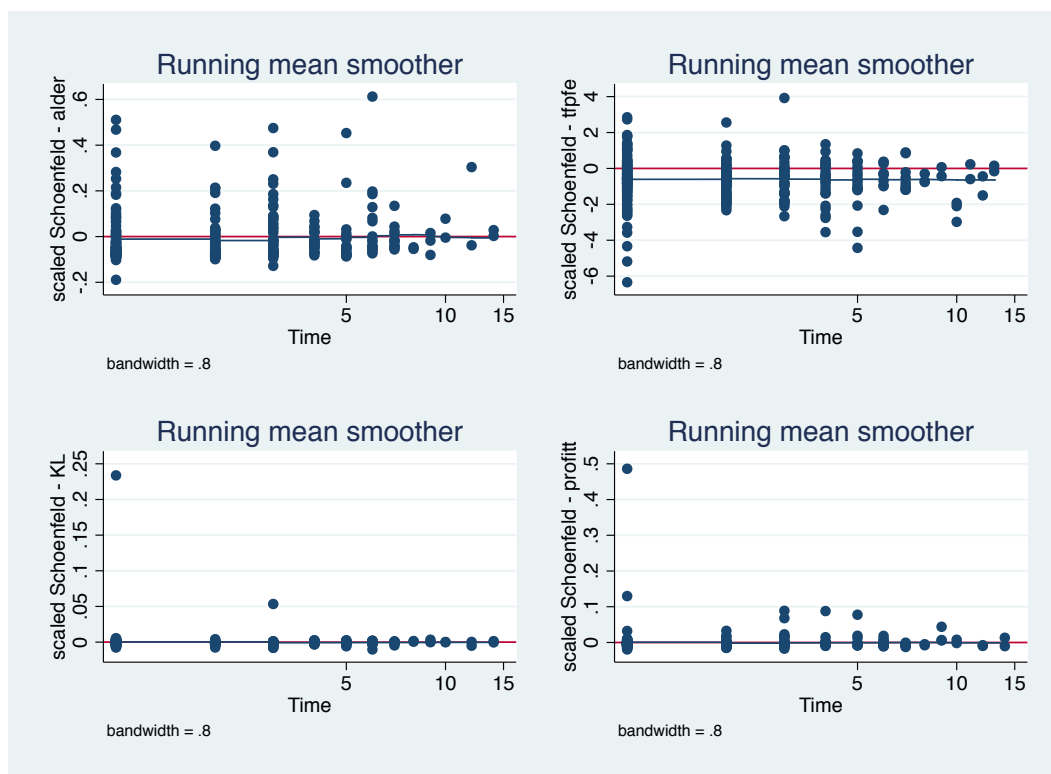
Tabell 14 - Basisverdi produksjon og subsidier i løpende priser

År	(1) møbler		(2) bergverksdrift		(3) trelast (...)		(4) plast/gummi		(5) maskin/utstyr	
	Basisverdi prod.	Subsidier	Basisverdi prod.	Subsidier	Basisverdi prod.	Subsidier	Basisverdi prod.	Subsidier	Basisverdi prod.	Subsidier
1996	12005	29	5215	244	14923	114	18723	65	16499	92
1997	13876	40	5543	195	16971	134	20527	51	18848	77
1998	15478	36	5968	247	17674	126	21499	51	18170	49
1999	15060	31	6159	171	16976	122	21388	52	17681	55
2000	15412	36	6367	204	18347	125	21833	71	17807	52
2001	15412	36	7346	189	19290	176	21910	63	19483	36
2002	15412	36	7389	44	18233	201	22211	45	21570	39
2003	15120	21	7586	36	18455	200	22583	48	17633	0
2004	16122	41	8626	14	21188	168	24740	10	19475	0
2005	16756	39	9269	14	22366	194	27475	5	21860	0
2006	18159	37	10210	14	24517	238	30678	4	28061	0
2007	19337	37	11803	15	28903	219	35553	3	33754	0
2008	16216	48	13951	26	26059	252	38769	2	34857	0
2009	13583	60	11468	17	21619	250	33777	3	33886	0
2010	12877	70	12385	16	23580	270	33230	3	32671	0

Kilde: SSB (2014_b)
Oppgitt i millioner kroner.
Løpende verdi.

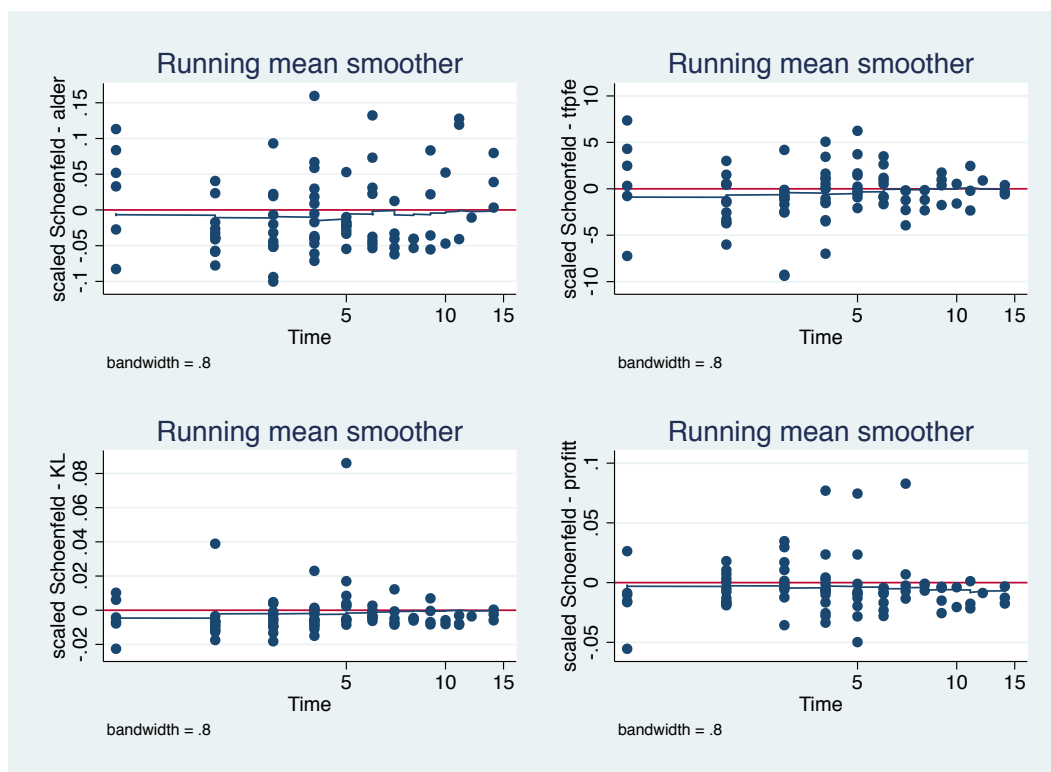
Appendiks C

Figur 6 - Schoenfeld residualplot industri #1 møbler



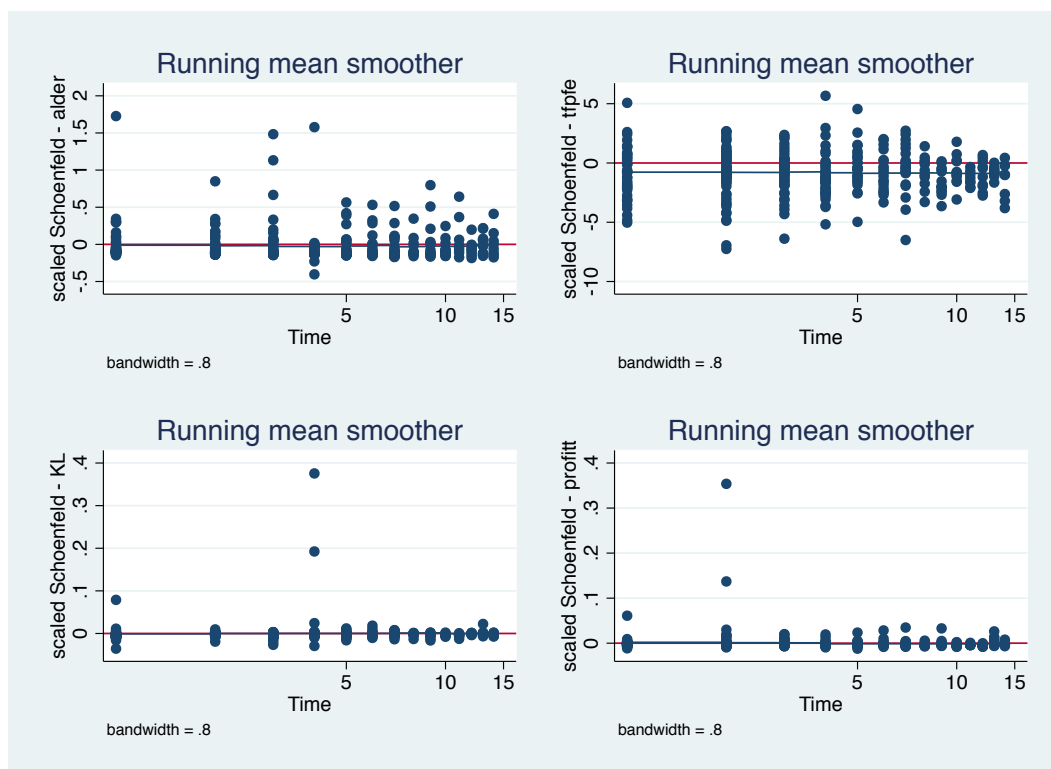
Kilde: egne beregninger

Figur 7 - Schoenfeld residualplot industri #2 bergverksdrift ellers



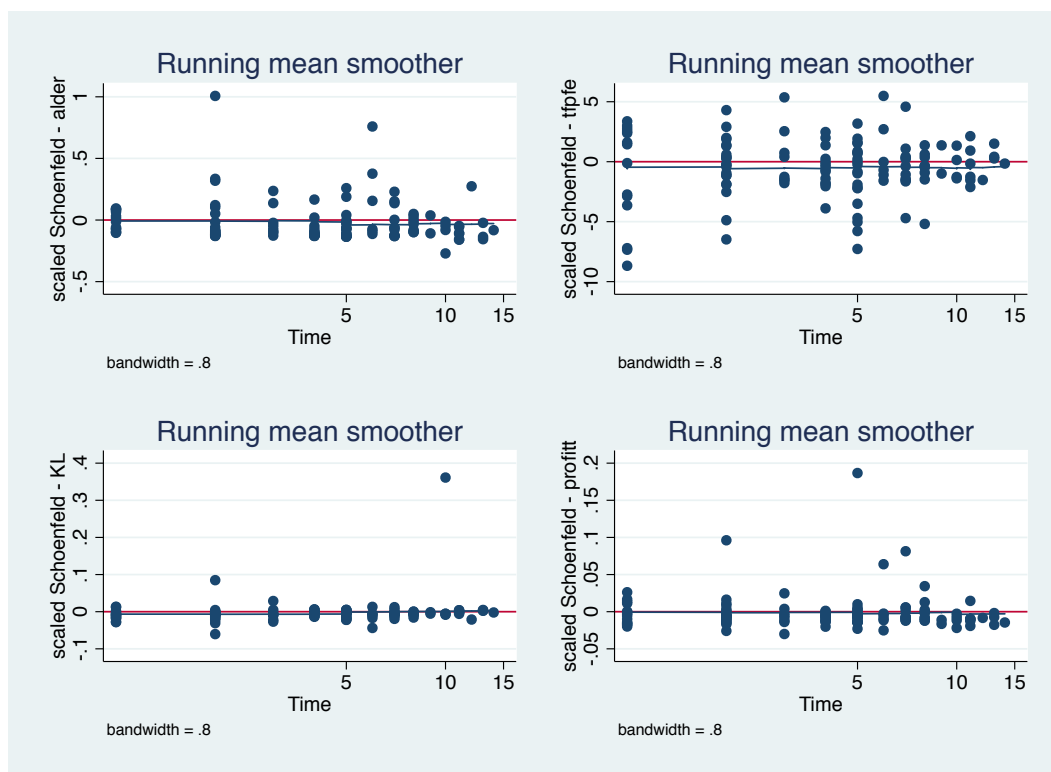
Kilde: egne beregninger

Figur 8 - Schoenfeld residualplot industri #3 trelast



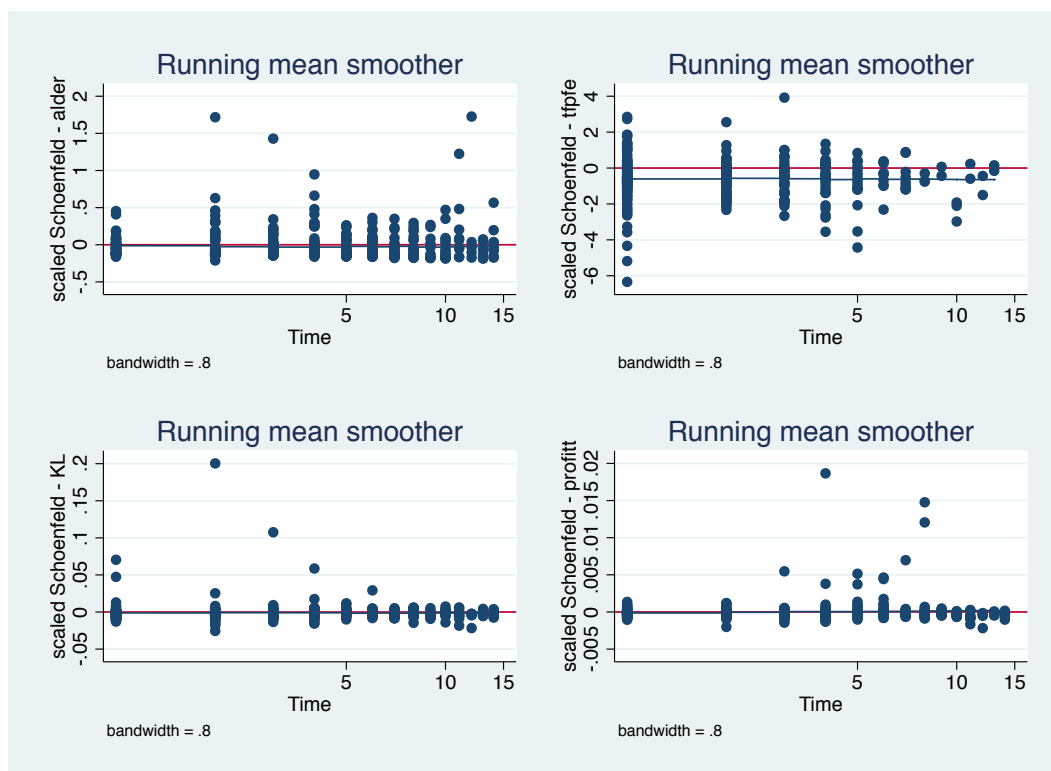
Kilde: egne beregninger

Figur 9 - Schoenfeld residualplot industri #4 plast/gummi



Kilde: egne beregninger

Figur 10 - Schoenfeld residualplot industri #5 maskin/utstyr



Kilde: egne beregninger