

Forord

Arbeidet med masteroppgaven har kommet til en ende og det er på tide å ta fatt på et nytt kapittel av livet. Å skrive en masteroppgave har på mange måter vært den mest utfordrende oppgaven jeg har gjort som student. Jeg ønsker å takke professor Bjarne Strøm for fantastisk god veiledning under arbeidet med oppgaven. Du har hjulpet meg på rett spor hele veien og har alltid vært tilgjengelig. Jeg kunne ikke bedt om en bedre veileder. Jeg ønsker å takke Audhild Kvam og Andreas Enge hos Enova for god hjelp i startfasen av oppgaven. Dernest ønsker jeg å takke samboeren min Ståle og min mor Sissel for god støtte i perioder der jeg har sett mørkt på eget arbeid. Til slutt vil jeg takke Thea, Sissel og Ståle for god hjelp med korrekturlesing og referering.

Trondheim, 10. mai 2014

Cristina Santos

Sammendrag

På oppdrag fra Enova er det i denne oppgaven gjort analyser av priselastisiteter av etterspørsel etter energi i ulike deler av industrien. Hensikten med analysen er å skape et bilde over ulikheter som eksisterer og å forsøke å se hvor det finnes potensiale for bruk av politiske virkemidler. Norsk industri er i oppgaven delt inn i fem grupper etter årlig gjennomsnittlig energibruk. Det er brukt paneldata for å kunne estimere de ulike gruppernes priselastisitet for etterspørsel etter energi. Den økonometriske modellen som estimeres er utledet på bakgrunn av en nyklassisk produksjonsteoretisk etterspørselsfunksjon der bedriften velger den kostnadsminimerende sammensetningen av innsatsfaktorer. Den økonometriske modelleringen som er gjort forklarer variasjonen i den avhengige variabelen, etterspørsel etter energi. I likhet med andre studier (Bernt og Wood, 1975) antas bedriftens tilgjengelige innsatsfaktorer å være energi, arbeidskraft, kapitalutstyr og vareinnsats, og prisen på de respektive innsatsfaktorene inngår som forklaringsvariabler i den økonometriske modellen. Data for pris på kapitalutstyr og vareinnsats er på det næringsgrunnlaget som er valgt ikke tilgjengelig, og dette er løst ved å bruke et fullt sett av årsummyer for å ivareta variasjon i tidsdimensjonen som er lik for alle panelenhetene. Mistanke om uobserverbar heterogenitet mellom enhetene motiverer til å bruke fixed-effects-estimator i alle estimeringene som foretas.

Det er utført statiske og dynamiske modelleringer da det antas at tilpasningen fra industriens side kan være treg i overgangen til ny faktortilpasning. De statiske modelleringene viser at gruppe 4 har den klart mest elastiske etterspørselen, og egenpriselastisiteten ligger på -1.86 . Den minst elastiske etterspørselen finnes i gruppe 3 hvor egenpriselastisiteten er -0.67 . I dynamiske modelleringer opplever utfordringer med forutsetningene som er satt for forventningsrette resultater ved OLS. Det bevises at den laggede endogene variabelen er korrelert med restleddet. Dette løses ved å bruke en IV-metode foreslått av Anderson og Hsiao (1981), og en GMM-estimering foreslått av Arellano og Bond (1991). Av estimeringsresultatene observeres at gruppen med høyst energiforbruk er en problematisk gruppe hvor resultatene er svært sprikende ved ulike estimeringsprosedyrer. Resultater i de resterende gruppene viser like trender, og i alle estimeringer har gruppe 4 den mest elastiske etterspørselen mens gruppe 2 og 3 ser generelt ut til å ha en uelastisk etterspørsel som ligger i intervallet $[-0.5, 1]$.

Innhold

1.	INNLEDNING	1
1.1.	PROBLEMSTILLING	2
1.2.	OPPGAVENS STRUKTUR.....	2
2.	TEORETISK UTGANGSPUNKT	3
2.1.	BEDRIFTENS TILPASNING.....	3
2.1.1.	KOSTNADSFUNKSJONENS EGENSKAPER	6
2.1.2.	PRISELASTISITET AV ETTERSPOERSEL	8
3.	TIDLIGERE FORSKNING	9
3.1.	LIU (2004).....	9
3.2.	MYSEN (1995)	11
3.3.	BERNDT OG WOOD (1975)	12
3.4.	FRIESEN (1992)	13
4.	EMPIRISK TILRETTELEGGING	14
4.1.	FUNKSJONSFORM	15
4.2.	STOKASTISK SPESIFIKASJON.....	16
4.3.	DYNAMISK SPESIFIKASJON	18
4.4.	OPPSUMMERING	20
5.	ESTIMERINGSMETODE OG EMPIRISKE UTFORDRINGER.....	21
5.1.	«FIXED-EFFECTS»-estimator	22
5.2.	FASTE TIDSEFFEKTER	23
5.3.	DYNAMISKE UTFORDRINGER	24
5.3.1.	ANDERSON OG HSIAOS (1981) INSTRUMENTVARIABELMETODE.....	25
5.3.2.	ARELLANO OG BONDS (1991) «GENERALIZED METHOD OF MOMENT».....	26
5.3.2.1.	Sargans test for overidentifiserte restriksjoner	29
5.4.	SIMULTANITET OG PRISVARIABLENES STATUS	29
6.	DATAMATERIALET	31
6.1.	AVHENGIG VARIABEL	32
6.2.	FORKLARINGSVARIABLER	32
6.3.	GRUPPER INNENFOR INDUSTRIEN	34
6.4.	UTFORDRINGER I DATAMATERIALET.....	34
6.5.	DESKRIPTIV STATISTIKK	35
6.5.1.	SAMMENHENGEN MELLOM ETTERSPOERSEL OG PRIS AV ENERGI.....	36
6.6.	MULTIKOLLINEARITET	37
7.	EMPIRISKE RESULTATER	38
7.1.	STATISKE GRUNNMODELLER.....	38
7.2.	DYNAMISKE MODELLER.....	41
7.2.1.	ROBUSTHETSSJEKK AV EFFEKTEN AV ENDRINGEN FRA SN02 TIL SN07	43

7.3.	ANDERSON OG HSIAOS (1981) IV-METODE.....	44
7.4.	GMM-RESULTATER	46
7.5.	TALLEFFEKTER AV PRISENDRINGER PÅ TVERS AV GRUPPENE	49
8.	KONKLUSJONER	49
9.	REFERANSER	52

Tabeller

1. DESKRIPTIV STATISTIKK.....	35
2. STATISKE RESULTATER.....	39
3. DYNAMISK FEILJUSTERINGSMODELL.....	42
4. STATISKE OG DYNAMISKE LANGTIDSELASTISITETER.....	43
5. 2SLS RESULTATER.....	45
6. ARELLANO OG BONDS GMM-ESTIMATOR.....	46
7. SAMMENLIGNING AV EGENPRISELASTISITETER.....	48

Appendikstabeller

1. SEGMENTERING AV NORSK INDUSTRI.....	55
2. DESKRIPTIV STATISTIKK.....	58
3. STATISKE OLS-RESULTATER.....	59
4. DYNAMISK FEILJUSTERINGSMODELL.....	62
5. DYNAMISK FEILJUSTERINGSMODELL FRA 1998-2008.....	63
6. FØRSTESTEGSRESULTATER.....	64
7. 2SLS RESULTATER.....	65
8. ARELLANO OG BONDS GMM-ESTIMATOR.....	66
9. ARELLANO OG BONDS GMM-ESTIMATOR MED SARGANTEST.....	67
10. GMM-ESTIMATOR MED MAKSIMALT ET ANTALL LAG.....	68

Figurer

1. FORHOLDET MELLOM PRIS OG ETTERSPORSEL I DE ULIKE GRUPPENE.....	36
2. KORRELASJONSMATRISSE FOR GRUPPE FEM.....	37

1. INNLEDNING

I godt over et tiår har det vokst fram en økende bevissthet rundt menneskeskapte forhold som er skadelig for miljøet. Økende industri som resultat av økende forbruk i den vestlige verden har ført til høye CO_2 -utslipp, svekking av ozonlaget og forurensing med helseskadelige effekter. De økte utslippene kommer i all hovedsak fra økende energiforbruk fra husholdninger, transport og industri. Redusert energiforbruk er derfor ønskelig for å sikre reduserte utslipp og dermed verne om miljøet (Stern, 2008). På en annen side er det samfunnsøkonomisk ønskelig med økonomisk vekst for å øke velstand for samfunnets individer. Det er derfor ikke ønskelig å svekke industrien da dette vil føre til færre arbeidsplasser, og dermed dårligere levestandard generelt i samfunnet. Samfunnet står på denne måten ovenfor en interessekonflikt. I Norge er det ønskelig å styrke den landbaserte industrien, men samtidig holde energiforbruket på lavest mulig nivå.

Priselastisiteten av etterspørsel etter energi forteller hvor fleksibel industrien er i bruken av energi. Elastisiteten forteller hvor mye etterspørselen vil endres ved en prisendring. En elastisk etterspørsel innebærer at industrien reduserer etterspørsel betydelig i perioder med høye energipriser, og øker etterspørsel betydelig i perioder med lave energipriser. Jo mer priselastisk forbruk i industrien er, jo mer vil avgifter på energi bidra til reduksjon i forbruket og dermed gi økonomiske fordeler både for industrien, samfunnet og miljøet. Stern (2008) mener at skatt og myndighetsbestemt prissetting er viktige virkemidler i arbeidet med å redusere utslipp. Effektiviteten av slike politiske virkemidler kan analyseres ved å studere priselastisiteten av etterspørsel.

I et potensialstudie utført av Enova (2009) kommer det frem at norsk landbasert industri i 2007 stod for 35% av Norges totale energiforbruk. Det gjør industrien til landets største energiforbruker. Norsk industri er svært energitung i forhold til industri i andre land. 80% av bruken kommer fra de kraftkrevende industriene aluminiumsproduksjon, kjemisk produksjon, raffinering, papirmasse og ferrolegeringsproduksjon. Dette gjør at norsk industri har stort potensiale for å bidra mot en balansert energibane mot 2020 (Enova, 2009). Det er tidligere gjort flere estimeringer av priselastisiteter av etterspørsel både for husholdninger, ulik industri og helhetlig for land (Liu, 2004). Dette for å kunne forutsi fremtidig forbruk og etterspørsel, og for å kunne analysere effekter av ulik politikk for å stabilisere utslipp av drivhusgasser. Denne oppgaven er ment som et bidrag i arbeidet med dette.

Det er i oppgaven forsøkt å avdekke hvilke deler av industrien som opplever lav etterspørselastisitet med hensyn på pris, og hvilke som opplever høy etterspørselastisitet med hensyn på pris ved å bruke industrigrupper som analysegrunnlag. Med dette legges det til grunn at elastisiteten kan si noe om hvor prisfiksert en bedrift er i beslutningsprosessen. Elastisiteten er ikke den eneste faktoren som avgjør hvordan bedriften oppfører seg i beslutningsprosessen. Menneskelige verdier, oppfatninger og barrierer er alle faktorer som oppstår innenfor hver bedrift, og kan ikke modelleres med økonomisk teori. Denne analysen kan derfor bare vise tendenser innenfor store grupper i industrien.

I oppgaven er det gjort analyser for å avdekke priselastisiteten av etterspørsel i fem ulike segmenter innenfor norsk industri. Segmentene er delt inn etter gjennomsnittlig energiforbruk innad i gruppene. Med det menes at grupperingene er gjort etter likhet i energibruk per år. Det er brukt strukturstatistikk fra SSB (2014) fra 1998 til 2012 der næringsgruppene er definert med standard næringskoder SN2002 og SN2007, og videre delt inn i fem segmenter. Det er gjort fem unike paneldatanalyser hvor priselastisiteten i hvert enkelt segment analyseres. Enhetene i panelet er undergrupper innenfor hvert segment. Målet er å se om det finnes variasjoner mellom de fem ulike segmentene, og om det finnes et skille mellom de som har høy priselastisitet av etterspørsel etter energi, og de som har betraktelig lavere elastisiteter. Det sees på etterspørsel etter energi som en av flere innsatsfaktorer i produksjonen i industrien. En nyklassisk produksjonsteoretisk modell av Hoel og Moene (1987) ligger derfor til grunn for den empiriske analysen. Eventuell treghet i tilpasningen til ny etterspørsel motiverer for å estimere både statiske og dynamiske modellvarianter. Det gjøres ulike modelleringer for å teste robustheten til estimatene. Det brukes OLS, Fixed-Effects-estimator, Anderson og Hsiao's IV-estimerting og GMM-estimerting.

1.1. PROBLEMSTILLING

I hvilken grad reagerer energietterspørselen i norske industrisegment på prisendringer? Varierer disse reaksjonene mellom industrisegment som er delt inn etter gjennomsnittlig energiforbruk?

1.2. OPPGAVENS STRUKTUR

I kapittel 2 redegjøres det for hvilken teori oppgaven bygger på. Industriens etterspørsel etter innsatsfaktorer defineres og en etterspørselsfunksjon basert på nyklassisk produksjonsteori utledes. I kapittel 3 presenteres tidligere forskning gjort på temaet. Det legges her særlig vekt

på Bernt og Woods (1975) og Friesens (1992) studier av etterspørsel etter industriens innsatsfaktorer i USA. I kapittel 4 og 5 diskuteres hvilke empiriske tilretteleggelser som ligger til grunn for estimeringene som gjøres. Her redegjøres det for en statisk og dynamisk stokastisk paneldatamodell og det diskuteres utfordringer med ulike estimeringsmetoder. I kapittel 6 presenteres estimeringsresultatene som er oppnådd ved bruk av OLS, Fixed-effects-estimering og IV-estimering. Her presenteres også faktiske etterspørselsendringer ved prisendringer. I kapittel 6 oppsummeres de viktigste funnene og konklusjoner trekkes.

2. TEORETISK UTGANGSPUNKT

I denne delen av oppgaven utledes bedriftens tilpasning i faktormarkedet basert på et nyklassisk produksjonsteoretisk grunnlag. Den statiske modellen som redegjøres for tar utgangspunkt i mikroøkonomiske modeller av betinget etterspørsel etter innsatsfaktorer av Hoel og Moene (1987) som i den empiriske tilretteleggelsen videre justeres for å tilpasses energimarkedet og datamaterialet. Teorien tar utgangspunkt i bedrifter med tilgang på flere innsatsfaktorer og vi antar at bedriftene er pristakere i markeder for innsatsfaktorer. Det legges til grunn at bedriftene er kostnadsminimerende og velger sin kombinasjon av innsatsfaktorer fra det kostnadsminimerende nivået på kostnadsfunksjonen. Det kostnadsminimerende nivået til gitt produksjon utledes ved å bruke Lagranges metode utledet av Sydseter (1987). Endringer i prisene på innsatsfaktorer fører til endret bruk av den gjeldene innsatsfaktoren. Videre redegjøres det for elastisitetenes påvirkning på sammensetningen av innsatsfaktorer.

2.1. BEDRIFTENS TILPASNING

Det ses i det følgende på tilpasningen på bedriftsnivå, men dette kan generaliseres til å gjelde for grupper av bedrifter eller foretak, som vil være tilfellet i den empiriske estimeringen. Det startes med å se på tofaktor-tilfellet der bedriften kan velge mellom to variable produksjonsfaktorer. Dette kan som eksempel være arbeidskraft og energi. Mengden arbeidskraft betegnes i det videre som v_1 , mens mengden energi angis som v_2 . Ingen av dem kan ha negative verdier.

$$v_i \geq 0 \quad i = 1,2$$

Bedriften kan kombinere de to etter eget ønske i produksjonsprosessen. Antall kombinasjoner som er mulig for bedriften å oppnå avhenger av substitusjonsmulighetene mellom de to (Hoel og Moene, 1987: 77). Produktfunksjonen til en bedrift angir den maksimale produktmengden som kan oppnås ved alle faktorkombinasjoner av v_1 og v_2 . Produktfunksjonen gis som:

$$x = f(v_1, v_2) \quad (1)$$

f forteller noe om funksjonsforholdet mellom dem. Hvor mange faktorkombinasjoner en bedrift kan velge avhenger i stor grad av bedriftens teknologi. Substitusjonsmuligheter foreligger dersom det er mulig å bytte en enhet av faktor v_1 med et ubestemt antall enheter av faktor v_2 (Hoel og Moene, 1987: 78). Hoel og Moene (1987) utvider produktfunksjonen ved å si at den gitte produktmengden x^0 kan produseres med alle kombinasjoner (v_1, v_2) som tilfredstiller

$$x^0 = f(v_1, v_2) \quad (2)$$

Dette innebærer at mindre bruk av v_1 må erstattes med økt bruk av v_2 for å kunne opprettholde et gitt produksjonsnivå. Det ses i denne oppgaven på energi, og det må da vurderes hvilke faktorer som kan substituere energi. Dette kan i noen deler av industrien være sysselsetting eller mindre energikrevende kapitalutstyr, mens i andre deler av industrien finnes det ingen substitusjonsmuligheter for energi. Forholdet mellom to potensielle substitutter kan navngis «teknisk substitusjonsrate» (Varian, 1978).

$x^0 = f(v_1, v_2)$ kan skisseres som en isokvant i et tofaktor-diagram. Helningen på isokvanten forteller oss at substitusjon skjer ved ulike forhold avhengig av initial faktorkombinasjon. Jo lavere bruk av v_1 ved initial plassering, jo større økning i v_2 må til for å kunne opprettholde den gitte produksjonen x^0 . Isokvanten kan dermed ha ulike helninger, avhengig av substitusjonsforholdet mellom de to faktorene.

En isokvants helning kan mer spesifikt presiseres ved å se nærmere på faktorenes grenseproduktivitet. En faktors grenseproduktivitet uttrykker «tilnærmet hvor mye produktmengden øker når bruken av denne faktoren økes med en enhet» (Hoel og Moene, 1987: 80). Den er gitt ved de partielle deriverte av $f(v_1, v_2)$ med hensyn på faktoren av interesse. Faktor i 's grenseproduktivitet kan defineres ved:

$$f'_i = \frac{\partial f(v_1, v_2)}{\partial v_i} = f'_i(v_1, v_2) \text{ for } i = 1, 2 \quad (3)$$

Hver bedrift står ovenfor en kostnadsfunksjon (Hoel og Moene, 1987: 84).

Kostnadsfunksjonen forteller hvilke kombinasjoner av innsatsfaktorene som gir lavest mulig kostnader ved å produsere x^0 . Det antas at prisene til de ulike godene er gitt ved q_1 og q_2 . q_1 er prisen på v_1 og q_2 er prisen på v_2 . Prisene antas gitt. Bedriften ønsker å minimere sine kostnader:

$$\min C = q_1 v_1 + q_2 v_2 \quad (4)$$

$$\text{under forutsetningen } x^0 = f(v_1, v_2) \quad (5)$$

I tilfellet med flere faktorer vil kostnadsfunksjonen være gitt som:

$$C = \sum_i q_i v_i \quad (6)$$

Summeringen går over alle i ($i = 1, i = n$). Det vises at kostnadene avhenger av de relative faktorprisene og det faste produksjonsnivået. Hoel og Moene (1987) løser kostnadsminimeringen med Lagranges multiplikator utledet av Sydseter (1987) med både tofaktor-tilfellet og flerfaktor-tilfellet. Her å løses problemet med tofaktor-tilfellet, men det kan generaliseres til å gjelde så mange innsatsfaktorer som bedriften kan velge mellom.

Lagrangeuttrykket kan skrives på følgende måte:

$$L(v_1, v_2, q_1, q_2, x^0, \lambda) = q_1 v_1 + q_2 v_2 + \lambda(x^0 - f(v_1, v_2)) \quad (7)$$

Løsningen finnes der:

$$\min L(v_1, v_2, q_1, q_2, x^0, \lambda) \quad (8)$$

mhp v_1 og v_2

Førsteordensbetingelser for problemet er gitt som:

$$1) \frac{\partial L}{\partial v_1} = q_1 - \lambda \frac{\partial f}{\partial v_1} = 0 \quad (9)$$

$$2) \frac{\partial L}{\partial v_2} = q_2 - \lambda \frac{\partial f}{\partial v_2} = 0 \quad (10)$$

$$3) \frac{\partial L}{\partial \lambda} = x^0 - f(v_1, v_2) = 0 \quad (11)$$

Dette gir tre ligninger for å løse problemet.

Problemet løses ved å sette $\lambda = \lambda$ ved førsteordensbetingelse 1) og 2).

$$\frac{q_1}{\partial f / \partial v_1} = \frac{q_2}{\partial f / \partial v_2} \quad (12)$$

$$\frac{q_1}{q_2} = \frac{\partial f / \partial v_1}{\partial f / \partial v_2} \quad (13)$$

I optimal tilpasning er grensekostnadene ved de respektive innsatsfaktorene like.

Førsteordensbetingelsene og produktfunksjonen munner ut i en betinget etterspørselsfunksjon:

$$N^* = N^*(q_1, q_2, x^0) \quad (14)$$

Hvor produksjonsnivået er gitt. Det er intuitivt rimelig å anta at en relativ prisendring vil gi redusert bruk av den aktuelle faktoren. Det som avgjør hvor mye faktorbruken endres er helningen på isokvanten, altså substitusjonsforholdet mellom de aktuelle innsatsfaktorene.

2.1.1. KOSTNADSFUNKSJONENS EGENSKAPER

Kostnadsfunksjonen $C(q_1, q_2, x)$ avgjør hvordan bedriften velger sin sammensetning av innsatsfaktorene. For å kunne tolke denne økonomisk gjør Hoel og Moene (1987) ulike antagelser om kostnadsfunksjonen.

1) $C(q_1, q_2, x)$ er voksende i q .

Dersom faktorprisene øker vil også kostnadene øke. Det eneste unntaket er dersom faktorene som opplever prisøkning ikke brukes av bedriften.

2) $C(q_1, q_2, x)$ er homogen av grad en i q .

Dersom alle faktorprisene vokser med det samme forholdet k vil kostnadene vokse proporsjonalt med faktorprisene. Faktorkombinasjonen vil ikke endres dersom alle prisene stiger med samme forhold.

3) $C(q_1, q_2, x)$ er konkav i q .

4) $C(q_1, q_2, x)$ er kontinuerlig i q .

Når produksjonsnivået er gitt er det altså kun faktorprisforholdet q_1/q_2 som bestemmer sammensetningen av innsatsfaktorene. Den optimale tilpasningen til bedriften er gitt av betingede faktoretterspørselsfunksjoner. Disse kan betegnes som $v_1^*(q_1, x)$ og $v_2^*(q_2, x)$. De betingede etterspørselsfunksjonene utledes fra kostnadsfunksjonen. Det er nå mulig å se hvordan endrede faktorpriser påvirker faktorbruken via kostnadsfunksjonen:

$$\frac{\partial C(q_1, q_2, x)}{\partial q_1} = v_1 \quad (15)$$

v_1 gir her den optimale bruken av faktor 1, og kan formuleres som:

$$\frac{\partial C(q_1, q_2, x)}{\partial q_1} = v_1^*(q_1, x) \quad (16)$$

For å se hvordan den betingede etterspørselsfunksjonen varierer med endringer i q deriveres (16) med hensyn på q_1 :

$$\frac{\partial v_1^*(q_1, x)}{\partial q_1} = \frac{\partial^2 C(q_1, q_2, x)}{\partial q_1^2} \leq 0 \quad (17)$$

En økning i prisen på gode 1 vil redusere etterspørselen etter gode 1. Dette er en konsekvens av at kostnadsfunksjonen er konkav. Dette virker intuitivt riktig, men for å vise at påstanden er gyldig utleder Hoel og Moene (1987) et matematisk bevis på generell form i flerfaktor-tilfellet. Det tas utgangspunkt i to faktorpriser q' og q'' . Til disse finnes tilhørende optimale faktormengder v' og v'' . Definisjonen av et kostnadsminimum forteller at:

$$\sum_i q_i' v_i' \leq \sum_i q_i' v_i'' = \sum_i q_i' (v_i'' - v_i') \leq 0 \quad (18)$$

eller

$$\sum_i q_i'' v_i'' \leq \sum_i q_i'' v_i' = \sum_i q_i'' (v_i'' - v_i') \leq 0 \quad (19)$$

Videre summeres over alle ulikhetene.

$$\sum_i (q_i'' - q_i') (v_i'' - v_i') \leq 0 \quad (20)$$

For å se på reaksjoner av endringer i en av faktorprisene undersøker Hoel og Moene (1987) hva resultatet blir hvis en av faktorprisene er forskjellig i situasjonene. Dersom man antar at $q_j' > q_j''$ og $q_i'' = q_i'$ for alle $i \neq j$ vil alle leddene i summen av (20) være lik null (unntaket er det j -te leddet). Resultatet av dette blir:

$$(q_j'' - q_j') (v_j'' - v_j') \leq 0 \quad (21)$$

Det kan på bakgrunn av dette ses at en økning i faktorprisen alltid vil føre til en reduksjon i etterspørselen etter faktoren (et spesialtilfelle er at faktorbruken er uendret) og motsatt. I denne oppgaven ønskes det å se på hvor mye etterspørselen endres. Etterspørselsendringen av innsatsfaktorene avhenger som redegjort for av substitusjonsmuligheter og prisforholdet

mellom tilgjengelige innsatsfaktorer som kommer frem av den kostnadsminimerende tilpasningen ved gitt produksjonsnivå (Hoel og Moene, 1987).

2.1.2. PRISELASTISITET AV ETTERSSPØRSEL

Endringen i etterspørsel ved prisendring kalles for etterspørselastisitet med hensyn på pris og kan betegnes som El_{v_i} . Priselastisiteten av etterspørsel kan defineres som den prosentvise endringen i kvantum dividert på den prosentvise endringen i pris $\Delta v_i / \Delta q_i$. Formulering i prosent forenkler i stor grad generalisering av uttrykket, da det vil være uavhengig av måleenhet:

$$El_{v_i} = \frac{\Delta v_i / v_i}{\Delta q_i / q_i} \quad (22)$$

gir priselastisiteten av etterspørsel. Uttrykket kan skrives som:

$$El_{v_i} = \frac{q_i}{v_i} \frac{\Delta v_i}{\Delta q_i} \quad (23)$$

Videre kan elastisiteten til gode v_i uttrykkes som en partiellderivert av den betingede etterspørselsfunksjonen $v_i^*(q_1, x)$:

$$El_{v_i} = \frac{\partial v_i^*(q_i, x)}{\partial q_i} \frac{q_i}{v_i^*} \quad (24)$$

Dersom det antas at v_i er etterspurt energi og q_i er prisen på energi kan man si at dette er priselastisiteten til energi. En logaritmisk spesifikasjon av etterspørselsfunksjonen gir elastisiteten direkte. Elastisiteten har vanligvis et negativt fortegn. I økonomisk teori uttrykkes elastisiteten for enkelthets skyld som sin absoluttverdi. Dersom en faktor har en etterspørselastisitet på større enn 1 har faktoren en «elastisk etterspørsel». Om faktoren har en elastisitet på mindre enn 1 i absoluttverdi har faktoren en «uelastisk etterspørsel». Faktorer som ikke har nære substitutt har ofte en lavere elastisitet. Bedriften blir i stor grad avhengig av faktoren. Uelastisk etterspørsel forteller at etterspurt kvantum er svært lite responsivt til prisendringer. Dersom prisen endres med en prosent vil etterspurt kvantum endres med mindre enn en prosent (Varian, 1987). Priselastisiteten er dermed en indikator på hvor effektiv skatt eller avgift på en faktor vil være for å redusere bruken av faktoren.

3. TIDLIGERE FORSKNING

Beregninger av priselastisiteter for energiforbruk er et studie med en noe spredt historie. Liu (2004) gjorde en paneldatastudie om priselastisiteter av energi i OECD land. Her er poenget å kartlegge fremtidig bruk og trender i forbruk (Liu, 2004). Dette studiets oppbygging legges til grunn når metodene til den empiriske analysen bestemmes. Andre studier har undersøkt priselastisiteter innenfor industrien. Dette er av interesse da det tillater å studere etterspørselsreaksjoner ved prisendring noe som nevnt er et viktig instrument i politiske beslutningsprosesser. I Norge er slik forskning i stor grad foretatt av SSB og fokuserer mye på substitusjonselastisiteter mellom ulike energikilder. Slike studier er gjort av Koren (1978), Mysen (1995) og Mysen (1999). Substitusjonselastisiteter er ikke av interesse i denne oppgaven. Det kommer derfor her til å ses på studiet gjort av Mysen (1995) der det utelates å fokusere på substitusjonselastisitetene, og fokuseres på priselastisiteter av energi på aggregert nivå.

Internasjonalt gjorde Berndt og Wood (1975) den første studie av denne type da de estimerte en KLEM-modell for å modellere energietterspørsel som en av flere innsatsfaktorer i industrien i USA. Friesen (1992) har gjort en lignende studie av innsatsfaktorer i industrien i USA ved å bruke dynamiske modeller for å finne priselastisiteter av flere typer innsatsgoder.

3.1. LIU (2004)

I 2004 gjorde Liu (2004) en empirisk analyse av inntekts og priselastisiteter av ulike energivarer i OECD land. Det er brukt paneldata for de aktuelle landene fra 1978 til 1999 for å estimere en dynamisk modell. Datamaterialet er hentet fra OECD statistical compendium 2001 og IEA's databank. Her finnes data for energibruk og energipriser for industriell sektor og husholdninger, samt BNP og realinntekt for hvert land. Energivarene som analyseres er elektrisitet, naturgass, kull, gass fra olje, bensin, diesel og olje til oppvarming. Liu (2004) opplever manglende data for flere av energitypene enkelte år, og opererer derfor med et ubalansert panel. For å simultant kunne estimere korttids og langtidselastisiteter bruker Liu (2004) en ADL modell som generelt kan formuleres:

$$y_t = \mu + \sum_{i=1}^p \gamma_i y_{t-i} + \sum_{j=0}^q \beta_{k,j} x_{k,t-j} + u_t \quad (25)$$

Hvor y_t er nåværende energibruk, γ_i er koeffisienter av laggede verdier av den avhengige variabelen. $x_{k,t-j}$ er en vektor av nåværende og laggede verdier av forklaringsvariablene. $\beta_{k,j}$

er en kolonnevektor med k koeffisienter. μ er konstantleddet og u_t er restleddet. Den dynamiske modelleringen gjøres på bakgrunn av mistanke om tregheter i konsumenters tilpasning ved prisendringer og tregheter i produksjonsendringer på grunn av teknologiske begrensninger i faktorsammensetningen. Dette mener Liu (2004) er grunn til å tro at den kortsiktige pris eller inntektselastisiteten generelt er mindre enn de tilhørende langtidselastisitetene. Etterspørselsfunksjonen som gir utgangspunkt for husholdningers og industriell sektors etterspørsel er gitt ved:

$$y_t^* = \alpha_0 + \alpha_1 P_t + \alpha_2 I_t + \varepsilon_t \quad (26)$$

Hvor y_t^* er ønsket etterspørsel etter energi for enten industriell sektor eller på husholdningsnivå for en type energi på tidspunkt t . P_t er gitt som realprisen for denne type energi på tidspunkt t . I_t er enten BNP på tidspunkt t for industriell sektor eller realinntekt på tidspunkt t for husholdninger. Siden y_t^* er ønsket etterspørsel kan den ikke observeres i datamaterialet. Forholdet mellom y_t^* og y_t defineres derfor som:

$$y_t - y_{t-1} = \theta(y_t^* - y_{t-1}) \quad (27)$$

hvor y_{t-1} lagget etterspørsel med en periode. θ er et parameter i intervallet $[0,1]$ og kan omtales som en tilpasningskoeffisient. Den reflekterer tilpasningshastigheten mot det ønskede etterspørselsnivået. Jo nærmere 1 koeffisienten er jo tregere er tilpasningen. Det faktiske modellen som estimeres er gitt av:

$$y_{it} = \beta_0 + \gamma y_{it-1} + \beta_1 P_{it} + \beta_2 I_{it} + u_{it} \quad (28)$$

hvor i står for land og t er fortsatt tid. På grunn av antagelse om korrelasjon mellom lagget endogen variabel og restleddet antar Liu (2004) at OLS på relasjon (28) vil være skjev og inkonsistent. Det potensielle endogenitetsproblemet løses i studiet ved å bruke en estimator utviklet av Arellano og Bond (1991), kalt GMM.

Liu (2004) erfarer at koeffisienter for lagget endogen variabel estimert med OLS tenderer å være skjev i positiv retning. I mange av tilfellene estimeres koeffisienten opp mot 1. Estimaten for priselastisiteter estimert med OLS har ofte uventet størrelsesorden og fortegn. Når Liu (2004) estimerer relasjon (28) med en-steps GMM oppleves estimator som står i tråd med forventningene. På husholdningsnivå ligger priselastisitetene for elektrisitet, naturgass, kull, olje og bensin i intervallet $[-0.000, -0.191]$ på kort sikt, mens de langsiktige elastisitetene ligger i intervallet $[0.001, -0.600]$. Liu (2004) ser dermed at kortsiktig elastisitet er mindre

enn langsiktig elastisitet i absoluttverdi i alle tilfeller. Elastisitetene er negative og for alle estimat uelastiske. Dette er i tråd med Lius (2004) forventninger til estimatene.

Tilpasningskoeffisienten γ er lavest for olje og er estimert til 0.443. Tilpasningen ved prisendringer for denne energivaren er dermed raskere enn for elektrisitet som har en estimert tilpasningskoeffisient på 0.810. Elektrisitet har også den tregeste tilpasningshastigheten.

I industriell sektor er egenpriselasitetene for de ulike energivarene lavere, og i noen tilfeller positive. Dette gjelder kull med en estimert egenpriselasitet på 0.162 og olje på 0.043. Liu (2004) argumenterer for at dette er naturlig da husholdninger ofte er mer prissensitive enn industri. For alle energigodene er etterspørselen lav og dermed svært uelastisk. Estimaten er i all hovedsak lavere enn estimat fra lignende studier som gjort av Nordhaus (1977) og Pindyck (1979). Tilpasningskoeffisienten i industriell sektor er generelt sett høyere enn på husholdningsnivå, og dette er en indikasjon på at tilpasningen er tregere i industriell sektor (Liu, 2004).

3.2. MYSEN (1995)

Mysen gjorde i 1995 en studie av energietterspørselen i industrien i de nordiske landene Danmark, Finland og Norge og Sveits. Analysen er gjort for SSB og var del av en større studie av energimarked i de nordiske landene. Hensikten med studien var å skape en modell som dekker etterspørsel, tilbud og handel mellom landene for å kunne kartlegge potensialer i forhold til miljøhensyn. Mysen (1995) deler industrien opp i tre undersektorer da det antas at det eksisterer store forskjeller mellom de ulike sektorene både når det gjelder priser og etterspørsel. De tre sektorene er metallindustri, kjemisk industri og treforedlingsindustri. Metallindustrien defineres som den sektoren med størst forbruk av energi. Modellen som brukes for å modellere energietterspørselen er basert på en prognosemodell utviklet av Møller og Andersen (1991). For å estimere den aggregerte energietterspørselen brukes det som kalles «Top-down»-spesifikasjoner som baserer seg på nyklassisk produksjonsteori. En generell etterspørselsfunksjon for elektrisitet gis av Mysen (1995) som:

$$\ln E = \beta_0 + \beta_1 \ln X + \beta_2 \ln \frac{P_E}{P} + \beta_3 \ln \frac{P_F}{P} \quad (29)$$

Der E er gitt som elektrisitet, X er produksjon, P_E er pris på energi, og P_F er pris på olje som regnes som et substitutt for elektrisitet. P er gitt som en prisindeks. Andre forklaringsvariabler som også inngår i Mysens (1995) empiriske modell er investeringer, sysselsetting og tid. På samme måte er etterspørselsfunksjonen for olje gitt som:

$$\ln F = \beta_0 + \beta_1 \ln X + \beta_2 \ln \frac{P_F}{P} + \beta_3 \ln \frac{P_E}{P} \quad (30)$$

Mysen (1995) legger vekt på at denne modellen er mangelfull da den ikke tar hensyn til andre faktorpriser, og ikke inkluderer andre innsatsfaktorer enn energi. Datamaterialet som brukes er hentet fra OECD Energy Balances, OECD Energy Statistics og nasjonale kilder for de aktuelle land. Det mangler tilfredsstillende data for metallindustrien i Norge, og denne estimeres dermed ikke.

Mysen (1995) finner at estimatene for egenpriselasitetene for treforedlingsindustrien i Norge er gitt ved -0.44 for elektrisitet og -1.4 for olje. For annen industri er egenpriselasiteten for elektrisitet -0.28 mens for olje er den estimert til -0.38.

Produksjonselasitetene i treforedlingsindustrien og annen industri er estimert til 0.9 både for olje og elektrisitet. Mysen (1995) finner altså negative priselasiteter i begge sektorer for elektrisitet og olje. Olje er mer priselastisk enn elektrisitet i denne studien, og Mysen (1995) ser at elastisitetene er større i treforedlingsindustrien enn i «annen industri». Denne studien viser dermed at industri med høyere energiforbruk har mer elastisk etterspørsel.

Produksjonselasiteten er nær 1 i alle tilfeller. Dette indikerer at en endring i produksjonen med en prosent vil endre etterspørselen etter energi, her elektrisitet og olje, med 0.9% (Mysen, 1995).

3.3. BERNDT OG WOOD (1975)

Berndt og Wood gjorde i 1975 en analyse av etterspørselen etter energi i industrien i USA basert på data fra 1947-1971. Energi fremstilles i artikkelen som en av bedriftenes innsatsfaktorer. Studien er den første av sin art og ser på mulig kryss-substitusjon mellom energivarer og andre innsatsfaktorer. Etterspørselen etter energi i amerikansk industri fremstilles som en funksjon av produksjonsnivå, priser på energi, og priser på andre innsatsfaktorer. I en teoretisk modell definerer Berndt og Wood (1975) bedriftens innsatsfaktorer som kapital (K), sysselsetting (L), energi (E) og andre produksjonsmaterialer (M). Bedriftens produksjon betegnes som Y . Dette utgjør en KLEM-modell. Til KLEM-modellen hører en kostnadsfunksjon, $G = G(Y, P_K, P_L, P_E, P_M)$, hvor G er gitt som totale kostnader og P_K, P_L, P_E og P_M er gitt som faktorpriser. Berndt og Woods (1975) analyse er dermed i tråd med det nyklassiske produksjonsteoretiske grunnlaget som er redegjort for i kapittel 2. Kostnadsfunksjonen kan ta flere funksjonsformer, men av Berndt og Wood (1975) skrives den med symmetri og konstante skalaavkastninger:

$$\begin{aligned} \ln G = & \ln \alpha_0 + \ln Y + \alpha_K \ln P_K + \alpha_L \ln P_L + \alpha_E \ln P_E + \alpha_M \ln P_M + \frac{1}{2} \gamma_{KK} (\ln P_K)^2 + \\ & \gamma_{KL} \ln P_K \ln P_L + \gamma_{KE} \ln P_K \ln P_E + \gamma_{KM} \ln P_K \ln P_M + \frac{1}{2} \gamma_{LL} (\ln P_L)^2 + \gamma_{LE} \ln P_L \ln P_E + \\ & \gamma_{LM} \ln P_L \ln P_M + \frac{1}{2} \gamma_{EE} (\ln P_E)^2 + \gamma_{EM} \ln P_E \ln P_M + \frac{1}{2} \gamma_{MM} (\ln P_M)^2 \end{aligned} \quad (31)$$

Analysen til Berndt og Wood (1975) ser med andre ord både på innsatsfaktorenes priselastisiteter og krysselastisiteter mellom innsatsfaktorene. Kostnadsfunksjonen er log-transformert. I den empiriske analysen antas det at prisene er endogene, da det ses på industrien i USA på aggregert nivå. Dette gjør det nødvendig å finne instrumenter som er eksogene for industrien. Berndt og Wood (1975) bruker I3SLS for å løse potensielle endogenitetsproblem. Priser på kapital måles med leiepriser på industribygg, priser for arbeidskraft måles som lønn/kompensasjon per arbeider. Forbruk av energi er beregnet som en kvantitetsindeks bygget på indekser av forbruk av kull, petroleumsprodukter, naturgass og elektrisitet kjøpt av industrien i USA. Prisen på energi er formet som en prisindeks hvor verdien av total energipris deles på total energibruk. Prisen på M er manipulert på samme måte. Berndt og Wood (1975) finner at egenpriselastisiteten til energi er negativ og ligger på rundt -0.5 i alle tidsperioder. Krysspriselastisiteten med hensyn på lønn er svakt positiv i alle tidsperiodene. Den er i 1947 lavest og estimert til 0.16. I 1971 er den estimert til 0.20 og mest elastisk. Dette forteller at en økning i energiprisen med en prosent gir en halv prosent endring i etterspørselen etter energigoder. Det kan dermed sies at etterspørselen etter energi målt av Berndt og Wood (1975) er uelastisk. En økning i lønnskostnadene med en prosent vil gi en svak økning i etterspørselen etter energivarer. Dersom produksjonsteorien legges til grunn vil dette gi mening. Berndt og Wood (1975) viser at priser på innsatsfaktorer påvirker etterspørsel etter både den aktuelle faktoren og også andre innsatsfaktorer (Berndt og Wood, 1975).

3.4. FRIESEN (1992)

Friesen (1992) testet dynamisk etterspørsel etter innsatsfaktorer i industrien i USA med samme datamateriale som Berndt og Wood (1975). Datamaterialet er utvidet, og Friesen (1992) bruker data fra 1947 til 1981. Som dynamisk spesifikasjon bruker Friesen (1992) en feiljusteringsmodell utviklet av Anderson og Blundell (1982, 1983, 1984). Modellen tar utgangspunkt i den statiske modellen:

$$M_{it} = b_i + \sum_j b_{ij} \ln p_{jt} + b_{ik} \ln k_{t-1} + b_{iy} \ln y_t + b_{iT} \ln t \quad (32)$$

$i = K, L, E, M$

Der M_{it} betegner etterspurt andel av innsatsfaktor i . p_{jt} er de variable kostnadene for innsatsfaktor j (E=energi, L=arbeidskraft og M=vareinnsats) i periode t , k_{t-1} er kapitalbeholdningen ved inngangen av perioden. y_t er produksjonsnivået. t betegner en trend. Modellen forutsetter ikke homogenitet i prisene. Modellen Anderson og Blundell (1982, 1983, 1984) foreslår er en generell førsteordensmodell og skrives som:

$$\Delta M_t = A \Delta X_t - C(M_{t-1} - B(\emptyset)X_{t-1}) + \epsilon_t \quad (33)$$

ΔM_t betegner en vektor av førstedifferensierte etterspørselsandeler av variable faktorer. ΔX_t er en vektor av førstedifferensierte regressorer. A og C er korttidselastisiteter. C kan formuleres som en matrise:

$$C^* = \begin{bmatrix} C_{MM} - C_{ME} & C_{ML} - C_{ME} \\ C_{LM} - C_{LE} & C_{LL} - C_{LE} \end{bmatrix}$$

MM betegnes som egenpriselasititeten, mens Mi er gitt som krysspriselasititeten.

Friesens (1992) estimat fra en statisk modell gjort på data fra 1947-1971 finner en negativ egenpriselasititet på -0.575. Dette regnes som en relativt uelastisk etterspørsel etter energi. Modellen utvides til å gjelde for årsintervallet 1947-1981 og Friesen (1991) finner da en positiv egenpriselasititet på 0.44. Dette forklares med svært lite varierte priser i årene 1947-1971. I årene etter opplevdes det store svingninger i energiprisene. I den langsiktige feiljusteringsmodellen estimeres egenpriselasititeten til 0.67. Denne er igjen positiv og det forklares med at også denne modellen er estimert fra 1948-1981 (Friesen, 1992).

4. EMPIRISK TILRETTELEGGING

I denne delen av oppgaven vil det redegjøres for en betinget etterspørselsfunksjon som generaliseres til å være gjeldende for alle industrisegmentene. Det tas utgangspunkt i Berndt og Woods (1975) analyse av etterspørsel etter innsatsfaktorer når forklaringsvariabler bestemmes. Den betingede etterspørselsfunksjonen redegjøres for og det foretas en stokastisk tilretteleggelse for modellen som vil bli brukt i den empiriske analysen. Innledningsvis utledes en statisk modell, som videre utvides med en dynamisk spesifisering i tråd med Lius (2004) metode ved estimering av etterspørselastisiteter i OECD land.

Berndt og Wood (1975) antar at produksjonen (X) i en bedrift er en funksjon av realkapital (K), arbeidskraft (L), vareinnsats (M) og energi (U). Det antas at disse er de mest relevante innsatsfaktorene industrien står ovenfor. I noen foretak vil det kunne forekomme andre tilgjengelige innsatsfaktorer, som det her ses bort fra. Produktfunksjonen gis som:

$$x = f(U, L, M, K) \quad (34)$$

Energi regnes i denne oppgaven som et aggregat av innsatsfaktorene elektrisk kraft, petroleumsprodukter, gassprodukter, kullprodukter, damp/fjernvarme, treavfall/spesialavfall, petroleumsprodukter til transport, samt egentilvirket elektrisk kraft, gass og spesialavfall. Det er valgt å se på energi som et aggregat av alle energigoder da interessen for problemstillingen ligger i å se på priselastisiteten av energi som helhet og ikke elastisiteten for de separate godene. Det kan videre spesifiseres at prisene for de fire godene er gitt som q_k, q_l, q_m og q_u . Kostnadsfunksjonen til bedriften er da gitt ved $C(x, q_k, q_l, q_m, q_u)$, der de ulike prisene q_l, q_m, q_u regnes som variable, mens produksjonen, x_j og q_k regnes som gitt på kort sikt. Dette i tråd med det produksjonsteoretiske grunnlaget.

4.1. FUNKSJONSFORM

Med det teoretiske grunnlaget i bakhånd spesifiseres en modell som kan brukes til å estimere egenpriselastisiteten. Det kan settes opp en enkel log-lineær modell for etterspørsel etter energi basert på det grunnlaget at bedriften velger den kostnadsminimerende sammensetningen av innsatsfaktorer. I kapittel 2 ble det redegjort for hvordan den betingede etterspørselsfunksjonen gis av førsteordensbetingelsene ved minimering av kostnadsfunksjonen, produktfunksjonen og det gitte produksjonsnivået. Det velges en logaritmisk transformering av modellen siden koeffisientene da kan tolkes som konstante elastisiteter direkte (Wooldridge, 2006: 45). Etterspørselsfunksjonen etter energi er nå en funksjon av produksjon og prisene på innsatsfaktorer av interesse og kan skrives som:

$$\ln U_{it} = \alpha_0 \ln x_{it} + \beta_0 \ln q_{uit} + \gamma_0 \ln q_{lit} + \rho_0 \ln q_{kit} + \pi_0 \ln q_{mit} \quad (35)$$

For å kunne definere modellen stokastisk tilføyes et restledd, V_{it} og et konstantledd, c . Restleddets egenskaper diskuteres i avsnitt 4.2. Konstantleddet fanger opp autonom etterspørsel etter energi.

$$\ln U_{it} = c_{it} + \alpha_0 \ln x_{it} + \beta_0 \ln q_{uit} + \gamma_0 \ln q_{lit} + \rho_0 \ln q_{kit} + \pi_0 \ln q_{mit} + V_{it} \quad (36)$$

Her er β_0 et uttrykk for priselastisiteten for energi. Det er også tatt høyde for at bruk av andre innsatsfaktorer påvirker etterspørselen etter U . α_0, ρ_0, π_0 og γ_0 er parametere som forteller hvordan prisen på andre faktorer påvirker etterspørselen etter U . γ_0 vil være krysspriselastisiteten til energi med hensyn på lønn. Siden man ser på endringer innenfor en tidsperiode er det kun den statiske elastisiteten som kan estimeres fra ligningen. Den statiske modellen kan enten tolkes som en langtidssammenheng eller som en reaksjon der tilpasningen til endringer i høyresidevariablene skjer momentant. Dynamisk formulering av modellen vil spesifiseres senere i oppgaven.

4.2. STOKASTISK SPESIFIKASJON

Ved estimering av forklaringsparameter i en stokastisk modell anvendes ulike økonometriske metodeverktøy for å tallfeste den kausale effekten av de ulike variablene i modellen. Kausalitet innebærer å finne en variabels effekt på en annen, alt annet likt. Alt annet likt, eller *ceteris paribus* kan oppnås ved randomiserte eksperimenter. Randomiserte eksperimenter er ikke mulig å oppnå når man ønsker å se på makrovariable over årrekker. Økonometriske metodeverktøy kan ved korrekt bruk simulere et randomisert eksperiment (Wooldridge, 2006: 13). Den vanligste estimeringsmetoden som anvendes i lignende analyser er minste kvadraters metode (OLS). Når denne estimeringsmetoden benyttes bør det reises to relevante spørsmål. Hvordan vil «andre faktorer» påvirke den avhengige variabelen? Og hvordan kan man være sikker på at det finnes et kausalt forhold mellom de to variablene? Videre vil det redegjøres for hvilke forutsetninger som må holde for at modellen skal kunne gi forventningsrette estimater, og det vil diskuteres hvilke modellspesifikasjoner som kan brukes under estimeringen.

For å kunne utforme estimerbare modeller stokastisk tilføyes som nevnt et restledd V_t . Restleddet fanger opp alle faktorer som ikke fanges opp av forklaringsvariabler. Det innebærer at dersom variabler som påvirker etterspørselen til U utelates fra modellen vil det fanges opp av restleddet. Restleddet fanger også opp eventuell skjevhet som resultat av simultanitet mellom forklaringsvariabel og avhengig variabel. Restleddet kan tenkes på som «alt det som er uobserverbart av modellen». Wooldridge (2006) definerer OLS på faktorene som forventningsrette dersom de følgende Gauss-Markov forutsetninger er oppfylt:

(I) *Modellen er lineær i sine parametere*

$$\ln U = \alpha_0 \ln x + \beta_0 \ln q_u + \gamma_0 \ln q_l + \rho_0 \ln q_k + \pi_0 \ln q_m + V \quad (37)$$

Modellen kalles for en populasjonsmodell eller «sann modell» (Wooldridge, 2006: 84).

(II) *Randomisert utvalg*

Det er brukt et tilfeldig utvalg på n observasjoner $\{(U_i, x_i, q_{ui}, q_{ki}, q_{li}, q_{mi}): i = 1, 2, \dots, n\}$.

(III) *Ingen perfekt collinearitet*

I populasjonsutvalget er ingen av de uavhengige variablene konstante, og det finnes ikke noe eksakt lineært forhold mellom de uavhengige variablene (Wooldridge, 2006: 85). Det kan likevel finnes korrelasjon mellom de uavhengige variablene, men det er essensielt at de ikke er perfekt korrelert.

(IV) *Forventningsverdien til restleddet betinget på forklaringsvariablene er lik null*

$$E(V|x, q_u, q_k, q_m, q_l) = 0 \quad (38)$$

Forutsetningen holder ikke dersom det finnes variabler som er korrelert med de uavhengige variablene som ikke er inkludert i modellen. Problemet med utelatte variable løses ved å inkludere så mange kontrollvariabler som mulig i modellen. I denne modellen kan det tenkes at det finnes flere faktorer som påvirker etterspørselen etter energi og er korrelert med energiprisen. Dette kan være variabler som prisstigning eller prisen på andre innsatsfaktorer som transport. Likeledes kan det finnes variabler som ikke er mulig å måle, eller av annen grunn ikke kan inkluderes i en empirisk modell. Slike variable kan i den empiriske modellen være prisen på kapital og prisen på innsatsvarer. Målefeil i forklaringsvariablene kan også gi korrelasjon mellom de uavhengige variablene og restleddet. En annen situasjon som kan gi korrelasjon er når noen av høyresidevariablene bestemmes simultant med venstresidevariablene. Det er noe som i stor grad skjer i markeder, og dette vil diskuteres mer spesifikt i avsnitt 5.4. Når antagelsen holder kan det sies at forklaringsvariablene er eksogene (Wooldridge, 2006: 88).

(V) *Homoskedastisitet*

Restleddet har samme varians for ulike observasjoner og er uavhengig av verdien på de ulike forklaringsvariablene.

$$\text{Var}(V|x, q_u, q_k, q_m, q_l) = \sigma^2 \quad (39)$$

Homoskedastisitet er en forutsetning for å kunne foreta t-tester, f-tester og for å kunne se på konfidensintervall i den lineære regresjonsmodellen (Wooldridge, 2006: 264). Det betyr at modellen fortsatt kan ha konsistente estimater på koeffisientene ved heteroskedastisitet. Heteroskedastisitet kan løses ved å bruke robuste standardavvik i estimering av koeffisientene. I denne oppgaven vil alle standardavvik rapporteres som robuste standardavvik. Det er flere måter å teste for heteroskedastisitet i restleddsvarians. Breusch-Pagans LM-test er en mye brukt test. Dersom nullhypotesen om homoskedastiske restledd må forkastes bør det benyttes robuste standardavvik (Wooldridge, 2006: 266-267).

4.3. DYNAMISK SPESIFIKASJON

En endring i egenprisen til et gode vil utspille seg i etterspørselen. Noen ganger kan endringer i etterspørsel skje umiddelbart, andre ganger kan tilpasningen være «treg». Dette resulterer ofte i at elastisiteten i statiske modelleringer er noe mindre enn den langsiktige elastisiteten i dynamiske modelleringer (Liu, 2004). Dette er ofte et resultat av at direkte substitusjon til andre goder kan være vanskelig. Kapitalutstyr regnes som en fast eller semi-fast faktor som ikke lett byttes ut i motsetning til eksempelvis arbeidskraft (Friesen, 1992). Maskiner, kostbar teknologi og lokaler kan ikke byttes ut på kort sikt. Tidligere forskning begrunner ofte treg tilpasning med at det er store kostnader knyttet til å endre tilpasning (Boug, 1999). Det innebærer at dersom energi blir mer kostbart kan ikke maskiner selges på dagen i bytte mot arbeidskraft, men bedriften får insentiver til å legge om til mindre energikrevende kapital. Dette gir grunn til å tro at en statisk modell feilestimerer egenpriselastisiteten. Det motiverer til dynamisk spesifisering av modellen. Her adresseres dette ved å bruke en feiljusteringsmodell redegjort for i Wooldridge (2006). Det tas utgangspunkt i den statiske modellen:

$$\ln U_{it} = c_{it} + \alpha_0 \ln x_{it} + \beta_0 \ln q_{uit} + \gamma_0 \ln q_{lit} + \rho_0 \ln q_{kit} + \pi_0 \ln q_{mit} + V_{it} \quad (40)$$

Det antas nå at variablene påvirkes av tilbakedaterte verdier og det inkluderes derfor også laggede verdier for avhengig variabel og alle forklaringsvariabler.

$$\ln U_{it} = c_{it} + r \ln U_{it-1} + \alpha_0 \ln x_{it} + \alpha_1 \ln x_{it-1} + \beta_0 \ln q_{uit} + \beta_1 \ln q_{uit-1} + \gamma_0 \ln q_{lit} + \gamma_1 \ln q_{lit-1} + \rho_0 \ln q_{kit} + \rho_1 \ln q_{kit-1} + \pi_0 \ln q_{mit} + \pi_1 \ln q_{mit-1} + V_{it} \quad (41)$$

I oppgaven brukes årlig data for en relativt kort periode. Det inkluderes derfor kun et lag for hver av variablene for å representere tregheten. Parameteren r foreller hvor mye av endringen som skjer i neste periode. Dersom r er nær null skjer all tilpasningen i den initiale tidsperiode. Dersom r er nær 1 er tilpasningen «treg» og avhenger av tidligere periodes tilpasning. Dette

kan omformes til en feiljusteringsmodell ved å flytte den laggede endogene variabelen til venstre side i ligningen:

$$\ln U_{it} - r \ln U_{it-1} = c_{it} + \alpha_0 \ln x_{it} + \alpha_1 \ln x_{it-1} + \beta_0 \ln q_{uit} + \beta_1 \ln q_{uit-1} + \gamma_0 \ln q_{lit} + \gamma_1 \ln q_{lit-1} + \rho_0 \ln q_{kit} + \rho_1 \ln q_{kit-1} + \pi_0 \ln q_{mit} + \pi_1 \ln q_{mit-1} + V_{it} \quad (42)$$

Dette omformes ved å trekke fra og legge til laggede variable:

$$\ln U_{it} - \ln U_{it-1} = c_{it} + (r - 1) \ln U_{it-1} + \alpha_0 (\ln x_{it} - \ln x_{it-1}) + (\alpha_0 + \alpha_1) \ln x_{it-1} + \beta_0 (\ln q_{uit} - \ln q_{uit-1}) + (\beta_0 + \beta_1) \ln q_{uit-1} + \gamma_0 (\ln q_{lit} - \ln q_{lit-1}) + (\gamma_0 + \gamma_1) \ln q_{lit-1} + \rho_0 (\ln q_{kit} - \ln q_{kit-1}) + (\rho_0 + \rho_1) \ln q_{kit-1} + \pi_0 (\ln q_{mit} - \ln q_{mit-1}) + (\pi_0 + \pi_1) \ln q_{mit-1} + V_{it} \quad (43)$$

Korttidseffekten i denne modellen er gitt ved β_0 . Det kan defineres en langsiktig likevekt der variablene ikke endres over tid:

$$U_t = U_{t-1} = \bar{U} \quad (44)$$

$$x_t = x_{t-1} = \bar{x} \quad (45)$$

$$q_{it} = q_{it-1} = \bar{q}_i \quad (46)$$

Langtidsløsningen for modellen vil da gis som:

$$\ln \bar{U} = \frac{c_{it}}{(1-r)} + \frac{(\alpha_0 + \alpha_1)}{(1-r)} \ln \bar{x} + \frac{(\beta_0 + \beta_1)}{(1-r)} \ln \bar{q}_u + \frac{(\gamma_0 + \gamma_1)}{(1-r)} \ln \bar{q}_l + \frac{(\rho_0 + \rho_1)}{(1-r)} \ln \bar{q}_k + \frac{(\pi_0 + \pi_1)}{(1-r)} \ln \bar{q}_m + V \quad (47)$$

Koeffisientene avhenger nå av tilpasningshastigheten til U, r . Videre avhenger langtidsløsningene også av tilpasningshastigheten til den aktuelle forklaringsvariabel henholdsvis, $\alpha_1, \beta_1, \gamma_1, \rho_1$ og π_1 . Koeffisientene i denne langtidsløsningen kan tolkes som langtidselastisiteter når variablene er log-transformert. Det antas at $0 < r < 1$. Langtidselastisiteten må dermed være større eller lik korttidselastisiteten. Dette går hånd i hånd med tidligere studier som generelt estimerer korttidselastisiteten som mindre enn langtidselastisiteten (Liu, 2004). I noen tilfeller vil likevel den kortsiktige elastisiteten kunne være større enn den langsiktige. Boug (1999) mener at dette kan være et resultat av «overshooting» i bedriftenes tilpasning. Energibruken kan øke mer enn produksjonen på kort sikt. Med «overshooting» menes at bedriften kompenserer for tregheten i realkapitalbruken

ved å etterspørre mer av andre innsatsfaktorer enn det som er nødvendig på lang sikt (Boug, 1999).

For at modellen skal kunne gi forventningsrette estimat må de fem første forutsetningene justeres og ytterligere forutsetninger reises i den dynamiske modellen:

(VI) *Forventningsverdien til restleddet betinget på forklaringsvariablene er lik null*

Forklaringsvariablene $X_{it}, q_{ut}, q_{kt}, q_{mt}, q_{lt}$ er *samtidig* eksogene.

$$E(V_t | x_{it}, q_{ut}, q_{kt}, q_{mt}, q_{lt}) = 0 \quad (48)$$

(VII) *Homoskedastisitet*

Restleddene er *samtidig* homoskedastiske.

$$\text{Var}(V_t | x_t, q_{ut}, q_{kt}, q_{mt}, q_{lt}) = \sigma^2 \quad (49)$$

(VIII) *Ingen seriekorrelasjon*

Betinget på alle forklaringsvariablene er restleddene i ulike tidsperioder ukorrelert:

$$\text{Corr}(V_t V_s | x, q_u, q_k, q_m, q_l) = 0 \quad (50)$$

for alle $t \neq s$ (Wooldridge 2006: 349).

Forutsetning (VIII) er for modeller med begrensede observasjoner i tidsdimensjonen vanskelig å oppfylle. Det vil redegjøres hvilke modeller som kan estimeres for å løse utfordringen i kapittel 5.

4.4. OPPSUMMERING

Når egenpriselasititeten av etterspørsel etter energi skal estimeres brukes nyklassisk produksjonsteori til å bestemme modellen gitt av (36). Etterspørselens egenpriselasititet er her gitt ved β_0 . Modellen kan kun gi forventningsrette estimater dersom forutsetning (I) – (V) holder. Den dynamiske modelleringen av etterspørselsfunksjonen ledet frem til en relasjon som tillater å estimere langtidselastisiteter ved å definere langtidslivekten som en tilstand der forklaringsvariabler og avhengig variabel ikke endres over tid. Modelleringen ledet frem til relasjon (47). I den dynamiske modellen kreves det ytterligere forutsetninger, (VI) – (VIII). Dersom de spesifiserte forutsetningene er oppfylt vil estimering med OLS kunne gi forventningsrette estimat. Det er i midlertidig sannsynlig at en eller alle forutsetningene ikke holder. Det er dermed nødvendig å gjøre ulike robusthetssjekker.

5. ESTIMERINGSMETODE OG EMPIRISKE UTFORDRINGER

Det har tidligere vært stor enighet i at paneldata-analyse er foretrukket i estimering av priselastisiteter i etterspørsel etter energi (Liu, 2004). Her finnes endringer over tid innenfor enkelte enheter. Det som skiller paneldata fra tverrsnittsdata og tidsseriedata er at datamaterialet observerer samme enhet over flere år. Metoden gir bredere variasjon enn rene tidsserier eller bruk av ren tverrsnittsdata. Denne variasjonen er ønskelig ved forskning på priselastisiteter innenfor energimarkedet. Dette fordi det er relativt lite svingninger i energibruk over tid (Moe, 2014). Det gir mulighet til å kontrollere for uobserverbar karakteristikk for enhetene, og mulighet til å se på dynamikken i beslutningsprosessen til en enkelt enhet ved å studere laggede variabler (Wooldridge, 2006: 11). I dette kapitlet vil det redegjøres for hvilke metoder som brukes for å estimere modeller som er forventningsrette, hvilke utfordringer som er gitt av datamaterialet og hvordan disse løses.

Estimering av enkle modeller med få forklaringsvariabler er ønskelig i regresjonsanalyser. Dette er fordi det øker antall frihetsgrader og dermed statistisk validitet. På den andre side vil modeller med få forklaringsvariabler kunne utelate variabler som er korrelert med den avhengige variabelen og dermed gi skjeve estimat. Estimater fanger opp endring på grunn av andre variabler som ikke er innført i modellen. Slike variabler kan eksempelvis være endring i markedsstruktur som fører til redusert produksjon på grunn av redusert etterspørsel. Dette vil i modellen være uttrykt ved redusert energibruk til samme pris, eller økt pris. Dersom det kontrolleres for produksjonsnivå vil estimatet eliminere effekten av den reduserte produksjonen og kausaliteten kan mer presist studeres.

I oppgaven estimeres en paneldatamodell for hvert industrisegment. Dette betyr i praksis at norsk industri deles inn i fem grupper der hver gruppe består av ytterligere 7-27 undergrupper. Undergruppene defineres som panelenhetene i analysen. De samme analysene gjøres for de fem industrisegmentene. Videre i dette kapitlet vil de fem modellene generaliseres til en standardmodell som brukes på alle de fem gruppene. Modellen skrives som nevnt i to dimensjoner når paneldata brukes:

$$\ln U_{it} = c_{it} + \alpha_0 \ln x_{it} + \beta_0 \ln q_{uit} + \gamma_0 \ln q_{lit} + \rho_0 \ln q_{kit} + \pi_0 \ln q_{mit} + V_{it} \quad (51)$$

i = panelenhet, som her er undergrupper innenfor hver næring, t er igjen tiden.

Restleddet kan dekomponeres i en enhetsspesifikk komponent og en idiosynkratisk restleddskomponent:

$$V_{it} = \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (52)$$

Den enhetsspesifikke restleddskomponenten μ_i inneholder alle uobserverbare enhetsspesifikke effekter. Eksempler kan være permanente tilstander innenfor enkelte næringsgrupper som markedstilstander, produksjonsfaktorer eller andre effekter som gjør at etterspørsel endrer seg uavhengig av pris. μ_i er konstant over tid. ε_{it} inneholder dermed variabler som endrer seg både over tid og mellom næringsgrupper.

Det antas i likhet med Liu (2004) at:

$$\mu_i \sim N(0, \sigma_\mu^2) \quad (53)$$

$$\varepsilon_{it} \sim N(0, \sigma_\varepsilon^2) \quad (54)$$

For at OLS skal kunne gi konsistente estimater må $E(x_{it}, q_{lit}, q_{kit}, q_{mit} | \mu_i) = 0$. Denne forutsetningen innebærer at uobserverte variable som gjelder spesifikt for hver panelenhet ikke kan være korrelert med forklaringsvariablene i modellen. Denne antagelsen er i mange tilfeller urealistisk. Dette kan håndteres ved å kun bruke variasjonen innenfor hver enkelt enhet med en «fixed-effects»-estimator eller dummyer for hver enkelt panelenhet.

5.1. «FIXED-EFFECTS»-estimator

Den uobserverbare enhetsspesifikke restleddskomponenten μ_i kan skape utfordringer ved bruk av OLS. Enhetsspesifikk oppførsel kan som nevnt oppfanges som skjevhet i interesseparameteren. Dette kan løses ved å bruke en «fixed-effects»-estimator som bruker en transformasjon av relasjonen for å fjerne den enhetsspesifikke restleddskomponenten. μ_i er definert som konstant over tid. Metoden fjerner alle komponenter i modellen som er konstant over tid. Fixed-effects-estimatoren benyttes ofte når man tror at den uobserverbare enhetsspesifikke effekten er korrelert med forklaringsvariablene (Wooldridge, 2006: 481). I en næringsmodell kan man tenke seg at alle forklaringsvariabler er nært knyttet til hverandre innenfor hver næringsgruppe. Dersom en effekt er korrelert med en av forklaringsvariablene, er det stor sannsynlighet for at den også er korrelert med flere av forklaringsvariablene. For å fjerne den enhetsspesifikke restleddskomponenten transformeres modellen. Det tas utgangspunkt i hovedrelasjonen i den statiske modellen for å illustrere:

$$\ln U_{it} = c_{it} + \alpha_0 \ln x_{it} + \beta_0 \ln q_{uit} + \gamma_0 \ln q_{lit} + \rho_0 \ln q_{kit} + \pi_0 \ln q_{mit} + V_{it} \quad (55)$$

Videre dekomponeres restleddskomponenten:

$$\ln U_{it} = c_{it} + \alpha_0 \ln x_{it} + \beta_0 \ln q_{uit} + \gamma_0 \ln q_{lit} + \rho_0 \ln q_{kit} + \pi_0 \ln q_{mit} + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (56)$$

Hver enhet vil ha et gjennomsnitt over tid:

$$\overline{\ln U}_i = c_{it} + \alpha_0 \ln \bar{x}_i + \beta_0 \ln \bar{q}_{ui} + \gamma_0 \ln \bar{q}_{li} + \rho_0 \ln \bar{q}_{ki} + \pi_0 \ln \bar{q}_{mi} + \mu_i + \bar{\varepsilon}_i \quad (57)$$

Der $\overline{\ln U}_i = T^{-1} \sum_{t=1}^T \ln U_{it}$ (Wooldridge, 2006:482). Siden μ_i er konstant over tid oppstår den i både (56) og (57). (57) trekkes fra (56) i hver t , og igjen står:

$$(\ln U_{it} - \overline{\ln U}_i) = c_{it} + \alpha_0 (\ln x_{it} - \ln \bar{x}_i) + \beta_0 (\ln q_{uit} - \ln \bar{q}_{ui}) + \gamma_0 (\ln q_{lit} - \ln \bar{q}_{li}) + \rho_0 (\ln q_{kit} - \ln \bar{q}_{ki}) + \pi_0 (\ln q_{mit} - \ln \bar{q}_{mi}) + (\varepsilon_{it} - \bar{\varepsilon}_i) \quad (58)$$

Som kan skrives som:

$$\ln \ddot{U}_{it} = c_{it} + \alpha_0 \ln \ddot{x}_{it} + \beta_0 \ln \ddot{q}_{uit} + \gamma_0 \ln \ddot{q}_{lit} + \rho_0 \ln \ddot{q}_{kit} + \pi_0 \ln \ddot{q}_{mit} + \ddot{\varepsilon}_{it} \quad (59)$$

Aksenten representerer avvik fra gjennomsnitt. Relasjonen kan videre estimeres med OLS.

Den kalles ofte for «within-estimatoren» da det kun sees på variasjon innen hver enkelt observasjonsenhet (Wooldridge, 2006: 482). Et alternativ til denne estimeringsmetoden er å transformere modellen til førstedifferanser. Dette vil bli ytterligere redegjort for i avsnitt 5.3.1

5.2. FASTE TIDSEFFEKTER

I modellen som skal estimeres studeres priser på ulike innsatsfaktorer i de ulike panelenhetene. Priser på energi varierer mellom gruppene ved at priser på energi er differensierte for ulike kunder, og at de ulike gruppene bruker ulik type energi. Pris på arbeidskraft er også differensiert mellom panelgruppene da det krever ulik form for kompetanse for hver gruppe. Noen deler av industrien krever stor grad av utdanning av sine arbeidere, og lønnsnivået er høyere enn i andre deler. Dette gjør at prisen på arbeidskraft lett kan måles ved lønn i bedriften. Når en snakker om prisen på kapitalutstyr og prisen på vareinnsats som råmaterialer i produksjonen er dette noe som er svært vanskelig å tallfeste på det næringsgruppenivå som her er valgt. I praksis finnes ikke spesifikke tall av prisen på kapitalutstyr og vareinnsats. Prisene på disse kan tenkes å være lite differensierte over de ulike panelenhetene.

Priser på konsumvarer vokser som et generelt mål med konsumprisindeksen (KPI). Dette er også et mål for kjerneinflasjon innenfor et land. KPI er en målbar proxy for endringen i prisnivået fra år til år og vil være lik for alle panelenhetene. Dette er en indeks som gjør det mulig å måle prisendringer på vareinnsats og kapitalutstyr. Siden denne er lik for alle panelenhetene kan man inkludere et fullt sett med årsummyer. En årsummy er en variabel som tar verdien 1 for det aktuelle året, og 0 for alle andre år. Den gjør det mulig å se på all spesifikk endring det aktuelle året. Et fullt sett med årsummyer innebærer en dummy for hvert år og vil fjerne all variasjon i tidsdimensjonen som er konstant over alle panelenhetene. Det betyr at en prisindeks som ivaretar endringer i pris som er konstant over alle enheter som KPI vil elimineres av årsummyer. I oppgaven vil det brukes et fullt sett årsummyer som faste tidseffekter for å ivareta pris på kapitalutstyr og vareinnsats, og for å eliminere effekter som kommer fra at det ses på nominelle priser. Dette vil komprimere modellen til:

$$\ln U_{it} = c_{it} + \alpha_0 \ln x_{it} + \beta_0 \ln q_{uit} + \gamma_0 \ln q_{lit} + \text{årsummyer} + V_{it} \quad (60)$$

Det er viktig å merke seg at prisene på vareinnsats og kapital i praksis kan variere noe innenfor enkelte panelenheter. Denne modellen vil ikke fange opp denne variasjonen, og det er en svakhet med analysen.

5.3. DYNAMISKE UTFORDRINGER

I kapittel 4 ble det reist ulike forutsetninger som må holde dersom en statisk eller dynamisk modell skal kunne gi forventningsrette estimater. I dette avsnittet diskuteres forutsetningene for den dynamiske modellen nærmere. Hvordan man kan teste om forutsetningene holder, og hvordan en kan håndtere utfordringene ved brudd på forutsetningene. Det tas utgangspunkt i Verbeeks (2004) fremstilling av problematikken. For å enkelt kunne illustrere problematikken i en dynamisk paneldatamodelle brukes en enkel modell med kun lagget endogen variabel:

$$\ln U_{it} = r \ln U_{it-1} + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (61)$$

Her er μ_i den enhetsspesifikke restleddskomponenten som igjen er konstant over tid. ε_{it} er den idiosynkratiske restleddskomponenten. Alle variablene tilbakedateres med en tidsperiode:

$$\ln U_{it-1} = r \ln U_{it-2} + \mu_i + \varepsilon_{it-1} \quad (62)$$

Siden at μ_i er konstant over tid vil $\ln U_{it-1}$ være korrelert med denne i alle tidsdimensjoner. Dette innebærer at kovariansen mellom μ_i og tilbakedatert avhengig variabel vil være positiv.

At denne avviker fra 0 gjør at OLS på modellen ikke gir forventningsrette estimater. Hvilken retning skjevheten går avhenger av størrelsen på r . Dersom man forutsetter at denne er $0 < r < 1$ vil skjevheten være av positiv art. r vil altså overestimeres ved bruk av OLS eller «fixed-effects-estimatoren». Utfordringen med uobserverbar heterogenitet i restleddskomponenten kan altså i den statiske modellen løses ved å bruke «fixed-effects»-estimatoren som vist i kapittel 5.1, men ikke i den dynamiske modellen. Problemer med endogenitet i forklaringsvariabler motiverer til estimering med instrumentvariabel. IV-estimering innebærer bruk av en alternativ variabel til variabelen som er korrelert med restleddet (Wooldridge, 2006: 508). En slik variabel må tilfredsstille forutsetningen om signifikant korrelasjon med aktuell forklaringsvariabel, og den må ikke være korrelert med restleddet. Å finne instrumenter kan være utfordrende da det krever stor kjennskap til temaet og tilgang på data. Anderson og Hsiao (1981) foreslo en instrumentvariabelmetode der man differensierer ligningen som skal estimeres for å eliminere den enhetsspesifikke restleddskomponenten μ_i . Deretter brukes ΔU_{it-2} eller U_{it-2} som instrument for ΔU_{it-1} . Instrumentene som brukes vil da ikke være korrelert med $\Delta \mu_{it}$. Dette gjelder kun så lenge μ_{it} ikke er seriekorrelerte over de ulike tidsperiodene. Batalgi (2001) mener at denne IV-metoden leder til konsistente, men ikke nødvendigvis effisiente estimater av interesseparametrene. I 1991 foreslo Arellano og Bond en videreføring av denne IV-metoden. Denne metoden, «Generalized method of moments» (GMM) er av mange, blant andre Liu (2004) regnet som mer reliabel enn Anderson og Hsiao (1981) IV-metode. I de følgende delkapitlene vil det redegjøres for disse metodene.

5.3.1. ANDERSON OG HSIAOS (1981) INSTRUMENTVARIABELMETODE

Det tas utgangspunkt i den enkle relasjonen:

$$U_{it} = rU_{it-1} + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (63)$$

Ligningen differensieres:

$$U_{it} - U_{it-1} = r(U_{it-1} - U_{it-2}) + \mu_i - \mu_i + \varepsilon_{it} - \varepsilon_{it-1} \quad (64)$$

Den individspesifikke restleddskomponenten elimineres og ligningen kan skrives:

$$\Delta U_{it} = r\Delta U_{it-1} + \Delta \varepsilon_{it} \quad (65)$$

Siden ΔU_{it-1} er negativt korrelert med restleddet $\Delta \varepsilon_{it}$ er det naturlig å anta at OLS på relasjonen vil være skjev i negativ retning. Dette indikerer at metoden med førstedifferensiering ikke er egnet til å estimere relasjon (65). Det motiverer til å finne en instrumentvariabel. Man kan også fra ligning (65) at $\Delta \varepsilon_{it}$ ikke er korrelert med ΔU_{it-2} så

lengde man antar at ε_{it} ikke er korrelert med μ_i og de ikke er seriekorrelerte. Modellen tilbakedateres med ytterligere en tidsperiode for å illustrere:

$$\Delta U_{it-2} = r\Delta U_{it-3} + \Delta\varepsilon_{it-2} \quad (66)$$

Under denne antagelsen kan det vises at:

$$Cov(\Delta\varepsilon_{it}, U_{it-2}) = Cov(\varepsilon_{it} - \varepsilon_{it-1}, rU_{it-3} + \mu_i + \varepsilon_{it-2}) = 0 \quad (67)$$

Videre kan det antas at ΔU_{it-1} er korrelert med U_{it-2} siden:

$$\Delta U_{it-1} = (r-1)U_{it-2} + \mu_i + \varepsilon_{it-1} \quad (68)$$

Med dette beviser Anderson og Hsiao (1981) at U_{it-2} er et gyldig instrument for ΔU_{it-1} i ligning (65). Det kan også observeres at ΔU_{it-2} vil være et gyldig instrument for ΔU_{it-1} . De foreslo med denne bakgrunn å estimere relasjon (65) med 2SLS ved å bruke U_{it-2} eller ΔU_{it-2} som instrument for ΔU_{it-1} . I praksis estimeres ligning (65) ved å erstatte de teoretiske momenter med sine empiriske motstykker. Arellano og Bonds (1991) GMM-estimator er en videreføring av denne metoden og består i å utvide settet av instrumenter for å generalisere metoden.

5.3.2. ARELLANO OG BONDS (1991) «GENERALIZED METHOD OF MOMENT»

Ved utledning av estimeringsmetoden brukes Verbeeks (2004) fremstilling av metoden som utgangspunkt. Det tas her igjen utgangspunkt i den førstedifferensierte modellen gitt av (65). Som bevist av Anderson og Hsiao (1981) er modellens restledd ikke seriekorrelert av annen orden. Arellano og Bond (1991) antar følgende momentrestriksjoner for relasjonen:

$$E(\Delta\varepsilon_{i2}, U_{i0}) = 0$$

$$E(\Delta\varepsilon_{i3}, U_{i1}) = E(\Delta\varepsilon_{i3}, U_{i0}) = 0$$

$$E(\Delta\varepsilon_{i4}, U_{i2}) = E(\Delta\varepsilon_{i4}, U_{i1}) = E(\Delta\varepsilon_{i4}, U_{i0}) = 0$$

.

.

$$E(\Delta\varepsilon_{iT}, U_{ij}) = 0 \text{ for } j = 0, 1, 2, \dots, T-2$$

Disse momentrestriksjonene former sammen et sett av instrumenter for å estimere relasjon

(65). Samlet finnes det $\frac{(T-2)(T-1)}{2}$ momentrestriksjoner som kan formuleres i en z_i -matrise:

$$z_i = \begin{pmatrix} U_{i0} & 0 \dots & 0 \\ 0 & (U_{i0}, U_{i1}) & 0 \\ 0 & \dots & (U_{i0}, U_{i1}, \dots, U_{iT-2}) \end{pmatrix} \quad i = 1, \dots, N$$

z_i kan omtales som en instrumentmatrise som definerer hvilke instrumenter som er tilgjengelig for hvilke variabler. Samlet kan dette formuleres:

$$E(z_i' \Delta \varepsilon_i) = 0 \quad i = 1, \dots, N \quad (69)$$

$$\text{Hvor } \Delta \varepsilon_i = \begin{bmatrix} \Delta \varepsilon_{i2} \\ \Delta \varepsilon_{i3} \\ \vdots \\ \Delta \varepsilon_{iT} \end{bmatrix}$$

Videre settes det inn for det differensierte restleddet i ligning (65):

$$E(z_i' (\Delta U_i - r \Delta U_{i-1})) = 0 \quad (70)$$

$$\Delta U_i = \begin{bmatrix} \Delta U_{i2} \\ \Delta U_{i3} \\ \vdots \\ \Delta U_{iT} \end{bmatrix}, \quad \Delta U_{i-1} = \begin{bmatrix} \Delta U_{i1} \\ \Delta U_{i2} \\ \vdots \\ \Delta U_{iT-1} \end{bmatrix}$$

Med dette kan det vises at det finnes flere instrumenter enn ukjente i (65). For å estimere r erstattes de teoretiske momentene i relasjonen med sine empiriske motstykker. Deretter minimeres den vektete sum av disse:

$$\min Q_{mhpr} = \left[\frac{1}{N} (\sum_{i=1}^N z_i' (\Delta U_i - r \Delta U_{i-1})) \right]' W^{-1} \left[\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N z_i' (\Delta U_i - r \Delta U_{i-1}) \right] \quad (71)$$

W^{-1} betegner en vektet matrise av positiv verdi. Ved å differensiere denne objektfunksjonen med hensyn på r , sette dens partiellderiverte til 0 og løse oppnås følgende relasjon:

$$r^{GMM} = [(\sum_{i=1}^N \Delta U_{i-1}' z_i) W (\sum_{i=1}^N z_i' \Delta U_{i-1})]^{-1} [(\sum_{i=1}^N \Delta U_{i-1}' z_i) W (\sum_{i=1}^N z_i' \Delta U_{i-1})] \quad (72)$$

Ulike vektete matriser vil gi ulike estimat, men alle vil være konsistente. Arellano og Bond (1991) påpeker at den optimale vektete matrisen er den som er asymptotisk proporsjonal med varians-kovariansmatrisen av momentrestriksjonene. Varians-kovariansmatrisen kan defineres som:

$$E[z_i' \Delta \varepsilon_i \Delta \varepsilon_i' z_i] \quad (73)$$

Arellano og Bond (1991) foreslår to metoder for å estimere en GMM-estimator. Den ene er en to-steps prosedyre. Denne brukes dersom modellen kun pålegges en restriksjon om fravær av seriekorrelasjon i sine restledd. Første steg i to-steps prosedyren består i å estimere et konsistent estimat for r . Resultatet av dette avhenger av matrisens vektning. Residualene $\Delta \varepsilon_i$

tas vare på. Videre kalkuleres de empiriske motstykkene med varians-kovarians-matrisen (73):

$$V = \frac{1}{N} [\sum_{i=1}^N z_i' \Delta \varepsilon_i \Delta \varepsilon_i' z_i] \quad (74)$$

Den inverse av V -matrisen, V^{-1} gir den optimale vektings-matrisen:

$$W^{OPTIMAL} = V^{-1} = \left[\frac{1}{N} [\sum_{i=1}^N z_i' \Delta \varepsilon_i \Delta \varepsilon_i' z_i] \right]^{-1} \quad (75)$$

I steg to erstattes den positive vektingsmatrisen som er gitt som W i ligning (72) med $W^{OPTIMAL}$. Den andre metoden for å estimere GMM-estimatoren er en en-steps prosedyre som brukes dersom man kan pålegge modellen restriksjoner om at restledd ikke er seriekorrelerte eller heteroskedastiske. I dette tilfellet vil varians-kovariansmatrisen ta en annen form:

$$\begin{aligned} Var(\Delta \varepsilon_{it}) &= E[(\varepsilon_{it} - \varepsilon_{it-1})(\varepsilon_{it} - \varepsilon_{it-1})] = E[\varepsilon_{it}^2 - 2\varepsilon_{it}\varepsilon_{it-1} + \varepsilon_{it-1}^2] \\ &= \sigma^2 - 0 + \sigma^2 = 2\sigma^2 \end{aligned} \quad (76)$$

$$\begin{aligned} Cov(\Delta \varepsilon_{it}, \Delta \varepsilon_{it-1}) &= E[(\varepsilon_{it} - \varepsilon_{it-1})(\varepsilon_{it-1} - \varepsilon_{it-2})] \\ &= E[\varepsilon_{it-1}\varepsilon_{it-1} - \varepsilon_{it-1}^2 - \varepsilon_{it}\varepsilon_{it-1} + \varepsilon_{it-1}\varepsilon_{it-2}] = -\sigma^2 \end{aligned} \quad (77)$$

Differensierte restledd er her negativt seriekorrelert av første orden. Siden ikke-differensierte restledd ikke er seriekorrelerte gjelder:

$$Cov(\Delta \varepsilon_{it}, \Delta \varepsilon_{it-s}) = E(\Delta \varepsilon_{it}, \Delta \varepsilon_{it-s}) = 0 \quad (78)$$

Varians-kovariansmatrisen kan da skrives som:

$$E(\Delta \varepsilon_i \Delta \varepsilon_i') = \sigma^2 G = \sigma^2 \begin{pmatrix} 2 & -1 & 0 & \dots \\ -1 & 2 & \ddots & 0 \\ 0 & \ddots & \ddots & -1 \\ \vdots & 0 & -1 & 2 \end{pmatrix} \quad (79)$$

Matrisen kalles for en G -matrise. Den legger grunnlaget for den optimale vektingsmatrisen som videre defineres som:

$$W^{OPTIMAL} = \left[\frac{1}{N} [\sum_{i=1}^N z_i' G z_i] \right]^{-1} \quad (80)$$

Denne vektete matrisen kan settes direkte inn i ligning (72) da denne ikke inneholder ukjente parametre. En-steps prosedyren forutsetter som nevnt ikke-korrelerte og homoskedastiske restledd, og kan kun gjennomføres dersom denne restriksjonen kan pålegges. Andre forklaringsvariabler i modellen vil fungere som instrumenter for seg selv.

5.3.2.1. Sargans test for overidentifiserte restriksjoner

For å avgjøre validiteten av overidentifiserte restriksjoner kan det utføres en sargan-test. Den generelle ideen er at det finnes flere instrumenter enn det som trengs for å konsistent estimere de aktuelle parametre (Wooldridge, 2006: 530). En test av overidentifikasjon kan implisitt sees på som en test av om estimatene med de ulike instrumentene vil være like. Dersom estimatene er ulike er dette et tegn på at det er problem med et eller flere av instrumentene.

Det kan vises at objektfunksjonen Q i prosedyren av estimeringen av GMM-estimatoren er χ^2 -fordelt under nullhypotesen at overidentifiserte restriksjoner er valide. Her ønskes dermed å teste en nullhypotese om at overidentifiserte restriksjoner er valide. Dersom nullhypotesen må forkastes ved sargan-testen impliserer dette problemer med instrumentene. Dersom man har mange instrumenter vil GMM-estimatoren være skjev mot OLS-estimatoren (Verbeek, 2004). Baum (2006) påpeker at sargan-testen i tilfeller med flere instrumenter enn panelenheter er svak og det er vanskelig å trekke konklusjoner fra den. Dette er særlig et problem når man jobber med små utvalg som er tilfellet i denne oppgaven.

I tilfellet med en to-steps prosedyren er sargan-testen gitt som:

$$s_{II} = \Delta \varepsilon'_{II} z (\sum_{i=1}^N z_i' \Delta \varepsilon_{II,i} \Delta \varepsilon_{II,i}' z_i)^{-1} z' \Delta \varepsilon_{II} \sim \chi^2 \quad (81)$$

5.4. SIMULTANITET OG PRISVARIABLENES STATUS

En viktig form for potensiell endogenitet i forklaringsvariabler er simultanitet. Dette skjer når en eller flere forklaringsvariabler er simultant bestemt med den avhengige variabelen. OLS gjort på en modell hvor forklaringsvariabler er simultant bestemt med avhengig variabel vil som regel gi skjeve og inkonsistente estimat (Wooldridge, 2006: 549). Wooldridge (2006) presiserer egenskaper til simultant bestemte variabler i Simultaneous Equations Models (SEM-modeller), der det klassiske eksemplet av SEM-modeller er tilbud-etterspørsels-modeller. Prisen på energi, q_{ui} er som andre priser bestemt i et marked der etterspørsel er en faktor i prisbestemmelsesprosessen. Dette gir grunn til å stille spørsmål ved om prisen er

eksogent gitt. Det er tidligere antatt at etterspørselen etter energi i industrien er gitt ved det funksjonelle forholdet:

$$U_{it} = f(x_{it}, q_{uit}, q_{lit}, q_{kit}, q_{mit}) \quad (82)$$

Ved simultanitet sier man at prisen avhenger av etterspørsel, og andre faktorer (E_{it}).

$$q_{uit} = f(U_{it}, E_{it}) \quad (83)$$

Markedet for energi er svært komplekst fra tilbudssiden. Prisen for elektrisk kraft varierer og gjenspeiler forbruks-, produksjons- og overføringsforholdene i det nordiske kraftmarkedet Nord Pool. Eksempelvis vil variasjoner i nedbør og temperaturer påvirke spotprisen som settes i markedet. Dette kan utspille seg i store svingninger i kraftprisen, og dermed økonomisk risiko knyttet til handel av kraft (Finansdepartementet, 1999). For å unngå høy risiko kan konsumenter inngå avtaler som reduserer risiko for store prissvingninger over tid. Storforbrukere kan inngå langsiktige avtaler gjennom Nord Pool. Å handle via Nord Pool innebærer store transaksjonskostnader, og er derfor kun lønnsomt for store forbrukere som kraftprodusenter, kraftleverandører, tradere, meglere og større industri (Finansdepartementet, 1999).

Prisene bedriftene står ovenfor er ikke bare gitt av spotprisen, da sluttforbruket handles mellom aktørene. Dette deler markedet i et børsmarked bestående av Nord Pool, og et sluttbrukermarked (Ericson, Halvorsen og Hansen, 2008). De fleste strømkunder handler direkte på børsmarkedet ved spotpris. Dette gjelder spesielt tjenesteytende næringer. Her er ca 80% knyttet til en spotpriskontrakt, mens for industri er omtrent 40% knyttet til spotpriskontrakter. Ericson, Halvorsen og Hansen (2008) ønsker i sin analyse *Hvordan påvirkes strømprisene i alminnelig forsyning av endret spotpris* å analysere forholdet mellom spotpris og sluttbrukerprisen. De bruker data fra SSBs kraftprisstatistikk og fra konkurransetilsynet. De finner at i energitunge industri er markedsandelen for langsiktige kontrakter på ca 50 prosent, og den har ligget på det over lang tid. Store industribedrifter kan stå ovenfor spotpris selv om de har en fastpriskontrakt, da de kan gå inn i en aktiv handel på Nord Pool. Her kan de videreselge strøm, og dermed alltid finne en kostnadsminimerende tilpasning. Dette gjør at industrien, og da spesielt de energitunge bedriftene i industrien, står ovenfor de laveste elektrisitetsprisene (Ericson, Halvorsen og Hansen, 2008).

Med dette kan det konkluderes med at det finnes et simultanitetsproblem i modellen. Dette problemet er i størst grad dominerende i industri med høyt energiforbruk. Dersom bedriftens energiforbruk er høyt nok vil prisen for energi påvirkes negativt av energiforbruk.

$$q_{uit} = f(\overset{-}{\widehat{U}}_{it}, \overset{\pm}{\widehat{E}}_{it}) \quad (84)$$

Dette taler i retning av overestimering av egenpriselasititeten til energi dersom den generelle modellen estimeres med OLS. Hvis bedriften har mulighet til å tjene penger på å stoppe produksjonen i perioder med høy kraftpris for å selge sin energi videre vil dette også tale i retning av en overestimert egenpriselasititet etter energi i den generelle modellen. Det antas dermed at totaleffekten av simultanitetsproblemet er en overestimering av egenpriselasititeten. Dette må det tas hensyn til når man ser på og analyserer estimatene av priselasititeter i denne type industri.

I denne oppgaven er problemet forsøkt løst ved å «trekke ut» de syv undergruppene som bruker mest energi og samle dem i én gruppe (gruppe 1). Denne gruppen behandles som en særgruppe med få observasjoner. Det må tas høyde for at resultater i denne gruppen kan være påvirket av simultanitetsproblemet, og at resultatene dermed bør analyseres med forsiktighet. Det forventes at modellen vil estimere en mer elastisk etterspørsel enn det som er reelt i gruppe 1.

6. DATAMATERIALET

I den empiriske estimeringen er det brukt data hentet fra SSB (2014). Datamaterialet for energibruk og energipriser er hentet fra statistikkbanken og tilhører en survey som kalles «Energibruk i Industrien». Statistikken ble opprettet i 1998 og er en del av et prosjekt som gjennomføres i samarbeid med Enova og NVE. Kontrollvariabler er supplert fra SSBs strukturstatistikk for industri og bergverk. Her finnes data for produksjonsverdi, bearbeidingsverdi, lønnskostnader, sysselsatte og bruttoinvesteringer for hver næringsgruppe (SSB, 2014). Dataen er manipulert slik at det er laget nye variabler der det er foretrukket. Hvordan dette er gjort redegjøres for i dette avsnittet. Variabler er definert med bakgrunn i SSBs (2014) beskrivelse av statistikken.

Det brukes data for næringsgrupper på 3-siffernivå, og det ses dermed på ca. 100 unike næringsgrupper. Disse næringsgruppene er delt inn i fem grupper etter gjennomsnittlig

energibruk. Næringsgruppene utgjør panelenhetene i analysen. Hvordan gruppene er delt inn redegjøres for i avsnitt 6.3.

6.1. AVHENGIG VARIABEL

Etterspørsel etter energi (dem, U_{it})

Den avhengige variabelen i analysen er *etterspørsel etter energi*. Det ønskes å undersøke hvordan etterspørselen etter energi varierer med prisnivået. SSB (2014) har data av forbruk for ti ulike energivarer: elektrisk kraft, petroleumsprodukter, gassprodukter, kullprodukter, damp/fjernvarme, treavfall/spesialavfall, petroleumsprodukter til transport, samt egentilvirket elektrisk kraft, gass og spesialavfall. I denne oppgaven brukes kun data for etterspurt energi på aggregert nivå. Dette innebærer et behov for en felles måleenhet for alle energivarene. SSB (2014) har regnet om bruken av energivarene til gigawattimer (GWh). Energibruk i denne statistikken regnes som energivarer brukt til produksjon, lys, varme og transport i løpet av det gitte året. Variabelen er målt årlig.

6.2. FORKLARINGSVARIABLER

De uavhengige variablene er de som forklarer hva som påvirker den avhengige variabelen energietterspørsel. Under det teoretiske rammeverket er disse variablene definert som priser på energi, lønn, pris på kapital, pris på vareinnsats og produksjonen. Interessevariabelen i analysen er prisen på energi.

Pris på energi (price, q_{uit})

Pris på energi er også hentet fra surveyen «Energibruk i Industrien». Prisen på energi er publisert årlig og er i gitte tidsperiode oppgitt i øre/KWh. Også her brukes et aggregat av prisene på alle energigodene. Prisen varierer innenfor hver næringsgruppe da de har ulike prisavtaler og ulike energigoder. Det er brukt tall for energipris på 3-siffernivå. Variabelen er målt i løpende priser. Det forventes i tråd med tidligere studier av Berndt og Wood (1975), Mysen (1991) og Boug (1999) at denne har en negativ effekt på den avhengige variabelen «etterspørsel etter energi».

Lønn (wage, q_{lit})

Måleenheten for lønn er konstruert ved å dele totale lønnskostnader i næringsgruppene på antall sysselsatte i gruppen. Tallene er hentet fra strukturstatistikken for norsk industri

publisert av SSB (2014). Sysselsatte i gitte periode er oppgitt i personer. Med sysselsetting menes summen av eiere og lønnstakere som arbeider i enheten. At eiere inkluderes i statistikken er noe problematisk i denne analysen da eier gjerne er beslutningstaker i prosessen ved valg av innsatsfaktorer. Dette kan være en mulig kilde til simultanitet i modellen. I forhold til den registerbaserte sysselsettingsstatistikken, hvor en person kun telles med i en jobb, kan en person her ha flere jobber samtidig (SSB, 2014). Antall sysselsatte er derfor ikke direkte sammenlignbare med antall sysselsatte i annen statistikk. Tallene i strukturstatistikken viser et gjennomsnitt av antallet i løpet av året.

Totale lønnskostnader er også hentet fra strukturstatistikken og er gitt som totale lønnskostnader for hele næringsgruppen. Denne er målt i millioner kroner. Variabelen lønn per arbeider er dermed manipulert ved å dele totale lønnskostnader på antall sysselsatte innenfor hver næringsgruppe, og deretter multiplisere med 1000 for å få beløpet oppgitt i 1000 kr. Lønnen måles i løpende verdier.

Det forventes at lønnsvariabelen skal ha en positiv effekt på den avhengige variabelen «etterspørsel etter energi». Dette vil i så tilfelle være i tråd med andre studier som Berndt og Wood (1975).

Produksjon (prod, x_{it})

Produksjon i næringsgruppene måles i bearbeidingsverdi til faktorpriser. Med bearbeidingsverdi menes summen av produksjonens verdi fratrukket kjøp av varer og tjenester og spesielle offentlige avgifter. Dette er korrigert for endringer i beholdningen av råvarer og konsumvarer (SSB, 2014). Det innebærer at variabelen kan være av negativ verdi i spesielle tilfeller. Spesielle offentlige tilskudd for tilvirkede/solgte varer og andre offentlige tilskudd/refusjoner er inkludert. Når bearbeidingsverdi i faktorpriser måles er det tillagt tilskudd fra staten og med fradrag for avgifter, med unntak av merverdiavgift, investeringsavgift og arbeidsgiveravgift (SSB, 2014). Denne er målt i millioner kroner i løpende priser. Bearbeidingsverdi er et mye brukt mål for bruttoprodukt eller mål på aktivitet innenfor næringene. Det brukes av blant andre Eika, Prestmo og Tveter (2010). Det forventes at produksjonen har en positiv effekt på etterspørselen etter energi da det vil være naturlig at man bruker mer energi når produksjonen øker.

Tidsdummyer

Siden variablene er målt i løpende priser må det korrigeres for med faste tidseffekter. Det må derfor lages dummyvariabler for hvert år det finnes data for. Disse dummyvariablene vil som nevnt fange opp all variasjon i tidsdimensjonen som er lik for alle næringsgruppene. Dette fanger opp prisøkninger som er lik for alle næringsgruppene. Dummyvariablene korrigerer dermed for de løpende prisene.

Pris på kapital og vareinnsats

Det finnes ingen gode data for prisen på kapital og vareinnsats på 3-siffernivå innenfor norsk industri. Det kan antas at disse prisene vokser likt innenfor alle næringsgruppene. Likevel er dette en sannhet med modifikasjoner. Dersom denne antagelsen legges til grunn ser man at også denne variasjonen fanges opp av tidsdummyene. Det brukes derfor ingen mål på kapital og vareinnsats.

6.3. GRUPPER INNENFOR INDUSTRIEN

Problemstillingen uttrykker et ønske om å studere priselastisiteter i ulike grupper innenfor norsk industri. Inndelingen er gjort på grunnlag av næringsgruppens energibruk. Dette er ikke synonymt med energiintensitet. Energiintensitet kan måles ved å dividere produksjon på energibruk. Det er typisk slik at energiintensive foretak har høyt forbruk. Næringsgrupper med høy energibruk plasseres i én gruppe, de med mindre energibruk plasseres i en annen gruppe, osv. Gruppene er inndelt på følgende måte:

Gruppe 1: Etterspørsel gjennomsnittlig > 1000 GWh per år

Gruppe 2: Etterspørsel gjennomsnittlig > 300 GWh, < 1000 GWh per år

Gruppe 3: Etterspørsel gjennomsnittlig > 100 GWh, < 300 GWh per år

Gruppe 4: Etterspørsel gjennomsnittlig > 30 GWh, < 100 GWh per år

Gruppe 5: Etterspørsel gjennomsnittlig < 30 GWh per år

6.4. UTFORDRINGER I DATAMATERIALET

I 2008 endret næringsinndelingen i industrien av SSB fra SN2002 til SN2007. Dette betyr at noen bedrifter endret næringskode og nye bedrifter kommer inn i samplet. I oppgaven er dette løst ved å aggregere næringene i større grupper (3-siffernivå) slik at endringer i hovedsak skjer innenfor samme næringsgruppe. Undergruppene endrer navn, og noen faller ut av samplet. Dette resulterer i at noen panel er ufullstendige, og andre aggregeres sammen. I noen

av gruppene som aggregeres sammen er det gjort endringer. For nærmere beskrivelse av datamanipulasjon se appendikstabell 1. Inndelingen i 2008 kan om nødvendig sees på som et brudd i tidsserien, og robustheten kan undersøkes ved å estimere en modell fra 1998-2008, og en fra 1998-2012 for å se om det er store forskjeller i estimatene. Dersom det oppleves store endringer i resultatene tyder det på at estimeringer gjort med data fram til 2012 er preget av målefeil, og det vil være en svakhet i analysen.

6.5. DESKRIPTIV STATISTIKK

I det følgende presenteres en tabell som gir beskrivende statistikk av variablene innenfor hver gruppe. Tabell med log-transformerte variable finnes i appendikstabell 2.

Tabell 1: Deskriptiv statistikk

Gruppe 1

Variabler	Obs	Gj. snitt	St. avvik	Min	Maks
<i>dem</i>	101	7812.347	7687.06	815	24668
<i>price</i>	101	18.31881	10.78315	5	57
<i>wage</i>	84	429488.8	115651.6	231040	716631
<i>prod</i>	84	4173.702	3063.648	-505	12500

Gruppe 2

<i>dem</i>	191	500.8586	216.2253	132	1240
<i>price</i>	191	36.34398	12.80074	11	67.5
<i>wage</i>	178	431817.4	147358.8	197390	1191572
<i>prod</i>	178	3770.522	4660.525	299	26932

Gruppe 3

<i>dem</i>	264	216.5152	77.06222	69	428
<i>price</i>	264	38.99962	12.1797	14	71.5
<i>wage</i>	245	402440.6	94245.8	236650	683876
<i>prod</i>	245	2522.873	2289.472	299	12573

Gruppe 4

<i>dem</i>	242	50.45455	29.89525	6	232
<i>price</i>	242	41.71653	13.44167	15	79
<i>wage</i>	226	396978.5	113593.1	202878	735879
<i>prod</i>	226	782.0088	590.148	51	4200

Gruppe 5

<i>dem</i>	300	13.37	12.41451	0	60
<i>price</i>	300	45.21633	14.86463	5	95.9
<i>wage</i>	278	338277.9	144437.1	0	839453
<i>prod</i>	278	290.5863	428.7299	-48	2749

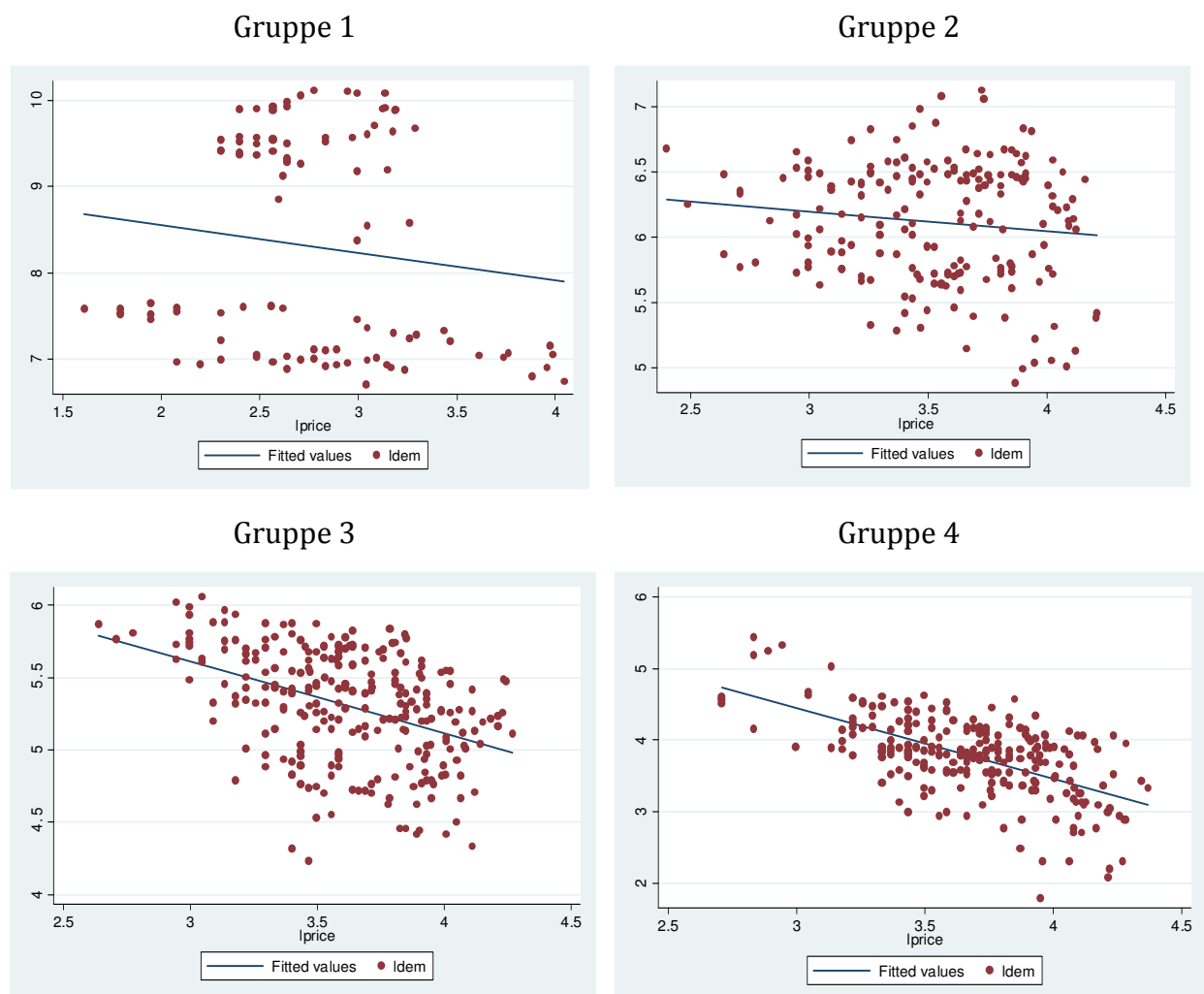
Fra tabellen kan man se at gruppe 1 har relativt få observasjoner. Her er de syv mest energikrevende næringsgruppene skilt ut. Disse gruppene skiller seg mye fra resten av

gruppene da de har en gjennomsnittlig etterspørsel på 7812.347 GWh per år. Dette er betraktelig mer enn gruppe 2 som har en gjennomsnittsetterspørsel på 500.86 GWh per år. Denne gruppen betegnes som redegjort for som en «spesialgruppe» hvor simultanitetsproblemer spesielt kan være til stede. Dersom prisene studeres kan det observeres at de er fallende med energibruk. Dette er et resultat av at ulike energityper brukes i ulike næringsgrupper, og deres priser varierer. En annen faktor som påvirker dette er hvorvidt næringsgruppene har hatt mulighet til å opprette fastprisavtaler.

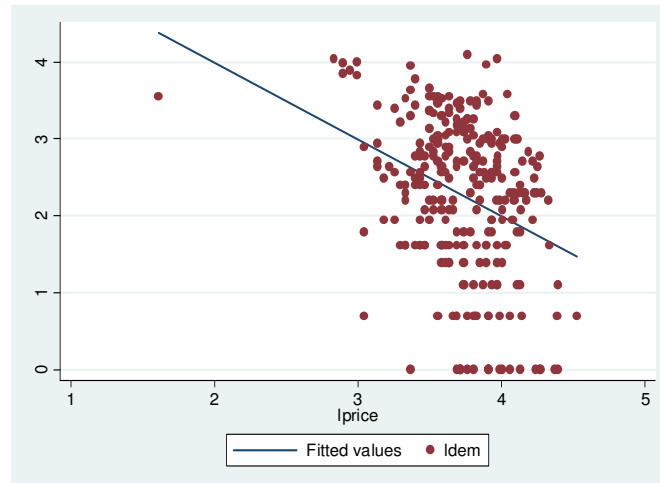
6.5.1. SAMMENHENGEN MELLOM ETTERSPORSEL OG PRIS AV ENERGI

Både det teoretiske grunnlaget og tidligere forskning tyder på at egenpriselastisiteten for energi er negativ. Hvordan elastisiteten varierer med de ulike gruppene kan enda ikke antydes. For å studere forholdet mellom etterspørsel og pris plottes etterspørsel etter energi mot prisen i en graf. Dette gjøres i hver av de fem gruppene:

Figur 1: Forholdet mellom pris og etterspørsel i de ulike gruppene



Gruppe 5



Det observeres negativ korrelasjon mellom energiforbruk og energipris i alle grupper. Det ser fra korrelasjonsgrafene ut som gruppene med lavt energiforbruk er mer prissensitive enn gruppene med høyt energiforbruk. Disse grafene må tolkes med forsiktighet da de ikke inkluderer andre variable enn energibruk og energipris. Grafene vil dermed inkludere effekten av andre variabler som er korrelert med energiprisen. Dette motiverer til å videre undersøke effekten av energipris på etterspørsel ved å bruke den utvidede modellen fra ligning (60).

6.6. MULTIKOLLINEARITET

Forutsetning (III) for en forventningsrett OLS- estimator forteller at det ikke må finnes et eksakt lineært forhold mellom noen av forklaringsvariablene (Wooldridge, 2006: 85). Dette kan undersøkes i en korrelasjonsmatrise for å se hvordan de ulike forklaringsvariablene er korrelert. Korrelasjonskoeffisienten forteller i hvor stor grad det finnes et lineært forhold mellom to variabler. Koeffisienten kan variere fra -1 til 1 . $|1|$ gir perfekt korrelasjon mellom variablene (Wooldridge, 2006).

Figur 2: Korrelasjonsmatrise for gruppe 5

	ldem	lprice	lwage	lprod
ldem	1.000			
lprice	-0.3086	1.000		
lwage	0.1591	0.2884	1.000	
lprod	0.6414	0.1323	0.5390	1.000

Det ses her kun på gruppe 5 da korrelasjonsmatrisene for de ulike gruppene er relativt like. Korrelasjonsmatrisen viser at produksjon er korrelert med både etterspørsel etter energi og lønn i gruppe 5. Noen av forklaringsvariablene er sterkt korrelerte. Eksempelvis er den partielle korrelasjonskoeffisienten mellom lønn og produksjon på 0.54, mens korrelasjonskoeffisienten mellom produksjon og energietterspørsel på 0.64. Det vil derfor estimeres ulike spesifikasjoner av modellen for å undersøke robusthet av resultater.

7. EMPIRISKE RESULTATER

I dette avsnittet estimeres ulike modellvarianter av den statiske modellen (51) og den dynamiske modellen (41) for hver av de fem gruppene. Det brukes estimeringsmetoder som er redegjort for i kapittel 5. Ved tolkningen av effekter brukes nivåform for å kunne si noe om talleffekter av prisendringer.

7.1. STATISKE GRUNNMODELLER

Den statiske grunnmodellen som er redegjort for gitt som:

$$\ln U_{it} = c_{it} + \alpha_0 \ln x_{it} + \beta_0 \ln q_{uit} + \gamma_0 \ln q_{lit} + V_{it} \quad (85)$$

Her er modellen formulert på generell form. I kapittel 2 ble det nevnt at Hoel og Moene (1987) definerte bedriftens kostnadsfunksjon som homogen av grad 1. Dette innebærer at ved en lik prisøkning i alle bedriftens innsatsfaktorer vil etterspørselen etter innsatsfaktorene forholde seg uendret. Det betyr at de betingede faktoreterspørselsfunksjonene er homogene av grad 0 i prisene. Dersom homogenitetsrestriksjonen pålegges vil modellen kunne uttrykkes i relative priser:

$$\ln U_{it} = c_{it} + \alpha_0 \ln x_{it} + \beta_0 * \ln \left(\frac{q_{uit}}{q_{lit}} \right) \quad (86)$$

Dette innebærer at en restriksjon om at kostnadsfunksjonen er homogen i prisene kan testes i ligning (85) ved å teste en nullhypotese om at $\beta_0 + \gamma_0 = 0$, eller $\beta_0 = -\gamma_0$. Dersom nullhypotesen kan forkastes motiverer dette til å estimere lønn og pris separat, som i ligning (85). I appendikstabell 3 er det oppgitt estimeringsresultater ved OLS-estimering av ulike modellvarianter for alle gruppene. Disse vil ikke analyseres eksplisitt da det antas at det finnes uobserverbar heterogenitet mellom næringsgruppene som bør håndteres ved å bruke fixed-effects-estimatoren. Det er også essensielt at alle modellene inkluderer faste tidseffekter da

disse antas å fange opp de variablene som er utelatte. I tabell 2 oppgis estimeringsresultater av statistiske modellvarianter med fixed-effects-estimatoren og faste tidseffekter for alle gruppene.

Tabell 2: Statistiske resultater, Fixed – effects estimator

Avhengig variabel = ln dem (etterspørsel etter energi)

	(Gruppe 1)	(Gruppe 2)	(Gruppe 3)	(Gruppe 4)	(Gruppe 5)
Ln pris	-0.9057748** (0.2656826)	-0.764449** (0.1934459)	-0.673946*** (0.2190401)	-1.859103*** (0.332991)	-1.151666*** (0.1545293)
Ln lønn	-1.452012 (1.236964)	0.31601** (0.0774271)	-0.2981668 (0.241799)	-0.2927108 (0.3396093)	-0.663776** (0.2636585)
Ln produksjonsver	0.6668274*** (0.1095243)	0.2894378 (0.1762806)	0.2509291*** (0.0872134)	0.5000374*** (0.1194717)	0.444645** (0.142413)
Konstantledd	2.55839* (1.354809)	2.55839* (1.354809)	9.652505*** (3.310912)	10.58666* (4.672891)	12.38973*** (3.116767)
Faste tidseffekter	X	X	X	X	X
Fixed – effects	X	X	X	X	X
R²	0.3975 (within)	0.4014 (within)	0.4026 (within)	0.7848 (within)	0.5714 (within)
H₀: β₀ + γ₀ = 0	2.49 [0.1656]	4.29 [0.0604]	7.68 [0.0126]	13.90 [0.0017]	48.34 [0.0000]
Robust cluster	-	-	-	-	-
Robuste sta.	X	X	X	X	X
N	83	178	245	226	248

*indikerer at estimatet er signifikant ved 10% signifikansnivå, **indikerer at estimatet er signifikant ved 5% signifikansnivå, ***indikerer at estimatet er signifikant ved 1% signifikansnivå. Robuste standardavvik er oppgitt i parenteser. P-verdier er oppgitt i klammeparenteser.

Robuste standardavvik er oppgitt i parenteser. I de statistiske modellene oppgitt i appendikstabell 3 er det foretatt en Breusch-Pagan-test for hver gruppe med den hensikt å teste for heteroskedastisitet i restleddene. Testen indikerer at det finnes heteroskedastisitet i de fleste modeller. Det brukes dermed robuste standardavvik i alle modellene for å korrigere for dette.

Det vises av t-testen i tabell 1 at nullhypotesen om at $\beta_0 + \gamma_0 = 0$ kan forkastes i gruppe 2, gruppe 3, gruppe 4 og gruppe 5 med 10% signifikansnivå. Nullhypotesen får svakt medhold i gruppe 1 men er ikke sterk nok til å dra konklusjoner fra den. For å kunne sammenligne resultater for alle gruppene er det også essensielt at det brukes samme modellformuleringer for alle gruppene. For den statistiske modellen gir det derfor mening å estimere den generelle modellen hvor prisen på energi og lønn inkluderes som separate variabler.

R^2 er her gitt som en minus raten av residualsummen dividert på total residualsum, $1 - \frac{SSR}{SST}$ (Wooldridge, 2006: 81). Den forteller hvor mye av variasjonen i den avhengige variabelen modellen forklarer. Når R^2 er nært en forklarer modellen nesten all variasjon i den avhengige

variabel. Modellen gir en god «fit». Når R^2 er nært null forklarer modellen lite av variasjonen i avhengig variabel, og modellen gir en dårlig «fit». R^2 er ofte omtalt som «goodness of fit». I de statistiske modellene oppleves stor spredning av verdien på R^2 . I gruppene med høy R^2 verdi kan man si at modellen gir en bedre tilpasning enn i gruppene med lav R^2 -verdi (Wooldridge, 2006).

Det observeres at estimatene for priselastisitetene i alle gruppene er som forventet og i tråd med tidligere studier som Berndt og Wood (1975) negative og signifikante med minimum 95% konfidensintervall. Elastisiteten er størst i gruppe 4 med -1.859. Dette indikerer at en økning i prisen på energi med 10% gir en reduksjon i etterspørselen etter energi med 18.59%. Siden elastisiteten er over 1 kan denne kalles en elastisk etterspørsel. Den elastiske etterspørselen tolkes som en svært prissensitiv etterspørsel. Elastisiteten er lavest i gruppe 3 med -0.67. En økning i energiprisen med 10% vil her gi en reduksjon i etterspørselen med 6.74%. Denne etterspørselen defineres som uelastisk. Etterspørselen er lite sensitiv til prisendringer. Det oppleves dermed stor variasjon i elastisiteten mellom gruppene. Den statistiske modellen kan ikke identifisere noe mønster i elastisitetene i forhold til energibruken. Gruppe 1 og gruppe 5 ser ut til å ha en relativt lik elastisitet. Det ble tidligere presentert argumenter for at gruppe 1 er påvirket av simultanitet mellom pris og etterspørsel og det kan dermed tenkes at disse resultatene er mindre reliable enn resultatene for andre grupper.

Fra teorien vil det forventes at lønn har en positiv effekt på etterspørsel etter energi. Teorien ser ikke her ut til å stemme overens med empirien. Kun i gruppe 2 er effekten av lønnen positiv og signifikant med 95% signifikansnivå. Krysspriselastisiteten er her 0.32 som indikerer at en 10% økning i lønnen gir en 3.2% økning i etterspørselen etter energi. I alle andre grupper er krysspriselastisiteten negativ, og kun i gruppe 5 signifikant. Intuitivt kan det virke lite troverdig at etterspørsel etter energi reduseres når prisen på alternative innsatsfaktorer øker. Dette kan forklares med at det i praksis mangler noen relevante forklaringsvariabler. En alternativ forklaring er at forholdet mellom innsatsfaktorene energi og arbeidskraft ikke kan sees på som substitutter i modellen. Berndt og Wood (1975) fant svakt positive krysspriselastisiteter med hensyn på lønn i sin studie, og dette er å se på som et mer troverdig resultat.

Videre oppgis det i tabell 1 at produksjonen har en positiv effekt på etterspørsel etter energi i alle gruppene. Alle resultatene sett bort ifra gruppe 2 er signifikante. Den laveste effekten finnes i gruppe 2 med 0.25 og den største effekten i gruppe 5 på 0.67. Dette forteller at dersom

produksjonen øker med 100% vil etterspørselen etter energi øke med 25% - 67%. Mysen (1995), finner at produksjonselastisiteten er positiv og har en tallverdi på 0.9 - 1. At produksjonselastisiteten er lav kan være en resultat av målefeil i datamaterialet, da produksjonsverdien måles i kroner. Dette betyr at en dobling av produksjonsverdien i kronebeløp ikke nødvendigvis betyr en dobling av den fysiske produksjonen. Bedriften kan oppleve økte priser på sine goder, og dermed høyere pengebeløp i produksjonsverdi til gitt fysisk produksjon.

7.2. DYNAMISKE MODELLER

Under avsnittet empirisk tilrettelegging ble det argumentert for at den statiske modellen ikke gir tilfredsstillende estimater da den ikke fanger opp eventuelle tregheter i tilpasningen ved prisendringer. Dette motiverer for å estimere dynamiske modellvarianter tilsvarende de som ble presentert i avsnitt 4.3.

$$\begin{aligned} \ln U_{it} = & c_{it} + r \ln U_{it-1} + \alpha_0 \ln x_{it} + \alpha_1 \ln x_{it-1} + \beta_0 \ln q_{uit} + \beta_1 \ln q_{uit-1} \\ & + \gamma_0 \ln q_{lit} + \gamma_1 \ln q_{lit-1} + V_{it} \end{aligned} \quad (87)$$

Når den dynamiske modellen estimeres vil både langtidseffekter og korttidseffekter av variablene i modellen kunne fanges opp. Korttidseffekten fanges opp av koeffisientverdien til de ikke-laggede høyresidevariablene mens langtidseffekten finnes ved å dividere de samlede parameterverdiene til forklaringsvariablene på $1 - r$ på følgende måte:

$$\ln \bar{U} = \frac{c_{it}}{(1-r)} + \frac{(\alpha_0 + \alpha_1)}{(1-r)} \ln \bar{x} + \frac{(\beta_0 + \beta_1)}{(1-r)} \ln \bar{q}_u + \frac{(\gamma_0 + \gamma_1)}{(1-r)} \ln \bar{q}_l + V_t \quad (88)$$

I denne modellen kan det undersøkes om prisene er homogene ved å teste en nullhypotese om at $\beta_0 + \beta_1 + \gamma_0 + \gamma_1 = 0$. Dersom nullhypotesen kan forkastes vil det også her være mest meningsfylt å estimere den generelle modellen som redegjort for. Fullstendige estimeringsresultater for hele modellen finnes i appendikstabell 4, mens tabell 3 viser hovedresultater av interessevariabelen for de ulike gruppene.

Tabell 3: Dynamisk feiljusteringsmodell

Avhengig variabel = ln dem

	Gruppe 1	Gruppe 2	Gruppe 3	Gruppe 4	Gruppe 5
<i>ln dem</i> – 1	1.000615*** (0.1048417)	0.5550437*** (0.1184523)	0.5123475*** (0.10168)	0.4326297*** (0.0722555)	0.3862109*** (0.1024692)
<i>ln price</i>	-0.7112993** (0.269801)	-0.70484 *** (0.2238939)	-0.744504 *** (0.1234457)	-1.496395*** (0.2216522)	-1.076925*** (0.2469787)
<i>ln price</i> – 1	0.8488186 (0.545453)	0.4581633** (0.2066707)	0.3516083*** (0.1133968)	0.3633478** (0.1596943)	0.2259519 (0.1531877)
R^2 N	0.8402(within) 74	0.5567 (within) 164	0.5254(within) 223	0.8311(within) 205	0.6298 (within) 219
$H_0: \beta_0 + \beta_1 + \gamma_0 + \gamma_1 = 0$	3.31 [0.1186]	0.82 [0.3840]	12.66 [0.0022]	15.65 [0.0010]	12.14 [0.0021]
<i>Beregnet langtidselastisitet</i>					
<i>ln price</i>	-1380.9	-0.5544	-0.8057	-1.9970	-0.7088
*indikerer at estimatet er signifikant ved 10% signifikansnivå, **indikerer at estimatet er signifikant ved 5% signifikansnivå, ***indikerer at estimatet er signifikant ved 1% signifikansnivå. Robuste standardavvik er oppgitt i parenteser. P-verdier er oppgitt i klammeparenteser.					

Modellen er også her estimert med faste tidseffekter og fixed-effects-estimatoren. Det er her ikke foretatt test for heteroskedastisitet, men i tabell 3 og appendikstabell 4 rapporteres robuste standardavvik for å ta høyde for dette problemet. Det vises av verdiene for R^2 at modellene virker å forklare en stor andel av variasjonen i den avhengige variabelen, og i alle gruppene er R^2 større ved den dynamiske modelleringen enn den statiske.

Resultatene fra t-testen viser at i gruppene 3,4 og 5 kan nullhypotesen om homogenitet av grad null i prisene klart forkastes. I gruppe 1 og 2 ser man tendenser til å beholde nullhypotesen. Siden det også her ønskes sammenlignbare resultater estimeres modellene på generell form, da denne modellen ser ut som den beste tilpasningen fra t-testen. Det kan observeres fra tabell 3 at tilpasningen fra bedriftens side er preget av tregheter som resulterer i at den laggede verdien av etterspørselen ligger mellom 0 og 1. Unntaket er gruppe 1 som ser ut til å ha en spesielt treg tilpasning med lagget verdi av avhengig variabel på 1. Dette innebærer at modellen ikke har stabil dynamikk og dermed ikke en veldefinert langtidsløsning. Koeffisientene for r for de andre gruppene ser ut til å ligge i intervallet fra 0.56 i gruppe 2 til 0.39 i gruppe 5. Alle estimatene er signifikante med 99% konfidensintervall. Dette indikerer at etterspørsel etter energi er avhengig av etterspurt energi i forrige periode. Mellom gruppene oppleves et mønster i tilpasningshastigheten. Jo høyere energibruk jo tregere tilpasning.

Av langtidselastisitetene som er beregnet fra den generelle modellen opplever gruppe 1 urealistisk høye elastisiteter. Dette skyldes at r er estimert nært 1 og langtidsløsningen er dermed ikke definert som nevnt. Dersom det ses bort fra gruppe 1 er egenpriselastisiteten til energi fortsatt negativ og i de fleste tilfeller noe større i absoluttverdi enn elastisiteten ved den statiske modellen i tabell 2. Disse resultatene er i tråd med hva som kan forventes av en feiljusteringsmodell. I tilfellene der elastisiteten er lavere i den dynamiske modellen enn den statiske kan det være resultater av «overshooting».

Egenpriselastisitetene i feiljusteringsmodellen ser heller ikke ut til å bevege seg i noe klart mønster i forhold til energibruk. Gruppe 4 ser ut til å være svært prissensitiv mens gruppe 2, 3 og 5 har en uelastisk etterspørsel etter energi også her. I tabell 4 sammenlignes de ulike elastisitetene fra de statiske og dynamiske modellene. Siden verdien på R^2 er større i den dynamiske modellen enn ved den statiske modellen i alle gruppene er den dynamiske modellen er bedre egnet til å forklare variasjonen i etterspørselen etter energi enn den statiske.

Tabell 4: Statiske og dynamiske langtidselastisiteter

	Gruppe 1		Gruppe 2		Gruppe 3		Gruppe 4		Gruppe 5	
<i>Elastisitet</i>	Statisk	Dynamisk	Statisk	Dynamisk	Statisk	Dynamisk	Statisk	Dynamisk	Statisk	Dynamisk
<i>lnprice</i>	-0.91	-1380.9	-0.76	-0.55	-0.67	-0.81	-1.86	-2.0	-1.15	-0.71
<i>lnwage</i>	-1.45	-309.83	0.32	0.14	-0.30	-0.82	-0.29	-1.1	-0.66	-0.80
<i>lnprod</i>	0.67	715.94	0.29	0.44	0.25	0.39	0.50	0.51	0.45	0.33
R^2 (within)	0.3975	0.8663	0.4014	0.5515	0.4026	0.5254	0.7848	0.8311	0.5714	0.6298

7.2.1. ROBUSTHETSSJEKK AV EFFEKTEN AV ENDRINGEN FRA SN02 TIL SN07

I 2007 ble standard for næringsgruppering endret av SSB (2014) fra SN02 til SN07. I praksis vil dette bety et brudd i tidsserien der endringer innenfor panelenhetene skjer. Tall er i noen tilfeller sammenlignbare med den nye næringsgrupperingen, mens i andre tilfeller må tidsserien kuttes for å kunne oppnå troverdige resultater. SSB fortsatte å måle etter SN02 frem til og med 2008, og tallene i denne oppgaven er dermed basert på SN02 frem til 2008 og SN07 etter 2008. I appendikstabell 1 finnes oversikt over hvordan gruppene overføres til ny næringsgruppering, og hvilke grupper som har en avsluttende tidsserie dette året. Det ønskes å teste for effekten av dette ved å estimere en dynamisk feiljusteringsmodell som kun estimeres

med tall fra 1998 til og med 2008. Man kan på denne måten se om modellen som strekker seg frem til 2012 og inkluderer endringer i næringsgrupper skiller seg mye fra denne modellen. Estimeringsresultater fra den estimerte modellen er rapportert i appendikstabell 5. Fra tabellen observeres små endringer i de fleste estimatene. I noen grupper oppleves større endringer og da spesielt i gruppe 1. Dette er forventet da denne gruppen har færre observasjoner, og dermed ikke er like sammenlignbar over tid. Noen endringer vil forventes da modellen baserer seg på andre tall og kortere tidsserier. Hendelser som skjer i tidsrommet 2008-2012 er heller ikke inkludert i modellen. Finanskrisen i 2008 påvirket produksjon og dermed også etterspørsel etter innsatsfaktorer i norske bedrifter. Endringer i parameterne kan også være et resultat av dette.

7.3. ANDERSON OG HSIAOS (1981) IV-METODE

I avsnitt 5.3 ble det diskutert utfordringer ved å estimere en dynamisk modell med paneldata. Dette vil særlig være et problem ved små utvalg og korte tidsserier (Liu, 2004). For å løse dette problemet estimeres en differensiert modell med instrumentvariabel for lagget endogen variabel. Den dynamiske grunnmodellen brukes som utgangspunkt:

$$\begin{aligned} \ln U_{it} = & c_{it} + r \ln U_{it-1} + \alpha_0 \ln x_{it} + \alpha_1 \ln x_{it-1} + \beta_0 \ln q_{uit} + \beta_1 \ln q_{uit-1} \\ & + \gamma_0 \ln q_{lit} + \gamma_1 \ln q_{lit-1} + V_{it} \end{aligned} \quad (89)$$

Videre transformeres modellen til førstedifferanser:

$$\begin{aligned} \ln U_{it} - \ln U_{it-1} = & c_{it} - c_{it-1} + r(\ln U_{it-1} - \ln U_{it-2}) + \alpha_0(\ln x_{it} - \ln x_{it-1}) + \alpha_1(\ln x_{it-1} - \\ & \ln x_{it-2}) + \beta_0(\ln q_{uit} - \ln q_{uit-1}) + \beta_1(\ln q_{uit-1} - \ln q_{uit-2}) + \gamma_0(\ln q_{lit} - \ln q_{lit-1}) + \\ & \gamma_1(\ln q_{lit-1} - \ln q_{lit-2}) + V_{it} - V_{it-1} \end{aligned} \quad (90)$$

Som også kan formuleres som:

$$\begin{aligned} \Delta \ln U_{it} = & \Delta c_{it} + r \Delta \ln U_{it-1} + \alpha_0 \Delta \ln x_{it} + \alpha_1 \Delta \ln x_{it-1} + \beta_0 \Delta \ln q_{uit} + \beta_1 \Delta \ln q_{uit-1} \\ & + \gamma_0 \Delta \ln q_{lit} + \gamma_1 \Delta \ln q_{lit-1} + \Delta V_{it} \end{aligned} \quad (91)$$

Siden modellen med førstedifferanser kun benytter variasjon over tid innenfor hver panelenhet kan denne ikke kombineres med «fixed-effects»-estimatoren (Wooldridge, 2006: 487) som er brukt ved feiljusteringsmodellen i tabell 3 og appendikstabell 5. I avsnitt 5.3.1 ble det vist hvordan Anderson og Hsiao (1981) beviser at U_{it-2} og ΔU_{it-2} er gyldige instrumenter for ΔU_{it-1} . Det brukes derfor 2SLS for å estimere relasjon (91) med U_{it-2} som

instrumentvariabel. Ved 2SLS estimeres den endogene ΔU_{it-1} som en funksjon av instrumentet og forklaringsvariablene i modellen i et førstesteg. Deretter estimeres strukturrelasjonen med OLS der ΔU_{it-1} erstattes av predikert verdi av ΔU_{it-1} fra førstesteget.

Førstesteget som estimeres kan formelt formuleres:

$$\Delta \ln U_{it-1} = \Delta c_{it} + r \ln U_{it-2} + \alpha_0 \Delta \ln x_{it} + \alpha_1 \Delta \ln x_{it-1} + \beta_0 \Delta \ln q_{uit} + \beta_1 \Delta \ln q_{uit-1} + \gamma_0 \Delta \ln q_{lit} + \gamma_1 \Delta q_{lit-1} + \Delta V_{it} \quad (92)$$

Appendikstabell 6 viser detaljerte førstestegsresultat der estimatene er rapportert med robuste standardavvik. I metodekapitlet ble det vist at instrumentvariabelen $\ln U_{it-2}$ tilfredsstillende betingelsen om eksogenitet i instrumentet (Wooldridge, 2006: 509). F-verdien i førstestegsligningen forteller om instrumentets relevans for forklaringsvariabelen som instrumenteres. F-verdi bør være over 10 for at instrumentet skal tilfredsstillende relevanskriteriet. I appendikstabell 6 rapporteres F-verdien som under 10 i alle gruppene. Instrumentet er dermed ikke klart relevant. Det er også forsøkt å estimere modellen med $\Delta \ln U_{it-2}$ som instrument men her oppnås lavere F-verdier i førstesteget. Lite signifikante resultater i førstesteget observeres også. De detaljerte resultatene fra strukturligninga rapporteres i appendikstabell 7. Tabell 5 viser hovedresultatene. Den lave F-verdien må tas i betraktning når man tolker disse.

Tabell 5: 2SLS – resultater

Avhengig variabel = ln dem

	Gruppe 1	Gruppe 2	Gruppe 3	Gruppe 4	Gruppe 5
$\Delta \ln dem - 1$	2.728843 (8.044103)	-0.4637862 (0.5453368)	0.4230338 (0.7708109)	0.4161484 (0.2840191)	0.3678606 (0.8166801)
$\Delta \ln price$	-1.329303 (3.050833)	-0.777052*** (0.1988907)	-0.7080854*** (0.2114303)	-1.396236*** (0.2661237)	-0.8119509*** (0.2861157)
$\Delta \ln price - 1$	2.61184 (5.851039)	-0.2643246 (0.5186986)	0.3557561 (0.4040833)	0.4425419 (0.3768702)	0.2436527 (0.7945763)
R^2	-	0.3902	0.1700	0.4011	0.0031
<i>Beregnet langtidselastisitet</i>					
$\ln price$	-0.74	-0.71	-0.61	-1.63	-0.91
*indikerer at estimatet er signifikant ved 10% signifikansnivå, **indikerer at estimatet er signifikant ved 5% signifikansnivå, ***indikerer at estimatet er signifikant ved 1% signifikansnivå. Robuste standardavvik er oppgitt i parenteser. F-verdier er oppgitt i klammeparenteser.					

Resultatene fra andreteget gir ikke meningsfylte estimater for gruppe 1 siden r er estimert langt større enn 1. Videre observeres at punkttestimatet for lagget endogen variabel i gruppe 2 er negativt. Dette innebærer at etterspørselen etter energi i inneværende periode avhenger negativt av etterspørselen fra perioden før. Dette indikerer problemer med instrumenteringen som er gjort i modellene. Det legges til grunn at problemer med instrumentet øker mulighet for forventningsskjevne estimat i modellen. Dette motiverer til å utvide settet av instrumenter som foreslått av Arellano og Bond (1991).

7.4. GMM-RESULTATER

Appendikstabell 8 rapporterer detaljerte resultater fra GMM-estimeringer med robuste standardavvik. Hovedresultat er presentert i tabell 6. Umiddelbart kan det konstateres at resultatene skiller seg fra OLS og IV-instrumenteringen i tabell 7 ved å være mer stabile. I alle gruppene ligger lagget endogen variabel mellom 0 og 1. Dette er det som forventes. Tregheten er her økende med energibruk. Dette virker intuitivt riktig da substitusjon mellom innsatsfaktorer kan antas vanskeligere for bedrifter med høy energibruk. Det er også verdt å merke seg at punkttestimatene for lagget endogen variabel r generelt er lavere enn ved OLS-estimeringene. Dette er i tråd med tidligere studier som bruker GMM som estimeringsmetode. Liu (2004) oppnådde lavere elastisiteter i absoluttverdier ved GMM-estimering enn ved OLS i sin estimering.

Tabell 6: Arellano og Bonds GMM – estimator

Avhengig variabel = $\ln dem$

	<i>Gruppe 1</i>	<i>Gruppe 2</i>	<i>Gruppe 3</i>	<i>Gruppe 4</i>	<i>Gruppe 5</i>
<i>ln dem – 1</i>	0.8616701*** (0.0700014)	0.4202728*** (0.1196092)	0.1840794* (0.0952856)	0.2473839** (0.1075753)	0.00493 (0.1269002)
<i>ln price</i>	-0.6294818** (0.1974206)	-0.694811*** (0.2141853)	-0.9546186*** (0.1612335)	-1.57225*** (0.2285995)	-1.172178*** (0.2179655)
<i>ln price – 1</i>	1.110819* (0.5721433)	0.4125599** (0.1858118)	0.1303462 (0.1936617)	0.0986264 (0.1720759)	-0.1609568 (0.1231081)
<i>Wald chi²</i>	45.68	1351.96	9300.81	7910.53	4687.48
<i>N</i>	65	150	204	185	195
<i>Antall instrumenter</i>	63	96	95	92	84
<i>Beregnet langtidselastisitet</i>					
<i>ln price</i>	3.4796	-0.4870	-1.0102	-1.958	-1.3397
*indikerer at estimatet er signifikant ved 10% signifikansnivå, **indikerer at estimatet er signifikant ved 5% signifikansnivå, ***indikerer at estimatet er signifikant ved 1% signifikansnivå. Standardavvik er oppgitt i parenteser.					

Av langtidselastisitetene oppleves samme mønster som ved OLS. Gruppe 1 og 4 er preget av svært elastisk etterspørsel. Her er egenpriselastisiteten i gruppe 1 positiv og veldig høy. Positiv egenpriselastisitet er i strid med teorigrunnlaget som er redegjort for i kapittel 2. Likevel opplevde Friesen (1992) positiv egenpriselastisitet ved estimering av en feiljusteringsmodell gjort over et spesifikt tidsintervall. Når samme modell ble estimert over et annet tidsintervall var ikke egenpriselastisiteten lengre positiv. Dette kan tyde på dynamisk ustabilitet i tilpasningen til ny likevekt. Gruppe 2, 3, 4 og 5 opplever elastisiteter av likt fortegn og lignende størrelsesorden som i den dynamiske feiljusteringsmodellen og ved IV-estimeringen. Dette tyder på robusthet i estimeringene i disse gruppene.

Det er ikke lagt restriksjoner på antall instrumenter brukt i estimeringene i tabell 6. Antall instrumenter er derfor høyt. Som beskrevet i avsnitt 5.3.2.1 vil et høyt antall instrumenter føre til at GMM-estimatene for lagget endogen variabel konvergerer mot OLS-estimatene. I appendikstabell 9 finnes GMM-estimatene rapportert med normale standardavvik. Her er det foretatt en sargantest for å teste en nullhypotese om overidentifiserte restriksjoner er valide. I alle gruppene, bortsett fra gruppe 1 forkastes nullhypotesen. Det eksisterer dermed problemer med instrumentene. Dette er forsøkt løst ved å redusere antall instrumenter i regresjonene. I appendikstabell 10 er det brukt GMM-estimator med maksimalt 1 antall lag i instrumentene. Dette innebærer en reduksjon i antall instrumenter i alle grupper til 32 instrumenter. Dette gir en vesentlig endring i punktestimatene til lagget endogen variabel der den i samtlige av gruppene er svært lav, og i alle gruppene bortsett fra gruppe 1 er negativ. Dette resulterer i endringer i langtidselastisitetene. I gruppe 1, 2, 3 og 5 ligger denne modellens resultater nærmere OLS-estimatene enn i modellen med flere instrumenter. En mulig forklaring på dette kan være at det brukes for mange instrumenter i begge modellene, og at utvalget i utgangspunktet er for lite til å bruke denne estimeringsmetoden. Resultatene fra modellen med restriksjon på antall lag ligger tett opp mot resultatene av langtidselastisitetene som oppnås med Anderson og Hsiao's (1981) IV-metode, når det ses bort fra gruppe 1.

I de ulike estimeringene som er gjort varierer verdien på lagget endogen variabel i gruppe 1 stort. Ved IV-resultatene i tabell 4 oppleves en positiv tilpasningskoeffisient på 2.73, mens i GMM-modellen med få instrumenter oppleves en tilpasningskoeffisient på 0.14. Dette tyder på dynamisk ustabilitet mot ny likevekt i denne gruppen. Siden gruppen er preget av få observasjoner og ustabilitet vil ikke resultatene tolkes som reliable. Gruppen er allerede regnet som problematisk, og dette forsterker inntrykket.

I tabell 7 er resultatene for interessevariabelen fra de ulike estimeringene samlet for videre sammenligning:

Tabell 7: Sammenligning av egenpriselasititeter

Gruppe	1	2	3	4	5
<i>Dynamisk feiljusteringsmodell (OLS)</i>	-1380.9	-0.5544	-0.8057	-1.9970	-0.7088
<i>GMM</i>	3.4796	-0.4870	-1.0102	-1.958	-1.3397
<i>GMM (maks 1 antall lag i instrument)</i>	0.25	-0.55	-0.66	-1.67	-1.03
<i>Anderson og Hsiaos IV – metode</i>	-0.74	-0.71	-0.61	-1.63	-0.91

Alle modellene som er estimert har problematiske elementer. Den dynamiske feiljusteringsmodellen preges av at den enhetsspesifikke restleddskomponenten er korrelert med lagget endogen variabel. Det antas som nevnt at estimeringer med denne modellen overvurderer effekten av lagget endogen variabel. Anderson og Hsiaos (1981) IV-metode oppnår lave F-verdier i første steget og tilfredsstillende dermed ikke relevanskriteriet for instrumentet. I begge GMM-estimeringene oppstår problemer da nullhypotesen om overidentifiserende restriksjoner må forkastes. Det gis av sargantesten i begge tilfeller at disse ikke er valide. Til tross for dette er langtidselastisitetene i de ulike modellene, sett bort fra gruppe 1, stabile nok til å identifisere et mønster mellom gruppene. Gruppe 5 opplever langtidselastisiteter i intervallet -0.7 til -1.3. Gruppe 4 ser ut til å ha den mest elastiske etterspørselen i alle estimeringene og langtidselastisiteten ligger i intervallet -1.63 til -1.98. Gruppe 3 ligner i stor grad på gruppe 5 og har elastisiteter i intervallet -0.61 til -0.8. Gruppe 2 er den mest stabile og har i alle estimeringene uelastisk etterspørsel i intervallet -0.49 til -0.71. Ut ifra dette kan det antydes at gruppe 2 og 3 opplever uelastisk etterspørsel ved prisendringer, i gruppe 4 estimeres sterkt elastisk etterspørsel, mens i gruppe 5 kan det observeres elastisiteter som ligger rundt 1.

Hvilken estimeringsmetode som regnes som mest reliabel er vanskelig å vurdere. Til tross for lav F-verdi i første steget oppleves resultatene fra Anderson og Hsiaos (1981) IV-estimering her som mest intuitivt riktige. De faller nærmest det som forventes av resultater og de er minst sprikende mellom gruppene. Det tas utgangspunkt i disse resultatene når reel etterspørselsendring som følge av prisendring redegjøres for.

7.5. TALLEFFEKTER AV PRISENDRINGER PÅ TVERS AV GRUPPENE

Til nå er det sett på hvilke prosentvise endringer i etterspørsel som oppleves ved gitte prosentvise endringer i pris. Dette sier lite om hvor mye faktisk energibruk endres ved prisendringer. For å kunne si noe om faktisk effekt i GWh ønskes å skape en oversikt over hvilke endringer i etterspørsel prisendringer på 1øre/KWh fører til i de ulike gruppene. Langtidselastisitetene estimert med Anderson og Hsiao (1981) IV-metode brukes som utgangspunkt. Det er viktig å merke seg at bruk av en annen modell vil gi vesentlige endringer i talleffektene.

Tabell 8: Sammenligning av etterspørselseffekter

Effekten av endring i energipris på 1øre/KWh målt i GWh

Gruppe	1	2	3	4	5
Etterspørselsendring (gwh)	-315	-56	-3.37	-1.97	-0.27

I tabell 8 observeres at faktiske endringer i etterspørsel er svært differensiert mellom de ulike gruppene. Selv om gruppe 1 og 2 her opplever like elastisiteter er etterspørselseffekten ulik. Dette er et resultat av at gruppe 1 i utgangspunktet står ovenfor lavere energipriser og at gruppen initialt har en høyere gjennomsnittlig etterspørsel. Gruppe 4 opplever den største elastisiteten, men har en lavere etterspørselsendring enn både gruppe 1, 2 og 3. Gruppe 3 og 4 er i utgangspunktet svært differensiert da gruppe 3 har en gjennomsnittlig etterspørsel per år på 216.3 GWh, mens gruppe 4s gjennomsnittlige etterspørsel ligger på 50.5 GWh. Gruppe 3s etterspørsel er mer enn fire gang så stor som gruppe 4s. Likevel er etterspørselsendringen ved en prisøkning på 1 øre/KWh ikke er like differensiert. Gruppe 3 vil redusere etterspørselen med 3.37 GWh, mens gruppe 4 vil redusere etterspørselen med 1.97 GWh. Etterspørselsendringen er ikke en gang det dobbelte av gruppe 4 i gruppe 3. Dette er en god illustrasjon av elastisitetens effekt på etterspørselen.

8. KONKLUSJONER

Opgavens formål har vært å estimere egenpriselasititeter for energi i ulike segmenter i norsk industri. Energi blir i oppgaven sett på som en av flere tilgjengelige innsatsfaktorer i bedriftens produksjon. Produksjonen ses på som gitt og det estimeres derfor betingede etterspørselsfunksjoner som redegjort for av Hoel og Moene (1987). Først ble det estimert

statiske modellvarianter hvor etterspørsel etter energi defineres som en funksjon av prisen, produksjonen og prisen av andre innsatsfaktorer. Estimeringer av denne modellvarianten viser at gruppe 4 har den klart mest elastiske etterspørselen på -1.86. Denne er over dobbelt så elastisk som gruppe 3 som har en estimert elastisitet på -0.67. Gruppe 2 har også en uelastisk etterspørsel på -0.76. Gruppe 1 og gruppe 5 har begge estimerte elastisiteter på rundt 1. Gruppe 1 er antatt å være en problematisk gruppe på grunn av mulighet for simultanitetsproblem mellom avhengig variabel og forklaringsvariabel av interesse.

Det mistenkes at tilpasningen ved prisendringer kan være treg fra bedriftenes side, og dette motiverer til å estimere en dynamisk feiljusteringsmodell som tar hensyn til tidligere tilpasning. Estimaten fra den dynamiske modelleringen viser at gruppe 1 har en tilpasningskoeffisient på over 1 og dermed ingen definert langtidsløsning. Gruppe 4 er også her klart mest elastisk og har en egenpriselastisitet estimert til -1.99. Elastisiteten i gruppe 3 er estimert til -0.80, og er også høyere enn ved den statiske modelleringen. I gruppe 5 og 2 estimeres lavere elastisiteter enn i det statiske tilfellet. Dette kan forklares med at det oppleves tilfeller av «overshooting» i bedriften. Dynamisk modellering med paneldata er problematisk da den enhetsspesifikke restleddskomponenten vil være korrelert med lagget endogen variabel. Dette bryter med eksogenitetsforutsetningen for en forventningsrett OLS-estimator. I oppgaven er dette forsøkt løst ved å bruke Anderson og Hsiao (1982) IV-estimering og Arellano og Bonds (1991) GMM-estimator. Resultatene fra Anderson og Hsiao (1982) IV-estimering er svært like resultatene som oppnås ved den dynamiske feiljusteringsmodellen. Unntaket er gruppe 1 hvor tilpasningskoeffisienten estimeres til 2.72. F-verdien i førstesteget er i alle gruppene under 10, og det ble derfor fastslått at instrumentet ikke er klart relevant. Resultatene må derfor tolkes med forsiktighet. Resultatene fra GMM-estimeringene viser at det finnes stabile dynamiske prosesser i alle gruppene. Gruppe 1 har likevel en positiv og svært elastisk egenpriselastisitet på 3.5. Dette forsterker inntrykket av at gruppe 1 er en problematisk gruppe. Gruppe 4 har også med denne estimeringen en svært elastisk etterspørsel på -1.96. I gruppe 5 estimeres en elastisk etterspørsel på -1.36. Gruppe 3 har en enhetselastisk etterspørsel og i gruppe 2 estimeres den laveste elastisiteten på -0.48. Det utføres i oppgaven en sargantest for å teste en nullhypotese om overidentifiserende restriksjoner er valide. I alle grupper forkastes nullhypotesen, og dette tyder på problemer med instrumentene. Dette er forsøkt løst ved å legge restriksjoner på antall lag i instrumentene. Sargantesten forkaster også her nullhypotesen og det konkluderes med at instrumentene muligens er problematiske. Det finnes problematiske elementer i alle

estimeringsmetodene som er foretatt. Til tross for dette kan det observeres mønster i forskjeller mellom gruppene.

Når talleffekter regnes ut brukes resultatene fra Anderson og Hsiao (1981) IV-metode som utgangspunkt. Dette er begrunnet med at resultatene virker mest intuitive. Dersom det ses bort fra gruppe 1 finnes den største etterspørselseffekten ved prisendringer i gruppe 2. Her vil en endring i prisen på 1 øre/KWh gi en reduksjon i etterspurt energi på 56GWh. I gruppe 3 vil en prisendring på 1 øre/KWh gi en reduksjon på 3.37 GWh. I gruppe 2 gir prisendringen en etterspørselsreduksjon på 1.97 GWh, mens i gruppe 5 er reduksjonen på 0.27.

Oppgaven setter lys på ulikheter som eksisterer mellom de ulike industrigruppene. Når myndighetsbestemte virkemidler skal vurderes kan resultatene gi et bilde på hvor det finnes størst konsekvenser for industrien og hvor de største potensialer for positive effekter for miljøet finnes. En samfunnsøkonomisk optimal tilpasning finnes der kostnadene for industrien er minimert og nytten for miljøet er maksimert.

9. REFERANSER

Andersen, F. M., N.A. Kilde, L.H. Nielsen og S. Præstegård (1991): «En teknisk-økonomisk prognosemodel for industriens energiforbrug samt energirelaterende CO₂- SO₂- og NO_x-emissioner» Forskningscenter Risø, Roskilde, Risø-M-2920.

Anderson, T.W. og C. Hsiao (1981): «Estimation of dynamic models with error components», *Journal of the American Statistical Association* 76, 598-606.

Anderson, T.W. og C. Hsiao (1982): «Formulation and estimation of dynamic models using panel data», *Journal of Econometrics* 18, 47-82.

Anderson, G.J. og R.W. Blundell (1982): «Estimation and Hypothesis Testing in Dynamic Singular Equation Systems», *Econometrica* 50, 1559-1571.

Anderson, G.J. og R.W. Blundell (1983): «Testing Restrictions on a Flexible Dynamic Demand System: An Application to Consumers' Expenditure in Canada», *Review of Economic Studies* 50, 397-410.

Anderson, G.J. og R.W. Blundell (1984): «Consumer Non.durables in the UK: A Dynamic Demand System», *Economic Journal* 94

Arellano, M. og S.Bond (1991): «Some tests of spesification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations», *Review of Economic studies* 58, 277-297.

Baum, C.F. (2006): *An Introduction to Modern Econometrics Using Stata*. Stata Press.

Baltagi, B.H. (2001): *Econometric Analysis of Panel Data, second edition*. John Wiley & Sons Ltd, Chichester.

Berndt, E.R. og D.O. Wood (1975): «Technology, Prices, and the Derived Demand for Energy», *The Review og Economics and statistics* 57/3, 259-260.

Boug, P. (1999): «Modellering av faktoretterspørsmål» SSB rapporter, rapport nr. 03/99.

Eika, T., J.Prestmo og E.Tveter (2010): «Etterspørselen fra petroleumsvirksomheten», Økonomiske Analyser 03/10, SSB.

Enova (2009): «Potensial for energieffektivisering i norsk landbasert industri» Enova rapport 03/09.

Ericson T., B.Halvorsen, og Hansen (2008): «Påvirkes strømprisene i alminnelig forsyning av endret spotpris?» SSB rapporter, rapport nr. 54/08.

Finansdepartementet (1999): «Organisering av børsvirksomhet m.m.» NOU 1999:3. Lastet ned 20.01.14 fra <http://www.regjeringen.no/nb/dep/fin/dok/nouer/1999/nou-1999-3/12/4/1.html?id=351249>

Friesen, J. (1992): «Testing Dynamic Specification of Factor Demand Equations for U.S. Manufacturing», *The Review of Economics and Statistics* 74/2, 240-250.

Hoel, M. og K.O. Moene (1987): *Produksjonsteori 2*. Universitetsforlaget, Oslo.

Liu, G. (2004): «Estimating Energy Demand Elasticities for OECD Countries, A Dynamic Panel Data Approach» *Discussion Papers 373/04*, Statistics Norway, Research Department.

Mysen, H.T. (1991): «Substitusjon mellom olje og elektrisitet i produksjonssektorene i en makromodell» SSB rapporter.

Nordhaus, W.D. (1977): «The demand for energy: an international perspective», *International Studies of the Demand for Energy*. Amsterdam: North-Holland.

Pindyck, R.S. (1979): «The Structure of World Energy Demand», *Cambridge, MA*, MIT Press ..

SSB (2014): «Energibruk i industrien». Lastet ned 05.01.14 fra <http://www.ssb.no/energi-og-industri/statistikker/indenergi/aar/2013-06-27>

SSB (2014): «Strukturstatistikk for industri og bergverksdrift». Lastet ned 05.01.14 fra <https://www.ssb.no/sti>

Stern, N. (2008): “The economics of climate change”. *American Economics Review* 98, 1-37.

Sydseter, K. (1987) *Matematisk analyse, bind 1* Universitetsforlaget, Oslo.

Varian, R.H. (1987): *Microeconomic Analysis* W.W Norton & Company, Inc, New York.

Verbeek, M. (2004): *A guide to modern econometrics*, John Wiley & Sons, Ltd, Chichester.

Wooldridge, J. M. (2006): *Introductory econometrics, a modern approach* South Western, Canada.

Appendiks

Appendikstabell 1:

Segmentering av norsk industri etter energibruk i produksjonen

(navn før 2009/navn etter 2009)

GRUPPE 1: (dem>1000GWh per år) (7 undergrupper – 107 obs)

- 27.4 Produksjon av ikke-jernholdige metaller og halvfabrikata/24.4 Produksjon av ikke-jernholdige metaller
- 21.1 Produksjon av papirmasse, papir og papp
- 24.1 Produksjon av kjemiske råvarer/20.1 Produksjon av kjemiske råvarer
- 26.5 Produksjon av sement, kalk og gips/23.5 Produksjon av sement, kalk og gips
- 27.1 Produksjon av jern og stål/24.1 Produksjon av jern og stål, samt ferrolegeringer
- 20.1 Saging, høvling og impregnering av tre/16.1 Saging, høvling og impregnering av tre
- 15.2 Bearbeiding og konservering av fisk og fiskevarer/10.2 Bearbeiding og konservering av fisk, skalldyr og bløtdyr

GRUPPE 2: (300<dem<1000GWh per år) (13 undergrupper – 196 obs)

- 15.1 Produksjon, bearbeiding og konservering av kjøtt og kjøttvarer/10.1 Produksjon, bearbeiding og konservering av kjøtt og kjøttvarer
- 15.5 Produksjon av meierivarer og iskrem/15.5 Produksjon av meierivarer og iskrem
- 15.7 Produksjon av for/10.9 Produksjon av forvarer
- 20.2 Produksjon av finér, kryssfinér, lamelltre, sponplater, fiberplater og andre bygnings- og møbelp...
- 35.1 Bygging og reparasjon av skip og båter/30.1 Bygging av skip og båter
- 26.8 Produksjon av ikke-metallholdige mineralprodukter/23.9 Produksjon av ikke-metallholdige mineralprodukter ikke nevnt annet sted
- 26.6 Produksjon av betong-, sement- og gipsprodukter/23.6 Produksjon av betong-, sement- og gipsprodukter
- 15.4 Produksjon av vegetabiliske og animalske oljer og fettstoffer/10.4 Produksjon av vegetabiliske og animalske oljer og fettstoffer
- 22.2 Grafisk produksjon og tjenester tilknyttet grafisk produksjon/18.1 Trykking og tjenester tilknyttet trykking
- 21.2 Produksjon av varer av papir og papp/17.2 Produksjon av varer av papir og papp
- 36.1 Produksjon av møbler/31.0 Produksjon av møbler
- 26.1 Produksjon av glass og glassprodukter/23.1 Produksjon av glass og glassprodukter
- 25.2 Produksjon av plastprodukter/22.2 Produksjon av plastprodukter

GRUPPE 3: (300>dem>100GWh per år) (19 undergrupper – 266 obs)

- 15.3 Bearbeiding og konservering av frukt og grønnsaker/10.3 Bearbeiding og konservering av frukt og grønnsaker

- 15.4 Produksjon av vegetabiliske og animalske oljer og fettstoffer/10.4 Produksjon av vegetabiliske og animalske oljer og fettstoffer
- 15.6 Produksjon av kornvarer, stivelse og stivelsesprodukter/10.6 Produksjon av kornvarer, stivelse og stivelsesprodukter
- 28.7 Produksjon av andre metallvarer/25.9 Produksjon av andre metallvarer
- 28.5 Overflatebehandling og bearbeiding av metaller/25.6 Overflatebehandling og bearbeiding av metaller
- 28.1 Produksjon av metallkonstruksjoner/25.1 Produksjon av metallkonstruksjoner
- 27.5 Støping av metaller/24.5 Støping av metaller
- 20.3 Produksjon av monteringsferdige hus og bygningsartikler
- 21.2 Produksjon av varer av papir og papp/17.2 Produksjon av varer av papir og papp
- 22.1 Forlagsvirksomhet
- 29.3 Produksjon av jordbruks- og skogbruksmaskiner og -utstyr/28.3 Produksjon av jordbruks- og skogbruksmaskiner
- 29.1 Produksjon av kraftmaskiner og utstyr, unntatt motorer til fly, motorkjøretøyer og -sykler
- 34.3 Produksjon av deler og utstyr til motorkjøretøyer og motorer/29.3 Produksjon av deler og utstyr til motorvogner
- 36.1 Produksjon av møbler/31.0 Produksjon av møbler
- 29.2 Produksjon av andre maskiner og utstyr til generell bruk
- 29.5 Produksjon av andre spesialmaskiner og -utstyr
- 24.4 Produksjon av farmasøytiske råvarer og preparater/21.2 Produksjon av farmasøytiske preparater
- 24.6 Produksjon av andre kjemiske produkter/20.5 Produksjon av andre kjemiske produkter
- 26.1 Produksjon av glass og glassprodukter/23.1 Produksjon av glass og glassprodukter

GRUPPE 4: (100>dem>30GWh per år) (18 undergrupper – 243 obs)

- 17.2 Veving av tekstiler/13.2 Veving av tekstiler
- 17.4 Produksjon av tekstilvarer, unntatt klær
- 28.6 Produksjon av skjære- og klipperedskaper, håndverktøy og andre jernvarer/25.7 Produksjon av kjøkkenredskaper, skjære- og klipperedskaper, håndverktøy og andre jernvarer
- 31.2 Produksjon av elektriske fordelings- og kontrolltavler og paneler
- 32.1 Produksjon av elektronrør og andre elektroniske komponenter
- 33.2 Produksjon av måle- og kontrollinstrumenter og utstyr, unntatt industrielt prosessstyringsanlegg
- 34.2 Produksjon av karosserier og tilhengere/29.2 Produksjon av karosserier og tilhengere
- 36.4 Produksjon av sportsartikler/32.3 Produksjon av sportsartikler
- 31.1 Produksjon av elektromotorer, generatorer og transformatorer
- 26.7 Steinbearbeiding/23.7 Hogging og bearbeiding av monument- og bygningsstein
- 25.1 Produksjon av gummiprodukter/22.1 Produksjon av gummiprodukter

- 17.5 Produksjon av andre tekstiler/13.9 Produksjon av andre tekstiler
- 31.6 Produksjon av annet elektrisk utstyr/27.9 Produksjon av annet elektrisk utstyr
- 29.7 Produksjon av husholdningsmaskiner/27.5 Produksjon av husholdningsmaskiner og -apparater
- 29.6 Produksjon av våpen og ammunisjon
- 31.3 Produksjon av isolert ledning og kabel
- 24.3 Produksjon av maling og lakk, trykkfarger og tetningsmidler/20.3 Produksjon av maling og lakk, trykkfarger og tetningsmidler
- 26.2 Produksjon av keramiske produkter/23.4 Produksjon av andre porselensprodukter og keramiske produkter

GRUPPE 5: (dem<30GWh per år) (24 undergrupper – 309 obs)

- 17.3 Etterbehandling av tekstiler/13.3 Etterbehandling av tekstiler
- 19.3 Produksjon av skotøy/15.2 Produksjon av skotøy
- 18.3 Beredning og farging av pelsskinn. Produksjon av pelsvarer/14.2 Produksjon av pelsvarer
- 17.7 Produksjon av klær av trikotasje/14.3 Produksjon av klær av trikotasje
- 18.2 Produksjon av andre klær og tilbehør/14.1 Produksjon av klær, unntatt pelsvarer
- 18.1 Produksjon av klær av lær/19.1 Beredning av lær
- 28.3 Produksjon av dampkjeler, unntatt kjeler til sentralvarmeanlegg
- 27.2 Produksjon av rør av jern og stål/24.2 Produksjon av andre rør og rørdeler av stål
- 28.2 Produksjon av tanker og cisterner, radiatorer og kjeler til sentralvarmeanlegg/25.2 Produksjon av tanker, cisterner og andre beholdere av metall
- 20.4 Produksjon av treemballasje
- 20.5 Produksjon av andre trevarer og varer av kork og flettematerialer
- 31.4 Produksjon av akkumulatorer, tørrelementer og batterier
- 32.2 Produksjon av radio- og fjernsynssendere og apparater for linjetelefontelefoni og -telegrafi
- 33.1 Produksjon av medisinsk og kirurgisk utstyr og ortopediske artikler
- 33.4 Produksjon av optiske instrumenter og fotografisk utstyr
- 34.1 Produksjon av motorkjøretøyer/29.1 Produksjon av motorvogner
- 35.2 Produksjon og reparasjon av lokomotiver og annet rullende materiell til jernbane og sporvei
- 36.2 PREGING AV MYNTER OG MEDALJER. Produksjon av smykker og varer av edle metaller, edelstener og hal.../ 32.1 Produksjon av gull- og sølvvarer, bijouteri og lignende artikler
- 33.3 Produksjon av industrielle prosesstyringsanlegg
- 36.5 Produksjon av spill og leker/32.4 Produksjon av spill og leker
- 31.5 Produksjon av belysningsutstyr og elektriske lamper/27.4 Produksjon av belysningsutstyr
- 30.0 Produksjon av kontor- og datamaskiner
- 24.2 Produksjon av plantevern- og skadedyrmedler og andre landbrukskjemiske produkter

Appendikstabell 2:

Deskriptiv statistikk

Gruppe 1

<i>Variabler</i>	<i>Obs</i>	<i>Gj. snitt</i>	<i>St. avvik</i>	<i>Min</i>	<i>Maks</i>
<i>ldem</i>	101	8.307341	1.227237	6.703188	10.11326
<i>lprice</i>	101	2.770478	0.5135183	1.609438	4.043051
<i>lwage</i>	84	12.93392	0.2744845	12.35035	13.48232
<i>lprod</i>	83	7.994286	0.9675603	5.799093	9.433484

Gruppe 2

<i>ldem</i>	191	6.116975	0.4622443	4.882802	7.122867
<i>lprice</i>	181	3.526089	0.3784006	2.397895	4.212128
<i>lwage</i>	178	12.93131	0.2850486	12.19294	13.99078
<i>lprod</i>	178	7.755684	0.9457937	5.700444	10.20107

Gruppe 3

<i>ldem</i>	264	5.308338	0.3855954	4.234107	6.059123
<i>lprice</i>	264	3.613012	0.3243405	2.639057	4.269698
<i>lwage</i>	245	12.87872	0.2303552	12.37434	12.43553
<i>lprod</i>	245	7.498143	0.8169277	5.700444	9.439307

Gruppe 4

<i>ldem</i>	242	3.775581	0.5515285	1.791759	5.446737
<i>lprice</i>	242	3.676881	0.3366747	2.70805	4.369448
<i>lwage</i>	226	12.84936	0.2835339	12.22036	13.50882
<i>lprod</i>	226	6.413963	0.7370991	3.931826	8.34284

Gruppe 5

<i>ldem</i>	276	2.263156	1.015767	0	4.094345
<i>lprice</i>	300	3.755274	0.3485093	1.609438	4.563306
<i>lwage</i>	270	12.67015	0.4074074	11.41761	13.64051
<i>lprod</i>	273	4.805957	1.503198	0	7.918993

Appendikstabell 3

OLS (Avhengig variabel = Indem)

Gruppe 1 (Etterspørsel gjennomsnittlig > 1000GWh per år)

	(I)	(II)	(III)	(IV)	(V)
Ln pris	-0.3189836 (0.6683427)	-0.2464285 (0.5985758)	- 1.743967*** (0.1252926)	-1.896578*** (0.3165557)	-0.9057748** (0.2656826)
Ln lønn	-	2.590572** (0.5792115)	1.946814*** (0. 20774)	1.737836*** (0.5598647)	-1.452012 (1.236964)
Ln produksjonsverdi -	-	-	1.273189*** (0.072003)	1.313525*** (0.1076744)	0.6668274*** (0.1095243)
Konstantledd	9.191078** (1.885553)	-24.61501** (6.849101)	-22.32108*** (2.890582)	-19.18806* (8.062119)	2.55839* (1.354809)
Faste tidseffekter	-	-	-	X	X
Fixed – effects	-	-	-	-	X
R²	0.0178	0.3451	0.8909	0.8981	0.3975 (within)
H₀: β₀ + γ₀ = 0		-	-	-	2.49 [0.1656]
BreuchPagan	0.01 [0.9303]	1.65 [0.1987]	0.78 [0.3766]	1.20 [0.2725]	-
Robust cluster	X	X	X	X	-
Robuste sta	-	-	-	-	X
N	101	84	83	83	83

*indikerer at estimatet er signifikant ved 10% signifikansnivå, **indikerer at estimatet er signifikant ved 5% signifikansnivå, ***indikerer at resultatet er signifikant ved 1% signifikansnivå. Robuste standardavvik er oppgitt i parenteser. P-verdier er oppgitt i klammeparenteser.

Gruppe 2 (Etterspørsel gjennomsnittlig > 300 GWh, < 1000GWh per år)

	(I)	(II)	(III)	(IV)	(V)
Ln pris	-0.1510675* (0.1785512)	-0.1683761 (0.2983429)	-0.6599751** (0.2553017)	-1.39154** (0. 4736089)	-0.764449** (0.1934459)
Ln lønn	-	0.0244584* (0.4196035)	0.1630943 (0.4484137)	0.0182691 (0. 4098555)	0.31601** (0.0774271)
Ln produksjonsverdi -	-	-	0.2803431*** (0.0596892)	0.427986*** (0.1042284)	0.2894378 (0.1762806)
Konstantledd	6.649653*** (0.6100895)	6.392639 (4.565699)	4.147174 (5.155502)	7.055626*** (1.606722)	2.55839* (1.354809)
Faste tidseffekter	-	-	-	X	X
Fixed – effects	-	-	-	-	X
R²	0.0153	0.0185	0.2346	0.3267	0.4014 (within)
H₀: β₀ + γ₀ = 0		-	-	-	4.29 [0.0604]
BreuchPagan	8.31 [0.0039]	7.79 [0.0052]	5.72 [0.0167]	2.23 [0.1352]	-
Robust cluster	X	X	X	X	-
Robuste sta	-	-	-	-	X
N	191	178	178	178	178

*indikerer at estimatet er signifikant ved 10% signifikansnivå, **indikerer at estimatet er signifikant ved 5% signifikansnivå, ***indikerer at estimatet er signifikant ved 1% signifikansnivå. Robuste standardavvik er oppgitt i parenteser. P-verdier er oppgitt i klammeparenteser.

Gruppe 3 (Etterspørsel gjennomsnittlig > 100GWh, < 300 GWh per år)

	(I)	(II)	(III)	(IV)	(V)
Ln pris	-0.4945862*** (0.1100721)	-0.4441126** (0.1811619)	-0.6175523*** (0.1532002)	-1.592975*** (0.2162285)	-0.673946*** (0.2190401)
Ln lønn	-	-0.1051278 (0.318138)	-0.0130753 (0.2636484)	-0.8132277** (0.2900957)	-0.2981668 (0.241799)
Ln produksjonsver	-	-	0.1454446* (0.0838254)	0.2802975*** (0.0640513)	0.2509291*** (0.0872134)
Konstantledd	7.095284*** (0.3965977)	8.271982** (3.571223)	6.619101** (2.981348)	20.22287*** (4.071403)	9.652505*** (3.310912)
Faste tidseffekter	-	-	-	X	X
Fixed – effects	-	-	-	-	X
R²	0.1731	0.1634	0.2413	0.5522	0.4026 (within)
H₀: β₀ + γ₀ = 0	-	-	-	-	7.68 [0.0126]
BreuschPagan	0.47 [0.4951]	0.87 [0.3507]	10.36 [0.0013]	11.87 [0.0006]	-
Robust cluster	X	X	X	X	-
Robuste sta.	-	-	-	-	X
N	264	245	245	245	245

*indikerer at estimatet er signifikant ved 10% signifikansnivå, **indikerer at estimatet er signifikant ved 5% signifikansnivå, ***indikerer at estimatet er signifikant ved 1% signifikansnivå. Robuste standardavvik er oppgitt i parenteser. P-verdier er oppgitt i klammeparenteser.

Gruppe 4 (Etterspørsel gjennomsnittlig > 30GWh, < 100GWh per år)

	(I)	(II)	(III)	(IV)	(V)
Ln pris	-0.9918966*** (0.2072646)	-1.238401*** (0.2592322)	-1.086518*** (0.0914661)	-2.060957*** (0.2113074)	-1.859103*** (0.332991)
Ln lønn	-	0.6472376** (0.315523)	0.1644825 (0.232125)	-0.5292303 (0.3942314)	-0.2927108 (0.3396093)
Ln produksjonsverdi	-	-	0.2464339* (0.3143696)	0.4410894*** (0.15249)	0.5000374*** (0.1194717)
Konstantledd	7.422667*** (0.7393893)	0.0189442 (3.52347)	4.085655 (3.186706)	16.10897** (4.869454)	10.58666* (4.672891)
Faste tidseffekter	-	-	-	X	X
Fixed – effects	-	-	-	-	X
R²	0.3666	0.4483	0.5114	0.6688	0,7848
H₀: β₀ + γ₀ = 0	-	-	-	-	13.90 [0.0017]
BreuschPagan	5.27 [0.0217]	12.88 [0.0003]	1.06 [0.3034]	1.26 [0.2613]	-
Robust cluster	X	X	X	X	-
Robuste sta	-	-	-	-	X
N	242	226	226	226	226

*indikerer at estimatet er signifikant ved 10% signifikansnivå, **indikerer at estimatet er signifikant ved 5% signifikansnivå, ***indikerer at estimatet er signifikant ved 1% signifikansnivå. Robuste standardavvik er oppgitt i parenteser. P-verdier er oppgitt i klammeparenteser.

Gruppe 5 (Etterspørsel gjennomsnittlig < 30GWh)

	(I)	(II)	(III)	(IV)	(V)
Ln pris	-0.9976317*** (0.2525706)	-1.115579*** (0.3344976)	-1.03442*** (0.231604)	-1.707013*** (0.3057249)	-1.151666*** (0.1545293)
Ln lønn	-	0.6838142 (0.4690696)	-0.3913638 (0.2782807)	-0.5945563** (0.262567)	-0.663776** (0.2636585)
Ln produksjonsverdi	-	-	0.5951075*** (0.0755394)	0.6252544*** (0.0674819)	0.444645** (0.142413)
Konstantledd	5.981158 *** (0.9104646)	-2.241185 (5.196483)	8.113216*** (3.204306)	13.12297** (3.900058)	12.38973*** (3.116767)
Faste tidseffekter	-	-	-	X	X
Fixed – effects	-	-	-	-	X
R²	0.1114	0.1643	0.5841	0.6503	0.5714 (within)
H₀: β₀ + γ₀ = 0	-	-	-	-	48.34 [0.0000]
BreuchPagan	1.96 [0.1615]	3.89 [0.0485]	12.77 [0.0004]	7.33 [0.0068]	-
Robust cluster	X	X	X	X	-
Robuste sta	-	-	-	-	X
N	276	251	248	248	248

*indikerer at estimatet er signifikant ved 10% signifikansnivå, **indikerer at estimatet er signifikant ved 5% signifikansnivå, ***indikerer at estimatet er signifikant ved 1% signifikansnivå. Robuste standardavvik er oppgitt i parenteser. P-verdier er oppgitt i klammeparenteser.

Appendikstabell 4

Dynamisk feiljusteringsmodell

Avhengig variabel = lndem

	<i>Gruppe 1</i>	<i>Gruppe 2</i>	<i>Gruppe 3</i>	<i>Gruppe 4</i>	<i>Gruppe 5</i>
<i>lndem – 1</i>	1.000615*** (0.1048417)	0.5550437*** (0.1184523)	0.5123475*** (0.10168)	0.4326297*** (0.0722555)	0.3862109*** (0.1024692)
<i>lnprice</i>	-0.7112993** (0.269801)	-0.70484 *** (0.2238939)	-0.744504 *** (0.1234457)	-1.496395*** (0.2216522)	-1.076925*** (0.2469787)
<i>lnprice – 1</i>	0.8488186 (0.545453)	0.4581633** (0.2066707)	0.3516083*** (0.1133968)	0.3633478** (0.1596943)	0.2259519 (0.1531877)
<i>lnprod</i>	-0.1633966 (0.2306074)	0.1987919** (0.0873203)	0.1875082** (0.0664191)	0.2891024** (0.1351732)	0.3288503*** (0.117097)
<i>lnprod – 1</i>	0.1904465 (0.1037587)	-0.0000152 (9.61e-06)	0.0000182 (0.0000264)	-7.07e-07 (0.0000856)	0.0001955* (0.0000965)
<i>lnwage</i>	-0.2575924 (0.3198232)	0.3459394 ** (0.1166175)	-0.1735147 (0.21247)	-0.1206078 (0.362917)	-0.4963877 (0.2899748)
<i>lnwage – 1</i>	-0.2048499 (0.2622742)	-0.2834173 ** (0.1263245)	-0.22801 (0.1662785)	-0.4891258* (0.2445191)	0.0028497 (0.1871283)
<i>Konstantledd</i>	5.678686 (6.33573)	1.303163 (1.087986)	9.2221*** (3.221754)	12.96784** (5.069526)	8.939111** (3.812503)
<i>faste tidseffekter</i>	X	X	X	X	X
<i>fixed – effects</i>	X	X	X	X	X
<i>R²</i>	0.8402(within)	0.5567 (within)	0.5254(within)	0.8311(within)	0.6298 (within)
<i>N</i>	74	164	223	205	219
<i>H₀: β₀ + β₁ + γ₀ + γ₁ = 0</i>	3.31 [0.1186]	0.82 [0.3840]	12.66 [0.0022]	15.65 [0.0010]	12.14 [0.0021]
<i>Robuste sta.</i>	X	X	X	X	X
<i>Beregnet langtidselastisitet</i>					
<i>lnprice</i>	-1380.9	-0.5544	-0.8057	-1.9970	-0.7088
<i>lnprod</i>	-309.83	0.4467	0.3846	0.5119	0.3286
<i>lnwage</i>	715.94	0,141	-0.823	-1.075	-0.8040
*indikerer at estimatet er signifikant ved 10% signifikansnivå, **indikerer at estimatet er signifikant ved 5% signifikansnivå, ***indikerer at estimatet er signifikant ved 1% signifikansnivå. Robuste standardavvik er oppgitt i parenteser. P-verdier er oppgitt i klammeparenteser.					

Appendikstabell 5

Dynamisk feiljusteringsmodell fra 1998 – 2008

Avhengig variabel = lndem

	<i>Gruppe 1</i>	<i>Gruppe 2</i>	<i>Gruppe 3</i>	<i>Gruppe 4</i>	<i>Gruppe 5</i>
<i>lndem – 1</i>	0.8637428*** (0.0508448)	0.43831*** (0.1165365)	0.4409697*** (0.0584089)	0.4417183*** (0.0784939)	0.4759668*** (0.075365)
<i>lnprice</i>	0.5348869*** (0.1646773)	-0.475109*** (0.0914951)	-0.3089047* 0.1698589	-1.547402*** (0.2562152)	-0.8363504** (0.2557142)
<i>lnprice – 1</i>	1.260048 (0.7933163)	0.0809974 (0.1091615)	0.1212937 (0.1029992)	0.2879664 (0.2183369)	0.4328307*** (0.0805718)
<i>lnprod</i>	-0.0488401 (0.193286)	0.3576292 *** (0.0961421)	0.2066852*** (0.0666621)	0.2168815* (0.1160811)	0.3326175** (0.1192184)
<i>lnprod – 1</i>	-0.0000329 (0.000018)	-6.10e-06 (6.68e-06)	-0.0000203 (0.0000284)	3.69e-06 (0.000091)	0.000174* (0.0000922)
<i>lnwage</i>	-0.2367077 (0.3851973)	0.2279371 (0.1689022)	-0.1977441 (0.1674645)	0.4472252 (0.3383033)	-0.5593014* (0.3110491)
<i>lnwage – 1</i>	-0.1624283 (0.422264)	-0.1333689 (0.1058256)	-0.1531584 (0.2145024)	-0.4655657 (0.3246804)	0.0739242** (0.1706929)
<i>faste tidseffekter</i>	X	X	X	X	X
<i>fixed – effects sxad w</i>	X	X	X	X	X
<i>R²</i>	0.7788(within)	0.5218(within)	0.4223(within)	0.8115(within)	0.5655 (within)
<i>N</i>	61	129	189	174	198
*indikerer at estimatet er signifikant ved 10% signifikansnivå, **indikerer at estimatet er signifikant ved 5% signifikansnivå, ***indikerer at estimatet er signifikant ved 1% signifikansnivå. Robuste standardavvik er oppgitt i parenteser. P-verdier er oppgitt i klammeparenteser.					

Appendikstabell 6

FØRSTESTEGSRESULTATER

Avhengig variabel = lndem – 1

	Gruppe 1	Gruppe 2	Gruppe 3	Gruppe 4	Gruppe 5
$\Delta lndem - 2$	0.002811 (0.0161595)	-0.0673048* (0.0365057)	-0.0488094 (0.030709)	-0.1384749*** (0.0344082)	-0.0460287 (0.0326641)
$\Delta lnprice$	0.3699031 (0.2789284)	-0.1014088 (0.1822072)	0.1150038 (0.141151)	0.044986 (0.1044844)	-0.0723392 (0.1894639)
$\Delta lnprice - 1$	-0.7625633* (0.4522073)	-0.863326*** (0.2305071)	-0.4729731*** (0.1784072)	-1.232683*** (0.2382741)	-0.9702386*** (0.1490203)
$\Delta lnprod$	0.257783 (0.2056611)	-0.0692257 (0.1312616)	0.0355423 (0.0781574)	0.1613689 (0.1251624)	0.0308693 (0.0605517)
$\Delta lnprod - 1$	-0.1231374 (0.1639835)	0.1931724 (0.1447793)	0.1459952 (0.0907856)	0.154738 (0.1310762)	0.1921777** (0.091372)
$\Delta lnwage$	-0.4444438 (0.4206008)	0.1019626 (0.1256405)	0.1798364 (0.2655945)	0.7000447*** (0.2642236)	0.0300848 (0.3092462)
$\Delta lnwage - 1$	-0.4209727 (0.3190533)	0.3092869** (0.1254937)	-0.1427227 (0.2423177)	0.6310597* (0.3494739)	-0.3813854 (0.2888776)
<i>konstantledd</i>	0.2507453 (0.2073673)	0.6733007*** (0.2509011)	0.6056271*** (0.1656215)	0.7391021*** (0.1656191)	0.4115576 (0.4086093)
<i>faste tidseffekter</i>	X	X	X	X	X
<i>fixed – effects</i>	–	–	–	–	–
<i>Robuste standardavvik</i>	X	X	X	X	X
R^2	0.4390	0.4055	0.3733	0.6304	0.2918
N	65	150	204	185	195
F	1.57	3.06	3.59	5.51	5.05
*indikerer at estimatet er signifikant ved 10% signifikansnivå, **indikerer at estimatet er signifikant ved 5% signifikansnivå, ***indikerer at estimatet er signifikant ved 1% signifikansnivå. Robuste standardavvik er oppgitt i parenteser. P-verdier er oppgitt i klammeparenteser.					

Appendikstabell 7

2SLS – resultater

Avhengig variabel = lndem

	Gruppe 1	Gruppe 2	Gruppe 3	Gruppe 4	Gruppe 5
$\Delta lndem - 1$	2.728843 (8.044103)	-0.4637862 (0.5453368)	0.4230338 (0.7708109)	0.4161484 (0.2840191)	0.3678606 (0.8166801)
$\Delta lnprice$	-1.329303 (3.050833)	-0.777052*** (0.1988907)	-0.7080854*** (0.2114303)	-1.396236*** (0.2661237)	-0.8119509*** (0.2861157)
$\Delta lnprice - 1$	2.61184 (5.851039)	-0.2643246 (0.5186986)	0.3557561 (0.4040833)	0.4425419 (0.3768702)	0.2436527 (0.7945763)
$\Delta lnprod$	-0.7068282 (1.928965)	0.1654976 (0.1914545)	0.1079629 (0.0837821)	0.1528057 (0.1645597)	0.2331628** (0.1081987)
$\Delta lnprod - 1$	0.055521 (0.8763801)	-0.0387292 (0.1190824)	0.0026504 (0.1552538)	-0.0213805 (0.174441)	0.0359105 (0.1603266)
$\Delta lnwage$	1.0977 (3.701964)	0.3324713*** (0.1188789)	-0.2869165 (0.3821846)	-0.4964443 (0.4316059)	-0.4154741 (0.3752081)
$\Delta lnwage - 1$	0.6754041 (3.301675)	-0.0195834 (0.1878802)	-0.4019215 (0.2921282)	-0.6564063* (0.3936035)	-0.0682948 (0.3746799)
konstantledd	-0.570803 (1.652242)	0.1192552 (0.1696256)	-0.259785 (0.2805366)	-0.0885568 (0.1190029)	-0.2060869 (0.3225062)
faste tidseffekter	X	X	X	X	X
fixed – effects	–	–	–	–	–
Robuste standardavvik	X	X	X	X	X
Wald χ^2	9.73	134.08	64.39	64.89	40.60
N	65	150	204	185	195
R^2	-	0.3902	0.1700	0.4011	0.0031
<i>Beregnet langtidselastisitet</i>					
$lnprice$	-0.74	-0.71	-0.61	-1.63	-0.91
$lnprod$	0.37	0.09	0.19	0.22	0.42
$lnwage$	-1.02	0.21	-1.19	-1.97	-0.77
*indikerer at estimatet er signifikant ved 10% signifikansnivå, **indikerer at estimatet er signifikant ved 5% signifikansnivå, ***indikerer at estimatet er signifikant ved 1% signifikansnivå. Robuste standardavvik er oppgitt i parenteser. P-verdier er oppgitt i klammeparenteser.					

Appendikstabell 8

Arellano og Bonds GMM – estimator

Avhengig variabel = lndem

	<i>Gruppe 1</i>	<i>Gruppe 2</i>	<i>Gruppe 3</i>	<i>Gruppe 4</i>	<i>Gruppe 5</i>
<i>lndem – 1</i>	0.8616701*** (0.0700014)	0.4202728*** (0.1196092)	0.1840794* (0.0952856)	0.2473839** (0.1075753)	0.00493 (0.1269002)
<i>lnprice</i>	-0.6294818** (0.1974206)	-0.694811*** (0.2141853)	-0.9546186*** (0.1612335)	-1.57225*** (0.2285995)	-1.172178*** (0.2179655)
<i>lnprice – 1</i>	1.110819* (0.5721433)	0.4125599** (0.1858118)	0.1303462 (0.1936617)	0.0986264 (0.1720759)	-0.1609568 (0.1231081)
<i>lnprod</i>	-0.1074096 (0.1532291)	0.231338* (0.1311157)	0.13935 (0.0976541)	0.3765224** (0.15422)	0.27132*** (0.0966634)
<i>lnprod – 1</i>	0.0626669 (0.0347123)	-0.1001497 (0.0646727)	0.0531779 (0.0547819)	-0.0069863 (0.1270225)	0.1041992 (0.0820622)
<i>lnwage</i>	-0.2109151 (0.4296279)	0.334487** (0.1331322)	-0.1591978 (0.3072311)	-0.3905105 (0.3445509)	-0.4782975 (0.3643663)
<i>lnwage – 1</i>	-0.2390538 (0.2479065)	-0.317976*** (0.0815665)	-0.5763498** (0.2622697)	-0.7016896*** (0.20592)	-0.2304744 (0.348477)
<i>Konstantledd</i>	5.952155 (7.712371)	3.239627* (1.81123)	15.15354*** (5.595866)	19.64614*** (4.861053)	14.27757* (8.033492)
<i>faste tidseffekter</i>	X	X	X	X	X
<i>fixed – effects</i>	–	–	–	–	–
<i>Wald chi²</i>	45.68	1351.96	9300.81	7910.53	4687.48
<i>N</i>	65	150	204	185	195
<i>Antall instrumenter</i>	63	96	95	92	84
<i>Beregnet langtidselastisitet</i>					
<i>lnprice</i>	3.4796	-0.4870	-1.0102	-1.958	-1.3397
<i>lnprod</i>	-0.3235	0.2263	0.2356	0,491	0.3773
<i>lnwage</i>	-3.2529	0.0285	-0.9015	-1.4512	-0.7123
*indikerer at estimatet er signifikant ved 10% signifikansnivå, **indikerer at estimatet er signifikant ved 5% signifikansnivå, ***indikerer at estimatet er signifikant ved 1% signifikansnivå. Robuste standardavvik er oppgitt i parenteser. P-verdier er oppgitt i klammeparenteser.					

Appendikstabell 9

Arellano og Bonds GMM – estimator

Estimert uten robuste standardavvik for å kunne bruke sargan – testen

Avhengig variabel = $lndem$

	Gruppe 1	Gruppe 2	Gruppe 3	Gruppe 4	Gruppe 5
$lndem - 1$	0.8616701*** (0.1145599)	0.4202728*** (0.0794282)	0.1840794*** (0.067354)	0.2473839*** (0.0772302)	0.00493 (0.0777471)
$lnprice$	-0.6294818** (0.3655631)	-0.694811*** (0.1787322)	-0.9546186*** (0.1442388)	-1.57225*** 0.1282958	-1.172178*** (0.151169)
$lnprice - 1$	1.110819*** (0.3074079)	0.4125599** (0.1952559)	0.1303462 (0.1399158)	0.0986264 (0.1789899)	-0.1609568 (0.145193)
$lnprod$	-0.1074096 (0.1252858)	0.231338** (0.0977941)	0.13935** (0.0612124)	0.3765224*** (0.118545)	0.27132*** (0.0738027)
$lnprod - 1$	0.0626669 (0.1418161)	-0.1001497 (0.1013344)	0.0531779 (0.0644893)	-0.0069863 (0.1121983)	0.1041992 (0.0734901)
$lnwage$	-0.2109151 (0.5010415)	0.334487** (0.1321138)	-0.1591978 (0.2357154)	-0.3905105 (0.3038879)	-0.4782975* (0.2717728)
$lnwage - 1$	-0.2390538 (0.4565052)	-0.3179763** (0.1256574)	-0.5763498** (0.2374366)	-0.7016896** (0.2873749)	-0.2304744 (0.2733649)
<i>faste tidseffekter</i>	X	X	X	X	X
<i>fixed – effects</i>	–	–	–	–	–
Wald χ^2	125.87	147.94	184.77	715.82	241.82
N	65	150	204	185	195
H_0 : overidentifiserte restriksjoner er valide	41.30844 [0.5448]	137.1466 [0.0000]	168.9776 [0.0000]	141.0775 [0.0000]	137.7328 [0.0000]
<i>Beregnet langtidselastisitet</i>					
$lnprice$	3.4796	-0.4870	-1.0102	-1.958	-1.3397
$lnprod$	-0.3235	0.2263	0.2356	0,491	0.3773
$lnwage$	-3.2529	0.0285	-0.9015	-1.4512	-0.7123
*indikerer at estimatet er signifikant ved 10% signifikansnivå, **indikerer at estimatet er signifikant ved 5% signifikansnivå, ***indikerer at estimatet er signifikant ved 1% signifikansnivå. Robuste standardavvik er oppgitt i parenteser. P-verdier er oppgitt i klammeparenteser.					

Appendikstabell 10

GMM – estimator med maksimalt 1 antall lag

Avhengig variabel = lndem

	Gruppe 1	Gruppe 2	Gruppe 3	Gruppe 4	Gruppe 5
<i>lndem – 1</i>	0.1384699 (0.08547)	-0.0953789 (0.1156448)	-0.1958206** (0.0926913)	-0.0786937 (0.1794927)	-0.2802872** (0.1282862)
<i>lnprice</i>	-0.4098645** (0.1133494)	-0.727995*** (0.2171794)	-0.7722242*** (0.1633569)	-1.592418*** (0.2165935)	-0.9576668*** (0.2584102)
<i>lnprice – 1</i>	0.6929363* (0.570775)	0.0127718 (0.1887257)	-0.017787 (0.1897217)	-0.209826 (0.1715677)	-0.3562729*** (0.1201306)
<i>lnprod</i>	0.0828329 (0.1532291)	0.2108311 (0.136468)	0.2216674* (0.1128695)	0.2775635** (0.1339005)	0.234337*** (0.0773384)
<i>lnprod – 1</i>	-0.1656713* (0.0879408)	-0.0677891 (0.0631287)	0.0911619*** (0.0390485)	-0.038027 (0.1781281)	0.1275856** (0.0616759)
<i>lnwage</i>	-0.344135 (0.4596634)	0.3103252 (0.2165171)	-0.031883 (0.266318)	-0.3001492 (0.3880642)	-0.4559221* (0.2731291)
<i>lnwage – 1</i>	-0.6698939 (0.4923044)	-0.1130961 (0.0793425)	-0.3269109** (0.2268328)	-0.7577765** (0.3440427)	-0.2341296 (0.2776189)
<i>Konstantledd</i>	19.89321* (10.32949)	5.440855 (4.289146)	11.37907*** (5.323822)	22.45644*** (8.317784)	14.71959** (6.115095)
<i>faste tidseffekter</i>	X	X	X	X	X
<i>fixed – effects</i>	–	–	–	–	–
<i>Wald chi²</i>	9.40	1558.84	1083.13	24249.44	3546.80
<i>N</i>	65	150	204	185	195
<i>Antall instrumenter</i>	32	32	32	32	32
<i>Beregnet langtidselastisitet</i>					
<i>lnprice</i>	0.25	-0.55	-0.66	-1.67	-1.03
<i>lnprod</i>	-0.096	0.13	0.26	0.22	0.28
<i>lnwage</i>	-1.2	0.18	-0.30	-0.98	-0.54
*indikerer at estimatet er signifikant ved 10% signifikansnivå, **indikerer at estimatet er signifikant ved 5% signifikansnivå, ***indikerer at estimatet er signifikant ved 1% signifikansnivå. Robuste standardavvik er oppgitt i parenteser. P-verdier er oppgitt i klammeparenteser.					