



# Arbeidsmarkedet for ingeniører

*En empirisk kvantifisering av norske tilbuds- og etterspørselastisiteter fra 1973 til 2010*

**Lars Lund Eide**

**Thomas André Helgesen**

**Veileder: Professor Erik Ø. Sørensen**

Masterutredning i fordypningsområdene  
samfunnsøkonomi og finansiell økonomi

**NORGES HANDELSHØYSKOLE**

Denne utredningen er gjennomført som et ledd i masterstudiet i økonomisk-administrative fag ved Norges Handelshøyskole og godkjent som sådan. Godkjenningen innebærer ikke at høyskolen inntår for de metoder som er anvendt, de resultater som er fremkommet eller de konklusjoner som er trukket i arbeidet.

## Sammendrag

Vi analyserer hvordan markedsmekanismene i arbeidsmarkedet for ingeniører i Norge responderer på faktorer som lønn, FoU og økonomisk vekst fra 1973 til 2010. Spesifikt analyserer vi hvordan etterspørselen etter ingeniører påvirkes av prisen på ingeniørtjenester, FoU-investeringer og relaterte etterspørselsskiftene. Videre analyserer vi hvor sensitivt tilbuds- og opptaksbeslutninger til ingeniørutdanningen er overfor karrieremuligheter innenfor ingeniøryrket.

Våre empiriske funn viser at etterspørselen etter ingeniører påvirkes av prisen på ingeniørtjenester, FoU-investeringer og konjunkturutviklingen. Vi finner at etterspørselsetastisiteten er omlag  $-1,5$ . Denne kan tolkes som at etterspørselen etter ingeniører faller med over ett prosentpoeng dersom ingeniørlønningene øker med ett prosentpoeng. Med utslag på over ett prosentpoeng kan etterspørselen etter ingeniører på det norske arbeidsmarkedet karakteriseres som elastisk. Videre finner vi at tilbudsastisiteten ligger på rundt to. Denne kan tolkes som at andelen som velger å studere ingeniørfag øker med to prosentpoeng når ingeniørlønningene øker med ett prosentpoeng. Dette viser at tilbudet av ingeniører på det norske arbeidsmarkedet er elastisk.

Elastisitetene tilsier at markedsmekanismene synes å være til stede. Ingeniørmangel på det norske arbeidsmarkedet vil medføre at markedet responderer gjennom økonomiske faktorer som lønn og FoU. Dersom det foreligger en knapphet vil denne trolig være forbigående, slik at arbeidsmarkedet tilpasser seg en ny likevekt på sikt.

# Forord

Denne utredningen er gjennomført som et ledd i masterstudiet i økonomisk-administrative fag ved Norges Handelshøyskole (NHH). Vi ønsker å takke vår veileder, professor Erik Ø. Sørensen, for gode og konstruktive tilbakemeldinger i arbeidet med utredningen. Vi vil også takke Norsk samfunnsvitenskapelig datatjeneste (NSD), Tekna og NITO for tilgang til data.<sup>1</sup>

Bergen, 19. juni 2013

Lars Lund Eide

Thomas André Helgesen

---

<sup>1</sup> En del av de data som er benyttet her er hentet fra Statistisk sentralbyrås «Arbeidskraftundersøkelsene 1973 – 2010». Data er tilrettelagt og stilt til disposisjon i anonym form av Norsk samfunnsvitenskapelig datatjeneste AS (NSD). Verken Statistisk sentralbyrå eller NSD er ansvarlig for analysen av dataene eller de tolkninger som er gjort her.

<b>1</b>	<b>INNLEDNING</b>	<b>1</b>
1.1	Introduksjon	1
1.2	Litteraturgjennomgang	3
<b>2</b>	<b>TEORETISK RAMMEVERK</b>	<b>6</b>
2.1	Investering i humankapital	7
2.2	Modell for utdanningsvalg	7
2.3	Økonomisk vekst og betydningen av FoU	10
2.4	Tilbud og etterspørsel etter ingeniører	12
2.5	Empirisk modell for tilbud og etterspørsel etter ingeniører	13
2.5.1	Relativ etterspørsel etter ingeniører	13
2.5.2	Relativt tilbud av ingeniører	14
2.5.3	Beholdnings- og tilstrømningsdynamikk	14
<b>3</b>	<b>DATA</b>	<b>15</b>
3.1	Datainnsamling	15
3.2	Deskriptiv statistikk	20
3.3	Klargjøring av datasettet	21
3.4	Beregning av livsløpsinntekt for ingeniører	23
3.5	Empiriske metoder for estimering av tilbud og etterspørsel	26
3.5.1	OLS	26
3.5.2	2SLS	26
3.6	Testing av datasettet	27
3.6.1	Stasjonærhet	27
3.6.2	Transformerer av ikke-stasjonære data	28
3.6.3	Utvidet Dickey-Fuller-test	28
3.7	Detrending av tidsserier	31
<b>4</b>	<b>ØKONOMETRISK ANALYSE</b>	<b>31</b>
4.1	Beholdnings- og tilstrømningsanalyse	32
4.2	Etterspørsel etter ingeniører	36
4.2.1	Estimering av etterspørselsfunksjoner for norske ingeniører	38
4.3	Tilbud av ingeniører	42
4.3.1	Estimering av tilbudsfunksjoner for norske ingeniører	46
<b>5</b>	<b>OPPSUMMERING OG KONKLUSJON</b>	<b>49</b>
	<b>REFERANSELISTE</b>	<b>50</b>

## TABELLOVERSIKT

<i>Tabell 3.1-1: Oppsummering av datakilder</i> .....	16
<i>Tabell 3.2-1: Deskriptiv statistikk</i> .....	20
<i>Tabell 3.6-1: Antall lags og test for stasjonæritet</i> .....	30
<i>Tabell 4.1-1: Beholdning- og tilstrømningsdynamikk</i> .....	34
<i>Tabell 4.2-1: Etterspørselsfunksjoner</i> .....	41
<i>Tabell 4.3-1: Tilbudsfunksjoner</i> .....	47

## FIGUROVERSIKT

<i>Figur 1.1-1: Reallønnsutvikling for ingeniører, sivilingeniører og befolkningen generelt</i> ... 3	
<i>Figur 3.1-1: Utviklingen i totale, offentlige og private FoU-investeringer</i> .....	20
<i>Figur 3.4-1: Utviklingen i livsløpsinntekt for sivilingeniører</i> .....	25
<i>Figur 4.1-1: Andel ingeniører og andel nyutdannede</i> .....	33
<i>Figur 4.2-1: Relativ ingeniørlønn mot private FoU-investeringer</i> .....	37
<i>Figur 4.3-1: Andel ingeniørstudenter mot ledige ingeniørstillinger</i> .....	43
<i>Figur 4.3-2: Andel ingeniørstudenter mot relativ lønn</i> .....	44
<i>Figur 4.3-3: Andel ingeniørstudenter mot private FoU-investeringer</i> .....	45

# 1 INNLEDNING

## 1.1 Introduksjon

*«Vi har en klar kapasitetskrise i Norge per i dag, og vi kan komme til å få en verre situasjon når mange går av med pensjon der det er få kompetente som kan utføre oppgavene.»<sup>2</sup>*

*Marianne Harg, avtroppende president i Tekna*

*«Vi deler bekymringen (...) for ingeniørmangelen. NITO varslet allerede for 20 år siden at Norge kom til å få en ingeniørmangel, og vi har siden jobbet med å øke forståelsen for hvor viktig det er at flere unge fordyper seg i matematikk, naturfag og teknologi.»*

*Trond Markussen, president i NITO*

I lengre tid har det pågått en debatt om ingeniørmangel i Norge. Som det fremgår av uttalelsene fra presidentene i de norske ingeniørorganisasjonene NITO og Tekna ovenfor, uttrykkes det bekymring over at det er for få ingeniører på det norske arbeidsmarkedet. Også en rekke norske industribedrifter deler denne oppfatningen. Senest på NHOs årskonferanse ble behovet for flere ingeniører, teknologer og andre realfagsutdannede understreket; norsk næringsliv blir stadig mer høyteknologisk, og ny teknologi krever flere ingeniører og andre med realfaglig kompetanse (NHO, 2013). Ingeniørintensive bransjer hevder dessuten at mangelen er av strukturell karakter og dermed vedvarende (Norsk Industri, 2012).

Hægeland og Skogstrøm (2007) finner imidlertid ikke at det var knapphet på ingeniører og andre realfagsutdannede frem til 2004, i sin studie om kunnskap som grunnlag for verdiskapning. De peker riktignok på en tendens til økt gjennomsnittsalder blant norske ingeniører, men konkluderer med at *«I et velfungerende marked vil en knapphet på en type arbeidskraft slå ut i relative lønninger. Dette vil i sin tur gi signaler til de som skal velge utdanning.»* (s. 32).

Aktualiteten av ingeniørmangel, et stadig mer teknologisk samfunn, og behovet for ingeniører som samfunnsaktører, berettiger en nærmere undersøkelse av arbeidsmarkedet for ingeniører i Norge. Spesifikt vil vi i denne utredningen analysere hvordan

---

<sup>2</sup> Sitatene fra hhv. Tekna og NITO er hentet fra en artikkel i Teknisk Ukeblad 24. oktober 2012 ("INGENIORMANGEL I NORGE - Vil ha GjØrv-kommisjon for kunnskap - tu.no/jobb," n.d.).

markedsmekanismene i arbeidsmarkedet for ingeniører responderer på faktorer som lønn, forskning og utvikling (FoU) og økonomisk vekst. Dette er faktorer som antas å ha betydning for arbeidsmarkedet for ingeniører basert på økonomisk teori og empiri. Vi undersøker hvordan markedsmekanismene responderer på disse faktorene ved å analysere i) hvilken effekt prisen på ingeniørtjenester, FoU-investeringer og relaterte etterspørselsskiftene har på etterspørselen etter ingeniører på det norske arbeidsmarkedet, og ii) hvilken effekt lønn, livløpsinntekt og karrieremuligheter innenfor ingeniøryrket har på tilbuds- og opptaksbeslutninger til ingeniørutdanningen i Norge.

Den empiriske analysen er utarbeidet på grunnlag av norske tidsseriedata for lønn, utdanning, sysselsetting, FoU og BNP fra 1973 til 2010. I første del studeres dynamikken i arbeidsmarkedet for ingeniører og datamaterialets konsistens. Med det menes at andelen av ingeniører på det norske arbeidsmarkedet i et gitt år bør kunne forklares med fjorårets andel av ingeniører, samt inn- og utstrømningen av ingeniører gjennom året. I andre del av analysen estimeres etterspørselsetastisiteter for ingeniører, mens det i siste del av analysen estimeres tilbudsetastisiteter. Resultatene fra analysen presenteres i kapittel 4 og oppsummeres i kapittel 5.

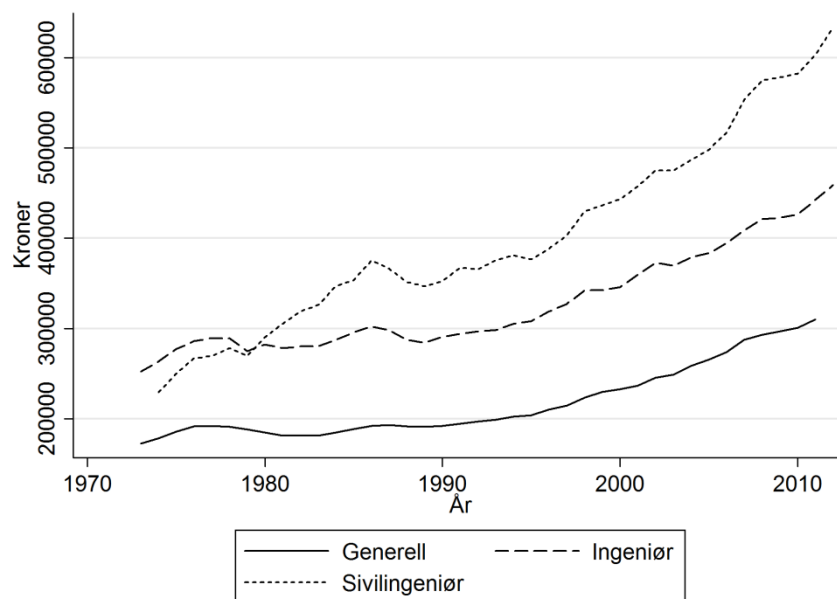
Det har vist seg vanskelig å isolere ingeniører fra personer med teknisk-naturvitenskapelig utdanning. Selv om vitenskapelig personell har et utdanningsnivå som likner ingeniørers, varierer funksjonene og arbeidsoppgavene som utføres betydelig (O'Connell, 1972). Når det likevel opereres med betegnelsen *ingeniør* for alle yrkesgrupper med ingeniørrelatert kompetanse, brukes en relativt bred betegnelse på ingeniører i denne utredningen. Videre sammenliknes ingeniører gjennomgående med den yrkesaktive befolkningen med høyere utdanning. For lønnsdata gjøres imidlertid et skille mellom ingeniører med treårig utdanning (NITO) og sivilingeniører med femårig utdanning (Tekna). En nærmere beskrivelse av tidsserievariablene følger i kapittel 3.

Figur 1.1-1 viser reallønnsutviklingen for privat ansatte ingeniører (NITO) og sivilingeniører (Tekna) samt befolkningen generelt fra 1973 til 2010, med 1998 som basisår. Vi merker oss at reallønnen for ingeniører og sivilingeniører gjennomgående har ligget høyere enn reallønnen for yrkesaktiv befolkning generelt. Reallønnen for sivilingeniører har imidlertid ligget høyere enn reallønnen for ingeniører, bortsett fra før 1980 da reallønnen for ingeniører lå noe høyere enn reallønnen for sivilingeniører. Dette skyldes at statistikken fra Tekna er preget av relativt nyutdannede ingeniører i begynnelsen av perioden.

Videre legger vi merke til at det har vært en positiv reallønnsvekst. Reallønnsveksten synes å ha vært sterkest for sivilingeniører, mens ingeniører i større grad har fulgt reallønnsveksten

til den øvrige yrkesaktive befolkningen. En medvirkende faktor til de observerte forskjellene i reallønnsnivå og reallønnsvekst mellom ingeniører og sivilingeniører, kan være ulik utdanningslengde. Sivilingeniører investerer mer i humankapital, i og med at sivilingeniørutdanningen er femårig, mens ingeniørutdanningen er treårig. En annen medvirkende faktor kan være at ingeniører og sivilingeniører rekrutteres til ulike typer stillinger.

Figur 1.1-1: Reallønnsutvikling for ingeniører, sivilingeniører og befolkningen generelt



Note: Figuren illustrerer reallønnsutviklingen for ingeniører (NITO), sivilingeniører (Tekna) og den generelle yrkesaktive befolkningen i Norge. Den horisontale aksene angir år fra 1973 til 2010, mens den vertikale aksene måler reallønn i 1998-kroner.

Resten av denne utredningen er organisert som følger: I kapittel 1.2 følger en gjennomgang av utvalgt empiri relatert til arbeidsmarkedet for ingeniører. I kapittel 2 presenteres teoretisk bakgrunnsstoff og en empirisk modell for analysen, mens datasettet, estimeringsmetodene og de tilpasningene som er gjort for å klargjøre data til analysen, beskrives i kapittel 3. I kapittel 4 gjennomføres en økonometrisk analyse av arbeidsmarkedet for ingeniører i Norge fra 1973 til 2010, mens kapittel 5 oppsummerer og konkluderer.

## 1.2 Litteraturgjennomgang

I en studie av det amerikanske arbeidsmarkedet for ingeniører presenterer Ryoo og Rosen (1992; 2004) en dynamisk tilbuds- og etterspørselsmodell. Studien viser at modellen forklarer data for amerikanske ingeniører på en svært overbevisende måte. For det første indikerer



studien at amerikanske ingeniører er sensitive overfor faktorer som lønn og FoU. Spesifikt viser studien at etterspørselen etter ingeniører påvirkes av prisen på ingeniørtjenester, FoU og relaterte etterspørselsskiftene. Videre vises det at tilbuds- og opptaksbeslutninger til ingeniørutdanningen påvirkes av karrieremuligheter innenfor yrket, med høye elastisiteter på tilbuds- og etterspørselssiden. Studien påviser en høy grad av samvariasjon mellom antall nye ingeniørstudenter og forventet livsløpsinntekt. Imidlertid viser studien at den årlige tilstrømningen av nye ingeniører til ingeniørutdanningen er relativt lav. Dette kan skyldes høye utdanningskostnader, lange opplæringsperioder og en langvarig yrkeskarriere. Denne kombinasjonen kan forklare hvorfor den langsiktige elastisiteten er betydelig mer elastisk enn den kortsiktige. Følgelig synes skift i etterspørselen å være hovedårsaken til kortsiktige fluktuasjoner i lønn og sysselsetting. Skift i etterspørselen har igjen konsekvenser for det fremtidige arbeidsmarkedet, fordi langsiktige karrieremuligheter og opptak av ingeniørstudenter til utdanningsinstitusjoner påvirkes. Resultatene fra studien antyder at det ikke vil fungere å bruke subsidier for å bygge teknisk talent i forkant av etterspørselen, med mindre de som utformer den offentlige politikken har bedre informasjon om fremtidige markedsforhold enn det markedsdeltakerne har.

Studier av det amerikanske arbeidsmarkedet for ingeniører går imidlertid enda lenger tilbake i tid. Allerede på 1950-tallet ble det hevdet å være ingeniørmangel på det amerikanske arbeidsmarkedet. Dette førte til debatt, og studiene til Blank og Stigler (1957) og Hansen (1961) som fulgte av debatten, var blant de første som så nærmere på markedsaspekter ved yrkesvalg (Ryoo og Rosen 1992; 2004). Fra midten av 1980-tallet ble debatten gjenopptatt; en nedgang i antallet som tok bachelorgrad innenfor ingeniør- og naturvitenskap skapte bekymring. Det var usikkert om det ville bli utdannet tilstrekkelig mange ingeniører til forskning og fortsatt økonomisk vekst (Atkinson, 1990). Likevel ble det allerede i 1959 anført av Arrow og Capron (1959) at mangel på ingeniører ikke ville være vedvarende, men møtes av markedet på sikt.

I en annen studie av det amerikanske arbeidsmarkedet for ingeniører understreker O'Connell (1972) betydningen av identifikasjonsproblemet. Dette problemet oppstår når man utfører regresjonsanalyse med én enkelt likning for å estimere tilbudet av ingeniører. Ettersom tilbud og etterspørsel bestemmes simultant, er de begge funksjoner av den samme lønnsvariabelen. Dermed estimeres ikke bare tilbuds faktorer, men samtidig også etterspørselsfaktorer. Dette fører til et identifikasjonsproblem. O'Connell tilnærmer seg identifikasjonsproblemet ved å konstruere separate tilbuds- og etterspørselsfunksjoner og estimere dem ved hjelp av 2SLS. Ved OLS antar han at identifikasjonsproblemet ikke er

signifikant, mens han ved 2SLS antar at lønnsvariabelen er endogen, slik at lønn og sysselsetting bestemmes simultant. O'Connell sin studie konkluderer med at 2SLS er å foretrekke for å løse identifikasjonsproblemet. Videre påpeker studien at FoU-investeringer er volatile. Dette medfører ustabil etterspørsel etter ingeniører. Sammen med tidsperioden som er involvert for å endre parameterne på tilbudssiden, bidrar volatiliteten til økt sannsynlighet for ulikevekt i arbeidsmarkedet for ingeniører og vitenskapelig personell generelt.

Også Francois og Lloyd-Ellis (2006) ser på FoU-investeringer. De finner at FoU-investeringer er prosykliske, også for bedrifter som ikke har kapitalmangel under nedgangsperioder. Dette bryter med schumpeterianske teorier som antyder at nedgang i produksjonen fører til kreativ destruksjon og teknologisk utvikling.

I takt med den teknologiske utviklingen peker Jones (2002) på et økende behov for ingeniører og vitenskapelig personell. Studien finner at teknologisk fremgang skaper behov for flere ingeniører sammenliknet med det som var tilfellet bare få år tidligere. Et tidsetterslep av nyutdannede ingeniører medfører at tilbudet blir liggende etter etterspørselen, noe som bidrar til et underskudd på ingeniører. Resonnement til Jones bygger på Solow (1957; 1956) sine grunnleggende arbeider innen teorier om økonomisk vekst.

Cain, Freeman og Hansen (1973) påpeker at arbeidsmarkedet for ingeniører er konjunkturutsatt. Deres studie viser at etterspørselen etter ingeniører på det amerikanske arbeidsmarkedet varierer mer enn for mange andre yrker. Ifølge studien skyldes dette at en betydelig andel av amerikanske ingeniører jobber innen produksjon av varige goder. Denne sektoren står for størsteparten av endringene i sysselsetting som følge av konjunktorene.

For å begrense risikoen som konjunktorene utgjør, beveger en relativt stor andel av amerikanske ingeniører seg mot lederroller (Biddle og Roberts, 1994). Lederstillinger er typisk forbundet med høyere lønn og status. Videre finner studien at overgangen til lederstillinger oftere finner sted blant de dyktigste ingeniørene, som trolig er minst påvirket av konjunkturfluktuasjoner. Et skift mot lederroller kan være et signal om høyere humankapital og produktivitet.

Studien til Biddle og Roberts (1994) synes å være relatert til tidligere funn av Freeman (1971). Freeman finner i sin studie av det amerikanske arbeidsmarkedet for de med høyere utdanning at hele 21 % av ingeniørstudentene planlegger å jobbe med økonomi og ledelse. Denne studien utvides til fysikere (1975) og ingeniører (1976), og med disse arbeidene setter Freeman en standard for økonomisk forskning på ingeniører. I sistnevnte studie anvendes humankapitalteori på det amerikanske arbeidsmarkedet for ingeniører. I tillegg benyttes justeringsmekanismer for beholdnings- og tilstrømningsdynamikk hentet fra moderne

investeringsteori. Med dette anvender Freeman arbeidene til Becker (2009, 1962), som beskriver beslutningen om å investere i humankapital på grunnlag av forventninger om økt fremtidig inntekt. Beckers teorier er nærmere beskrevet i kapittel 2.

Imidlertid har økonomer helt siden Adam Smith (2006:75) antatt at aktører foretar valg mellom to yrker ved å sammenlikne forventet nåverdi av inntekt. Også Rosen (1983) og Siow (1984) bygger på denne grunnleggende antakelsen, der sistnevnte trekker inn usikkerhet. Rosen forklarer økt investering i humankapital etter hvert som økonomien utvikler seg med at teknologisk utvikling øker lengden, kompleksiteten og kostnaden ved spesialisering, samtidig med at produktiviteten øker.

Gjefsen et al. (2012) anslår utviklingen i tilbud og etterspørsel etter blant annet ingeniører og sivilingeniører fra 2008 til 2030. Framskrivningene i studien indikerer at det er «... en klar og trolig økende mangel på sivilingeniører, ingeniører, andre realister og personer med fagutdanning rettet inn mot industri og bygge- og anleggsvirksomhet» (s.58). De understreker at det utdannes færre ingeniører enn det som er nødvendig for å opprettholde beholdningen. En mulig forklaring er at denne gruppen har et stort innslag av eldre arbeidstakere som snart går av med pensjon. Til sammenlikning består sivilingeniørene i større grad av yngre arbeidstakere, noe som kan forklare større samsvar mellom tilbud og etterspørsel. Konklusjonene fra denne studien antyder at etterspørselen etter blant annet ingeniører og andre grupper med teknisk-naturvitenskapelig utdanning fra bachelornivå på høyskole eller universitet vil øke sterkere enn tilbudet, forutsatt at utdanningstilbøyelighetene for ingeniører holder seg på dagens nivå. Konklusjonene fra studien bør derfor ikke oppfattes som anslag på faktisk ledighet eller mangel på arbeidskraft. Det bør også påpekes at etterspørselen etter ingeniører og sivilingeniører er sterkt påvirket av at studien forutsetter en nedtrapping av norsk petroleumssektor. Nedtrappingen er forbundet med stor usikkerhet, både med tanke på når og hvor raskt den vil skje.<sup>3</sup>

## 2 TEORETISK RAMMEVERK

I dette kapittelet presenterer vi teoretisk bakgrunnsstoff og en empirisk modell for den økonometriske analysen. Formålet med bakgrunnsstoffet er å gi teoretisk støtte til valg av variabler som kan forklare utviklingen i arbeidsmarkedet for ingeniører i Norge. Første del av kapittelet omhandler humankapitalteori og presenterer en modell for utdanningsvalg. Deretter

---

<sup>3</sup> Nye funn på norsk sokkel etter at denne studien ble publisert kan trolig endret på denne forutsetningen.

drøftes vekstteori og betydningen av FoU. Avslutningsvis forklarer vi, med utgangspunkt i en frikonkurransmodell, lønnsdannelsen på arbeidsmarkedet for ingeniører i Norge.

## **2.1 Investering i humankapital**

Utdanning kan anses som en investering i humankapital. Denne investeringen øker individets produktivitet og forventes å gi økonomisk avkastning i form av høyere lønn og livsløpsinntekt. Becker (1962) skiller mellom generell og bedriftsspesifikk humankapital. Generell humankapital er den delen av en arbeiders humankapital som er like verdifull i alle bedrifter. Bedriftsspesifikk humankapital har derimot bare verdi i den bedriften man jobber i. Dette gjør at man som arbeidstaker bare har incentiv til å investere i generell humankapital. Videre skilles det mellom privatøkonomisk avkastning og samfunnsøkonomisk avkastning. Vi avgrensner oss til privatøkonomisk avkastning, som er lønnen den enkelte mottar som resultat av sin utdanning. Forventet privatøkonomisk avkastning tilsvarer differansen i forventet livsløpsinntekt. Forventet livsløpsinntekt beregnes som nåverdien av inntekten over livsløpet. Denne differansen indikerer hvor mye rikere man forventes å bli i dag hvis man investerer i en gitt utdanning. Livsløpsinntekten består av forventet årlig inntekt for alle år frem til pensjonsalder, fratrukket tapt arbeidsinntekt i studieårene, samt kostnader ved å ta utdanning (Kirkebøen, 2010).

Før vi presenter en modell for yrkesvalg, vil vi gi et eksempel på livsløpsinntekt. Anta to individer, A og B. Individ A tar ingen utdanning og starter å jobbe, og får dermed arbeidsinntekt på et tidligere tidspunkt enn individ B, som tar utdanning. For individ A øker inntekten med mer erfaring, men inntektsøkningen er avtakende og går trolig også noe ned på slutten av yrkeskarrieren. Individ B antas å stå uten arbeidsinntekt før yrkeskarrieren starter. Deretter følger inntekten et tilsvarende mønster som for individ A, men med sterkere lønnsvekst. På ett tidspunkt antas individ B sin inntekt å passere individ A sin inntekt. Frem til dette tidspunktet har individ A høyere inntekt enn individ B. For alle år etter har individ B høyere inntekt (Kirkebøen, 2010).

## **2.2 Modell for utdanningsvalg**

Beslutningen om å investere i utdanning påvirkes av forventet livsløpsinntekt (Willis og Rosen, 1979). For å forstå denne beslutningen vil vi utlede en modell for utdanningsvalg.<sup>4</sup> Modellen vil ikke ta for seg usikkerhet knyttet til individets risiko samt heterogenitet i

---

<sup>4</sup> Modellen tar utgangspunkt i Becker (1962) og Salvanes (2012).

preferanser og produktivitet innen ulike yrker. Imidlertid vil disse faktorene bli diskutert etter at modellen er presentert.

Ifølge modellen opptrer individer økonomisk rasjonelt ved valg av høyere utdanning. Anta et individ som vurderer å investere i utdanning utover videregående opplæring, der

$W_n$  = årlig inntekt etter  $n$  år med utdanning,

$W_{n-1}$  = årlig inntekt før  $n$  år med utdanning,

$C_n$  = årlige kostnader ved utdanning,

$i$  = avkastningskravet til utdanningen,

$T$  = tidspunktet for pensjonering.

Individet velger mer utdanning på grunnlag av en nytte-kostnadsvurdering. Mer utdanning gjør at individet pådrar seg kostnader, mens nytten kommer i form av høyere inntekt senere i livet. Dersom nytten er større enn kostnadene, vil det lønne seg å investere i utdanning, alt annet likt (Kirkebøen, 2010). Følgelig vil individet maksimere netto livsløpsinntekt og ta  $n$  ekstra år med utdanning dersom

$$\sum_{t=1}^{T-n} \frac{W_n - W_{n-1}}{(1+i)^t} = W_{n-1} + C_n \quad (2.2a)$$

Venstre side av likning (2.2a) er nåverdien av ekstra fremtidig inntekt i det  $n$ 'te året med utdanning, evaluert på slutten av året. Høyre side av likningen er alternativkostnaden for det  $n$ 'te året med utdanning, og tilsvarende direkte kostnader og tapt inntekt. En ingeniørstudent vil for eksempel pådra seg direkte kostnader som semesteravgift og pensumbøker, mens de indirekte kostnadene oppstår fordi tiden som investeres i utdanning, har en alternativverdi. Dette skyldes tapt inntekt i årene man er under utdanning. Nyttens reflekteres i høyere lønnsvekst og livsløpsinntekt enn dersom man hadde begynt å jobbe uten utdanning.<sup>5</sup> Yrkesvalg kan derfor betraktes som en investeringsbeslutning: Individet vurderer marginal avkastning av ett ekstra år med utdanning, der kostnaden ved å ta ett ekstra år med utdanning vurderes opp mot verdien av høyere inntekt i fremtiden. Dersom avkastningen av å ta ett ekstra år med utdanning er høyere enn kostnadene, vil individet ta mer utdanning. På denne

---

<sup>5</sup> Kirkebøen (2010) finner i sin studie av forskjeller i livsløpsinntekt mellom utdanningsgrupper at enkelte yrkesgrupper tjener mindre i løpet av livsløpet enn det de ville gjort med bare allmennfaglig videregående som høyeste utdanning. Et eksempel er førskolelærere.

måten får individer med mer utdanning en annen inntektsutvikling over livsløpet enn de med mindre eller ingen utdanning.<sup>6</sup>

Anta nå at  $T$  er stor og at vi ser bort fra årlige kostnader  $C_n$ . Da kan vi forenkle likning (2.2a) til

$$\frac{W_n - W_{n-1}}{i} = W_{n-1} \quad (2.2b)$$

og reorganisere slik at

$$\frac{W_n - W_{n-1}}{W_{n-1}} = i. \quad (2.2c)$$

Likning (2.2c) uttrykker at utdanning velges slik at den marginale internrenten til investeringen er lik avkastningskravet til utdanningen,  $i$ . Siden internrenten er den renten som gir en nåverdi av fremtidige kontantstrømmer lik null, må den marginale internrenten uttrykke renten som er relevant for individet. Vi finner den privatøkonomiske avkastningen til investeringen ved å reorganisere likningen slik at årlig inntekt etter  $n$  år med utdanning,  $W_n$ , blir lik årlig inntekt før  $n$  år med utdanning, vektet med avkastningskravet til utdanningen:

$$W_n = (1 + i)W_{n-1} \quad (2.2d)$$

Anta videre at avkastningen er den samme i alle år slik at <sup>7</sup>

$$i_1 = i_2 = i_3 = \dots = i \quad (2.2e)$$

og

$$W_n = (1 + i)^n W_{n-1}, \quad (2.2f)$$

som ved kontinuerlig tid tilsvarer

$$e^{in} W_{n-1}. \quad (2.2g)$$

Hvis vi nå tar den naturlige logaritmen på begge sider av likning (2.2f) slik at

$$\ln W_n = \ln W_{n-1} + in, \quad (2.2h)$$

sitter vi igjen med uttrykket

$$\ln W_n = \ln W_{n-1} + in + u. \quad (2.2i)$$

Likning (2.2i) uttrykker at årlig inntekt etter  $n$  år med utdanning kan forklares med årlig inntekt før  $n$  år med utdanning, avkastningen på utdanningen og et feilledd  $u$ .

I modellen for utdanning har vi ikke fulgt Siow (1984) som tar hensyn til usikkerhet. Avkastningen på utdanning er imidlertid usikker. For eksempel er det risiko i forbindelse med

---

<sup>6</sup> Beregninger av livsløpsinntekt for ulike utdanninger, viser at grupper med lengre utdanning generelt har høyere livsløpsinntekt, men at det er store forskjeller mellom utdanninger med lik varighet (Kirkebøen, 2010).

<sup>7</sup> Alder-inntektsprofiler tilsier riktignok at den årlige avkastningen på en gitt utdanning øker med alderen. Vi legger imidlertid til grunn konstant årlig avkastning i denne modellen.

studiegjennomføring, uførhet, livslengde og konjunkturutvikling. Individer har også ulike oppfatninger av hva som er idealyrket og ulike evner som gir forskjellig produktivitet i yrker; eksempelvis vil en som er god i matematikk og har interesse for teknologi trolig kunne ha preferanser for ingeniøryrket. Disse faktorene påvirker forventet fremtidig inntekt ved å introdusere usikkerhet og ulikhet mellom individer, og dermed avkastningsforskjeller mellom utdanninger (Kirkebøen, 2010).

La oss nå anta at individet skal velge mellom to utdanninger med lik utdanningslengde, men ulik grad av konjunktursensitivitet. Anta mer spesifikt at den ene utdanningen kvalifiserer for et konjunkturutsatt yrke mens den andre utdanningen kvalifiserer for et ikke-konjunkturutsatt yrke. Eksempelvis vil behovet for lærere trolig være uaffektet av konjunkturer, mens ingeniører innen bygg og anlegg kan oppleve større svingninger. Anta videre at de to utdanningene har identisk forventet neddiskontert inntekt. Det vil si at den neddiskonterte summen av inntekten over livsløpet, dvs. livsløpsinntekten, er den samme. De kan imidlertid ha forskjellig forventet neddiskontert nytte – som forstås som den samlede neddiskonterte nytten over livsløpet – avhengig av individets risikopreferanser, ettersom utdanningene har forskjellig konjunkturpåvirkning.

Modellen vi har presentert for utdanningsvalg tar imidlertid ikke hensyn til forventet neddiskontert nytte. Siden den ene utdanningen kvalifiserer for et mer konjunkturutsatt yrke, eksponeres den for større risiko. Individet vet at det ikke er mulig å forsikre seg mot fremtidig konjunktur nedgang. Hvis det hadde vært mulig å forsikre seg, ville rekrutteringen til det konjunkturutsatte yrket kunne øke, uten at lønningene måtte øke for å kompensere for risikoen. For å bære risikoen knyttet til det konjunkturutsatte yrket – samt at prisstigning vil gjøre inntekter i fremtiden mindre verdt – vil individet kreve økonomisk kompensasjon. Det kan derfor argumenteres for en risikopremie, i form av høyere avkastningskrav på investeringen, for å velge utdanningen som kvalifiserer for det konjunkturutsatte yrket. Dette impliserer at avkastningskravet  $i$  på utdanningen må heves i modellen for yrkesvalg. På den annen side bidrar økonomisk vekst til at inntekter i fremtiden blir mer verdt, noe som trekker i retning av et lavere avkastningskrav (Moen og Semmingsen, 1996). Når vi trekker inn usikkerhet, velger dermed individet yrke på grunnlag av forventet neddiskontert nytte som tar hensyn til individets risikopreferanser.

### **2.3 Økonomisk vekst og betydningen av FoU**

Regjeringen ser på humankapital og forskning som en sentral kilde til økonomisk vekst. Investering i humankapital er viktig for å øke befolkningens kunnskapsnivå og kompetanse,

slik at det skapes grunnlag for innovasjon. Dette behovet er stadig økende, både i privat og offentlig sektor. Mer kunnskap i privat sektor er nødvendig for å konkurrere med aktører fra andre land og for å dra nytte av FoU-resultater fra internasjonale og nasjonale aktører. Mer kunnskap er også viktig for å styrke og opprettholde fremtidig innovasjonsevne og konkurransekraft. I offentlig sektor er investering i humankapital viktig for å møte krav om kvalitet, effektivitet og tilgang til tjenester (Kunnskapsdepartementet, 2009).

Regjeringen får støtte i den økonomiske forskningen. Solow (1957; 1956) viser innenfor økonomisk vekstteori at det ikke er tilgang på kapital og arbeidskraft, men arbeidskraftens produktivitet som er av størst betydning for økonomisk vekst. Veksten i arbeidskraftens produktivitet knyttes ofte til teknologisk utvikling. Teknologisk utvikling forutsetter teknologisk kompetanse, deriblant ingeniører og andre med teknisk-naturvitenskapelig bakgrunn. Videre har humankapital stor betydning for teknologisk utvikling, og er nødvendig for å utvikle, innovere, imitere, implementere og omstille seg til ny teknologi. Dette impliserer at land med høyt nivå på humankapitalen utvikler mer avansert teknologi, som medvirker til høy vekst. Investering i humankapital forventes således å øke arbeiderens produktivitet og dermed lønn. Flere studier støtter opp om sammenhengen mellom investering i humankapital, teknologisk utvikling og økonomisk vekst (Hægeland og Skogstrøm, 2007).

Jones (2002) anvender deler av den grunnleggende forståelsen Solow står for, men vektlegger betydningen av FoU-investeringer. Studien viser til at det er funnet avkastning på total velferd opp mot 50 % for slike investeringer. Studien er til dels motivert av at en stadig økende andel av den amerikanske arbeidsstyrken har blitt ingeniører over perioden 1950 til 1993, og at stadig flere av disse jobber innen FoU.

Nyere empirisk forskning har sett nærmere på FoU. Barlevy (2007) og Wälde og Woitek (2004) finner at FoU-investeringer er relativt prosykliske. Dette gjør at det investeres mer i FoU når det er gode økonomiske tider, og motsatt. Ifølge Francois og Lloyd-Ellis (2006) har resultatene fra denne forskningen blitt tatt som empirisk evidens mot teorier for konjunkturer som baserer seg på schumpeterianske teorier. Schumpeterianske teorier hevder at økonomiske nedgangstider spiller en viktig rolle i å fremme langsiktig produktivitetsvekst, ettersom nedgangstider kan egne seg for å allokere arbeidskraft til mer innovative aktiviteter. Dersom FoU er prosyklisk vil det imidlertid bli investert mindre i FoU i nedgangstider.

O'Connell (1972) påpeker at FoU-investeringer er volatile. Volatiliteten fører til ustabilitet i etterspørselen etter ingeniører. Dette øker sannsynligheten for ulikevekt i arbeidsmarkedet for ingeniører og vitenskapelig personell generelt. Empiriske funn av Ryoo og Rosen (2004; 1992) antyder dessuten at etterspørselen og sysselsettingen av ingeniører på det amerikanske



arbeidsmarkedet kan relateres til variasjonen av midler som brukes på FoU og forsvarsbudsjettet.

Ettersom deler av ingeniørbransjen er konjunkturutsatt (Cain, Freeman og Hansen, 1973; Gjefsen et al., 2012), antas konjunkturutviklingen å påvirke arbeidsmarkedet til norske ingeniører, og dermed hvor tilbøyelige studenter er for å velge ingeniøryrket på grunnlag av belønnings- og risikoincentiver som lønn, livsløpsinntekt og jobbmuligheter. Mens konjunkturfølsomheten trolig er sterkest i bransjer som produksjon av varige goder, bygg- og anlegg, samt olje- og gassnæringen, antas bransjer i tjenesteytende sektor – som sysselsetter flere sivilingeniører – å være mindre konjunkturutsatt (Norsk Industri, 2012). Videre kan det anføres at Norge er en liten åpen økonomi som påvirkes av eksogene faktorer, som for eksempel oljeprisen. Fluktuasjoner i oljeprisen kan bidra til konjunkturrelle svingninger. Siden ingeniører er attraktive for oljesektoren, kan det tenkes at kombinasjonen av høy oljepris og nye oljefunn på norsk sokkel øker etterspørselen etter ingeniører. Trolig vil disse svingningene forplante seg til den potensielle påvirkningsfaktoren for etterspørselen etter ingeniører – FoU-investeringer. Konjunkturrelle svingninger tas dermed hensyn til gjennom FoU som andel av BNP i analysen.

## **2.4 Tilbud og etterspørsel etter ingeniører**

Hensikten med dette delkapittelet er å peke kort på noen mulige teoretiske mekanismer bak lønnsdannelsen på arbeidsmarkedet for ingeniører. I neste delkapittel forklares den empiriske tilbuds- og etterspørselsmodellen som benyttes i analysen.

Vi tar utgangspunkt i et arbeidsmarked med frikonkurranse.<sup>8</sup> Tilbudssiden i arbeidsmarkedet består av arbeidstakerne, som tilbyr sin arbeidskraft. Etterspørselssiden i arbeidsmarkedet består av arbeidsgiveren, det vil si bedriftene som etterspør arbeidskraft. Varen som omsettes i arbeidsmarkedet er arbeidskraften og prisen på arbeidskraften er lønnen. Normalt vil høyere lønn medføre at flere arbeidstakere vil ønske å selge sin arbeidskraft. Dermed vil tilbudet av arbeidskraft øke med lønnen, og omvendt. Etterspørselen etter arbeidskraft er derimot en fallende funksjon av prisen, siden bedriftene vil ansette flere når lønnskostnadene synker, og omvendt.

---

<sup>8</sup> Følgelig trekker vi ikke inn andre teorier for lønnsdannelse som kunne tenkes å være relevante, som effektivitetslønn, turneringsteori og forhandlingsbasert lønn, men holder oss til markedsbasert lønn. Med tanke på forutsetningene for frikonkurranse, dvs. i) homogene varer, ii) prisfaste kvantumstilpassere, iii) full informasjon, iv) fri prisdannelse, v) profittmaksimering og vi) fri etablering, går vi ikke nærmere inn på om disse er oppfylt i tilfellet med ingeniører.

Anta nå at prisen på en ingeniørprodusert vare har økt. Anta i tillegg at bedriftene som produserer denne varen, var i likevekt før prisøkningen på varen; det vil si at bedriften hadde ansatt nøyaktig så mange ingeniører som de ønsket for gitt lønnsnivå. Når bedriftene får en høyere pris på varen, vil de ønske å ansette flere ingeniører.

Et sentralt punkt som avviker fra den normerte modellen for arbeidsmarkedet for ingeniører, er tidsforskyvningen. Når prisen på den ingeniørproduserte varen øker og virksomheter motiveres til å øke produksjonen og ansette flere, vil det normalt ikke være ledige ingeniører. Dette skyldes at ingeniørene må gjennom en flerårig utdanning før de kan tilby sin arbeidskraft. Disse mekanismene fører til en tidsforskyvning som gjør at tilbudet av ingeniører kommer med et etterslep. Denne tidsdimensjonen kan gi ulike utslag på arbeidsmarkedet for ingeniører. Dersom det er en stadig økning i etterspørselen etter ingeniører, kan det tenkes at man ikke klarer å utdanne nok ingeniører, og at det blir en vedvarende forskyvning av likevekten og dermed underskudd på den spesialiserte arbeidskraften (Arrow og Capron, 1959).

## 2.5 Empirisk modell for tilbud og etterspørsel etter ingeniører

Vi vil nå forklare den empiriske modellen som benyttes for å analysere det norske arbeidsmarkedet for ingeniører. Modellen anvendes i kapittel 4.

For å kunne estimere variasjon i tilbud og etterspørsel etter ingeniører, tar vi utgangspunkt i den empiriske modellen til Ryoo og Rosen (2004:119-120) i relative termer. Med relative termer mener vi andelsstørrelser. Fordelen med dette er at vi unngår skalaproblemer, som oppstår hvis man sammenlikner variabler med ulik skala. Modellen er en generell spesifisering av tilbud og etterspørsel etter arbeidskraft, og er tidligere anvendt på det amerikanske arbeidsmarkedet for ingeniører. Den bør derfor også kunne anvendes på arbeidsmarkedet for ingeniører i Norge.

### 2.5.1 Relativ etterspørsel etter ingeniører

Den relative etterspørselsfunksjonen kan uttrykkes som

$$\omega_t = -\alpha_1 n_t + \alpha_2 y_t + v_t, \quad (2.5.1)$$

der  $\omega_t$  er logaritmen til ingeniørlønn relativt til det generelle lønnsnivået i Norge;  $n_t$  er logaritmen til forholdet mellom antall ingeniører og antall med høyere utdanning;  $y_t$  er en etterspørselsskifter, som forholdet mellom FoU-investeringer og BNP;  $v_t$  er et feilledd som inkluderer eventuelle eksogene etterspørselsskiftere; og  $\alpha_1$  og  $\alpha_2$  er parameterne vi vil estimere.

## 2.5.2 Relativt tilbud av ingeniører

Den relative tilbudsfunksjonen kan uttrykkes som

$$\pi_t = \gamma_1 V_t + \gamma_3 \pi_{t-1} + u_t, \quad (2.5.2)$$

der  $\pi_t$  ingeniørutdanningens andel av det totale opptaket av nye studenter ved tidspunkt  $t$ ;  $V_t$  er en tilbudsskifter som fanger opp de økonomiske karriereutsiktene – dvs. avkastningen – innenfor ingeniøryrket relativt til alternative profesjoner;  $\pi_{t-1}$  er ingeniørutdanningens andel av det totale opptaket av nye studenter ved tidspunkt  $t - 1$ ;  $u_t$  er et feilledd som inkluderer eksogene tilbudsskiftere; og  $\gamma_1$  og  $\gamma_3$  er parameterne vi vil estimere. Ettersom  $\pi_t$  kan tolkes som sannsynligheten for at en student velger å bli ingeniør, inkluderer tilbudsfunksjonen alle kohortstørrelseseffekter – størrelser på grupper som velger å studere – som ellers ville blitt behandlet som tilbudsskiftere andre steder i modellen (Ryoo og Rosen, 2004:119).

Videre ønsker vi å bevare en lineær sammenheng mellom beholdningen og tilstrømningen. Derfor approksimerer vi forventede ( $E_t$ ) relative karriereutsikter for ingeniører,  $V_t$ , slik at

$$V_t = E_t \sum_{i=5}^{\infty} \beta^i \omega_{t+i}, \quad (2.5.3c)$$

der  $\beta = (1 - \delta)/(1 - r)$ ,  $r$  er avkastningskravet og  $\delta$  er exitraten – det vil si antall ingeniører som forlater yrket fra ett år til et annet. Ved beregning av livsløpsinntekt for ingeniører i delkapittel 3.4 tar vi utgangspunkt i likning (2.5.3c) og antar at exitraten er null. Dette vil tilsvare en Mincer-likning, som Kirkebøen har som utgangspunkt for sine beregninger (Kirkebøen, 2010; Mincer, 1974).

## 2.5.3 Beholdnings- og tilstrømningsdynamikk

Vi definerer beholdnings- og tilstrømningsdynamikk som «*endringen i beholdningen av ingeniører og inn- og utstrømning av ingeniører til og fra beholdningen*». Endringen i antall ingeniører på det norske arbeidsmarkedet er lik antall nye ingeniører minus antall ingeniører som forlater ingeniøryrket. Siden det tar  $k$  år fra studentene begynner å studere ingeniørfag til de er ferdig utdannet, tillater vi et tidsetterslep på en periode lik  $k$ . Det kan vises (Ryoo og Rosen, 2004:114) at dynamikken i beholdningen og tilstrømningen av ingeniører på arbeidsmarkedet kan uttrykkes som

$$N_{t+k} = (1 - \delta)N_{t+k-1} + s_{t+k}, \quad (2.5.3a)$$

der  $N$  er beholdningen av ingeniører på arbeidsmarkedet;  $\delta$  er fortsatt exitraten. Siste ledd  $s$  er antallet nye ingeniører på arbeidsmarkedet. På grunnlag av denne likningen kan det vises (Ryoo og Rosen, 2004:120) at den *relative* beholdnings- og tilstrømningsdynamikken i arbeidsmarkedet for ingeniører kan uttrykkes som

$$n_{t+k} = a_t n_{t+k} + c_t \pi_t. \quad (2.5.3b)$$

Den relative beholdningen  $n$  er antallet ingeniører på arbeidsmarkedet over antallet med høyere utdanning. Videre er  $a_t = (1 - c_t)(1 - \delta)/(1 - \tilde{\delta})$ , der  $\delta$  og  $\tilde{\delta}$  er ekstrater for henholdsvis ingeniører og resten av befolkningen med høyere utdanning, og  $c_t$  er forholdet mellom nyutdannede med høyere utdanning og resten av befolkningen med høyere utdanning.

## 3 DATA

I dette kapitlet gjør vi rede for datainnsamlingen, og presenterer deskriptiv statistikk fra det endelige, rensede datasettet. Videre forklarer vi hvordan datasettet er bearbeidet og klargjort til analysen. Deretter ser vi nærmere på estimeringsmetodene OLS og 2SLS, samt ulike metoder for å fjerne trender fra tidsseriedata. Kapitlet avrundes med å teste tidsserievariablene i datasettet for stasjonæritet for å undersøke om de kan brukes til regresjonsanalyse.

### 3.1 Datainnsamling

For å analysere arbeidsmarkedet for ingeniører i Norge, har vi benyttet tidsserier fra flere ulike datakilder. Datakildene er oppsummert i Tabell 3.1-1 nedenfor.

Tabell 3.1-1: Oppsummering av datakilder

Datakilde	Forkortelse	Tidsserievariabel	Beskrivelse
Teknisk-naturvitenskapelig forening	Tekna	Lønn (for sivilingeniører i privat sektor)	Inngår i beregning av gjennomsnittlig ingeniørlønn og livsløpsinntekt for ingeniører.
Norges Ingeniør- og Teknologorganisasjon	NITO	Lønn (for ingeniører i privat sektor)	Inngår i beregning av gjennomsnittlig ingeniørlønn og livsløpsinntekt for ingeniører.
The Organisation for Economic Co-operation and Development	OECD	Lønn (generell befolkning)	Inngår i beregning av gjennomsnittlig lønn i den norske befolkningen.
Norsk samfunnsvitenskapelig datatjeneste	NSD	Utdanning (i arbeidsstyrken), sysselsetting	Gjennom NSD ble det gitt adgang til Arbeidskraftundersøkelsen (AKU), som inngår i beregning av ingeniørandel.
Arbeids- og velferdsforvaltningen	NAV	Sysselsetting (ledige stillinger), arbeidsledighet	Inngår i beregning av hhv. relativ sysselsetting og arbeidsledighet for ingeniører.
Norges Bank	NB	BNP	Inngår i beregning av reelt BNP.
Statistisk sentralbyrå	SSB	Investeringer (olje og gass)	Inngår i de alternative instrumentene investeringer i olje og gass som andel av BNP.
Nordisk institutt for forskning og utvikling	NIFU	Utdanning (nyutdannede), FoU (investeringer)	Inngår i beregning av hhv. totale og private FoU-investeringer som andel av BNP.

*Note:* Tabellen oppsummerer datakildene og variablene fra det endelige, rensede datasettet som brukes i analysen av arbeidsmarkedet for ingeniører i Norge.

Tidsseriene omfatter perioden 1973 til 2010, som var den lengste tilgjengelige tidsserien med sammenlignbare data. I det følgende gis en nærmere beskrivelse av tidsserievariablene *lønn*, *livsløpsinntekt*, *utdanning*, *sysselsetting*, *BNP* og *FoU* som benyttes i analysen, samt en redegjørelse for hvordan de er samlet inn.

### 3.1.1 Lønn

Vi bruker årlig gjennomsnittsinntekt for ingeniører på det norske arbeidsmarkedet som en proxy for prisen på en ingeniør, som vil tilsvare lønnen pluss andre kostnader ved en

ansettelse.<sup>9</sup> Tallene for årlig gjennomsnittsinntekt er hentet fra ingeniørorganisasjonene Norges Ingeniør- og Teknologorganisasjon (NITO) og Teknisk-naturvitenskapelig forening (Tekna), som fører lønnsstatistikk for henholdsvis ingeniører og sivilingeniører.<sup>10</sup>

Forskjellen mellom NITO og Tekna bør påpekes. Tekna er en fagforening for medlemmer med masterutdanning innenfor teknologi og naturvitenskap. Tekna har over 61 000 medlemmer, og sivilingeniører er den største medlemsgruppen (Tekna, 2013). NITO er Norges største organisasjon for ingeniører og teknologer, med over 70 000 medlemmer, hvorav 33 000 i privat sektor. Medlemskap i NITO krever bachelorgrad eller høyere utdanning, med minimum 60 studiepoeng i teknologiske fag, eller tilsvarende dokumentert realkompetanse (NITO, 2013).

Tilgang til lønnsstatistikkene bør også nevnes. I utgangspunktet er lønnsstatistikken til Tekna forbeholdt medlemmer. Etersom vi ikke er medlemmer, sendte vi en forespørsel til Tekna om tilgang til lønnsstatistikken. Etter å ha fått positiv respons, fikk vi tilsendt detaljert statistikk for tidsperioden. Lønnsstatistikken fra NITO fikk vi tilsendt fra organisasjonen. I motsetning til Tekna, oppga NITO kun årlig gjennomsnittsinntekt, ikke årlig medianinntekt.<sup>11</sup> Vi har derfor gjennomgående brukt *gjennomsnittet* av tidsseriene for årlig gjennomsnittsinntekt for henholdsvis ingeniører og sivilingeniører. Ulempen med årlig gjennomsnittsinntekt er at gjennomsnittet er mer ustabilt overfor ekstreme observasjoner i datasettet, for eksempel som følge av målefeil. Ekstreme lønnsobservasjoner forventes å trekke gjennomsnittet opp, slik at prisen på en ingeniør blir overvurdert sammenliknet med årlig medianinntekt. Vi har imidlertid kontrollert for urimelig store utslag fra de enkelte årskullene i lønnsstatistikken fra Tekna. Trolig vil det også være godt samsvar mellom variasjonen i gjennomsnittsinntekt og medianinntekt. Vi finner at de to seriene til Tekna korrelerer med 99,99 % og at medianlønnen i gjennomsnitt utgjør 96,64 % av gjennomsnittslønnen. Følgelig er ekstreme observasjoner trolig ikke et problem i lønnsseriene vi benytter.

---

<sup>9</sup> En proxy er en observerbar variabel som er relatert, men ikke identisk til en uobserverbar forklaringsvariabel i en regresjonsanalyse (Wooldridge, 2008:844).

<sup>10</sup> Når vi bruker begrepene lønn og inntekt om hverandre, bør det påpekes at inntekt er et videre begrep enn lønn. Samlet inntekt består av yrkesinntekt (lønnsinntekt og næringsinntekt), kapitalinntekt og overføringer som bostøtte, barnetrygd, arbeidsledighetstrygd mv. Lønn omfatter kun godtgjørelser fra arbeidsgiver for utført arbeid (Barne- og Likestillingsdepartementet, 2008). Vi legger definisjonen av lønn til grunn.

<sup>11</sup> NITO oppga heller ikke spredning og percentiler i lønnsstatistikken.

For å kunne sammenlikne lønnen til ingeniører med det generelle lønnsnivået i befolkningen, bruker vi tall for årlig gjennomsnittlig inntekt for yrkesaktiv befolkning generelt. Tallene er hentet fra OECD sin lønnsstatistikk. Vi sammenlikner gjennomsnittlig lønnsnivå for ingeniører med det generelle lønnsnivået i Norge, og ikke med det generelle lønnsnivået for de med høyere utdanning tilsvarende høyskole eller universitet. Dette er naturligvis ikke optimalt, ettersom vi helst ønsker å sammenlikne avlønning i ingeniørbransjen med andre yrker som krever høyere utdanning. Trolig er denne problematikken størst i starten av serien, siden andelen av den norske befolkningen som tar høyere utdanning økt over tid, slik at forskjellen mellom generelt lønnsnivå for yrkesaktiv befolkning og generelt lønnsnivå for yrkesaktiv befolkning med høyere utdanning trolig er blitt mindre i løpet av tidsperioden vi ser på. Dette vil likevel ikke påvirke resultatene, gitt at ikke det er signifikant større variasjon i lønnen til de med høyere utdanning.

### **3.1.2 Livsløpsinntekt**

For å beregne forventet livsløpsinntekt for sivilingeniører, benytter vi lønnsstatistikken fra Tekna som beskrevet tidligere. Følgelig legger beregningen til grunn gjennomsnittlig årlig inntekt for ingeniører. I kapittel 3.4 går vi nærmere inn på hvordan forventet livsløpsinntekt for ingeniører er beregnet.

### **3.1.3 Utdanning**

Den relative andelen av nyutdannede ingeniører på det norske arbeidsmarkedet fremkommer ved å ta utgangspunkt i antallet som tar en høyere grad innenfor ingeniørrelaterte fag. Dette antallet ses i forhold til tall for antall grader fra alle andre fagfelt for å få andelen av nyutdannede ingeniører. Tallene er hentet fra Nordisk institutt for studier av innovasjon, forskning og utdanning (NIFU). NIFU har ikke har tall for kategorien *ingeniør*. I stedet opererer de med tall for antall grader innenfor kategorien *naturvitenskap og teknologi*. Dette medfører at vi bruker betegnelsen ingeniør for alle grader med teknisk-naturvitenskapelig kompetanse, som for eksempel biologer og kjemikere. Utdannede ingeniører kategoriseres derfor relativt bredt. På den annen side kan de som blir ingeniører være en tilnærmet konstant andel av de som tar en teknisk-naturvitenskapelig utdanning. Med en gjennomsnittlig andel på 43,21 %, finner vi at den samsvarer med det faktiske antallet ingeniører med 99,17 %.<sup>12</sup>

---

<sup>12</sup> Disse tallene er basert på samsvaret mellom andelen som oppgir å være ingeniør mot andelen som har en teknisk-naturvitenskapelig utdanning i AKU-datasettet.

Vi har i utgangspunktet ikke tall for opptak av studenter til ingeniørutdanningen. Antas imidlertid tilstrømningen av studenter til ingeniørutdanningen å følge utstrømningen av nyutdannede ingeniører til arbeidsmarkedet i stor grad, kan antall uteksaminerte fra NIFU tidsforskyves med fem perioder. Spesifikt forutsettes det at *i*) ingen dropper ut av ingeniørstudiet og *ii*) alle fullfører på normert tid. Alternativt kan vi anta at disse størrelsene ikke korrelerer med noen av de underliggende etterspørselsdriverne, slik at de vil fremstå som tilfeldig støy.

### **3.1.4 Sysselsetting**

Tall for andelen av ingeniører på det norske arbeidsmarkedet er hentet fra arbeidskraftundersøkelsen (AKU). Gjennom Norsk samfunnsvitenskapelig datatjeneste (NSD) har vi fått tilgang til deler av datamaterialet fra AKU for 1973 til 2010. Arbeidsmarkedsstatistikken fra AKU utarbeides av Statistisk Sentralbyrå (SSB), og baseres på forholdsvis omfattende spørreundersøkelser av et representativt utvalg av befolkningen som antas å kunne være i arbeid, dvs. i alderen 16 til 74 år. Formålet med AKU er bl.a. å beskrive utviklingen i sysselsetting, og AKU gir antakelig den viktigste oversikten over utviklingen på det norske arbeidsmarkedet (Bø og Håland, 2002).

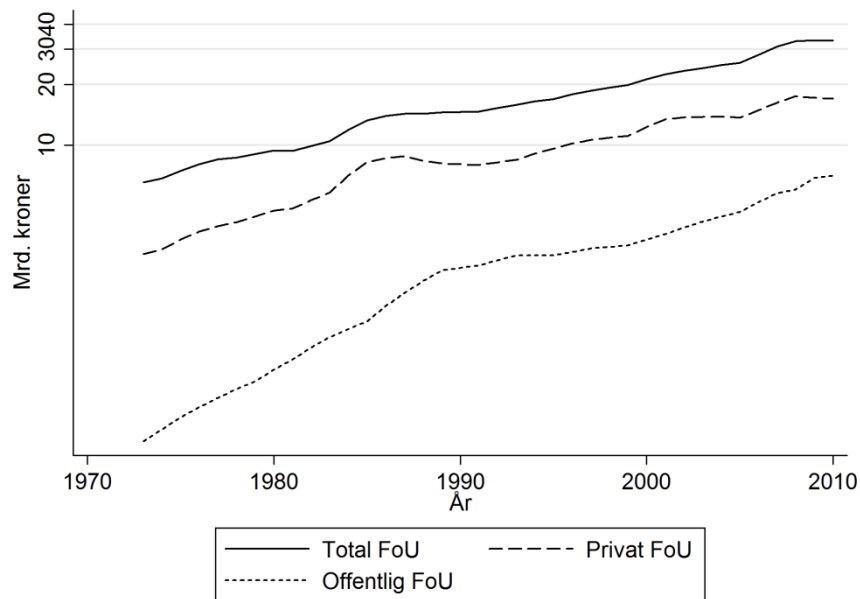
### **3.1.5 Bruttonasjonalprodukt (BNP) og forskning og utvikling (FoU)**

Utviklingen i BNP over tid er hentet fra Norges Banks historiske dataserier. Tall for FoU-investeringer er hentet fra NIFU. Tallene rapporteres annet hvert år; derfor har vi interpolert observasjoner for halve perioden.

Utviklingen i totale, offentlige og private FoU-investeringer fra 1973 til 2010 er illustrert i Figur 3.1-1, med 1998 som basisår. Figuren viser at det har vært en økning i FoU-investeringer over tid. Vi legger merke til at private FoU-investeringer har ligget på et høyere nivå enn offentlige FoU-investeringer. Som nevnt i delkapittel 2.3 finner Barlevy (2005) og Wälde og Woitek (2004) at FoU-investeringer er relativt prosykliske – dvs. at investeringene følger konjunkturutviklingen. Privat sektor bevilger trolig mindre til FoU i økonomiske nedgangstider, selv blant bedrifter med solide overskudd (Francois og Lloyd-Ellis, 2006). Det offentlige kan i større grad opprettholde investeringsnivået i økonomiske nedgangstider for å stimulere til økt vekst i økonomien (kontrasyklisk). I analysen benyttes tall for private FoU-investeringer som andel av BNP.



Figur 3.1-1: Utviklingen i totale, offentlige og private FoU-investeringer



Note: Figuren viser utviklingen i totale, offentlige og private FoU-investeringer. Den vertikale akse er oppgitt på logaritmisk skala i milliarder 1998-kroner, mens den horisontale akse angir år fra 1973 til 2010.

### 3.2 Deskriptiv statistikk

Tabell 3.2-1: Deskriptiv statistikk

Variabel	Observasjoner	Gjennomsnitt	Standardavvik	Minimum	Maksimum
Reelt BNP	38	1097006	429023	585541	2079537
FoU/BNP privat sektor	38	0.008	0.002	0.005	0.010
Andel nyutdannede ingeniører	38	0.387	0.067	0.244	0.490
Relativ ingeniørlønn	38	1.776	0.209	1.285	1.961
Andel ingeniører på arbeidsmarkedet	38	0.199	0.022	0.156	0.252

Note: Tabellen viser deskriptiv statistikk for det endelige, rensede datasettet. Antall årlige observasjoner, gjennomsnitt, standardavvik og minimums- og maksimumsverdier er oppgitt for variablene «Reelt BNP», «FoU/BNP privat sektor», «Andel nyutdannede ingeniører», «Relativ ingeniørlønn» og «Andel ingeniører på arbeidsmarkedet». «Reelt BNP» er oppgitt i millioner 1998-kroner.

Tabell 3.2-1 viser deskriptiv statistikk for variablene i det endelige, rensede datasettet. Som vi ser, har vi 38 årlige observasjoner for alle variablene. Dette er årlige observasjoner fra perioden 1973 til 2010.

Vi legger spesielt merke til den høye andelen nyutdannede ingeniører. Andelen har variert mellom 49 % (0,490) og 24,4 % (0,244). Siden stadig flere utdanningsinstitusjoner har blitt inkludert i statistikken, forventer vi at andelen nyutdannede med teknisk-naturvitenskapelig utdanning synker over tid.<sup>13</sup> Ingeniører er dessuten bredt klassifisert innenfor en kategori som omfatter flere andre yrkesgrupper. Med økt detaljnivå forventer vi at andelen nyutdannede ingeniører synker over tid. Det store avviket mellom høyeste og laveste andel bidrar til at den gjennomsnittlige andelen som studerer teknisk-naturvitenskapelige fag er beregnet til 38,7 %, med et standardavvik på 6,7 %. Selv om variasjonen over perioden kan virke dramatisk, synes imidlertid ikke andelen urimelige.

Andelen av ingeniører på arbeidsmarkedet for de med høyere utdanning på samme nivå har variert mellom 15,6 % og 25,2 %, med et gjennomsnitt på 19,9 %. Videre har den relative ingeniørlønnen i gjennomsnitt ligget 77,6 % høyere enn det generelle lønnsnivået. Basert på minimums- og maksimumsverdier, har ingeniører tjent mellom 28,5 % og 96,1 % mer enn den generelle befolkningen. Disse tallene synes å være i samsvar med reallønnsutviklingen for ingeniører, sivilingeniører og den generelle befolkningen som illustrert i Figur 1.1-1 innledningsvis.

Videre oppgis gjennomsnittlig BNP over perioden til 1097 milliarder 1998-kroner. BNP har variert mellom 585 milliarder 1998-kroner og 2079 milliarder 1998-kroner fra 1973 til 2010. Private FoU-investeringer som andel av BNP har på sin side utgjort 0,8 % i gjennomsnitt, og variert mellom 0,5 % og 1,0 %.

Tallverdiene for variablene fra det endelige, rensede datasettet synes å være akseptable og i tråd med økonomisk intuisjon. Vi konkluderer derfor med at det er grunnlag for å analysere variablene nærmere med utgangspunkt i de dataseriene vi har.

### **3.3 Klargjøring av datasettet**

Før variablene analyseres nærmere, vil vi først redegjøre for hvordan vi har kommet frem til det endelige, rensede datasettet. Bearbeiding av datasettet er en forutsetning for en konsistent analyse. For å komme frem til det endelige, rensede datasettet, foretok vi en pre-prosessering av det opprinnelige datasettet. Pre-prosessering omfatter blant annet rensing, normalisering og transformering av data.

---

<sup>13</sup> Eksempelvis er Universitetet for miljø og biovitenskap (UMB), Norges veterinærhøgskole, Norges Idrettshøgskole, Det Teologiske Menighetsfakultet og Misjonshøgskolen inkludert fra 2005.

Vi begynner med NITO sin lønnsstatistikk. Denne korrelerer nesten perfekt (99,9 %) med den generelle lønnsutviklingen, men ligger i gjennomsnitt 47,2 % høyere. Dette gjør at serien tilfører svært lite variasjon til datasettet; derfor er denne tidsserien ekskludert fra den statistiske analysen. Relativ ingeniørlønn baseres dermed på det aritmetiske gjennomsnittet av Tekna-medlemmer sin lønn som andel av det generelle lønnsnivået i Norge. Denne statistikken inkluderer lønninger for ingeniører som har avlagt eksamen i perioden 1972 til 2011. Dette medfører at gjennomsnittlig erfaring for gruppen gjennomsnittet er kalkulert fra, er synkende bakover i tid.

For å kunne benytte variasjonen fra AKU over tid, har vi skjøtet de årlige datasettene fra AKU-undersøkelsene. Sammenslåingen omfatter omkoding av flere variabler på grunn av ulike skjemaskifter hos SSB. Omkoding kan føre til uventet variasjon i dataseriene. Totalt har vi om lag 2,6 millioner observasjoner fra perioden, hvorav 2,3 millioner har rapportert utdanning og 1,6 millioner har oppgitt yrke.

Variablene for utdanning er i hovedsak basert på Norsk standard for utdanningsgruppering (NUS). NUS ble revidert i 1973, 1989 og 2000. Tallene før 1976 kan være problematiske å benytte, fordi denne perioden er basert på en tidligere versjon av NUS. For øvrig er det relativt uproblematisk å slå sammen variablene for utdanning. De samme kategoriene eksisterer over alle årene, men på forskjellig detaljnivå. Imidlertid mangler nivåinndeling av høyere utdanning for perioden 1988 til og med 1995. Dette legger begrensninger på utdanningskravene vi kan sette for å bli klassifisert som ingeniør.

Omkodingen av yrkesdataene har vært mer utfordrende. Før 1996 er yrkesvariablene basert på den utdaterte standarden Nordisk Yrkesklassifisering, som bygger på «International Standard Classification of Occupations» (ISCO) fra 1958. Siden 1996 har klassifiseringen fulgt Standard for Yrkesklassifisering (STRYK), som er utarbeidet innenfor rammeverket til ISCO-88. Variabelen for yrkesklassifisering mangler for 1991, så her benytter vi lineær interpolering. Den endelige variabelen består av 15 yrkeskategorier, hvorav to for ingeniører og teknikere.

Antallet observasjoner innenfor de to ingeniørkategoriene, gitt at de har en utdanning på minst tredje nivå innen høyere utdanning, ble aggregert opp per år. Deretter ble dette antallet delt på antallet som har oppgitt yrke og utdanning på tilsvarende nivå uavhengig av fagretning. Bakgrunnen for å velge høyere utdanning på tredje nivå er at dette samsvarer med sivilingeniørutdanningen, som vi gjennom å droppe NITO sine lønnstall implisitt har valgt å fokusere på. Siden det ikke foreligger detaljerte nok data for utdanning i perioden 1988 til 1995, interpolerte vi disse årene basert på tilsvarende tall for alle med høyere utdanning.

Seriene for ingeniører innen de to kategoriene med ulikt nivå på utdanning, er 98,14 % korrelerte, men serien for de høyere utdannede ingeniørene har større relativt standardavvik. Denne interpolerte serien benyttes som beholdning av ingeniører i analysen.

Tall for FoU-investeringer er interpolert for manglende verdier. Dette er en semiårlig serie, og interpolering mellom de observerte verdiene vil kunne gi en god indikasjon på den faktiske størrelsen. Bearbeidingen av serien medfører at den varierer mindre enn den reelle størrelsen trolig ville gjort. Videre er kostnadene omformet fra nominelle til reelle størrelser med 1998 som basisår. Dette er også gjort for BNP-observasjonene. Deretter har vi generert andelstallene fra disse seriene.

### 3.4 Beregning av livsløpsinntekt for ingeniører

I delkapittel 2.2 presenterte vi en modell for utdanningsvalg, og viste til at beslutningen om å investere i utdanning påvirkes av forventet livsløpsinntekt (Willis og Rosen, 1979). Vi vil nå beregne livsløpsinntekt for ingeniører på det norske arbeidsmarkedet. Under forutsetningen om en exitrate lik null vil likning (2.5.3c) tilsvare (2.2a) for en gitt utdanningslengde i relative bruttostørrelser. Vi tar utgangspunkt i likning (2.5.3c), men setter exitraten til null og ser bort fra andeler inntil videre, slik at forventet livsløpsinntekt er gitt ved

$$E_t \sum_{i=5}^{\infty} \kappa W_{t+i}. \quad (3.4)$$

Likning (3.4) uttrykker at forventet livsløpsinntekt er summen av årsinntekten  $W$  for alle yrkesaktive år  $t$  over livsløpet vektet med en diskonteringsfaktor  $\kappa = (1/(1+r))^t$ . Diskonteringsfaktoren avhenger av avstanden i tid  $t$  fra individet begynner yrkeskarrieren til individet går av med pensjon, samt en diskonteringsrente  $r$ , som er avkastningskravet til utdanningen.<sup>14</sup>

Videre antas årsinntekten å øke med avstanden i tid  $t$ . Dette skyldes at erfaring forventes å øke med alderen. Med mer erfaring akkumulerer individet mer humankapital, som antas å øke individets produktivitet, som igjen medfører økt inntekt (Becker, 1962). Slike erfaring-inntektsprofiler brukes for å predikere hvordan fremtidig inntekt utvikler seg, og for å skildre hvordan inntekt typisk endrer seg over livsløpet; gjennomsnittsinntekten øker raskt i yngre år, før den når en inntektstopp når individene gjerne er i 40-årene, for deretter å avta noe mot slutten av yrkeskarrieren (Kirkebøen, 2010). Erfaring kan imidlertid ikke observeres direkte,

---

<sup>14</sup> Det bør bemerkes at årsinntekter som kommer sent i livsløpet neddiskonteres tyngre enn årsinntekter som kommer tidlig. Dermed vil inntekter som kommer tidlig i yrkeskarrieren tillegges større betydning i likning (3.4).

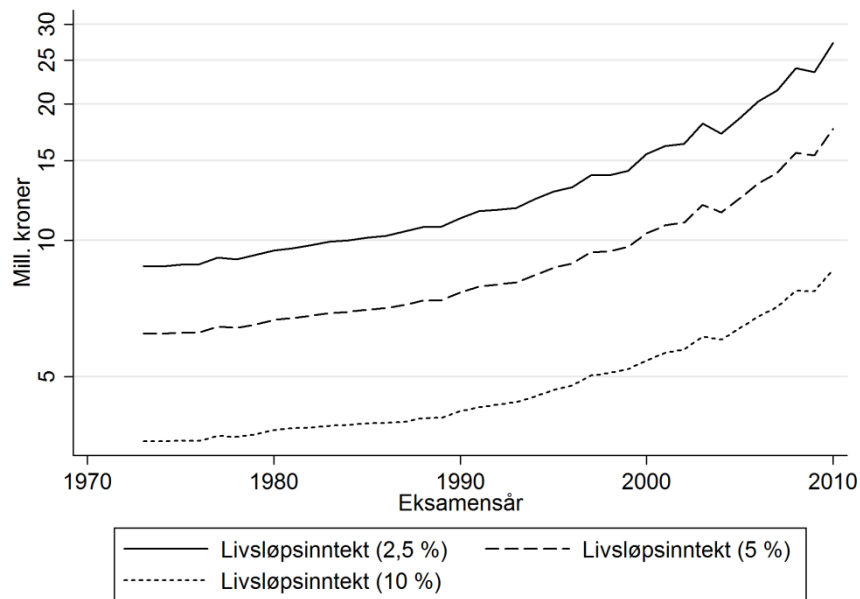
og vi benytter derfor tid etter eksamen som en proxy på hvor mye erfaring en yrkesaktiv har opparbeidet seg.

Det er to hovedtilnærminger for å beregne livsløpsinntekt, ifølge Kirkebøen (2010). Den ene tilnærmingen er å studere individer over lang tid og summere faktisk observert inntekt (Raaum et al., 1999). Den andre tilnærmingen er å observere mange individer med forskjellig alder og yrkeserfaring på ett tidspunkt eller over en kort periode, og deretter beregne inntektsprofiler fra antagelser om tilsvarende inntektsutvikling mellom generasjoner (Moen et al., 1996). Vi benytter den første tilnærmingen, mens Kirkebøen bruker en mellomting av de to. I likhet med Kirkebøen (2010) forutsetter vi at utdanning gjennomføres på normert tid i starten av livsløpet. Deretter mottar individene yrkesinntekt og samler erfaring i alle år frem til pensjonsalder – etter pensjonsalder ser vi bort fra inntekt. Videre antar vi at samtlige individer er yrkesaktive i 30 år før de pensjonerer seg. Dette betyr at vi holder antall yrkesaktive år konstant og lik 30 i likning (3.4). Vi ser også bort fra skatt, og legger dermed brutto livsløpsinntekt til grunn. Dette gjør at livsløpsinntekten gjennomgående overvurderes, ettersom de yrkesaktive sitter igjen med en lavere livsløpsinntekt etter skatt.<sup>15</sup> Vi vurderer også ulike avkastningskrav. Kirkebøen (2010) legger 2,5 % og 5 % til grunn, mens Ryoo og Rosen (2004) benytter 10 %. For å gjøre en selvstendig vurdering, benytter vi både 2,5 %, 5 % og 10 %.

---

<sup>15</sup> Det kan også bemerkes at dersom to yrker har ulik inntekt, kan det tenkes at de beskattes forskjellig. Med et progressivt skattesystem skatter man eksempelvis mer desto høyere inntekten er. Dersom et yrke har lavere inntekt og lavere beskatning enn et yrke med høyere inntekt og høyere beskatning, kan det tenkes at livsløpsinntekten mellom de to yrkene etter skatt ikke blir så forskjellig som forskjellen i livsløpsinntekt før skatt skulle tilsi.

Figur 3.4-1: Utviklingen i livsløpsinntekt for sivilingeniører



Note: Figuren viser utviklingen i livsløpsinntekt for sivilingeniører. Den vertikale aksene er oppgitt på logaritmisk skala i millioner 1998-kroner, mens den horisontale aksene angir eksamensår fra 1973 til og med 2010.

Figur 3.4-1 viser hvordan livsløpsinntekten for sivilingeniører har utviklet seg de siste 38 årene. En sivilingeniør som ble uteksaminert i 1973 kunne forvente å tjene mellom 3,6 og 8,8 millioner 1998-kroner de neste 30 årene avhengig av avkastningskrav, mens det tilsvarende intervallet for 2010 var 8,6 til 27,2 millioner. Utregningen antar at ingeniørene forblir yrkesaktive i 30 år og baserer seg på lønnsdata for uteksaminerte kandidater fra 1973 til 2011, slik at en økende andel av de årlige inntektsobservasjonene er interpolerte eller ekstrapolerte. Til sammenligning finner Kirkebøen (2010) en livsløpsinntekt på om lag 13,5 millioner for sivilingeniører med 2,5 % avkastningskrav. Kirkebøens utregning er basert på data fra perioden 1989 til 1998. Vi finner nesten tilsvarende livsløpsinntekt; beregningen for 1998 ved 2,5 % diskonteringsrate er 13,9 millioner.

Hægeland og Møen (2007) estimerer også lønnsprofiler for utvalgte utdanninger. De finner at ingeniørutdanning har en lavere relativ avkastning enn andre humankapitalintensive utdanninger som medisin, økonomi og juss. Ingeniørutdanning fremstår derfor som mindre økonomisk attraktivt. Dette impliserer at prismekanismen i arbeidsmarkedet for høyt utdannet arbeidskraft ikke gir betydelige insentiver for å velge ingeniørutdanning.

## 3.5 Empiriske metoder for estimering av tilbud og etterspørsel

I den økonometriske analysen estimerer vi tilbud og etterspørsel etter ingeniører på det norske arbeidsmarkedet. Estimeringsmetodene vi benytter, er OLS (*Ordinary Least Squares*) og 2SLS (*Two Stages Least Square*). I det følgende forklares disse to metodene.<sup>16</sup>

### 3.5.1 OLS

Innenfor anvendt økonometri er OLS er den vanligste metoden for å estimere parameterne i lineære regresjoner. OLS estimerer parameterne ved å minimere summen av de kvadrerte residualene, der residualene er det kvadrerte avviket mellom observasjonene og den lineære regresjonen. OLS bygger på strenge forutsetninger som må være til stede for at metoden skal gi gyldige estimater. De to viktigste forutsetningene for konsistente estimater er at feilleddene har gjennomsnitt lik null,

$$E(u_t) = 0, \quad (3.5a)$$

og at det ikke er korrelasjon mellom feilleddet  $u_i$  og de uavhengige forklaringsvariablene  $x_t$ ,

$$Cov(u_i, x_t) = 0. \quad (3.5b)$$

For å kunne anta at det som måtte være igjen av uforklart variasjon i feilleddet ikke er relatert til de uavhengige forklaringsvariablene, bør det ideelt sett kontrolleres for at tilstrekkelig antall faktorer inkluderes. Det bør også kunne argumenteres for at andre potensielle kilder til endogenitet, som målefeil og samtidighet, ikke er et alvorlig problem.

Dersom feilleddet korrelerer med én eller flere uavhengige forklaringsvariabler, er OLS ikke lenger beste lineære forventningsrette estimator. Dette vil kunne skje dersom man estimerer simultane funksjoner som tilbud og etterspørsel etter ingeniører, fordi de er funksjoner av lønnen. Dersom vi uttrykker ingeniørlønningene på bakgrunn av bare én side av dette markedet, vil vi derfor få et identifikasjonsproblem (O'Connell, 1972).

### 3.5.2 2SLS

Når forutsetningene for OLS ikke er oppfylt, kan 2SLS være en alternativ estimeringsmetode. 2SLS benytter instrumentvariabler for å håndtere problemer med endogenitet i én eller flere forklaringsvariabler. Denne metoden kan benyttes for å estimere tilbud og etterspørsel simultant, og kan dermed løse identifikasjonsproblemet.<sup>17</sup> Den kan benyttes uavhengig av om

---

<sup>16</sup> Kapitlene 3.5.1 og 3.5.2 bygger på Wooldridge (2008).

<sup>17</sup> *Instrumentvariabler*: «I en likning med en endog forklaringsvariabel, er en instrumentvariabel (IV) en variabel som ikke vises i likningen; er ukorrelert med feilleddet i likningen; og er (delvis) korrelert med den endogene forklaringsvariablen (Wooldridge 2008:840).

instrumentvariabelen  $x$  og feilleddet  $u$  er korrelerte.<sup>18</sup> Dersom  $x$  er ukorrelert med  $u$  bør imidlertid OLS benyttes, fordi OLS i slike tilfeller gir skarpere estimater med mindre varians.

To forutsetninger må være oppfylt for å benytte instrumentvariabler. Den ene forutsetningen er at instrumentet er utelatt fra likningen og eksogent gitt. Dette krever argumentasjon ut fra økonomisk teori. Spesifikt må instrumentvariabelen  $z$  være ukorrelert med feilleddet  $u$ ,

$$\text{Cov}(z, u) = 0. \quad (3.5c)$$

Den andre forutsetningen er at instrumentet har signifikant betydning for de endogene, uavhengige forklaringsvariablene i regresjonen, noe som kan testes. Spesifikt må instrumentvariabelen  $z$  være korrelert med  $x$ ,

$$\text{Cov}(z, x) \neq 0. \quad (3.5d)$$

Det vanligste alternativet til 2SLS er GMM (*Generalized Method of Moments*). Dette er en mer generell metode som tillater vektning av instrumentene. 2SLS kan sies å være et spesialtilfelle av GMM der antall instrumenter er lik antall endogene variabler. Ettersom vi benytter få instrumenter relativt til endogene variabler vil resultatene trolig være marginalt forskjellig.

### 3.6 Testing av datasettet

I delkapittel 3.2 konkluderte vi med at det var grunnlag for å analysere variablene nærmere med utgangspunkt i de dataseriene vi har. Siden det normalt er et krav om at tidsseriene er stasjonære, undersøkes dette nærmere.<sup>19</sup>

#### 3.6.1 Stasjonærhet

En stasjonær tidsserie har konstant og endelig forventning og et sett av kovarianser som er tidsuavhengige. Formelt kan kravene for stasjonærhet uttrykkes som følger:

$$E(x_t) = \text{konstant for alle verdier av } t$$

$$\text{Var}(x_t) = \text{konstant for alle verdier av } t$$

$$\text{Cov}(x_t, x_s) = \text{Cov}(x_{t-k}, x_{s-k}) \text{ for alle } s \text{ og } k, \text{ dvs. konstant for alle verdier av } t$$

---

<sup>18</sup> Korrelasjonskoeffisienten er et mål på lineær avhengighet mellom to tilfeldige variabler som ikke avhenger av måleenhet og som ligger mellom -1 og 1.

<sup>19</sup> Delkapitlene om testing av datasettet er utarbeidet med utgangspunkt i Wooldridge (2008) og Verbeek (2012). Kravet om stasjonærhet kan fravikes dersom man eksempelvis har serier som er kointegrerte.



Dersom de formelle kravene ikke er tilfredsstilt, betegnes tidsserien som ikke-stasjonær. En ikke-stasjonær tidsserie karakteriseres ofte av sesongvariasjon eller trend. Eksempelvis antas BNP for fastlands-Norge å følge en markert stigende trend. Dermed endres gjennomsnittet over tidsserien, noe som bryter med kravene om konstante verdier.

En annen faktor er at økonomiske sjokk ikke korrigeres over tid ved bruk av ikke-stasjonære tidsserier. Dette kommer av at ikke-stasjonære tidsserier kan bevege seg svært langt bort fra en gitt startverdi på lang sikt. Med stasjonære tidsserier vil sjokk derimot korrigeres over tid, slik at tidsseriene går tilbake til stasjonærtilt. Dette skyldes at stasjonære tidsserier holder en konstant forventet verdi  $E(x_t)$ .

Dersom to tidsserievariabler benyttes i OLS-regresjoner, må det videre forutsettes at forholdet mellom dem er stabilt over tid. Hvis ikke vil det være vanskelig å avgjøre hvor mye en endring i én variabel påvirker en annen. Et annet problem oppstår hvis to variabler inneholder en trend som går i lik retning. Hvis variablene inngår som avhengig og uavhengig forklaringsvariabel vil det kunne påvises høy forklaringskraft ( $R^2$ ) uten at det er en reell sammenheng mellom tidsseriene.

### 3.6.2 Transformering av ikke-stasjonære data

For å korrigere tidsserier for ikke-stasjonærtilt, kartlegger vi integrasjonsgraden gjennom differensiering. Et klassisk eksempel på ikke-stasjonære tidsserier som kan gjøres stasjonære gjennom differensiering, er tilfeldig gang med og uten flyt. Tilfeldig gang inkluderer en enhetsrot og er integrert av første orden  $I(1)$ . Dette betyr at en førstedifferensiering av tidsserien vil gi stasjonære data,

$$\Delta y_t = y_t - y_{t-1}. \quad (3.6a)$$

En rekke tidsserier  $y_t$  uttrykkes på logaritmisk skala. Dette medfører at  $\log(y_t)$  som regel er integrert av første orden  $I(1)$ , slik at førstedifferensiering av  $\log(y_t)$  kan uttrykkes som

$$\Delta \log(y_t) \approx \frac{y_t - y_{t-1}}{y_{t-1}}. \quad (3.6b)$$

Dersom tidsseriene er integrert av høyere orden, kreves imidlertid gjentatte differensieringer før tidsserien blir stasjonær. Spesifikt impliserer  $x$  antall nødvendige differensieringer integrasjonsorden  $x$ ,  $I(x)$ . For å avdekke integrasjonsgraden benytter vi en utvidet Dickey Fuller-test (ADF-test).

### 3.6.3 Utvidet Dickey-Fuller-test

Den utvidede Dickey-Fuller-testen er en dynamisk variant av Dickey-Fuller-testen (DF-testen), og gjør det mulig å inkludere tidsetterslepene verdier, også kalt lags. ADF-testen

undersøker om en tidsserie har en enhetsrot. Dersom tidsserien har en enhetsrot, indikerer det at den er ikke-stasjonær og integrert av en orden større enn null,  $I(x)$  der  $x > 0$ , slik at det trengs  $x$  antall differensieringer for å få tidsserien stasjonær,  $I(0)$ . Dersom tidsserien er gitt ved

$$y_t = \alpha + \rho y_{t-1} + e_t, \quad (3.6c)$$

kan  $y_{t-1}$  trekkes fra på begge sider slik at

$$y_t - y_{t-1} = \alpha + (\rho - 1)y_{t-1} + e_t. \quad (3.6d)$$

Dette gir

$$\Delta y_t = \alpha + \theta y_{t-1} + e_t, \quad (3.6e)$$

der  $\theta = (\rho - 1)$ . Dette utgjør en DF-test. Nullhypotesen i testen er  $H_0: \theta = 0$  (dvs.  $\rho = 1$ ) mot alternativhypotesen  $H_1: \theta < 0$  (dvs.  $\rho < 1$ ). Forkastningsregelen er gitt ved  $t_{\hat{\theta}} < c$ , dvs. at nullhypotesen forkastes hvis testobservatoren er mindre enn kritisk verdi. Forkastes nullhypotesen er det grunnlag for å hevde at tidsserien ( $y_{t-1}$ ) er stasjonær. Beholdes nullhypotesen er det derimot grunnlag for å påstå at tidsserien er ikke-stasjonær. Siden ADF-testen tillater verdier som er tidsforskjøvet, inkluderes laggede verdier av den avhengige forklaringsvariabelen slik at

$$\Delta y_t = \alpha + \theta y_{t-1} + \gamma_1 \Delta y_{t-1} + e_t. \quad (3.6f)$$

Før ADF-testen gjennomføres, vil vi kartlegge det optimale antall lags for den avhengige forklaringsvariabelen  $\Delta y_t$ . Hensikten med å inkludere lags, er å korrigere for autokorrelasjon, altså hvorvidt det er korrelasjon mellom feileddene i ulike tidsperioder av tidsserien  $y_t$ , der  $t = 1, 2, \dots$  osv. Jo flere lags eller parametere som inkluderes i regresjonen, desto flere initielle observasjoner og frihetsgrader vil vi miste. På den annen side vil vi ikke få korrigert for autokorrelasjon dersom det inkluderes for få lags.

For å avgjøre optimalt antall lags, bruker vi en tilnærming der alle lags etter et gitt kriterium inkluderes. Imidlertid vet vi ikke hva som bør være øvre grense for antall lags når vi begynner testen. Tatt i betraktning at normert studietid er fem år for sivilingeniører, kan det imidlertid argumenteres for at en sammenheng mellom tidsperiodene utover fem til seks år trolig ikke er til stede. Vi tar derfor utgangspunkt i en øvre grense på seks år for antall lags.<sup>20</sup>

---

<sup>20</sup> Hva som bør brukes som øvre grense for antall lags kan diskuteres. Det kan tenkes at det finnes signifikante sammenhenger mellom lags dersom den øvre grensen økes. F.eks. kan det være at man finner en lønnsøkning for ingeniører i 1985 som korrelerer med en annen lønnsøkning for ingeniører i 1995. En slik sammenheng kan tenkes å oppstå dersom øvre grense for antall lags settes enda høyere enn det vi har gjort. Imidlertid synes det ikke økonomisk plausibelt at disse lønnsøkningene skal kunne påvirke hverandre med såpass stor tidsdifferanse mellom hendelsene.

Vi finner optimalt antall lags basert på tre ulike informasjonskriterier, men våre tester viser marginale forskjeller mellom kriterienes konklusjoner.<sup>21</sup> Vi holder oss derfor til Schwarz' Bayesian Information Criterion (SBIC).

Tabell 3.6-1: Antall lags og test for stasjonærhet

Variabel	Antall lag	Testobservator	Kritisk verdi	P-verdi
Andel ingeniører på arbeidsmarkedet	1	-3,412	-2,969	0,010
Vekst i ingeniørandel	0	-5,783	-2,972	0,000
Andel nyutdannede ingeniører	1	0,337	-2,969	0,979
Vekst i nyutdannede ingeniører	0	-4,608	-2,972	0,000
Relativ ingeniørlønn	1	-3,061	-2,969	0,030
FoU/BNP privat sektor	2	-2,083	-2,972	0,251
Vekst i FoU/BNP privat sektor	1	-2,969	-2,972	0,037
Reelt BNP	1	0,918	-2,969	0,993
Vekst i BNP	0	-4,446	-2,972	0,000

Note: Tabellen viser optimalt antall lags, interpolerte kritiske verdier ved 5 % og approksimerte MacKinnon p-verdier fra ADF-testen for stasjonærhet. Optimalt antall lags er basert på Schwarz' kriterium. ADF-testen tester nullhypotesen  $H_0: \theta = 0$  (dvs.  $\rho = 1$ ) mot alternativhypotesen  $H_1: \theta < 0$  (dvs.  $\rho < 1$ ). Forkastningsregelen er gitt ved  $t_{\hat{\theta}} < c$ , dvs. at vi forkaster nullhypotesen hvis testobservatoren er mindre enn kritisk verdi. Forkaster vi nullhypotesen har vi grunnlag for å hevde at variabelen er *stasjonær*. Beholder vi nullhypotesen, har vi derimot grunnlag for å påstå at tidsserien er *ikke-stasjonær*. 5 % signifikansnivå etter MacKinnon p-verdier er lagt til grunn for konklusjonene. Ulike kritiske verdier på 5 % -signifikansnivå skyldes ulikt antall lags, og tap av observasjoner ved omgjøring til vekstrater.

Tabell 3.6-1 viser optimalt antall lags fra varsoc-testen, samt resultatene fra ADF-testen for stasjonærhet. Testobservatorer og kritiske verdier på 5 % signifikansnivå er oppgitt for variablene i ADF-testen, samt p-verdiene. Vi ser at alle variablene er stasjonære, bortsett fra variablene «Andel ingeniører på arbeidsmarkedet», «FoU/BNP privat sektor» og «Reelt BNP», der nullhypotesen om ikke-stasjonærhet beholdes. Etersom utviklingen i BNP antas å følge en markert oppadgående trend, var det som forventet at «Reelt BNP» skulle følge en ikke-stasjonær prosess; dette medfører at gjennomsnittet varierer over tid og bryter med kravene til stasjonærhet. På vekstform blir imidlertid de ikke-stasjonære variablene stasjonære. Vi konkluderer derfor med at samtlige variabler er stasjonære og kan benyttes i analysen.

<sup>21</sup> Akaike Information Criterion (AIC), Hannan-Quinn Information Criterion (HQIC) og Schwarz' Bayesian Information Criterion (SBIC). Schwarz' formel:  $p_{max} = \left[ 12 * \left( \frac{T}{100} \right)^{1/4} \right]$ , hvor  $p_{max}$  er maksimalt antall lags og  $T$  er antall observasjoner (Ng og Perron, 1995).

### 3.7 Detrending av tidsserier

Vi er også interessert i å identifisere de sykliske utslagene i arbeidsmarkedet for ingeniører. Dette kan gjøres ved å dekomponere tidsseriene i trend- og sykelkomponenter. Trenden uttrykker den langsiktige underliggende utviklingen i tidsseriene, mens sykelkomponenten viser fluktuasjoner knyttet til konjunkturrelle svingninger. Vi baserer detrendingen på det rensede datasettet.

Før vi kan dekomponere tidsseriene våre i trend- og sykelkomponenter, må vi velge detrendingemetode. En metode som er mye brukt, er Hodrick-Prescott-filteret (Hodrick og Prescott, 1997) Denne metoden estimerer en trendkomponent som minimerer et uttrykk for utviklingen i en variabel  $x_t$  gitt trenden  $\tau_t$ , uttrykt ved likning 3.7

$$\min_{\tau_t} (\sum_{t=1}^T (x_t - \tau_t)^2 + \lambda \sum_{t=2}^{T-1} [(\tau_{t+1} - \tau_t) + (\tau_t - \tau_{t-1})]^2). \quad (3.7)$$

Første ledd uttrykker at vi vil minimere avvik fra trend og den underliggende variabelen, mens andre ledd formulerer at vi vil minimere variasjonen i trenden. Andre ledd er vektet med en faktor  $\lambda$  som typisk velges ut ifra observasjonshyppigheten. Siden vi opererer med årlige data, benytter vi konsekvent  $\lambda = 6,25$  som anbefalt av Ravn og Uhlig (2002).

Vi gjør også bruk av avvik fra lineær logaritmisk trend når vi presenterer tidsseriene i analysen. Avvik fra log-lineær trend viser mer langsiktige sammenhenger enn Hodrick-Prescott-filteret, og er mer volatile (Baxter, 1991). Dette kan hjelpe oss å finne sammenhenger i tidsseriene som vi ellers ikke ville funnet.

## 4 ØKONOMETRISK ANALYSE

Med et norsk næringsliv som blir stadig mer høyteknologisk, er det behov for stadig flere ingeniører og andre med teknisk-naturvitenskapelig bakgrunn. Dette kan relateres til den pågående debatten om ingeniørmangel. I dette kapittelet utføres en økonometrisk analyse av arbeidsmarkedet for ingeniører i Norge fra 1973 til 2010, og empiriske funn presenteres. Sammenliknet med Ryoo og Rosen (2004) benyttes kun FoU som instrumentvariabel; Ryoo og Rosen benytter også forsvarsutgifter, men dette synes mindre relevant for norske forhold. I tillegg forenkles uttrykkene for forventet avkastning noe i forhold til Ryoo og Rosen.

Vi forventer at andelen ingeniører på det norske arbeidsmarkedet i et gitt år kan forklares med fjorårets andel av ingeniører, samt inn- og utstrømningen av ingeniører til og fra arbeidsmarkedet gjennom året. Første del av analysen undersøker derfor dynamikken i beholdning og tilstrømning av ingeniører. Andre del av analysen tar for seg etterspørselen

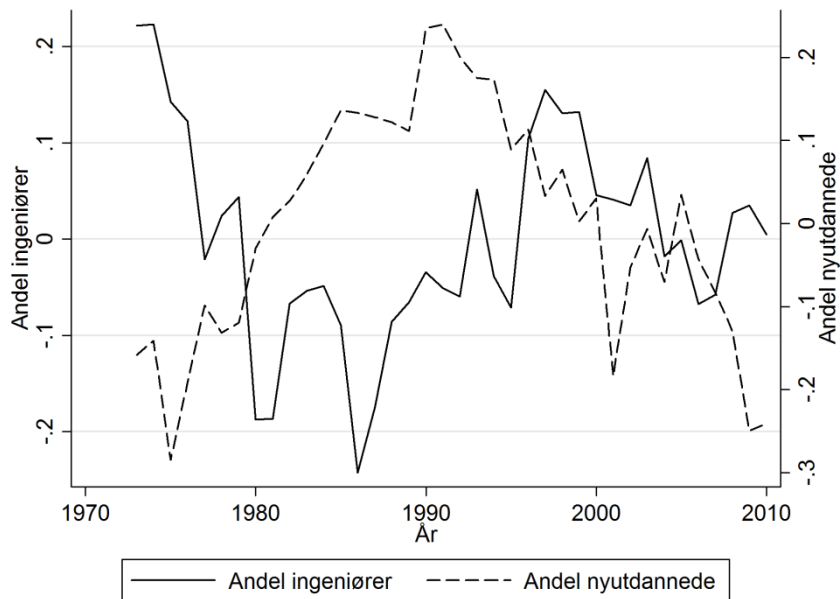
etter ingeniører og estimerer etterspørselselastisiteter, mens siste del av analysen studerer tilbudet av ingeniører og estimerer tilbudselastisiteter.

#### **4.1 Beholdnings- og tilstrømningsanalyse**

I første del av analysen vil vi se nærmere på beholdningen og tilstrømningen av ingeniører. Hensikten er å undersøke om datasettet er konsistent; med dette menes at andelen av ingeniører i inneværende periode kan forklares med fjorårets andel, tilstrømningen gjennom året. For dette formålet benyttes andelen ingeniører på arbeidsmarkedet, *beholdningen*, som estimert fra AKU-datasettet, samt utviklingen i andelen nyutdannede ingeniører, *tilstrømningen*, som oppgitt av NIFU.

Utviklingen i andelen ingeniører og andelen nyutdannede ingeniører på det norske arbeidsmarkedet fra 1973 til 2010 er plottet i Figur 4.1-1. Som vi ser, synes ikke andelene å følge hverandre i særlig grad, men passer noe bedre sammen fra midten av 1990-tallet. I årene 1988 til 1995 er det betydelige avvik. Dette kan skyldes at vi benytter interpolerte data i disse årene, samt at denne perioden er omkodet etter et skjemaskifte hos SSB.

Figur 4.1-1: Andel ingeniører og andel nyutdannede



Note: Figuren viser utviklingen i andel ingeniører av den totale arbeidsstyrken med lang høyere utdanning og andel nyutdannede ingeniører på det norske arbeidsmarkedet. Andelene er på logaritmisk skala og målt på hver sin vertikale akse; henholdsvis andel ingeniører på den venstre aksene og andel nyutdannede på den høyre aksene. Den horisontale aksene angir år.

Vi tar nå utgangspunkt i den empiriske modellen for beholdnings- og tilstrømningsdynamikk som presentert i kapittel 2. Spesifikt benyttes sammenhengen fra likning (2.5.3b). Imidlertid justeres likningen slik at andelen ingeniører på arbeidsmarkedet ( $n_t$ ) ikke er forskjøvet i tid. Ettersom vi ser bort fra ingeniører tilknyttet NITO, legges sivilingeniører fra Tekna til grunn for analysen.<sup>22</sup> Dermed kommer tilbudet av ingeniører med et tidsetterslep på opptil  $k = 5$ , noe som gir

$$n_t = n_{t-1}a_t + c_t\pi_{t-5}. \quad (4.1)$$

Likning (4.1) uttrykker at andelen ingeniører på arbeidsmarkedet ( $n_t$ ) er gitt av to ledd: Det første leddet er ingeniørandelen i forrige periode ( $n_{t-1}$ ) vektet med en koeffisient ( $a_t$ ) som uttrykker forholdet mellom exitratene for ingeniører og den generelle befolkningen med høyere utdanning. Det andre leddet er størrelsesforholdet mellom tilstrømningen og beholdningen ( $c_t$ ) vektet med andelen nyutdannede innenfor ingeniørrelevante fag ( $\pi_{t-5}$ ). For å finne en empirisk sammenheng i dynamikken mellom beholdning og tilstrømning av

<sup>22</sup> Det er naturligvis mulig å fullføre på kortere eller lengre tid enn normert studieprogresjon. Trolig er det færre som bruker kortere tid enn normert og flere som bruker lengre tid. Vi har imidlertid ingen tall som gir noen oversikt over dette. Det er derfor sett bort fra.

ingeniører, estimeres ulike varianter av likning (4.1). Resultatene er gjengitt i *Tabell 4.1-1* under.

*Tabell 4.1-1: Beholdning- og tilstrømningsdynamikk*

	(1) Nivå	(2) Nivå	(3) AR(2)
Andel ingeniører i forrige periode	0.653 (0.105)	0.966 (0.0321)	0.973 (0.0236)
Andel nyutdannede ingeniører	-0.0457 (0.0516)	0.0621 (0.0480)	0.0511 (0.0377)
Konstant	-0.614 (0.197)		
AR(2)			-0.301 (0.117)
<i>N</i>	37	37	37
Durbin-Watson	1.932	2.114	2.134
$R^2$	0.536	0.998	
Root MSE	0.0720	0.0792	0.0732

*Note:* Variabler er uttrykt logaritmisk. Den avhengige forklaringsvariabelen for alle regresjonene er andel ingeniører på det norske arbeidsmarkedet i inneværende periode. De uavhengige forklaringsvariablene er første lag av den avhengige forklaringsvariabelen og andelen nyutdannede ingeniører. Robuste standardfeil i parentes.

Tabell 4.1-1 viser regresjoner for beholdnings- og tilstrømningsdynamikken for norske ingeniører. For alle regresjonene benyttes andelen ingeniører på arbeidsmarkedet i inneværende periode som avhengig forklaringsvariabel. De uavhengige forklaringsvariablene er første lag av den avhengige forklaringsvariabelen og andelen nyutdannede ingeniører.

Regresjon (1) indikerer at andelen ingeniører i forrige periode har signifikant betydning for andelen ingeniører i inneværende periode på 1 % signifikansnivå. Dette samsvarer godt med at vi ikke forventer store endringer i beholdningen mellom enkeltår. Tallverdien til koeffisienten er imidlertid lavere enn forventet (0,653). Videre har andelen nyutdannede ingeniører feil fortegn og en ikke-signifikant betydning for andelen ingeniører i inneværende periode. Forklaringskraften ( $R^2$ ) til regresjonen er 53,6 %. Det vil si at bare litt over halvparten av variasjonen i beholdningen i inneværende periode kan forklares med fjorårets beholdning samt tilstrømningen, hvilket synes urimelig lavt.

Likning (4.1) inneholder ikke et konstantledd. Dette skyldes at dynamikken i beholdningen skal kunne forklares ut fra den gitte sammenhengen; det vil si at andelen ingeniører i

inneværende periode burde være lik forrige periodes andel justert for andelen nyutdannede ingeniører.

På grunnlag av de svake resultatene fra regresjon (1) samt at sammenhengen mellom beholdningen og tilstrømningen burde kunne vises uten et konstantledd, estimeres den samme regresjonen uten konstantledd i regresjon (2); modellen kan nå forklare 99.8 % av beholdningens variasjon i perioden. Dette er likevel ikke et egnet mål på hvor godt modellen er spesifisert fordi den forutsetter at avvik fra null må forklares av variablene. Denne betingelsen begrenser verdien av å sammenligne  $R^2$  mellom modellene. Derfor benyttes også gjennomsnittlig avvik mellom modellprediksjonene og observerte data, gjengitt i tabellene som «Root MSE»; når konstantledd ikke inkluderes vil dette gi en bedre indikasjon på hvor godt modellen passer observasjonene. Vi ser at regresjon (1) med konstantledd predikerer observasjonene noe bedre enn den mer rigide regresjon (2). Videre har koeffisienten til andelen nyutdannede ingeniører (0,0621) fått riktig fortegn. Den er imidlertid ikke signifikant, til tross for at standardfeilen er lavere og den estimerte verdien høyere. Koeffisienten synes derimot å ha en rimelig størrelse. Vi finner at koeffisienten til andelen ingeniører i forrige periode (0,966) har økt til en økonomisk intuitiv størrelse. Koeffisientene impliserer at exitraten er 3 % lavere for ingeniører enn for resten av befolkningen med høyere utdanning. Dette følger av at  $0,966 = (1 - 0,0621)(1 - \delta)/(1 - \tilde{\delta})$  som basert på  $a_t$  i likning (4.1), der  $\delta$  og  $\tilde{\delta}$  er exitratene for henholdsvis ingeniører og resten av befolkningen. Hvis exitraten for ingeniører er lik null, vil dermed raten for resten av befolkningen med høyere utdanning være om lag 97,1 %. Proporsjonene som de to koeffisientene impliserer for exitratene synes rimelige.

Siden størrelsen på standardfeilen til koeffisienten for andelen nyutdannede ingeniører i regresjon (2) motiverer oss til å undersøke feilleddene nærmere. Tabell 4.1-1 oppgir Durbin-Watson-testestimatorer for alle regresjonene. Disse gir ingen grunn til å forkaste nullhypotesen om ingen autokorrelasjon. Forutsetningene for testen innebærer at det må inkluderes et konstantledd. Dette er imidlertid bare gjort i den første regresjonen. Videre vil inkludering av et lag av den avhengige forklaringsvariabelen føre til en forskyvning av testestimatoren mot middelveien på to. Dette kan medføre aksept av en ugyldig modell. Større absolutte avvik enn 0,5 fra middelveien medfører normalt at man ikke har tiltro til hypotesen om ingen autokorrelasjon.<sup>23</sup>

---

<sup>23</sup> Forkastningsgrensene for Durbin-Watson varierer med frihetsgradene. Disse oppgis normalt som en øvre og nedre grense for positiv autokorrelasjon, som angir et intervall der utfallet av testen ikke kan fastslås. Det



Ettersom vi ikke har tiltro til resultatene fra Durbin-Watson-testen, undersøkes modellene med en Arellano-Bond-test for autokorrelasjon.<sup>24</sup> Arellano-Bond-testen viser at regresjon (2) har problemer med autokorrelasjon i andre lag, AR(2). Derfor estimeres regresjon (3) som tar hensyn til andre ordens autokorrelasjon; for øvrig er modellen lik regresjon (2). Regresjon (3) antyder at antallet som fullfører høyere utdanning utgjør 5,11 % av beholdningen på arbeidsmarkedet med høyere utdanning på tilsvarende nivå. Dette synes fortsatt som et rimelig estimat, og noe mer troverdig enn de tidligere estimatene med lavere relativ standardfeil. Dersom estimatet stemmer, må arbeidsstyrken i Norge med tilsvarende utdanningsnivå være om lag 70 000 i 1985 og 200 000 i 2010 ifølge tall fra NIFU.<sup>25</sup> Tall fra SSB viser imidlertid at de reelle tallene er henholdsvis cirka 90 000 og 270 000 (SSB, 2012). Det virker derfor som om koeffisienten for nyutdannede er noe overestimert.

Som tidligere benyttes de estimerte koeffisientene til å finne forholdet mellom exitraten til ingeniører og andre med tilsvarende utdanningsnivå. Fra likningen nedenfor beregnes exitraten til å være 2,5 % lavere for ingeniører enn resten av arbeidsstyrken med høyere utdanning:  $a_t = 0,973 = (1 - 0,0511)(1 - \delta)/(1 - \tilde{\delta})$ . Estimaten fra regresjon (3) synes økonomisk intuitive og koeffisientene samsvarer med det som kunne forventes. Likevel bekreftes ikke en signifikant sammenheng mellom beholdningen og tilstrømningen av ingeniører. Dette kan skyldes målefeil som følge av utvalg eller interpolering av data. Andelen ingeniører på arbeidsmarkedet kan også være påvirket av andre faktorer som gjør at sammenhengen mellom beholdningen og tilstrømningen ikke kommer tydelig frem. Slike faktorer kan være import og eksport av ingeniørarbeidskraft eller at ingeniører går over til lederstillinger (Biddle og Roberts, 1994; Freeman, 1971).

## 4.2 Etterspørsel etter ingeniører

I andre del av analysen skal vi se nærmere på etterspørselen etter ingeniører. Økt etterspørsel etter ingeniører kan ikke umiddelbart bli møtt, fordi endringer i beholdningen har et tidsetterslep lik lengden på ingeniøruddanningen. Derfor vil økt etterspørsel gi relativt store

---

tilsvarende intervallet for negativ autokorrelasjon er gitt ved de samme grenseverdiene minus fire. Verdier lavere enn den nedre grensen antyder positiv autokorrelasjon. Verdier høyere enn fire minus den nedre grensen antyder negativ autokorrelasjon

<sup>24</sup> Arellano-Bond-testen er en generell test for autokorrelasjon som ikke forutsetter konstantledd og ikke utelukker tidsetterslepende variabler. Testen er tilpasset GMM, 2SLS og OLS og er særlig aktuell når tidsetterslepende variabler er benyttet som instrumenter (Arellano og Bond, 1991; Arellano, 1990).

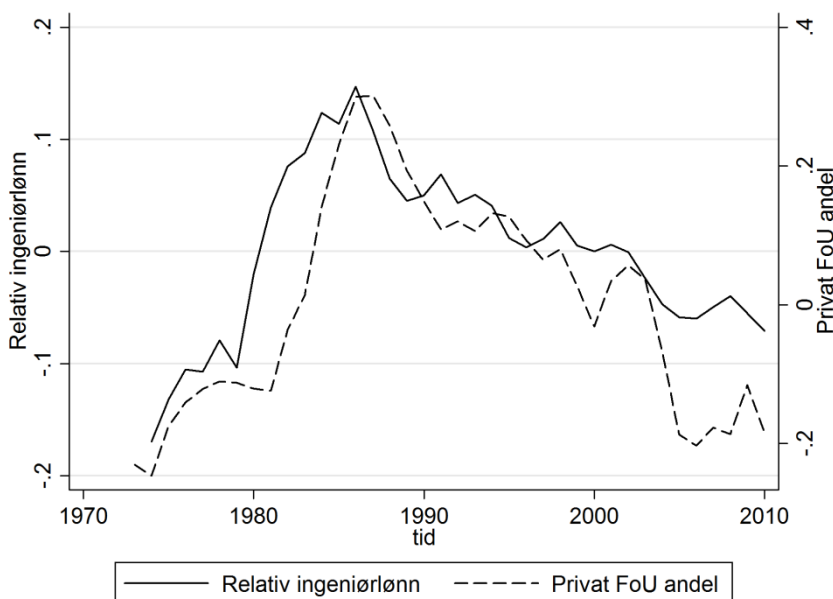
<sup>25</sup> Disse estimatene er beregnet som antall nyutdannede med høyere utdanning delt på koeffisienten for andelen nyutdannede ingeniører.

utslag i betalingsvilligheten for ingeniørkompetanse. Vi vil nå analysere hva som driver denne etterspørselen og estimere etterspørselstettheten.

Basert på resonnetet ovenfor, vil en økning i en underliggende etterspørselsdriver medføre at den relative ingeniørlønnen øker. Dette samsvarer godt med at FoU-investeringer i næringslivet er en driver for etterspørselen. Ved å fjerne trenden i både FoU-investeringer og BNP ved bruk av Hodrick-Prescott-filteret, er avvikene positivt korrelert med 37,8 % for inneværende periode. Dersom avvikene representerer konjunktursyklene, støtter dette Barlevy (2005) samt Wälde og Woitek (2004) sine studier om at etterspørselen etter ingeniører er prosyklisk.

Siden investeringer i FoU ofte er langsiktige, kan utslagene imidlertid ha noe etterslep. Vi kontrollerer derfor om FoU-investeringer følger BNP med lags; ved ett lag viser syklene i BNP seg å være enda sterkere korrelert med FoU-investeringer, noe som ytterligere underbygger nevnte studier.

Figur 4.2-1: Relativ ingeniørlønn mot private FoU-investeringer



Note: Figuren viser utviklingen i relativ ingeniørlønn og private FoU-investeringer som andel av BNP på det norske arbeidsmarkedet. Andelene er uttrykt som avvik fra log-lineær trend og målt på hver sin vertikale akse; henholdsvis relativ ingeniørlønn til venstre og private FoU-investeringer som andel av BNP til høyre. Den horisontale akse angir år.

Figur 4.2-1 viser at den relative ingeniørlønnen følger private FoU-investeringer som andel av BNP i betydelig grad når vi fjerner log-lineære trender fra de to tidsseriene; korrelasjonen er hele 84,14 %. Som påpekt i delkapittel 3.7, får avvik fra log-lineær trend frem mer

langsiktige sammenhenger enn Hodrick-Prescott-filteret. I likhet med Ryoo og Rosen (2004) benytter vi derfor denne detrendingsmetoden i de videre regresjonsanalysene. Avvik fra log-lineær trend er dessuten mer volatil. Dette kan gjøre det lettere å finne sammenhenger mellom tidsseriene (Baxter, 1991). Eksempelvis virker sammenhengen i Figur 4.2-1 økonomisk plausibel; FoU-investeringer i næringslivet har en positiv påvirkning på ingeniørenes attraktivitet på arbeidsmarkedet. Basert på denne sammenhengen synes FoU-investeringer å være en representativ etterspørselsdriver for ingeniører.

#### 4.2.1 Estimering av etterspørselsfunksjoner for norske ingeniører

Etterspørselselastisiteten for ingeniører er et mål på hvor mye en endring i prisen på ingeniørtjenester påvirker etterspørselen. Ingeniørtjenester er elastiske hvis en endring i prisen påvirker etterspørselen i stor grad, mens de er uelastiske hvis en endring i prisen i mindre grad påvirker etterspørselen. Etterspørselselastisiteten gir derfor et mål på hvor sensitiv etterspørselen etter ingeniører er overfor prisendringer. Etterspørselselastisiteten beregnes ved å ta den prosentvise endringen i etterspørselen fra én pris til den neste og dele på den prosentvise endringen i pris,

$$\frac{\text{Etterspørselsendring (\%)}}{\text{Prisendring (\%)}}$$

Etterspørselsfunksjonen fra likning (2.5.1) inkluderer en etterspørselsskifter. På grunnlag av samvariasjonen mellom FoU-investeringer, relativ lønn og BNP, benyttes FoU-investeringer som en driver for etterspørselen etter ingeniører i estimeringene. Estimeringene tar utgangspunkt i likning (4.2a), der logaritmen av ingeniørlønn relativt til det generelle lønnsnivået i Norge ( $\omega_t$ ) forklares av tre ledd: Det første leddet er den ene koeffisienten som skal estimeres ( $\alpha_1$ ) vektet med forholdet mellom antall ingeniører og antall med høyere utdanning på tilsvarende nivå som ingeniører ( $n_t$ ). Det andre leddet er den andre koeffisienten som skal estimeres ( $\alpha_2$ ) vektet med logaritmen av veksten i FoU-investeringer som andel av BNP ( $y_t$ ). Det siste leddet ( $v_t$ ) er et feilledd som inkluderer eventuelle andre etterspørselsskiftere som ikke inngår direkte. Sammenhengen er basert på likning (2.5.1).

$$\omega_t = -\alpha_1 n_t + \alpha_2 y_t + v_t \quad (4.2a)$$

Tabell 4.2-1 under viser beregninger fra ulike versjoner av etterspørselsfunksjonen. De tre første regresjonene tar for seg den inverse etterspørselen. Sammenhengen er reversert, slik at etterspørselen er forklart av relativ lønn og en underliggende etterspørselsdriver. Likningen for den inverse etterspørselen er formulert i (4.2b).

$$n_t = -\left(\frac{1}{\alpha_1}\right) \omega_t + \left(\frac{\alpha_2}{\alpha_1}\right) y_t + v_t \quad (4.2b)$$

For alle regresjonene antyder Durbin-Watson-testestimatorene autokorrelasjon. Men heller ikke i dette tilfellet er kravene for testen oppfylt for regresjonene uten konstantledd. Dette skyldes at vi ikke er overbevist om at feilleddene er uavhengige av hverandre – selv om Durbin-Watson-testen antyder dette. Som tidligere gjennomfører vi derfor en Arellano-Bond-test for alle regresjonene fem lags bakover i tid. Imidlertid feiler OLS-regresjonene denne testen for fire lags på 5 % signifikansnivå.

Potensielle problemer med simultanbestemmelse av tilbud og etterspørsel etter ingeniører er imidlertid hovedgrunnen til at vi ikke er overbevist om at OLS-antakelsene for regresjonsmodellen er oppfylt. Derfor instrumenteres de uavhengige forklaringsvariablene, ettersom metoden med instrumentvariabler kan benyttes uavhengig av om instrumentvariabelen  $x$  og feilleddet  $u$  er korrelerte. Endogenitetstester finner at forklaringsvariablene våre faktisk er endogene, og at OLS ikke er en forventningsrett estimator.

I likhet med Ryoo og Rosen (2004) velger vi laggede verdier av etterspørselsskifteren vekst i FoU-investeringer som andel av BNP som instrument. I delkapittel 3.5.2 om 2SLS ble det presisert at instrumentvariabelen må oppfylle krav om relevans og eksogenitet for å anses som gyldig. Først testes derfor instrumentvariabelens relevans; vi finner at den er korrelert med relativ ingeniørlønn ( $\omega_t$ ) og andelen ingeniører på arbeidsmarkedet ( $\pi_t$ ). Relevanstesten ved partiell forklaringskraft som beskrevet av Shea (1997) viser en forklaringskraft på over 20 %, noe som indikerer at instrumentene våre er av betydning for de endogene forklaringsvariablene. Flere har dessuten funnet at FoU-investeringer påvirker etterspørselen etter ingeniørutdannet arbeidskraft (Jones, 2002; Ryoo and Rosen, 2004). I så fall forventes næringslivet å etterspørre flere med ingeniørkompetanse når investeringene i FoU øker, noe som virker økonomisk intuitivt. Videre finner vi at instrumentene ikke er overidentifiserende selv om vi har flere instrumenter enn antatt endogene forklaringsvariabler.

Med tanke på kravet om eksogenitet, antas instrumentvariabelen å være gjensidig uavhengig av feilleddet. Ryoo og Rosen (2004) argumenterer for at FoU som andel av BNP i stor grad synes å være bestemt av politiske og institusjonelle forhold. For politiske forhold kan det anføres at næringslivets tilbøyelighet til FoU-investeringer eksempelvis vil kunne påvirkes av den relative beskatningen av slike investeringer. En skattefordel kan øke nasjonale FoU-investeringer og være et politisk virkemiddel for økt vekst, gitt at myndighetene mener en slik sammenheng eksisterer. Som påpekt i delkapittel 2.3 mener den norske regjeringen bl.a. at forskning skaper grunnlag for innovasjon og økonomisk vekst (Kunnskapsdepartementet, 2009). En skattefordel i forbindelse med FoU-investeringer vil

derfor trolig ikke være korrelert med andre faktorer som påvirker arbeidsmarkedet for ingeniører.

For institusjonelle forhold kan det anføres at et godt norsk rettssystem tilrettelegger for tryggere FoU-investeringer, f.eks. gjennom at patentrettigheter bedre ivaretas. Denne tryggheten vil kunne fremme FoU-investeringer fordi den bidrar til å redusere investeringens risiko. Vi kan derfor ikke se at institusjonelle forhold vil kunne påvirke eller bli påvirket av andre faktorer som har betydning for ingeniørenes arbeidsmarked.

Ved valg av instrumenter observerte vi at etterspørselsskifteren var noe sensitiv overfor hvilke lags som ble inkludert. Dette endret likevel ikke fortegnet til koeffisienten, men derimot variabelens signifikans. Det var også større utslag i elasticitetens signifikans ved bruk av andre instrumenter – som for eksempel investeringer i olje og gass som andel av BNP – men koeffisientene var konsistente.

Antakelsen om at variablene følger en underliggende normalfordeling, kan føre til feilaktige estimater. Ved å estimere etterspørselen både på invers og normal form, kan usikkerheten rundt estimatene reduseres. Etterspørselsetlastisiteten kommer til uttrykk i likning (4.2a) og (4.2b) gjennom  $\alpha_1$ , og kan sammenlignes mellom modellene. For de to 2SLS-regresjonene har vi benyttet etterspørselsskifteren ved første, fjerde og femte lag som instrument.

Tabell 4.2-1: Etterspørselsfunksjoner

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Invers OLS	Invers OLS	Invers 2SLS	Normal OLS	Normal OLS	Normal 2SLS
Andel ingeniører	-0.412 (0.0999)	-0.411 (0.0985)	-0.641 (0.186)			
Relativ ingeniørlønn				-0.809 (0.196)	-0.808 (0.194)	-1.549 (0.441)
Vekst i FoU-andel privat sektor	0.248 (0.190)	0.248 (0.187)	0.493 (0.282)	0.0297 (0.272)	0.0269 (0.269)	0.759 (0.572)
Konstant	-0.00278 (0.0101)			-0.00602 (0.0141)		
<i>N</i>	37	37	32	37	37	32
Durbin-Watson	0.341	0.339	0.665	0.811	0.807	0.666
Root MSE	0.0614	0.0605	0.0654	0.0860	0.0849	0.102

*Note:* De tre første regresjonene i tabellen viser inverse etterspørselsfunksjoner for ingeniører på det norske arbeidsmarkedet, mens de tre siste er normale etterspørselsfunksjoner. Den avhengige forklaringsvariabelen for de inverse funksjonene er andel ingeniører på arbeidsmarkedet i inneværende periode. Funksjonene på normal form har relativ ingeniørlønn som avhengig forklaringsvariabel. Etterspørselsskifteren er veksten i private FoU-investeringer som andel av BNP. 2SLS-estimeringene benytter etterspørselsskifteren lagget én, fire og fem perioder som instrument. Ved 2SLS benyttes Newey-West standardavvik med optimalt antall lag. Alle variabler er uttrykt som avvik fra en log-lineær trend. Robuste standardfeil i parentes.

De tre første regresjonene estimerer den inverse etterspørselsetelastisiteten. Fra den første av disse ser vi at konstantleddet ikke er signifikant og at koeffisienten er tilnærmet lik null. De to neste regresjonene finner koeffisienter på -0,411 ved OLS og -0,641 ved 2SLS for ingeniørandelen. Dette tilsvarer direkte elastisiteter på -2,433 og -1,560 med standardfeil på henholdsvis 0,584 og 0,454. Disse kan sammenlignes med estimatene fra de normale etterspørselsfunksjonene på -0,808 og -1,549. Mens avvikene gjør at vi ser bort fra OLS-resultatene, synes 2SLS-estimeringene å være konsistente.

En elastisitet på om lag -1,5 tyder på at ett prosentpoengs økning i prisen på ingeniører relativt til annen arbeidskraft medfører en redusert etterspørsel tilsvarende 1,5 prosentpoengs nedgang i andelen ingeniører relativt til andre høyt utdannede. Med et utslag på over én synes etterspørselen etter ingeniører å være relativt elastisk.

Koeffisienten for vekst i private FoU-investeringer som andel av BNP er signifikant på 10 % signifikansnivå for den inverse 2SLS-estimeringen. Derimot er koeffisienten ikke signifikant ved den direkte etterspørselsberegningen for 2SLS- og OLS-regresjonene. Det er heller ikke samsvar mellom koeffisientene til den inverse og normale etterspørselsfunksjonen

ved OLS. Samsvaret er imidlertid bedre under 2SLS, med henholdsvis 0,650 ved den inverse funksjonen og 0,759 for den direkte funksjonen.

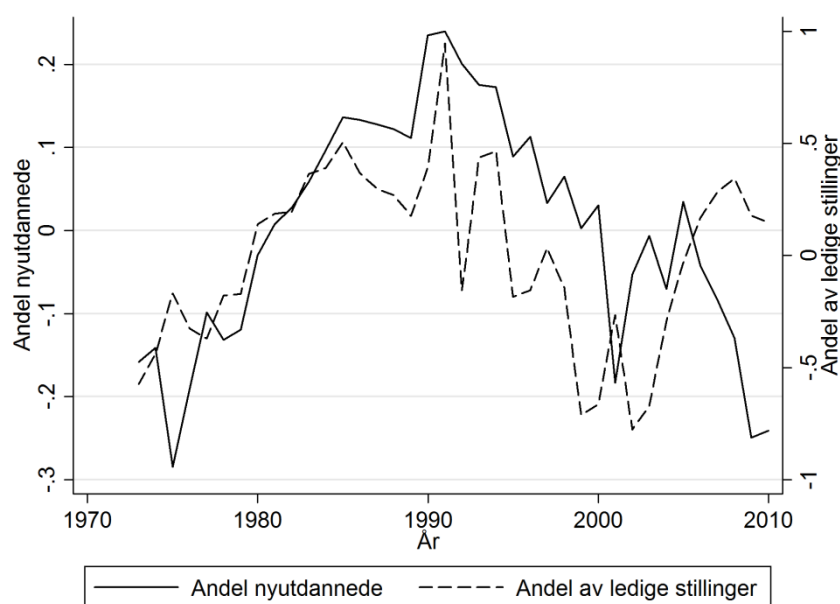
Selv om veksten i private FoU-investeringer som andel av BNP ikke er signifikant i alle regresjonene, gir koeffisientene fra 2SLS-regresjonene gode indiser for en sammenheng som forventet; koeffisientene viser en positiv effekt på etterspørselen ved en økning i FoU-investeringer som andel av BNP. Estimaten er også relativt konsistente mellom den inverse og direkte etterspørselsfunksjonen. Forutsatt at koeffisientene er korrekte, vil en økning på ett prosentpoeng i andelen FoU-investeringer relativt til BNP medføre en økning i relativ lønn på rundt 0,7 prosentpoeng. Dette kan synes noe lavt med tanke på at andelen har variert mellom et halvt og ett prosent fra 1973 til 2010.

### **4.3 Tilbud av ingeniører**

I siste del av analysen skal vi se på tilbudet av ingeniører. I kapittel 2.1 påpekte vi at forventninger om høyere lønn antas å gi insentiv til å investere i ingeniørutdanning. I kapittel 2.2 påpekte vi videre at investeringsbeslutningen vil kunne påvirkes dersom fremtidig avkastning på ingeniørutdanningen er usikker. Ettersom ingeniøryrket synes å være mer sensitivt overfor konjunkturfluktasjoner relativt til mange andre yrker (Cain, Freeman og Hansen, 1973; Gjefsen et al., 2012) – noe som trekker i retning av større fluktasjoner i økonomisk kompensasjon – vil lønnsnivået kunne presses opp. Disse fluktasjonene kan observeres i det relative standardavviket til lønnsnivået for ingeniører kontra det generelle lønnsnivået. For perioden 1973 til 2010 finner vi at lønnsvariasjonen utover den log-lineære trenden var 18,8 % for ingeniører og kun 11,4 % for det generelle lønnsnivået.

En annen faktor som påvirker usikkerheten knyttet til avkastningen på humankapital, er jobbsikkerhet. Redusert risiko for å ende opp uten relevant jobb etter utdanning vil kunne kompensere det økte lønnskrevet. Et mål på jobbsikkerhet kan være andelen av ledige stillinger som utlyses for ingeniører. Figur 4.3-1 viser at andelen utlyste stillinger som er relevante for ingeniører følger andelen som velger en ingeniørrelevant utdanning. Nærmere undersøkelser viser at de to andelene korrelerer med 46,4 %. Seriene er uttrykt som avvik fra log-lineære trender.

Figur 4.3-1: Andel ingeniørstudenter mot ledige ingeniørstillinger



Note: Figuren viser andelen ingeniørstudenter mot andelen av ledige stillinger for ingeniører. Andelene er målt på hver sin vertikale akse, henholdsvis andelen av ingeniørstudenter til venstre og andelen av ledige stillinger for ingeniører til høyre. Andelene er på logaritmisk form og fratrukket en lineær trend. Den horisontale aksene angir år.

Tidligere har vi funnet at den antatte etterspørselsdriveren FoU-investeringer korrelerer med BNP-syklene identifisert gjennom Hodrick-Prescott-filteret. Ved å sammenlikne avvikene fra Hodrick-Prescott-trenden for andelen ingeniørrelaterte stillinger mot BNP-syklene, finner vi ytterligere støtte for antakelsen om at ingeniører er mer utsatt for konjunkturfluktasjoner. De sykliske avvikene viser en positiv korrelasjon på 32,5 %. Dette medfører at andelen av ledige stillinger som er relevante for ingeniører øker i oppgangstider og synker i nedgangstider.

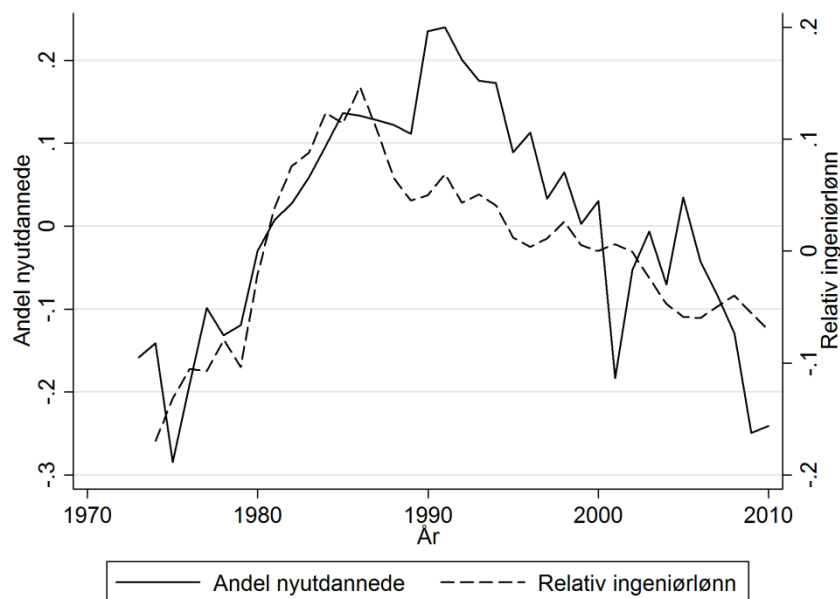
Den samme eksersisen utføres for den relative ingeniørlønnen. For inneværende periode er det ingen signifikant sammenheng mellom konjunkturer og lønnsutviklingen til ingeniører. At vi ikke kan påvise en signifikant sammenheng kan skyldes at lønnen allerede er satt når nedgangen inntreffer, og at rigiditet medfører at lønnen ikke kan justeres i inneværende periode. I så fall er det naturlig at bedriftene tar hensyn til dette ved fastsettelsen av neste periodes lønnskompensasjon. En slik justering vil medføre at lønnsutslaget ikke inntreffer før den påfølgende perioden. Dette er konsistent med våre observasjoner, da BNP-syklene er 45,9 % korrelert med lønnsutviklingen i neste periode.

Basert på teoriene om humankapital og yrkesvalg forutsetter vi videre at valg av fremtidig yrke drives av forventet livsløpsinntekt, og ser bort fra jobbsikkerhet. Forventet



livsløpsinntekt antas å være basert på det observerte lønnsnivået. Lønnsnivået kan tolkes som en leiekostnad på humankapital (Ryoo og Rosen, 2004). Ved å fjerne den log-lineære trenden fra henholdsvis andelen ingeniørstudenter og relativ ingeniørlønn, følger tidsseriene hverandre godt. Dette underbygger antakelsen om at den relative lønnen til et yrke opptrer som en indikator for valg av studieretning og yrke. Basert på dette aksepteres relativ lønn som en proxy for relativ livsløpsinntekt.

Figur 4.3-2: Andel ingeniørstudenter mot relativ lønn

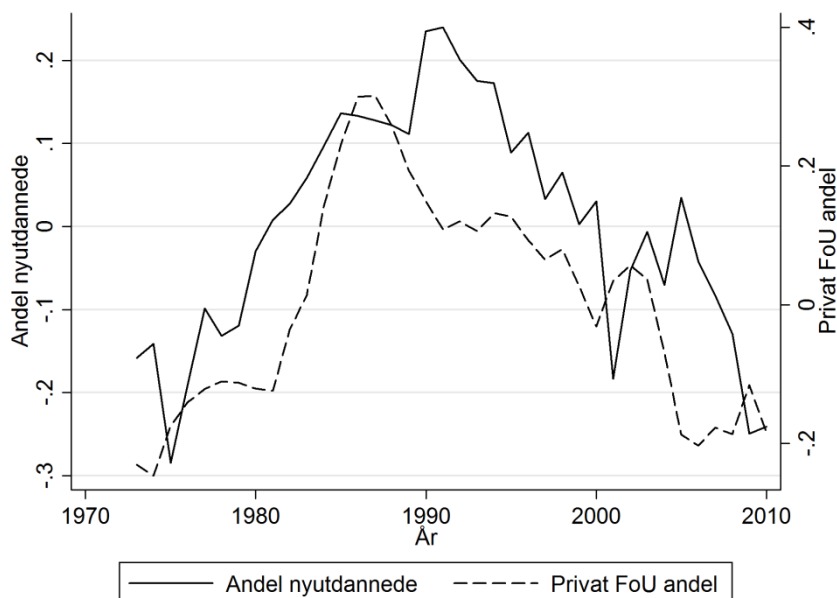


Note: Figuren viser andelen som utdannes innen ingeniørrelaterte fag mot den relative lønnen for ingeniører. Andelene er på logaritmisk form og fratrukket en lineær trend. Andelen som tar utdanning innen ingeniørrelaterte fag er målt på den vertikale akse til venstre, mens den relative lønnen for ingeniører er målt på den vertikale akse til høyre. Den horisontale akse angir år.

Figur 4.3-2 illustrerer andelen ingeniørstudenter mot relativ ingeniørlønn. Tidsseriene ser ut til å være nært relaterte, og vi finner at de er 78,1 % korrelerte. Imidlertid feiler de Engle-Granger-testen for kointegrasjon når vi benytter optimalt antall lag (1) etter Schwarz' informasjonskriterium.<sup>26</sup> To serier er kointegrerte dersom relasjonen mellom dem er konstant slik at de følger samme underliggende trend. En alternativ metode for å oppnå stasjonærhet kan være å detrendere variablene. Vi finner at andelen som utdannes innen ingeniørfag fremdeles ikke er stasjonær, selv etter å ha fjernet den log-lineære trenden.

<sup>26</sup> Engle-Granger-testen utføres ved å stasjonærhetsteste feilledene til den ene variabelen forklart av den andre ved en utvidet Dickey-Fuller-test.

Figur 4.3-3: Andel ingeniørstudenter mot private FoU-investeringer



*Note:* Figuren viser andelen ingeniørstudenter mot etterspørselsdriveren private FoU-investeringer som andel av BNP. Andelene er på logaritmisk form og fratrukket en lineær trend. Andelen som tar utdanning innen ingeniørrelaterte fag er målt på den vertikale aksene til venstre, mens FoU-investeringer er målt på den vertikale aksene til høyre. Den horisontale aksene angir år.

Ved en nærmere undersøkelse av private FoU-investeringer som andel av BNP mot andelen som utdannes innen ingeniørrelaterte fag, er også disse sterkt korrelerte (77,7 %). De to seriene er satt mot hverandre i Figur 4.3-3.

Alle de tre figurene ovenfor viser markedspåvirkningen av omleggingen fra fire til femårig lengde på sivilingeniørutdanningen. Den tydelige nedgangen i andelen som ble utdannet i 2001 sammenfaller med en motsatt virkning for de andre variablene. Figur 4.3-1 viser at stillingsandelen som ble utlyst for ingeniører steg kraftig da andelen som ble tilgjengelig for markedet sank. Også Figur 4.3-2 viser den samme tendensen, bare mindre påfallende. Det er likevel en økning i relativ ingeniørlønn når andelen ingeniører som trer inn på arbeidsmarkedet synker i 2001. Denne økningen finner vi også for etterspørselsdriveren i Figur 4.3-3. De to sistnevnte figurene viser også en markert topp for FoU og relativ lønn fire til fem perioder før et tilsvarende toppunkt for andelen nyutdannede. Dette samsvarer godt med intuisjonen om at markedsforhold ved studiestart er avgjørende for investeringsbeslutningen.

### 4.3.1 Estimering av tilbudsfunksjoner for norske ingeniører

Tilbudselastisiteten for ingeniører er et mål på hvor mange prosent tilbudet av ingeniører øker når lønnen øker med én prosent. Dersom tilbudet er elastisk vil det endres relativt mye når lønnen endres, mens det vil endres relativt lite dersom det er uelastisk. Vi begynner med å repetere den relative tilbudsfunksjonen for ingeniører, som spesifisert i delkapittel 2.5.2.

$$\pi_t = \gamma_1 V_t + \gamma_3 \pi_{t-1} + u_t. \quad (4.3.1)$$

Tabell 4.3-1 viser resultatene fra estimeringer av tilbudsfunksjonen. De to første regresjonene forutsetter *statiske* forventninger, mens de to siste regresjonene forutsetter *rasjonelle* forventninger. Statiske forventninger tilsier at en økonomisk aktør tar beslutninger basert på at observerbare størrelser forblir de samme i påfølgende perioder. Under rasjonelle forventninger vil aktørens forventninger ikke være systematisk feil fra den virkelige verdien; feil er derfor tilfeldige.

På bakgrunn av diskusjonen tidligere, benyttes forventet lønn  $E(\omega_t)$  som et målbart substitutt for livsløpsinntekt,  $V_t$ . Dersom statiske forventninger antas, vil yrkesvalget basere seg på observert lønn i perioden man tar investeringsbeslutningen,  $\omega_t$ . Antas derimot rasjonelle forventninger, vil beslutningen basere seg på den forventede lønnen når utdanningen er fullført, slik at forventningen  $E(\omega_{t+5})$  er lik den faktisk observerte  $\omega_{t+5}$ . Dette er en noe enklere tilnærming enn Ryoo og Rosen (2004).

Resultatene fra kointegrasjons- og stasjonærhetstestene ovenfor motiverer oss til å omforme variablene til vekstform. Ettersom den relative lønnen antas å være stasjonær basert på testene gjengitt i Tabell 3.6-1, er vi oppmerksomme på at omforming kan føre til autokorrelasjon i serien. Dette skyldes at forventningsverdien til variabelens feilledd vil kunne inneholde elementer av forrige periodes observasjon.

Tabell 4.3-1: Tilbudsfunksjoner

	(1) Statisk OLS	(2) Statisk OLS	(3) Statisk 2SLS	(4) Rasjonell OLS	(5) Rasjonell OLS	(6) Rasjonell 2SLS
Vekst i relativ ingeniørlønn	0.972 (0.432)	0.927 (0.424)	2.074 (0.914)			
Vekst i relativ ingeniørlønn ved endt utdannelse				0.544 (0.455)	0.524 (0.447)	-2.179 (10.86)
Lagget vekst i andelen som tar relevant utdanning.	-0.351 (0.175)	-0.340 (0.173)	-0.317 (0.354)	-0.282 (0.167)	-0.278 (0.165)	7.157 (35.64)
Konstant	-0.00874 (0.0121)			-0.00498 (0.0122)		
<i>N</i>	31	31	31	36	36	35
Durbin- Watson	2.064	2.036	2.234	1.893	1.888	2.843
Root MSE	0.0664	0.0659	0.0745	0.0728	0.0719	0.550

*Note:* Tabellen viser resultatene fra estimerte tilbudsfunksjoner for arbeidsmarkedet for ingeniører i Norge. De tre første tilbudsfunksjonene er under statiske forventninger, mens de tre siste er under rasjonelle forventninger. Den avhengige forklaringsvariabelen er vekst i andelen som starter en ingeniørrelatert utdanning, mens de uavhengige forklaringsvariablene er vekst i relativ ingeniørlønn fra utdanningen påbegynnes til den avsluttes, og den avhengige forklaringsvariabelen fra forrige periode. Som instrumenter for 2SLS-regresjonene ved statiske forventninger har vi benyttet FoU-investeringer som andel av BNP ved studiestart og påfølgende periode. Instrumentene ved rasjonelle forventninger er FoU-investeringer som andel av BNP ved endt studie og perioden etter. Robuste standardfeil i parentes.

Som tidligere estimeres funksjonen først med OLS. Fra regresjon én og fire finner vi at konstanten ikke er signifikant og tilnærmet null, og ser derfor bort fra disse regresjonene. Under statiske forventninger er det ikke signifikante tegn til autokorrelasjon ved Durbin-Watson eller Arellano-Bond. Sistnevnte gir likevel betydelig svakere resultater ved fjerde lag for 2SLS enn for de resterende regresjonene. Under rasjonelle forventninger finner vi heller ikke at residualene til OLS-regresjonene er autokorrelert ved noen av testene. Ved 2SLS for rasjonelle forventninger antyder Durbin-Watson negativ autokorrelasjon av første orden, men

dette bekreftes ikke av Arellano-Bond. Det bør igjen påpekes at forutsetningene for Durbin-Watson ikke er oppfylt, med både tidsetterslepene avhengige variabler og mangel på konstantledd i flere av regresjonene. Vi har dermed mer tiltro til resultatene fra Arellano-Bond-testene.

Modellene estimert ved 2SLS har større avvik mellom predikerte og observerte verdier, særlig for rasjonelle forventninger. Koeffisientene for forrige periodes vekst i andelen nyutdannede ingeniører er mindre signifikante for både statiske og rasjonelle forventninger. De nevnte koeffisientene er likevel ikke vesentlig forskjellig mellom regresjonene med statiske forventninger. Det motsatte er imidlertid tilfellet under rasjonelle forventninger; her reverseres fortegnet og koeffisienten mangedobles i 2SLS-regresjonen.

For statiske forventninger benyttes vekst i FoU-investeringer som andel av BNP ved studiestart og påfølgende periode som instrumenter. Modellen for rasjonelle forventninger benytter samme instrumenter relativt til ingeniørlønnen. Det forutsettes at potensielle ingeniørkandidater vurderer observert lønn uten å ta hensyn til sammenhengen med FoU-investeringer. Ved testing kan vi ikke påvise at variablene faktisk er endogene. Likevel har vi tiltro til 2SLS-estimatene under statiske forventninger fordi det trolig eksisterer et underliggende simultanestimeringsproblem.

At FoU-investeringer er relevante for den relative lønnen argumenterte vi for under diskusjonen om relativ lønn som etterspørselsskifter. Dette ble også illustrert i *Figur 4.2-1*. Under statiske forventninger finner vi, som forventet, at instrumentene er relevante med en partiell forklaringskraft på over 25 %. Instrumentene er imidlertid betydelig svakere under rasjonelle forventninger. Relevansen er tilnærmet null for forrige periodes andel nyutdannede og om lag seks prosent for den relative lønnen.

Resultatet fra 2SLS-regresjonen under rasjonelle forventninger (6) har motsatt fortegn for begge koeffisientene. Koeffisientenes signifikans er også meget lav. Med relative standardfeil opp mot 500 % er det i praksis ingen identifikasjon i den instrumenterte modellen, og vi har ingen tiltro til resultatene. Ryoo og Rosen (2004) finner at avstand i tid er den utslagsgivende faktoren for estimatene, og derfor kan estimatene trolig tolkes som motsetningen av funnene under statiske forventninger (Ryoo og Rosen, 2004). Hvis det er tilfellet, følger ikke individene rasjonelle forventninger.

Hvis vi ser bort fra 2SLS-modellen under rasjonelle forventninger, antyder fortegnet til veksten i andelen nyutdannede ingeniører i forrige periode en negativ effekt på andelen i inneværende periode. At en høy andel ingeniørutdannede i forrige periode vil kunne dempe lønnsutsiktene og fylle opp flere av de tilgjengelige studieplassene, virker intuitivt. Ingen av

koeffisientene er imidlertid signifikante, og de varierer relativt mye under rasjonelle forventninger. Dersom vi tror på estimatene under statistiske forventninger, burde effekten av andelen som valgte å studere ingeniørfag i forrige periode være i størrelsesorden  $-0,3$  til  $-0,35$  prosentpoeng.

Estimatene for tilbudselasticiteten varierer mellom én og to ved statistiske forventninger. Det betyr at ett prosentpoengs lønnsøkning vil føre til mellom ett og to prosentpoengs økning i andelen som studerer ingeniørfag. Koeffisientene er signifikante på 5 % signifikansnivå, og økonomisk rasjonelle. Estimatene er noe lavere enn det Ryoo and Rosen (2004) finner for det amerikanske arbeidsmarkedet.

## 5 OPPSUMMERING OG KONKLUSJON

I denne utredningen har vi analysert hvordan markedsmekanismene i arbeidsmarkedet for ingeniører responderer på faktorer som lønn, FoU og økonomisk vekst. Spesifikt har vi analysert i) hvordan etterspørselen etter ingeniører påvirkes av prisen på ingeniørtjenester og FoU, samt ii) hvor sensitivt tilbudet av ingeniører er overfor karrieremuligheter innenfor ingeniøryrket.

I første del av analysen undersøkte vi dynamikken i arbeidsmarkedet for ingeniører. Selv om det ikke kunne påvises en signifikant sammenheng mellom beholdningen og innstrømmingen, synes estimatene å være økonomisk intuitive. At det ikke kunne påvises en signifikant sammenheng kan skyldes målefeil som følge av utvalg eller interpolering av data. Andelen ingeniører på arbeidsmarkedet kan også være påvirket av andre faktorer som gjør at sammenhengen ikke kommer klart frem. Slike faktorer kan være import og eksport av ingeniører eller at ingeniører går over til lederstillinger, som bl.a. Biddle og Roberts (1994) finner.

I andre del av analysen estimerte vi etterspørselsfunksjoner for ingeniører. Våre funn antyder en etterspørselselasticitet på omtrent  $-1,5$ . Det betyr at etterspørselen etter norske ingeniører faller med over ett prosentpoeng når lønnsnivået for norske ingeniører øker med ett prosentpoeng. Med utslag over én kan etterspørselen etter ingeniører på det norske arbeidsmarkedet hevdes å være elastisk. Elastisk etterspørsel antyder at lønn, FoU-investeringer og økonomisk vekst har en betydelig effekt på arbeidsmarkedet for norske ingeniører. Vi finner dermed en etterspørselselasticitet som ligger innenfor intervallet Ryoo og Rosen (2004) finner for det amerikanske arbeidsmarkedet for ingeniører  $[-1,2, -2,2]$

I tredje del av analysen estimerte vi tilbudsfunksjoner for ingeniører. Våre funn indikerer en tilbudselasticitet på mellom én og to. Det betyr at andelen som velger å studere ingeniørfag øker med opptil to prosentpoeng når ingeniørlønningene øker med ett prosentpoeng. Med utslag på opptil to kan tilbudet av ingeniører på det norske arbeidsmarkedet karakteriseres som elastisk. Elastisk tilbud indikerer at karrieremulighetene for norske ingeniører har betydelig påvirkning på tilstrømningen til yrket. Vi finner dermed en tilbudselasticitet som avviker noe fra intervallet Ryoo og Rosen (2004) finner for det amerikanske arbeidsmarkedet for ingeniører [2,5, 4,5].

Resultatene viser at arbeidsmarkedet for ingeniører responderer på markedskreftene. Både tilbud og etterspørsel etter ingeniører er elastiske, og markedsmekanismene synes å fungere. Dette indikerer at knapphet på ingeniørkompetanse vil bli møtt av økte relative lønninger, slik at en likevekt kan nås på sikt. Vi ser også at tilbudet av ingeniører er mindre sensitivt overfor økonomisk kompensasjon enn hva tilfellet er på det amerikanske arbeidsmarkedet. Dette kan skyldes den velutbygde norske velferdsstaten som gir rom for tyngre vektlegging av personlige preferanser.

Ved ytterligere undersøkelse av arbeidsmarkedet for ingeniører kan det være interessant å se nærmere på betydningen av den norske modellen. Herunder hvilken effekt en stor offentlig sektor har på yrkesvalg og hvorvidt usikkerheten ved fremtidig inntekt blir redusert, slik at preferanser kan ha større påvirkning.

## 6 REFERANSELISTE

- Arellano, M., 1990. Testing for Autocorrelation in Dynamic Random Effects Models. *Rev. Econ. Stud.* 57, 127–134.
- Arellano, M., Bond, S., 1991. Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations. *Rev. Econ. Stud.* 58, 277–297.
- Arrow, K.J., Capron, W.M., 1959. Dynamic Shortages and Price Rises: The Engineer-Scientist Case. *Q. J. Econ.* 73, 292–308.
- Atkinson, R.C., 1990. Supply and demand for scientists and engineers: a national crisis in the making. *Science* 248, 425–432.
- Barlevy, G., 2007. On the Cyclicalities of Research and Development. *Am. Econ. Rev.* 97, 1131–1164.
- Barne- og Likestillingsdepartementet, 2008. Kjønn og lønn: fakta, analyser og virkemidler for likelønn. Departementenes servicesenter, Oslo.

- Baxter, M., 1991. Business cycles, stylized facts, and the exchange rate regime: evidence from the United States. *J. Int. Money Finance* 10, 71–88.
- Becker, G.S., 1962. Investment in Human Capital: A Theoretical Analysis. *J. Polit. Econ.* 70, 9–49.
- Becker, G.S., 2009. *Human Capital: A Theoretical and Empirical Analysis, with Special Reference to Education*. University of Chicago Press.
- Befolkningens utdanningsnivå [WWW Dokument], 2012. . Stat. Sentralbyrå. URL <http://www.ssb.no/utniv/> (nedlastet 6.9.13).
- Biddle, J., Roberts, K., 1994. Private Sector Scientists and Engineers and the Transition to Management. *J. Hum. Resour.* 29, 82–107.
- Blank, D.M., Stigler, G.J., 1957. *The Demand and Supply of Scientific Personnel* (NBER Books). National Bureau of Economic Research, Inc.
- Bø, T.P., Håland, I., 2002. Dokumentasjon av arbeidskraftundersøkelsen (AKU).
- Cain, G.G., Freeman, R.B., Hansen, W.L., 1973. *Labor market analysis of engineers and technical workers*. Johns Hopkins University Press.
- Francois, P., Lloyd-Ellis, H., 2006. *Intrinsic Business Cycles with Pro-Cyclical R&D* (Working Paper No. 1102). Queen’s University, Department of Economics.
- Freeman, R.B., 1971. *The market for college-trained manpower: a study in the economics of career choice*. Harvard University Press.
- Freeman, R.B., 1975. Supply and Salary Adjustments to the Changing Science Manpower Market: Physics, 1948-1973. *Am. Econ. Rev.* 65, 27–39.
- Freeman, R.B., 1976. A Cobweb Model of the Supply and Starting Salary of New Engineers. *Ind. Labor Relat. Rev.* 29, 236–248.
- Gjefsen, H.M., Gjelsvik, M.L., Roksvaag, K., Stølen, N.M., 2012. Utdannes det riktig kompetanse for fremtiden? *Økon. Anal.* 31.
- Hansen, W.L., 1961. The “Shortage” of Engineers. *Rev. Econ. Stat.* 43, 251–256.
- Hodrick, R.J., Prescott, E.C., 1997. Postwar U.S. Business Cycles: An Empirical Investigation. *J. Money Credit Bank.* 29, 1–16.
- Hægeland, T., Møen, J., 2007. Forskerrekruttering og opptrappingsplanen Estimerte lønnsprofiler for utvalgte utdanninger på master- og doktorgradsnivå.
- Hægeland, T., Skogstrøm, J.F.B., 2007. Kunnskap som grunnlag for verdiskaping – tilgang på kvalifisert arbeidskraft.



- INGENIØRMANGEL I NORGE - Vil ha Gjørsv-kommisjon for kunnskap - tu.no/jobb [WWW Dokument], n.d. URL <http://www.tu.no/jobb/2012/10/24/vil-ha-gjorv-kommisjon-for-kunnskap> (nedlastet 6.19.13).
- Jones, C.I., 2002. Sources of U.S. Economic Growth in a World of Ideas. *Am. Econ. Rev.* 92, 220–239.
- Kirkebøen, L.J., 2010. Forskjeller i livsløpsinntekt mellom utdanningsgrupper. Statistisk sentralbyrå.
- Kunnskapsdepartementet, 2009. 9.1.7 Betydningen av forskning i hele landet [WWW Dokument]. URL <http://www.regjeringen.no/nb/dep/kd/dok/regpubl/stmeld/2008-2009/stmeld-nr-30-2008-2009-/9/1/7.html?id=556616> (nedlastet 6.11.13).
- Mincer, J., 1974. Schooling, experience, and earnings, Human behavior and social institutions. National Bureau of Economic Research; distributed by Columbia University Press, New York.
- Moen, E.R., Semmingsen, L., 1996. Utdanning og livsløpsinntekt. Stiftelsen for samfunns- og næringslivsforsikring.
- Ng, S., Perron, P., 1995. Unit Root Tests in ARMA Models with Data-Dependent Methods for the Selection of the Truncation Lag. *J. Am. Stat. Assoc.* 90, 268–281.
- NHO [WWW Dokument], 2013. . Næringslivets Hovedorganisasjon. URL <http://www.nho.no/> (nedlastet 6.9.13).
- NITO [WWW Dokument], 2013. . Norges Ing.- Og Teknol. URL <http://www.nito.no/> (nedlastet 6.9.13).
- Norsk Industri, 2012. Konjunkturrapport 2012. Norsk Industri, Oslo.
- O’Connell, J.F., 1972. The Labor Market for Engineers: An Alternative Methodology. *J. Hum. Resour.* 7, 71–86.
- Raaum, O., Aabø, T.E., Karterud, T., 1999. Utdanning og livsinntekt i Norge ( No. 5/1999). Frischsenteret.
- Ravn, M.O., Uhlig, H., 2002. On adjusting the Hodrick-Prescott filter for the frequency of observations. *Rev. Econ. Stat.* 84, 371–375.
- Roodman, D., 2012. ABAR: Stata module to perform Arellano-Bond test for autocorrelation, Statistical Software Components. Boston College Department of Economics.
- Rosen, S., 1983. Specialization and Human Capital. *J. Labor Econ.* 1, 43–49.
- Ryoo, J., Rosen, S., 1992. The Market for Engineers (University of Chicago - Economics Research Center No. 92-10). Chicago - Economics Research Center.
- Ryoo, J., Rosen, S., 2004. The Engineering Labor Market. *J. Polit. Econ.* 112, S110–S140.

- Salvanes, K.G., 2012. SAM478 Labour Economics.
- Shea, J., 1997. Instrument Relevance in Multivariate Linear Models: A Simple Measure. *Rev. Econ. Stat.* 79, 348–352.
- Siow, A., 1984. Occupational Choice under Uncertainty. *Econometrica* 52, 631–645.
- Smith, A., 2006. An inquiry into the nature and causes of the wealth of nations. The Echo Library, Cirencester, Gloucestershire, England.
- Solow, R.M., 1956. A Contribution to the Theory of Economic Growth. *Q. J. Econ.* 70, 65–94.
- Solow, R.M., 1957. Technical Change and the Aggregate Production Function. *Rev. Econ. Stat.* 39, 312–320.
- Verbeek, M., 2012. *A Guide to Modern Econometrics*, 4th ed. Wiley.
- Willis, R.J., Rosen, S., 1979. Education and Self-Selection. *J. Polit. Econ.* 87, S7–S36.
- Wooldridge, J.M., 2008. *Introductory Econometrics: A Modern Approach*, 4th ed. Cengage Learning.
- Wälde, K., Woitek, U., 2004. R&D expenditure in G7 countries and the implications for endogenous fluctuations and growth. *Econ. Lett.* 82, 91–97.