

MARGINER OG PRISENDRINGER I DET NORSKE DRIVSTOFFMARKEDET

*Estimering innenfor ett rammeverk av margin- og
feiljusteringsmodeller*

Marius Kristiansen

Veileder: Frode Steen

Selvstendig arbeid innen masterstudiet i økonomi og administrasjon,
hovedprofil Samfunnsøkonomi

NORGES HANDELSHØYSKOLE

Dette selvstendige arbeidet er gjennomført som ledd i masterstudiet i økonomi- og administrasjon ved Norges Handelshøyskole og godkjent som sådan. Godkjenningen innebærer ikke at Høyskolen inntår for de metoder som er anvendt, de resultater som er fremkommet eller de konklusjoner som er trukket i arbeidet.

SAMMENDRAG

Utredningen omhandler det norske drivstoffmarkedet og inneholder økonometriske analyser av marginer på bensin og diesel, samt økonometriske analyser av hvordan kostnadsendringer fører til endringer i detaljprisen på drivstoff. Utredningen presenterer også relevant teori knyttet til de økonometriske modellene.

I perioden 28. januar til 21. juli 2008 gikk veiledende pris på diesel fra å være billigere til å bli dyrere enn veiledende pris på bensin. Ved blant annet å estimere marginmodeller for bensin og diesel har jeg undersøkt om endringen i prismønsteret har resultert i høyere margin på diesel for oljeselskapene. Jeg finner at den realiserte marginen for bensin har falt over perioden samtidig som det ikke er noen signifikant endring i den realiserte marginen på diesel. Årsaken til det endrede prismønsteret skyldes trolig endrede kostnader.

Ved å estimere feiljusteringsmodeller har jeg blant annet funnet at oljeselskapene reagerer raskere i prissettingen på økte kostnader sammenlignet med reduserte kostnader i markedet for bensin. I markedet for diesel er resultatene noe spesielle og indikerer at oljeselskapene reagerer raskere på kostnadsreduksjoner sammenlignet med kostnadsøkninger.

FORORD

Denne utredningen er skrevet som ett ledd i den avsluttende delen av en mastergrad med fordypning i samfunnsøkonomi ved Norges Handelshøyskole.

Utredningen omfatter det norske drivstoffmarkedet som er ett tema jeg har valgt å skrive om av flere årsaker. Jeg fattet tidlig interesse for emnet etter å ha deltatt på flere forelesninger gitt av professor Frode Steen. Jeg var også heldig å få være med på å skrive en prosjektoppgave om det norske drivstoffmarkedet i faget Samfunnsøkonomisk analyse våren 2008 med Frode Steen som veileder. Min gruppe samlet blant annet inn prisdata på bensin og diesel over en periode på ni uker fra fem bensinstasjoner i bergensområdet. Dette skulle vise seg å bli en fin introduksjon til emnet samt begynnelsen på datasettet som danner grunnlaget for denne utredningen. Det har også vært en del fokus i media på det norske drivstoffmarkedet og oljeselskapenes prisadferd den siste tiden. Det har derfor vært ekstra spennende å jobbe med dette dagsaktuelle emnet.

I utredningen har jeg analysert utviklingen i oljeselskapenes realiserste- og veiledende marginer på bensin og diesel fra 28. januar til og med 21. juli 2008. Jeg har også gjennomført analyser hvor jeg har sett på hvordan endringer i oljeselskapenes kostnader påvirker detaljprisen på drivstoff.

Jeg vil takke professor Frode Steen for god veiledning og tilbakemelding på utredningen underveis. Jeg vil også rette en stor takk til Marianne Amundsen Faiva, Siri Christine Gangstad Aaen og Lene Kristin Gulbrandsen som alle har bidratt til å samle inn prisdata for bensin og diesel. Til slutt vil jeg også takke Christer Ødegaard fra PLATTS for tilgangen på rådata for spotprisen på diesel da denne ikke er offentlig tilgjengelig.

Bergen 18. juni 2009

Marius Kristiansen

INNHOLDSFORTEGNELSE

1. INNLEDNING	6
2. DET NORSKE DRIVSTOFFMARKEDET	8
2.1 Generelt om drivstoffmarkedet.....	8
2.2 Diesel og bensin.....	8
2.2.1 Utviklingen i drivstoffsammensetningen	9
2.3 Prisdannelsen i markedet	10
2.3.1 Bensin	10
2.3.2 Hvilke faktorer påvirker bensinprisen?.....	11
2.3.3 Diesel	11
2.4 Prismønstre i det norske drivstoffmarkedet.....	12
3. TIDLIGERE FORSKNING	15
4. METODE	17
4.1 Minste kvadraters metode.....	17
4.2 Tidsserieanalyse.....	20
4.3 Stasjonærhet	21
4.3.1 Spuriøse regresjoner.....	22
4.4 Test for stasjonærhet	24
4.4.1 Dickey-Fuller testen.....	25
4.4.2 Den utvidede Dickey-Fuller testen	26
4.4.3 Svakheter ved (A)DF-testen	28
4.5 Kointegrasjon.....	28
4.5.1 Test for kointegrasjon	29
4.6 Statistiske og dynamiske modeller	30
4.6.1 Statistiske modeller.....	30
4.6.2 Dynamiske modeller	31
4.7 Feiljusteringsmodeller	31
4.7.1 Engel-Granger to-steps metode.....	31
4.7.2 Styrker og svakheter ved modellen.....	34
4.7.3 Ett-steps metoden.....	34
4.7.4 Styrker og svakheter ved modellen.....	35
4.8 Autokorrelasjon	35
4.8.1 Box-Pierce testen for autokorrelasjon.....	36

4.9 Dummyvariabler	37
4.10 Data mining	37
5. DATASETTE T	38
6. MARGINMODELLER	40
6.1 Marginer og kostnader	42
6.1.1 Marginer	42
6.1.2 Kostnader	48
6.1.3 Konklusjon	52
6.2 Økonometri	52
6.2.1 Stasjonæritet	53
6.2.2 Marginmodell for bensin	57
6.2.3 Veiledende marginmodell for bensin	64
6.2.4 Marginmodell for diesel	69
6.2.5 Veiledende marginmodell for diesel	74
6.3 Konklusjon	79
7. FEILJUSTERINGSMODELLER	81
7.1 Stasjonæritet	81
7.1.1 Antagelser og grafisk vurdering	81
7.1.2 Den utvidede Dickey-Fuller testen	82
7.2 Feiljusteringsmodeller for bensin	84
7.2.1 Kointegrasjon	84
7.2.2 Feiljusteringsmodellen og autokorrelasjon	85
7.2.3 Den endelige feiljusteringsmodellen	87
7.2.4 Feiljusteringsmodell for kostnadsøkninger og kostnadsreduksjoner	90
7.3 Den utvidede feiljusteringsmodellen for bensin	96
7.3.1 Kointegrasjon	96
7.3.2 Feiljusteringsmodellen og autokorrelasjon	97
7.3.3 Feiljusteringsmodell for kostnadsøkninger og kostnadsreduksjoner	100
7.3.4 Konklusjon	104
7.4 Feiljusteringsmodeller for diesel	105
7.4.1 Kointegrasjon	105
7.4.2 Feiljusteringsmodellen og autokorrelasjon	106
7.4.3 Den endelige feiljusteringsmodellen	107

7.4.4 Feiljusteringsmodell for kostnadsøkninger og kostnadsreduksjoner	109
7.5 Den utvidede feiljusteringsmodellen for diesel	113
7.5.1 Kointegrasjon	113
7.5.2 Feiljusteringsmodellen og autokorrelasjon	114
7.5.3 Feiljusteringsmodell for kostnadsøkninger og kostnadsreduksjoner	118
7.5.4 Konklusjon	123
8. AVSLUTNING	125
KILDER	127
VEDLEGG 1	129
VEDLEGG 2	130
VEDLEGG 3	138
VEDLEGG 4	143
VEDLEGG 5	146
VEDLEGG 6	148
VEDLEGG 7	158
VEDLEGG 8	161

1. INNLEDNING

Bensin og dieselpriene er ett dagsaktuelt tema og noe de fleste har ett forhold til enten fra media eller ved at man disponerer egen bil. Store variasjoner i oljeprisen førte sommeren 2008 til at den nådde ett historisk høyt nivå på rundt 150 dollar fatet, noe som resulterte i en pris på bensin og diesel på rundt 14 kroner literen.¹ I tillegg til de høye prisene på drivstoff har det også vært fokusert en del på det norske drivstoffmarkedet i media det siste halvannet år hvor blant annet oljeselskapenes prisadferd har blitt debattert. Frode Steen og Øystein Foros ved Norges Handelshøyskole har gjennom sin forskning på bensinprisene pekt på det spesielle ukentlige mønsteret i bensinmarkedet hvor prisen er høy mandag formiddag og lavest gjennom helgen og mandag morgen.² De har antydnet at dette kan tale for koordinering av priser i markedet.

Undertegnede har sammen med blant annet Marianne Amundsen Faiva samlet inn prisdata for detaljprisen på diesel og bensin fra fem ulike bensinstasjoner i bergensområdet i løpet av perioden 28. januar til og med 21. juli 2008.³ Med bakgrunn i disse prisdataene, samt blant annet data for skatter, avgifter og spotprisen⁴ på bensin og diesel vil jeg gjøre ulike økonomiske analyser.

I løpet av perioden vi samlet inn prisdata steg detaljprisen på bensin og diesel kraftig⁵. Det var også slik at prisen på diesel gikk fra å være billigere enn bensin til å bli dyrere i løpet av den samme perioden. Dette er uvanlig i det norske drivstoffmarkedet hvor bensin bruker å være dyrere enn diesel. Jeg vil derfor estimere marginmodeller for både diesel og bensin for å undersøke hvorvidt marginen på diesel økte i perioden etter at diesel gikk fra å være billigere til å bli dyrere enn bensin. Dersom marginen på diesel økte, samtidig som marginen på bensin holdt seg rimelig stabil kan det tyde på at prismønsteret for diesel endret seg.

Videre vil jeg benytte feiljusteringsmodeller for å undersøke hvordan endringer i oljeselskapenes kostnader slår ut i detaljprisen på både diesel og bensin. Jeg ønsker å kartlegge om en økning i oljeselskapenes kostnader slår raskere ut i detaljprisen på drivstoff sammenlignet med en nedgang i kostnader.

¹Bensin refererer til Blyfri 95. Diesel refererer til LS (lavsvovel), altså diesel med svovelinnhold under 10 ppm.

²Mer om dette i del 2.4

³Nærmere beskrivelse av datasettet i del 5.

⁴Spotprisen er prisen de norske oljeselskapene betaler på det europeiske markedet for diesel og bensin.

⁵Prisen på bensin var ved de fem bensinstasjonene i gjennomsnitt 1,47 kr høyere den 21. juli sammenlignet med 28. januar. Når det gjelder diesel så var prisen her i gjennomsnitt 2,36 kr høyere.

Utredningen vil i del to starte med en generell beskrivelse av det norske drivstoffmarkedet samt en kort innføring i prisdannelsen og prismønsteret i markedet. I del tre vil jeg kommentere resultater fra tidligere forskning som tar for seg enkelte av de samme momentene som denne utredningen. I del fire gjennomgås relevant teori for å kunne gjennomføre de aktuelle økonometriske analysene. Her vil fokuset ligge på tidsserieanalyse og bruk av feiljusteringsmodeller. Videre vil det i del fem gis en kort beskrivelsene av dataene i analysen før jeg i del seks og syv gjennomfører analyser og kommenterer resultatene. Avslutningsvis vil jeg oppsummere og konkludere i del åtte.

2. DET NORSKE DRIVSTOFFMARKEDET

2.1 Generelt om drivstoffmarkedet

Det norske markedet for drivstoff er i hovedsak dominert av fire store aktører. Statoil er den største aktøren og hadde i 2008 en markedsandel på 35,2 % på alle produkter⁶, tett etterfulgt av Shell, Esso og YX med markedsandeler på henholdsvis 27 %, 19,9 % og 12,9 %. Dersom vi kun ser på markedsandelene isolert sett når det gjelder bensin eller diesel finner vi den samme rangeringen av selskapene, men med noe variasjon i markedsandelene.⁷

Foruten de fire store deles resten av markedet mellom andre og mindre aktører. Best er en av disse og ble startet for og av forhandlere i 1999 for blant annet å sikre forhandlernes posisjon i forhold til oljeselskapene.⁸ Den største aktøren blant de små er imidlertid Jet som er et selskap bestående av kun automatstasjoner.

Vi har de siste årene sett en økt trend til at det blir flere ubetjente stasjoner på det norske markedet. Shell har påpekt på sine hjemmesider at de ubetjente stasjonene har lavere kostnader og dermed kan tilby lavere priser samtidig som bilister ofte velger bensinstasjon på bakgrunn av pris. Shell mener derfor at deres kjede av ubetjente stasjoner vil bli en viktig aktør i markedet for å møte konkurransen fra ubetjente stasjoner som blant annet Jet. Statoil har vært inne på dette markedet en stund med sin kjede av ubetjente stasjoner, 1-2-3, som ble etablert i 2001⁹. De siste årene har imidlertid også både Shell og Esso kommet med hver sin automatkjede kalt Shell Express og Esso Express i henholdsvis 2006 og 2007¹⁰. YX har også sin egen lavpriskjede med ubetjente stasjoner i Uno X.

2.2 Diesel og bensin

Det finnes i dag ulike typer drivstoff på det norske markedet. Oljeselskapene har begynt å tenke alternativt og markedsfører nå også mer miljøvennlige typer drivstoff som eksempelvis biodiesel. Biodiesel er basert på biologiske råvarer og bidrar til mindre utslipp av klimagasser

⁶ Med alle produkter menes summen av bensin, diesel, parafin og lett fyringsolje. (www.np.no).

⁷ Markedsandeler bensin (2008): Statoil (30,7 %), Shell (26 %), Esso (21 %) og YX (17,6 %). Markedsandeler diesel (2008): Statoil (33,8 %), Shell (26,5 %), Esso (21,5 %) og YX (16,7 %). (www.np.no).

⁸ <http://www.beststasjon.no/index.php?side=1>

⁹ http://www.statoil.no/FrontServlet?s=sdh&state=sdh_dynamic&viewid=2006381

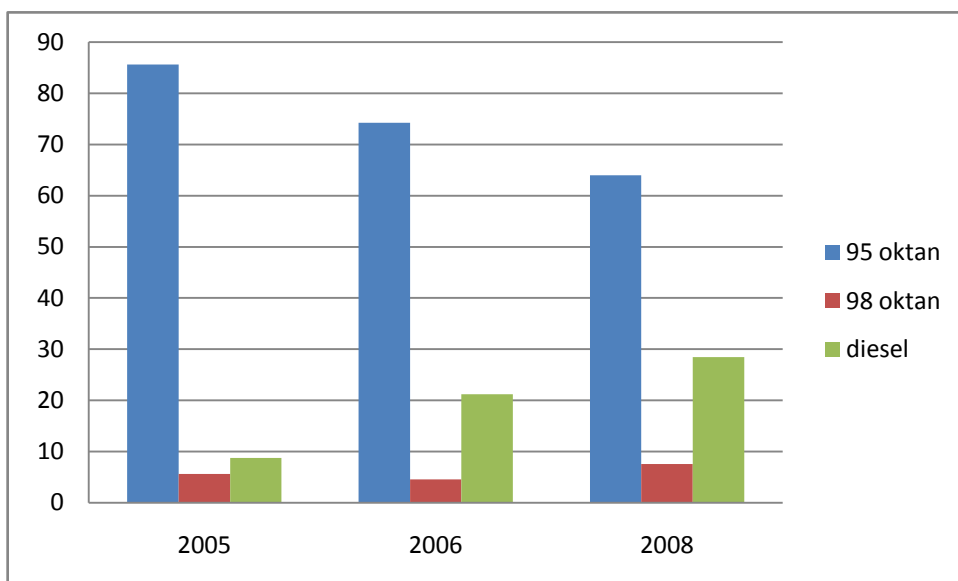
¹⁰ http://www.exxonmobil.com/Norway-Norwegian/PA/Files/XOM_mag_1_08.pdf og <http://www.hegnar.no/bors/energi/article76761.ece>

enn tradisjonelt fossilt drivstoff fra råolje. I tillegg får man også biodrivstoff beregnet på bensindrevne biler i form av bioetanol.¹¹

2.2.1 Utviklingen i drivstoffsammensetningen

I følge Norsk petroleumsinstitutt har dieselsalget i Norge økt med 51 % siden 1994 og passerte i 2004 for første gang salget av bensin. Da er imidlertid salg av anleggsdiesel¹² også medberegnet. Ser vi kun på autodiesel passerte salget bensin for første gang i 2007. Dette kan ha en sammenheng med avgiftsendringen som skjedde 1. januar 2007. Diesebiler ble da rimeligere og salget økte merkbart. I 2006 var andelen diesebiler solgt 48,3 %. Til sammenligning var andelen solgt i 2008 på hele 72,4 %.¹³

Undertegnede var med på å gjennomføre en spørreundersøkelse ved to utvalgte bensinstasjoner i bergensområdet i løpet av 2008 som langt på vei bekrefter denne trenden.¹⁴ Undersøkelsen har blitt gjennomført over flere år og kartlegger blant annet hvilke type drivstoff konsumentene fyller.



Figur 1: Utviklingen i drivstoffsammensetningen i perioden 2005-2008

¹¹ http://www.statoil.no/FrontServlet?s=sdh&state=sdh_dynamic&viewid=2049455&showMenu=0_3_1

¹² Anleggsdiesel er diesel til bruk i ikke-veigående maskiner og landbrukstraktorer.

<http://www.mef.no/index.asp?strurl=1003461i&topExpand=&subExpand=>

¹³ Dette er dog en liten nedgang fra 2007 hvor andelen diesebiler solgt lå på 74,3 %.

<http://www.ofv.no/Default.asp?id=2057>

¹⁴ De to stasjonene var Statoil ved Norges Handelshøyskole og YX på Tertnes.

Vi ser av figur 1 den økte populariteten for diesel. Dette har blant annet en sammenheng med at det selges stadig flere dieslbiler på det norske markedet.

2.3 Prisdannelsen i markedet

Detaljprisen på drivstoff kan variere en god del både geografisk og fra uke til uke. Den avviker også gjerne fra de veiledende prisene oljeselskapene publiserer på sine respektive hjemmesider.

2.3.1 Bensin¹⁵

Detaljprisen på bensin er i hovedsak bygget opp av tre komponenter:

Internasjonal produktkostnad

Den internasjonale produksjonskostnaden er kostnaden oljeselskapene betaler for drivstoff på det europeiske markedet. Prisen bestemmes på verdensmarkedet og kan ikke påvirkes av de norske selskapene. I denne utredningen legges Rotterdam spot prisen til grunn som er prisen de norske selskapene betaler på det europeiske spotmarkedet for bensin. Oljeselskapenes innkjøpspris påvirkes av råoljeprisen, dollarkursen¹⁶ samt tilbud og etterspørsel etter bensin.

Bruttoavansen

Bruttoavansen skal dekke oljeselskapene og bensinforhandlernes kostnad til lagring, transport, markedsføring og fortjeneste. Bruttoavansen defineres som detaljprisen på drivstoff fratrukket avgifter og den internasjonale prisen selskapene betaler for bensinen.

Avgifter

Bensin er i dag pålagt både bensinavgift og CO₂ avgift. Bensinavgiften er ment for å dekke de negative virkningene som knyttes til bruk av kjøretøy. Eksepler på dette er ulykker, kø, støy, lokale utslipp, veislitasje osv. Før 1. juli 2008 var avgiften på 4,28 kroner per liter. Fra 1. juli vedtok regjeringen å øke denne med fem øre til 4,33 kroner per liter. CO₂ avgiften var i 2008 på 0,82 kr per liter.¹⁷ Bensinprisene pålegges også merverdiavgift på 25 %.

¹⁵<http://www.np.no/index.php?PHPSESSID=56eb5546ccde77b1a0a05ab052320e99&ID=190&KID=31&SID=59&page=ART>

¹⁶ Dette fordi spotprisene er notert i dollar.

¹⁷ Per 1.1.2009 er bensinavgiften 4,46 kr per liter og CO₂ avgiften på 0,87 kr per liter.

http://www.toll.no/templates_TAD/CircularLetter.aspx?id=153630&epslanguage=NO&parentid=66258

Avgiftene utgjør totalt 60-70 % av detaljprisen og utgjør dermed en stor andel av prisene konsumentene betaler.

2.3.2 Hvilke faktorer påvirker bensinprisen?

Ulike faktorer påvirker detaljprisen på bensin, deriblant råoljeprisen som styres av tilbud og etterspørsel. Perioder med politisk uro og forventninger om endringer i oljemarkedet kan også gi endringer i råoljeprisen og derav fluktasjoner i detaljprisen på drivstoff.

En annen faktor som spiller inn på detaljprisen er kapasiteten i raffineriene. Ved lavere kapasitet enn normalt vil dette legge press på bensinprisen som fører til at den stiger etter hvert som tilbudet faller.

Sesongsvingninger spiller også inn på prisdannelsen. Bensinprisen går normalt opp om sommeren da det kjøres mer bil som igjen fører til at etterspørselen etter bensin øker.

Lokale priskriger kan også spille inn på prissettingen og kan føre til at detaljprisen svinger selv om den internasjonale prisen ligger relativt stabilt. Ved priskrig er det oljeselskapets og bensinstasjonens avanse som reduseres dersom den internasjonale produksjonskostnaden og avgiftene ligger konstant over perioden. Svingningene i bensinprisen forsterkes av merverdiavgiften. Merverdiavgiften bergenes av summen av de øvrige priselementene. Dersom den internasjonale prisen stiger vil også merverdiavgiften, målt i kroner, stige.

2.3.3 Diesel

Når det gjelder detaljprisen på diesel er det stort sett de samme faktorene som diskutert for bensin som gjelder både for prisdannelse og hvilke faktorer som påvirker detaljprisen.¹⁸ Noen forskjeller er det imidlertid.

På diesel har man en autodieselavgift som tilsvarer bensinavgiften og som er ment å dekke de samme formålene. Før 1. juli 2008 var avgiften på 3,30 kroner per liter, men etter 1. juli

<http://www.np.no/index.php?PHPSESSID=56eb5546ccde77b1a0a05ab052320e99&ID=190&KID=31&SID=59&page=ART>

¹⁸ Dette er bekreftet per telefon med Norsk Petroleumsinstitutt i april 2009.

vedtok regjeringen en økning med 10 øre per liter til 3,40 kroner. CO₂ avgiften holdt seg konstant i løpet av 2008 og var på 0,55 kroner per liter.¹⁹

De norske oljeselskapene kjøper diesel på det europeiske spotmarkedet. Det finnes ulike noteringer for diesel hvorav blant annet ARA noteringen. ARA henviser til Amsterdam, Rotterdam og Antwerpen området. I denne utredningen legges NWE notering til grunn for de økonometriske analysene. NWE står for North West Europe og er det mest nærliggende handelsområdet for norske oljeselskaper når det kommer til innkjøp av diesel på det europeiske spotmarkedet.²⁰

2.4 Prismønster i det norske drivstoffmarkedet

I det norske markedet for drivstoff observerer man et fast prismønster for bensin.²¹ Øystein Foros og Frode Steen ved Norges Handelshøyskole har forsket på bensinmarkedet over en lengre periode for å kartlegge årsaken til det spesielle prismønsteret som observeres. De har imidlertid ikke kunnet forklare prismønsteret ut i fra standard økonomisk teori og har antydnet muligheten for et potensielt prissamarbeid mellom oljeselskapene.

Detaljprisene på bensin i det norske markedet settes opp hver mandag formiddag rundt klokken 12. Prisen settes da opp til veiledende pris før den ut over uken faller grunnet lokal konkurranse.²² Prisen er lavest i helgen, og mandag morgen, før den på nytt settes opp igjen mandag formiddag.

Foros og Steen har prøvd å forklare prismønsteret ved hjelp av standard økonomisk teori. Etterspørselsteori er sett på som en mulig forklaring. Prismønsteret endret seg i april 2004 hvor høyprisdagen gikk fra å være torsdag til mandag. Det er lite trolig at etterspørselsmønsteret endret seg slik prismønsteret gjorde. Samtidig er det lite trolig at en dag med høy etterspørsel etterfølges av seks dager med gradvis lavere etterspørsel. De har snarere funnet indikasjoner gjennom aviser på at etterspørselen er lavest i helgene og konstant eller noe økende gjennom uken.

¹⁹ Per 1.1.2009 er autodieselavgiften på 3,50 kr per liter CO₂ avgiften på 0,57 kr per liter.
http://www.toll.no/templates_TAD/CircularLetter.aspx?id=153630&epslanguage=NO&parentid=66258
<http://www.np.no/index.php?PHPSESSID=56eb5546ccde77b1a0a05ab052320e99&ID=190&KID=31&SID=59&page=ART>

²⁰ Bekreftet i e-post fra PLATTS som er ett ledende globalt selskap vedrørende informasjon, derav prisinformasjon, om energi og metaller.

²¹ Det samme prismønsteret finnes også for diesel, noe man kan se av de økonometriske analysene i del seks og syv.

²² Hver stasjon har sin egen faste prisningsregel som medfører at prisen settes opp til veiledende pris pluss/minus noen øre som reflekterer forskjellen i transportkostnader.

Det er også lite trolig at fluktuasjoner i oljeselskapenes kostnader er årsak til prismønsteret som observeres. Både avgifter og innkjøpsprisen varierer lite over tid. Andre aktuelle kostnader som lønn, leie av lokaler osv. er også faste over en lengre periode og vil ikke kunne slå ut i prisene i løpet av en ukessykel.

En tredje forklaring er den såkalte Edgeworthsyklusen. Teorien går ut på at lokal konkurranse gjør at aktørene underkutter hverandres priser for å kapre markedsandeler. Til slutt blir prisen konkurrert ned til ett nivå hvor aktørene taper penger. En aktør vil dermed sette opp prisen igjen og en ny syklus er i gang da de andre aktørene følger etter, men priser rett under den initiale prisøkningen. I det norske drivstoffmarkedet varer syklene nøyaktig en uke, og oljeselskapene setter opp prisen på en fast dag og ikke når den når ett bestemt nivå. Dette taler i mot Edgeworthsyklusen som en forklaring på prismønsteret.

Foros og Steen antyder imidlertid at prismønsteret kan forklares med bakgrunn i intertemporal prisdiskriminering mellom kunder som er villige til å vente, shoppere, og kunder som ikke kan vente, lojale kunder. De lojale kundene har høyere reservasjonspris enn shoppere og betraktes som høyverdikunder. Shoppere betraktes som lavverdikunder da de har lavere reservasjonspris. De lojale kundene har høyere søkekostnader og vil fylle bensin fra en foretrukket forhandler, uavhengig av ukedag, så lenge prisen er under deres reservasjonspris. Lavverdikundene har gode muligheter for å tilpasse seg prismønsteret og kan fylle drivstoff mot slutten av uken når prisen er lavere. Dette forutsetter at de fyller en tank eller mindre i uken.

For at teorien om intertemporal prisdiskriminering skal være sannsynlig må koordineringsprosessen der prisen settes opp mandag formiddag være lønnsom. Ved mandag som høyprisdag vil prisen være lavest i helgen da de minst prisbevisste kundene er tilstede i markedet. Foros og Steen fant at bruttofortjenesten til de store selskapene økte med hele 23 % etter at høyprisdagen ble endret fra torsdag til mandag i april 2004.

I det norske markedet for drivstoff har de ulike oljeselskapene både vertikalt integrerte forhandlere og vertikalt separerte forhandlere. Oljeselskapene kontrollerer i realiteten prissettingen også for de vertikalt separerte forhandlerne med ett system hvor de opererer med maksimum bindende videresalgspris og prisstøtte. Den bindende videresalgsprisen er i realitetene den veiledende prisen selskapene publiserer på sine respektive hjemmesider. Forhandlerne mottar prisstøtten kun når detaljprisen er lavere enn veiledende pris, og den garanterer forhandlerne en fast margin gjennom uken selv om prisen gradvis faller grunnet

lokal konkurranse. Oljeselskapene trekker så prisstøtten hver mandag formiddag. Dette fører til at forhandlerne blir tvunget til å sette prisen opp til veiledende pris for å unngå å tape penger. Prisstøtten blir så tilgjengelig igjen på ettermiddagen og en ny prissyklus er i gang.

Selv om prismønsteret i det norske drivstoffmarkedet minner om en form for Edgeworth sykluskonkurranse antyder Foros og Steen at prismønsteret skyldes intertemporal prisdiskriminering. Videre er det ordningen med maksimum bindende videresalgpris og prisstøtte som gjør det mulig for oljeselskapene å heve prisen til veiledende pris, justert for transportkostnader, hver mandag formiddag.

3. TIDLIGERE FORSKNING

Det har tidligere vært forsket på bensinmarkeder i forskjellige land og noe av forskningen berører områder jeg skal se på i denne utredningen.

Foros og Steen (2009) har i artikkelen "*Gasoline prices jump up on Mondays: An outcome of aggressive competition?*" blant annet estimert marginen på bensin på det norske drivstoffmarkedet ved hjelp av en enkel marginmodell. Dette er gjennomført på data fra mars 2003 til april 2005. Foros og Steen finner at marginen på bensin økte med 23 % etter at oljeselskapene skiftet fra torsdag til mandag som høyprisdag etter påsken 2004. I denne utredningen skal jeg i tillegg til å estimere marginen på bensin på eget datasett også estimere marginen på diesel, noe som ikke har vært gjort tidligere, blant annet for å kartlegge om marginen på diesel har økt etter at diesel gikk fra å være billigere til å bli dyrere enn bensin.

Aspelund et. al (2000) har ved bruk av feiljusteringsmodeller studert hvordan endringer i de ulike kostnadsparameterne slår ut i detaljprisen på bensin på det svenske drivstoffmarkedet i artikkelen "*Price adjustments by a gasoline retail chain*". Dette er analogt til hva jeg skal estimere i del syv i utredningen.

Datasettet deres strekker seg fra januar 1980 til og med desember 2006. Forskerne finner at en endring i oljeselskapenes marginalkostnad²³ på en enhet fører til en prisjustering på 0,54 den samme måneden. Ikke all justering i pris foregår samme måned som endringen i marginalkostnad. Prisjusteringen reflekterer i gjennomsnitt 0,18 av foregående måneds endring i marginalkostnad. Videre så finner de at ca 0,27 av feiljusteringen fra forrige måned rettes opp inneværende måned.

Endringer i skatter og avgifter på en enhet overføres nokså direkte til detaljprisen med et estimat på 0,74.

En økning i marginalkostnaden på en enhet fører til en prisøkning den samme måneden på 0,7 samtidig som en tilsvarende reduksjon i marginalkostnaden gir en effekt på kun 0,35. De finner imidlertid en signifikant effekt på prisendringen inneværende måned på 0,31 fra foregående måneds prisnedgang i marginalkostnaden på en enhet. Dette innebærer at den

²³ Marginalkostnaden er oljeselskapenes innkjøpskostnad og påvirkes av valutakursen og spotprisen på det europeiske markedet.

kumulative effekten blir den samme, men at detaljprisen responderer kjappere på en prisøkning sammenlignet med en prisreduksjon. De antyrer også at endringer i valutakursen er viktigere for prisendringen i detaljprisen enn endringer i spotprisen.

Borenstein et. al (1997) har gjort en tilsvarende analyse på det amerikanske drivstoffmarkedet med data fra 1986 til 1992 og har funnet at detaljprisen også her reagerer kjappere på kostnadsøkninger kontra reduksjoner. Også i det britiske drivstoffmarkedet har Bacon (1991) funnet de samme resultatene ved bruk av data fra 1982 til 1989. Kirchgässner og Kübler (1992) fant imidlertid andre resultater ved undersøkelser av det tyske drivstoffmarkedet ved bruk av data fra 1980 til 1989. Her fant de at detaljprisen på drivstoff reagerte kjapt, symmetrisk og fullt ut på fluktuasjoner i Rotterdam spotprisen i den aktuelle perioden.

4. METODE

I dette kapitlet presenteres teori for de påfølgende økonometriske analysene. Jeg vil starte med å gi en kort innføring i enkel regresjonsanalyse for deretter å beskrive tidsserieanalyse, og derav kointegrasjon og bruk av feiljusteringsmodeller.

4.1 Minste kvadraters metode

I regresjonsanalyse ser man på hvordan en variabel kan forklares ut i fra en eller flere andre variabler. Jeg vil innledningsvis starte med å vise en helt enkel lineær regresjon:

$$(4.1) \quad y = \beta_0 + \beta_1 x + u$$

Variabelen y vil her være den avhengige variabelen, altså den vi ønsker å forklare, og x er forklaringsvariabelen. Videre vil β_0 betegne konstantleddet og β_1 viser helningskoeffisienten. Feilleddet, u , fanger opp alle andre faktorer enn x som påvirker y . Dersom vi tror den avhengige variabelen, y , avhenger lineært av forklaringsvariabelen, x , kan vi benytte minste kvadraters metode²⁴ til å estimere parameterne i modellen. OLS minimerer summen av de kvadrerte avvikene fra en regresjonslinje. Det vil si de kvadrerte avvikene mellom de predikerte verdiene for den avhengige variabelen og de virkelige verdiene, for alle nivåer på forklaringsvariablene.

Det er imidlertid slik at det svært sjeldent kun er en variabel som er med på å forklare den avhengige variabelen. I denne utredningen vil jeg blant annet kartlegge hvilke faktorer som påvirker marginen på detaljprisen på drivstoff, og det vil typisk være flere faktorer som eksempelvis oljeselskapenes innkjøpspris, skatt, lønn osv som vil være aktuelle forklaringsvariabler. Ettersom utviklingen i detaljprisen påvirkes av flere faktorer er det mest hensiktsmessig å benytte multippel regresjonsanalyse. Altså, en modell som innehar flere enn en forklaringsvariabel. La oss betrakte følgende eksempel:

$$(4.2) \quad Lønn = \beta_0 + \beta_1 \text{ utdanning} + \beta_2 \text{ erfaring} + u$$

I denne modellen ønsker man å estimere effekten av *utdanning* og *erfaring* (begge målt i antall år) på variabelen *lønn* som i dette eksempelet er timelønn. *Lønn* vil her være den avhengige variabelen, altså variabelen vi ønsker å forklare. *Utdanning* og *erfaring* vil være de uavhengige variablene i modellen. Det vil si forklaringsvariablene som forteller oss hvordan disse faktorene påvirker timelønnen. Feilleddet u plukker opp andre uobserverte faktorer som

²⁴ Kan forkortes OLS som står for Ordinary least squares.

kan være relevante for timelønnen. Dersom vi setter de uavhengige variablene *utdanning* og *erfaring* lik null vil konstantleddet, β_0 , fortelle oss hva timelønnen vil være dersom man har verken utdannelse eller erfaring. Videre kan man ved å estimere modellen ved bruk av OLS også analysere hvordan endringen i en forklaringsvariabel påvirker den avhengige variabelen, alt annet likt. Dette kalles ”ceteris paribus analyse” og kan vises på følgende måte:

$$(4.3) \quad \Delta L\ddot{o}nn = \Delta\beta_1 utdanning$$

Altså, dersom vi holder effekten av erfaring fra (4.2) lik null ($\Delta erfaring = 0$), viser (4.3) oss hvordan effekten av utdanning isolert sett påvirker timelønnen (Wooldridge 2006).

Det finnes fem grunnleggende forutsetninger som må være oppfylt for at OLS skal gi estimater som er BLUE²⁵. Det at estimatene er BLUE innebærer at OLS er den beste, lineære, forventningsrette estimatoren.

Forutsetning 1: Linearitet i parameterne

Med utgangspunkt i følgende modell

$$(4.4) \quad y = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \dots + \beta_k x_k + u$$

sier første forutsetning at modellen skal være lineær i parameterne $\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_k$. Denne forutsetningen er viktig for at det skal være mulig og predikere en lineær sammenheng mellom den avhengige og de uavhengige variablene. Det vil også kunne være slik at parameterne i noen tilfeller ikke er lineære. Dette kan løses ved å se på variablene på eksempelvis endringsform eller logform. Da antar man at det er en lineær sammenheng mellom forklaringsvariablene og henholdsvis veksten og vekstraten i den avhengige variabelen.

Forutsetning 2: Tilfeldig utvalg

I henhold til den andre forutsetningen må vi ha ett tilfeldig utvalg av n observasjoner,

$$\{(x_{i1} \ x_{i2}, \dots, x_{ik} \ y_i) : i = 1, 2, \dots, n\}$$

Dette da utvalget skal være representativt for populasjonen det er trukket fra, og vi kan på den måten predikere sammenhenger som er sannsynlige fra den aktuelle populasjonen.

²⁵ Best Linear Unbiased Estimator.

Forutsetning 3: Ingen perfekt multikolinearitet

Det vil være slik at ingen av de uavhengige variablene i utvalget, og derav populasjonen, er konstante. Og det skal heller ikke være et eksakt lineært forhold mellom de uavhengige variablene. Dersom en uavhengig variabel er en eksakt lineær kombinasjon av de andre uavhengige variablene vil modellen være perfekt multikolineær og kan ikke estimeres ved OLS. Det er imidlertid viktig å merke seg at forutsetningen tillater at forklaringsvariablene er korrelerte, men de kan ikke være perfekt korrelerte. Dersom man overhodet ikke hadde tillatt noen korrelasjon mellom forklaringsvariablene ville multippel regresjonsanalyse vært av liten nytte i økonometrisk analyse.

Forutsetning 4: Feilledd med forventning lik null

Dette er den viktigste forutsetningen dersom estimatoren skal være forventningsrett. Den forteller oss at uansett hvilken verdi den uavhengige variabelen måtte innta, så skal forventningen til feilleddet, u , være lik null.

$$E(u|x_1, x_2, \dots, x_k) = 0$$

Med andre ord innebærer dette at de uobserverte variablene som plukkes opp av feilleddet, u , i snitt ikke har noen innvirkning på den avhengige variabelen, y , og at dette gjelder uavhengig av nivå på x .

Forutsetning 5: Konstant varians

Konstant varians, eller homoskedastisitet, innebærer at feilleddet, u , skal ha den samme variansen uansett nivå på forklaringsvariablene:

$$\text{Var}(u|x_1, \dots, x_k) = \sigma^2$$

Dersom dette ikke er tilfellet vil modellen inneha heteroskedastisitet. Ved heteroskedastisitet i modellen vil OLS estimatoren fortsatt være lineær og forventningsrett, men den vil ikke lenger ha den minste variansen. Alle fem forutsetningene må derfor være oppfylt for at estimatoren skal være BLUE. Ved brudd på den femte forutsetningen vil det også være slik at konfidensintervaller og hypotesetester basert på t - og f -fordelingene ikke lenger er til å stole på. Dette kan føre til at man trekker feilaktige konklusjoner ved hypotesetesting dersom modellen inneholder heteroskedastisitet.

4.2 Tidsserieanalyse

I denne utredningen vil jeg arbeide med paneldata, noe som endrer noe på forutsetningene for OLS som gjennomgått i avsnittet over. Tidligere er det tatt utgangspunkt i bruk av ”cross-sectional” data. I denne typen data jobber man med ett tilfeldig utvalg av eksempelvis individer, firmaer, byer osv på ett bestemt tidspunkt. Paneldata skiller seg fra ”cross-sectional” data ved at man følger det samme utvalget over tid. I mitt tilfelle innebærer det at jeg følger prisutviklingen på et utvalg av bensinstasjoner over tid. Man må altså ta hensyn til tidsdimensjonen i datamaterialet. Det vil derfor være viktig at datasettet er innordnet i historisk rekkefølge slik at eksempelvis mandag 28. januar 2008 kommer før tirsdag 29. januar 2008 osv. Det vil være slik at fortiden kan påvirke fremtiden, men ikke motsatt.

Når det gjelder forutsetningene for OLS ved bruk på paneldata er de stort sett de samme som for bruk av ”cross-sectional” data, men med noen unntak. Den ene forskjellen er at man dropper forutsetning nummer to, det vil si at man ikke lenger trekker fra ett tilfeldig utvalg. I stede karakteriseres en tidsserie som en stokastisk prosess. Det vil si ett sett med tilfeldige variabler, $\{X_t\}$, hvor, t , representerer tidsdimensjonen. Hvert element x_1, x_2, \dots, x_t av den stokastiske prosessen $\{X_t\}$ er da en tilfeldig variabel (Charemza og Deadman 1992). Når man samler inn en serie med data som kan karakteriseres som en tidsserie vil man bare få ett mulig utfall, eller realisasjon, av den stokastiske prosessen. Dette fordi man ikke kan gå tilbake i tid for å starte prosessen på nytt. Det er imidlertid slik at dersom spesielle forhold i historien hadde vært annerledes ville vi generelt fått en annen realisasjon av den stokastiske prosessen. Dette er årsaken til at man ser på tidsseriedata som et utfall av tilfeldige variable (Wooldridge 2006).

Den andre forskjellen er at man legger til en ny forutsetning som er spesiell for tidsserieanalysen. Denne forutsetningen innebærer at det skal være fravær av autokorrelasjon i feilleddene:

$$\text{Corr}(u_t, u_s | X) = 0 \text{ for alle } t \neq s$$

Ved brudd på denne forutsetningen vil feilleddene inneholde autokorrelasjon, noe som vil si at observasjonene påvirker hverandre over tid. En av årsakene til dette kan være utelatte variabler fra regresjonen, eller at de utelatte variablene er korrelerte med andre forklaringsvariabler i modellen. Koeffisientestimatene vil fremdeles være forventningsrette, men estimatene vil ikke lenger være BLUE ved bruk av OLS. Det vil si at estimatoren ikke lenger vil være den beste, lineære og forventningsrette da standardfeil og varians ikke lenger

er gyldig, noe som også gjelder asymptotisk. Dette fører til at man ikke kan stole på statistiske tester som t- og f-testen.

Ved fravær av autokorrelerte feilledd og dersom det forutsettes normalitet i feilleddene kan vi benytte oss av t- tester, f-tester og konfidensintervaller for testing. Vi kan uttrykke det som at feilleddene, u_t , er uavhengig av X og er uavhengig og identisk distribuert som en normalfordeling $N(0, \sigma^2)$.

4.3 Stasjonærhet

De fleste tidsserier, og da spesielt prisserier, vil inneholde nettopp autokorrelasjon. Dette er det vanligste bruddet på stasjonærhet.

For at en tidsserie kan sies å være stasjonær må seriens gjennomsnitt og varians være konstant over tid. Kovariansen mellom to av seriens verdier må også bare avhenge av tidsgapet som separerer de to verdiene og ikke de faktiske tidspunktene hvor variabelen er observert. Dette kan uttrykkes på følgende måte:

$$E(X_t) = \text{constant} = \mu, \text{ konstant gjennomsnitt}$$

$$\text{Var}(X_t) = \text{constant} = \sigma^2, \text{ konstant varians}$$

$\text{Cov}(X_t|X_{t+s}) = \text{Cov}(X_t|X_{t-s}) = \gamma_s$, kovariansen avhenger av s , og ikke t .

Ved brudd på en eller flere av disse forutsetningene vil tidsserien være ikke-stasjonær. Et eksempel på en ikke-stasjonær tidsserie er en stokastisk prosess kalt en *random walk*:

$$(4.5) \quad y_t = y_{t-1} + \varepsilon_t$$

Tidsserien er representert ved y_t . Feilleddet, ε_t , er en serie av identisk distribuerte kontinuerlige variabler med gjennomsnitt lik null. Dersom feilleddene også er uavhengig distribuert vil prosessen $\{\varepsilon_t\}$ være hvit støy. Grunnen til at serien kalles en *random walk* er at den sakte vandrer oppover og nedover uten noe bestemt mønster.

Et annet eksempel på en ikke-stasjonær tidsserie er en *random walk med drift*:

$$(4.6) \quad y_t = \mu + y_{t-1} + \varepsilon_t$$

Denne serien har en trend, $\mu \neq 0$, og vil derfor ha en tendens til å drive i en bestemt retning, derav navnet ”med drift”.

Dersom en ikke-stasjonær tidsserie har en tilbøyelighet til å bevege seg i en bestemt retning sier man at dette er en *trend*. En tidsserie kan drive sakte opp eller ned som et resultat av effekten fra stokastiske eller tilfeldige sjokk, noe som gjelder for en random walk prosess. Variansen til en slik prosess øker over tid, noe også korrelasjonen mellom påfølgende verdier gjør. Dette vil kunne innebære lange perioder hvor prosessen inntar verdier langt fra dens gjennomsnitt. En slik tidsserie kalles en tidsserie med *stokastisk trend*.

Et annet eksempel er en ikke-stasjonær tidsserie hvor prosessens gjennomsnitt i seg selv er en spesifikk funksjon av tiden. Dersom denne funksjonen er lineær kan prosessen skrives på følgende måte:

$$y_t = \mu_t + \varepsilon_t,$$

hvor:

$$\mu_t = \alpha + \beta * t,$$

eller:

$$y_t = \alpha + \beta * t + \varepsilon_t.$$

I dette tilfellet sier man at tidsserien har en deterministisk trend. Det finnes også tilfeller hvor tidsserien inneholder både en deterministisk og stokastisk trend:

$$y_t = \alpha + \beta * t + y_{t-1} + \varepsilon_t$$

hvor $\alpha + \beta * t$ er den deterministiske trenden og y_{t-1} er den stokastiske. Vi har her forutsatt at de forventede verdiene av ε_t er lik null og at den stokastiske prosessen $\{\varepsilon_t\}$ er hvit støy. Disse forutsetningene kan gjøres noe mildere for å ta hensyn til autokorrelasjon i feilleddet, ε_t .

Ligningene (4.5) og (4.6) kan da ikke lenger karakteriseres som random walks, men variabelen y_t vil fortsatt være ikke-stasjonær.

4.3.1 Spuriøse regresjoner

Ved å bruke ikke-stasjonære tidsserier i regresjonsanalyse vil de statistiske egenskapene til analysen være tvilsomme. Man ender sannsynligvis opp med en modell som viser lovende

resultater selv om selve regresjonsanalysen gir lite mening. Dette kalles spuriøse regresjoner. Trender i datasettet kan føre til spuriøse korrelasjoner som impliserer sammenhenger mellom variabler i regresjonen som i realiteten kun er til stede grunnet korrelerte tidstrender (Harris 1995). Dette impliserer at regresjonsanalyse kun gir mening ved bruk av data som ikke inneholder en trend. Det vil imidlertid nesten alltid være slik at økonomiske tidsserier inneholder en trend slik at man blir nødt til å detrendere serien før bruk. En mulig måte og detrendere en serie på er ved å ta førstedifferansen. Man ser da på forskjellen mellom suksessive observasjoner kontra serien på nivåform. For en tidsserie med en stokastisk trend som i (4.5) kan vi definere den detrendede variabelen på følgende måte:

$$(4.7) \quad \Delta y_t = y_t - y_{t-1} = \varepsilon_t$$

og Δy_t vil være stasjonær. Dersom man ser på en random walk med drift som i (4.6) kan den detrendede variabelen defineres slik:

$$(4.8) \quad \Delta y_t = y_t - y_{t-1} = \mu + \varepsilon_t$$

og igjen vil Δy_t være stasjonær.

Det er ikke nødvendig for en serie å være en random walk for at den skal bli stasjonær ved differensiering. Variablene ε_t kan være korrelerte med hverandre, det vil si at de trenger ikke representere hvit støy. Et eksempel kan være:

$$y_t = y_{t-1} + \varepsilon_t$$

hvor

$$\varepsilon_t = \rho * \varepsilon_{t-1} + \epsilon_t$$

ϵ_t er her hvit støy. Dersom vi tar førstedifferansen av y_t får vi en stasjonær serie gitt at $|\rho| < 1$.

Vi kan generelt si at dersom vi må differensiere en tidsserie d ganger for at den skal bli stasjonær så vil den være integrert av orden d :

$$x_t \sim I(d)$$

Dersom vi må differensiere en serie en gang for at den skal bli stasjonær sier vi dermed at serien er integrert av første orden. Det vil imidlertid være slik at man i noen tilfeller må

differensiere en serie flere ganger for at den skal bli stasjonær. En serie som eksempelvis må differensieres to ganger vil da være integrert av andre orden osv:

$$x_t \sim I(2)$$

Dersom tidsserien x_t skulle være stasjonær er det ingen grunn til å differensiere den og vi sier da at den er integrert av nulte orden, altså:

$$x_t \sim I(0)$$

Dersom vi har to tidsserier, x_{1t} og x_{2t} hvor $x_{1t} \sim I(0)$ og $x_{2t} \sim I(1)$ så vil $x_{1t} + x_{2t} \sim I(1)$ hvilket innebærer at den stokastiske trenden dominerer den deterministiske trenden.

4.4 Test for stasjonærhet

Det første man bør gjøre når man skal gjøre regresjoner basert på tidsseriedata er å teste de ulike seriene for stasjonærhet. Dette gjør man for å unngå spuriøse sammenhenger som forklart over.

La oss først anta at man ønsker å teste nullhypotesen om at en ikke-stasjonær variabel y_t er integrert av første orden. Det vil si at y_t er generert av

$$(4.9) \quad y_t = y_{t-1} + \varepsilon_t$$

hvor ε_t representerer en serie av identisk fordelte stasjonære variabler med gjennomsnitt lik null. I utgangspunktet skulle man tro at en fornuftig måte å teste for stasjonærhet ville være å teste om $\rho = 1$ i den autoregressive ligningen:

$$(4.10) \quad y_t = \rho * y_{t-1} + \varepsilon_t.$$

Hvis feilleddet i (4.10) er en prosess bestående av hvit støy vil ligningen representere en random walk når $\rho = 1$. Dersom en slik prosess genererer y_t vil den være ikke-stasjonær. Dersom imidlertid $|\rho| < 1$ så er prosessen som genererer y_t integrert av nulte orden og dermed stasjonær. Det kan være fristende å estimere (4.10) ved bruk av minste kvadraters metode, men OLS estimatet for ρ vil kunne være betydelig forventningsskjev i en autoregressiv ligning. Det er også slik at man vet lite om distribusjonen av t-fordelingen hvor variabelen y_t er ikke-stasjonær.

4.4.1 Dickey-Fuller testen

En enkel metode å teste en tidsserie for stasjonæritet på er ved å bruke den såkalte Dickey Fuller testen²⁶. DF- testen er en test for enhetsrot og tester nullhypotesen om hvorvidt $\rho = 1$ i ligning (4.10). Dersom dette er tilfellet vil y_t være en random walk som ved ligning (4.5), altså ikke-stasjonær. Vi har da en enhetsrot ettersom $\rho = 1$. Når man benytter DF-testen tar man utgangspunkt i (4.10) og trekker fra y_{t-1} på begge sider av likhetstegnet og ender opp med (4.11):

$$\begin{aligned}y_t - y_{t-1} &= \rho y_{t-1} - y_{t-1} + \varepsilon_t \\ \Delta y_t &= (\rho - 1)y_{t-1} + \varepsilon_t \\ (4.11) \quad \Delta y_t &= \delta * y_{t-1} + \varepsilon_t\end{aligned}$$

Ligning (4.11) kan også skrives på følgende måte:

$$(4.11') \quad y_t = (1 + \delta) * y_{t-1} + \varepsilon_t$$

hvor $\rho = (1 + \delta)$. Dersom δ fra (4.11') er negativ så vil ρ fra (4.10) være mindre enn én. DF-testen innebærer dermed at man tester negativiteten av δ i OLS regresjonen (4.11').

Hypotesene blir da som følger:

$$H_0: \delta = 0 \leftrightarrow H_0: \rho = 1 \quad \text{dvs } y_t \sim I(1), \text{ altså ikke-stasjonær}$$

$$H_A: \delta < 0 \leftrightarrow H_A: \rho < 1 \quad \text{dvs } y_t \sim I(0), \text{ altså stasjonær}$$

Dersom man kan forkaste nullhypotesen innebærer det at $\rho < 1$ og at y_t er integrert av nulte orden, altså stasjonær.

Selv om man bare tester for en parameter kan man ikke bruke t-fordelingen og dens kritiske verdier når man skal teste nullhypotesen i en DF-test. Dersom y_t er integrert av første orden slik som indikert av nullhypotesen vil det innebære at man i (4.11') estimerer en modell hvor man har en forklaringsvariabel integrert av nulte orden og en avhengig variabel som er integrert av første orden. Dette fører til at t-verdien ikke har noen endelig normalfordeling. Dens distribusjon har mesteparten av massen under null, noe som innebærer at de kritiske verdiene på venstresiden av halen i fordelingen skal være mindre enn i den konvensjonelle t-fordelingen. De kritiske verdiene finner vi i Dickey Fuller tabellen.

²⁶ Heretter kun referert til som DF – testen.

Det kan være at vi ikke kan forkaste nullhypotesen om at y_t er integrert av første orden. Vi må da teste nullhypotesen om at y_t er integrert av andre orden, $y_t \sim I(2)$, mot alternativhypotesen at y_t er integrert av første orden, $y_t \sim I(1)$. Denne prosessen kan vi fortsette helt til vi har klarlagt av hvilken orden tidsserien, y_t , er integrert, eller inntil vi innser at tidsserien ikke kan differensieres og dermed gjøres stasjonær. Vanligvis er ikke økonomiske tidsserier integrert av høyere enn andre orden.

DF-testen kan også brukes for å teste hvorvidt en variabel som er generert som en stokastisk prosess med drift er stasjonær. Dette gjøres med utgangspunkt i følgende ligning:

$$(4.12) \quad \Delta y_t = \mu + \delta * y_{t-1} + \varepsilon_t$$

hvor parameteren μ er en konstant og representerer driften slik som vist i ligning (4.6). Metoden for å teste (4.12) er identisk som gjennomgått over. Det er viktig å merke seg at man også her må bruke egne kritiske verdier da t-fordelingen for δ er ulike den ordinære DF-testen.

Statistisk inferens rundt en stokastisk trend er ofte kombinert med en deterministisk trend. En modifisering av DF-ligningen som omfatter både drift²⁷ og en lineær deterministisk trend kan uttrykkes som følger:

$$(4.13) \quad \Delta y_t = \mu + \alpha * t + \delta * y_{t-1} + \varepsilon_t$$

I denne ligningen er det mulig å samtidig teste for fravær av en stokastisk trend ($\delta < 0$) og eksistensen av en deterministisk trend ($\alpha \neq 0$). Etersom nullhypotesen nå involverer mer enn en parameter må man her eksempelvis bruke en Lagrange multipliser test. Også her må man benytte ukonvensjonelle kritiske verdier.

4.4.2 Den utvidede Dickey-Fuller testen

En svakhet ved den opprinnelige DF-testen er at den ikke tar hensyn til mulig autokorrelasjon i feilleddet, ε_t . Dersom ε_t inneholder autokorrelasjon²⁸ vil ikke OLS estimatene til modell (4.11), samt de ulike variantene av den, lenger være effisiente, altså ha den minste variansen. En enkel løsning vil da være å benytte laggede venstresidevariabler som ekstra forklaringsvariabler for å ta hensyn til autokorrelasjonen i modellen. Dette kalles den utvidede

²⁷ Konstantleddet fra (2.12).

²⁸ Det vil si at feilleddet i modellen ikke er hvit støy.

DF-testen²⁹ og er per dags dato den mest populære testen blant de enkle testene for integrasjon. Testen brukes i stor grad i praksis.

ADF ekvivalenten til (4.11) er som følger:

$$(4.14) \quad \Delta y_t = \delta * y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \varphi_i * \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t$$

Det er viktig at man har korrekt antall lags³⁰ i modellen. En praktisk regel for å bestemme k er at den skal være relativt liten for å bevare antall frihetsgrader, men stor nok for å ta hensyn til autokorrelasjonen i feilleddet, ε_t . Dersom man tar med for få lags kan det føre til at man ofte forkaster nullhypotesen om ikke-stasjonærhet når den i utgangspunktet er sann. Det vil si at man konkluderer med at tidsserien er stasjonær i tilfeller hvor den i realiteten er ikke-stasjonær. For mange lags i modellen kan på sin side redusere testens styrke da unødvendige parametere reduserer effektivt antall observasjoner tilgjengelig (Harris 1995).

Det finnes flere metoder for å beregne antall lags som skal være med i modellen. En tommelfingerregel vil være å starte med ett betydelig antall lags man tror er nok til å fjerne autokorrelasjonen. I mitt tilfelle hvor jeg ser på daglige data over en ukessykel vil det være naturlig å starte med åtte lags, for så å redusere antall lags helt til det siste er funnet signifikant. Ett annet alternativ vil være å bruke en modell-seleksjonsprosedyre som tester om ett ekstra lag er signifikant, for eksempel ved at verdien på \bar{R}^2 øker. I en lineær modell vil dette være ekvivalent til å bruke Akaiikes informasjonskriterie. Det er imidlertid vist i Harris (1992a) at å maksimere \bar{R}^2 for å bestemme antall lags ikke er tilfredsstillende da eksperimenter ved bruk av ulike datagenereringsprosesser indikerte problemer knyttet til størrelsen på denne formen for ADF-test. I stedet er det foreslått at antall lags normalt bør velges på basis av formelen rapportert i Schwert (op.cit., p.151)(Harris 1995):

$$l_{12} = \text{int}\{12(T/100)^{1/4}\}.$$
³¹

Når det gjelder testprosedyren for ADF-testen er den identisk som gjennomgått for den ordinære DF-testen. Hypotesene er som beskrevet tidligere og man benytter tilsvarende kritiske verdier som tidligere avhengig av om man tester med eller uten konstantledd eller trend. Ekvivalenten til (4.13) vil se ut som følger:

²⁹ På engelsk: Augmented Dickey – Fuller test. Her etter vil jeg kun referere til testen som ADF – testen.

³⁰ Faktoren k i modell (2.14) og (2.15) representerer antall lags av Δy_{t-i} i modellen.

³¹ T representerer tidsseriedimensjonen og er antall observasjoner. Man plotter inn tallene i formelen og runder av til nærmeste heltall (int).

$$(4.15) \quad \Delta y_t = \mu + \alpha * t + \delta * y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \varphi_i * \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t$$

4.4.3 Svakheter ved (A)DF-testen

Det største problemet ved å teste for enhetsrot ved bruk av (A)DF-testen er at den har relativ lav styrke. Dette fører til at man har en tendens til for ofte å forkaste nullhypotesen når den er sann, samtidig som den for sjeldent forkaster nullhypotesen når den ikke er sann. Dette problemet oppstår med bakgrunn i likheten mellom stasjonære og ikke-stasjonære serier i endelige utvalg noe som gjør at det er vanskelig å skille mellom trend-stasjonære³² og differanse-stasjonære prosesser.

4.5 Kointegrasjon

Dersom variablene man ønsker å benytte i en regresjonsmodell er ikke-stasjonære vil neste skritt være å teste disse for kointegrasjon.

Tidsserier som inneholder enten stokastiske eller deterministiske trender vil kunne føre til spuriøse regresjoner og vil da indikere et signifikant forhold i tilfeller hvor det i realiteten ikke eksisterer ett. I disse tilfellene vil blant annet estimatoren og test- statistikken ikke være til å stole på, noe som gjør at det blir svært vanskelig å evaluere regresjonsresultatene. Det er slik at de fleste økonomiske tidsserier inneholder en eller annen form for trend og er derfor ikke-stasjonær. En mulig løsning er å ta førstedifferansen av variablene slik at de blir stasjonære og dermed kan brukes i regresjoner. Et problem som imidlertid kan oppstå ved å bruke variablene på endringsform er at de mister langtidsegenskapene da en slik modell ikke har noen langtidsløsning.

For å undersøke om det eksisterer en langtidssammenheng mellom ikke-stasjonære variable må vi derfor undersøke om de er kointegrerte. Konseptet bak kointegrasjon er at dersom det eksisterer en langtidssammenheng mellom to eller flere ikke-stasjonære variable så er ideen at avvik fra denne langtidsbanen er stasjonær (Charemza og Deadman 1992). Dersom dette er tilfellet sier vi at variablene er kointegrerte og kan dermed brukes i regresjonsanalyser. I henhold til Engel og Granger (1987) er den formelle definisjonen av to kointegrerte variabler at tidsserie x_t og y_t er kointegrerte av orden d, b hvor $d \geq b \geq 0$. Dette skrives som følger:

³² En prosess som er stasjonær så fort seriens trend er blitt fjernet.

$$x_t, y_t \sim CI(d, b)$$

hvis:

1. Begge serier er integrert av orden d
2. Det eksisterer en lineær kombinasjon av disse variablene. Ett eksempel kan være $\alpha_1 * x_t + \alpha_2 * y_t$ som er integrert av orden $d - b$. Vektoren $[\alpha_1, \alpha_2]$ er da kointegrasjonsvektoren (Charemza og Deadman 1992).

Ved flere enn to variabler så vil det også kunne eksistere flere kointegrasjonsvektorer.

4.5.1 Test for kointegrasjon

Jeg vil i den videre presentasjonen fokusere på kointegrasjon av typen $CI(d, b)$ hvor $b = d$. Det å teste for kointegrasjon er analogt til å teste for stasjonæritet, eller integrasjon av nulte orden. Man bruker med andre ord en (A)DF-test for å undersøke om den lineære kombinasjonen av to eller flere variabler er integrert av nulte orden, altså $I(0)$.

Det å teste for kointegrasjon består av to steg. Første steg vil være å teste av hvilken orden variablene er integrert. Dersom vi har to variable må de begge være integrert av samme orden for at feilleddet skal være stasjonært, altså $\varepsilon_t \sim I(0)$, noe som gjelder for lineære sammenhenger. Dersom det er flere enn to variable³³ kan ikke den avhengige variabelen være integrert av høyere orden enn noen av forklaringsvariablene. Videre må ingen, eller minst to, av forklaringsvariablene være integrert av samme, og høyere, orden enn den avhengige variabelen for at feilleddet skal være stasjonært.

I de fleste tilfeller vil ikke kointegrasjonsvektoren være kjent og vi står ovenfor en langtidssammenheng av typen:³⁴

$$(4.16) \quad y_t = \beta_1 x_{1t} + \beta_2 x_{2t} + \dots + \beta_m x_{mt} + v_t$$

Den ukjente kointegrasjonsvektoren

$$[1, -\beta_1, -\beta_2, \dots, -\beta_m]$$

³³ Altså mer enn en forklaringsvariabel.

³⁴ I enkelte tilfeller kan kointegrasjonsvektoren være kjent, men dette vil ikke være aktuelt i denne utredningen og vil dermed ikke gjennomgås nærmere.

må dermed estimeres, noe som gjøres i andre steg. Det man gjør er at man estimerer (4.16) ved OLS og tar vare på residualene, \hat{v}_t , som kan tolkes som den avhengige variabelen y_t sine avvik fra langtidslikevekten. Videre tester man om residualene, \hat{v}_t , er stasjonære, altså om de er integrert av nulte orden. Dette gjør man ved å benytte en DF-test på følgende modell:

$$(4.17) \quad \Delta \hat{v}_t = \delta * \hat{v}_{t-1} + \epsilon_t$$

eller ved å benytte en ADF – test på modell (4.18) for å ta hensyn til autokorrelasjon:

$$(4.18) \quad \Delta \hat{v}_t = \delta * \hat{v}_{t-1} + \sum_{i=1}^k \delta_i * \Delta \hat{v}_{t-i} + \epsilon_t$$

Dersom vi finner at residualene er stasjonære betyr det at variablene er kointegrerte.

Dersom nullhypotesen om ikke-stasjonærhet er sann så vil ikke (4.17) og (4.18) ha noen standard t-fordeling. Koeffisientene i kointegrasjonsvektoren er estimerte og distribusjonen av t-fordelingen avhenger av antallet koeffisienter som estimeres.

4.6 Statistiske og dynamiske modeller

Dersom variablene man tester er kointegrerte betyr det at det eksisterer en langtidssammenheng mellom variablene og at de dermed kan brukes i feiljusteringsmodeller som estimerer både langtids- og korttidssammenhengen. Før jeg går dypere inn i det teoretiske bak feiljusteringsmodellen³⁵ vil jeg starte med å forklare forskjellen mellom statistiske og dynamiske modeller ettersom feiljusteringsmodellen er en dynamisk modell.

4.6.1 Statistiske modeller

En statistisk modell kan som andre regresjonsmodeller inneholde en eller flere forklaringsvariabler. Den enkleste formen med en forklaringsvariabel tar følgende form:

$$(4.19) \quad y_t = \beta_0 + \beta_1 z_t + u_t, t = 1, 2, \dots, n.$$

Her vil den avhengige variabelen, y_t , og forklaringsvariabelen, z_t , begge være fra samme tidsperiode, t . En statistisk modell benyttes når man antar at en endring i z på tidspunkt t har en umiddelbar effekt på y : $\Delta y_t = \beta_1 \Delta z_t$, når $\Delta u_t = 0$. Man kan også bruke statistiske regresjonsmodeller dersom man ønsker å estimere bytteforholdet mellom y og z som ved den statistiske Phillipskurven (Wooldridge 2006).

³⁵ ECM er den engelske forkortelsen for feiljusteringsmodellen og står for Error correction modell.

4.6.2 Dynamiske modeller

I andre tilfeller vil det være mest praktisk å benytte dynamiske modeller. Dette er modeller hvor vi tillater for en eller flere variabler å påvirke den avhengige variabelen, y , med ett etterslep. Ett eksempel på en slik modell er den dynamiske ADL-modellen³⁶:

$$(4.20) \quad y_t = \gamma_1 y_{t-1} + \beta_0 x_t + \beta_1 x_{t-1} + \varepsilon_t$$

I denne utredningen vil jeg blant annet se på hvordan endringer i spotprisen på diesel og bensin slår ut detaljprisen på drivstoff. Det mest naturlige vil da være å benytte seg av en ADL-modell nettopp fordi en endring i de ulike kostnadsparameterne kan virke med et tidsetterslep, noe en ADL-modell tar hensyn til.

4.7 Feiljusteringsmodeller

Dersom vi har variabler som er ikke-stasjonære, men kointegrerte kan vi utlede og estimere en modell med en feilkorreksjonsmekanisme. Dette er en såkalt feiljusteringsmodell som tidligere omtalt. Det at man har kointegrerte variabler betyr at man har en slags tilpasningsprosess som sørger for at feilleddene i langtidssammenhengen mellom variablene ikke blir større. Engel og Granger (1987) viser at dersom y_t og x_t er kointegrert så må det eksistere en feiljusteringsmodell, og motsatt, at en feiljusteringsmodell genererer kointegrerte serier. Dette kalles "*Granger representation theorem*" og den praktiske implikasjonen av teoremet for dynamisk modellering er at feiljusteringsmodeller er immune mot spuriøse sammenhenger gitt at variablene på nivåform kointegrerer (Harris 1995).

En av fordelene med feiljusteringsmodellen er at den kan estimeres med minste kvadraters metode. Modellen er den vanligste når man ønsker å inkorporere teori om både langtidssammenhengen mellom ulike ikke-stasjonære variabler og avviket fra likevekten på kort sikt.

4.7.1 Engel-Granger to-steps metode

Den vanligste metoden for å estimere en feiljusteringsmodell er ved å bruke Engel-Grangers to-steps metode.

³⁶ ADL står for autoregressive distributed lag. Dette betyr at den avhengige variabelen y_t uttrykkes som en funksjon av sine egne laggede verdier, samt nåværende og laggede verdier av alle forklaringsvariablene (Charemza et. Al 1992).

Første steg

Første steg består i å estimere langtidssammenhengen mellom de aktuelle variablene³⁷. Dette gjøres ved bruk av OLS på følgende modell:

$$(4.21) \quad y_t = \alpha + \beta x_t + \varepsilon_t$$

Etter at man har estimert (4.21) tester man om feilledet, ε_t , er stasjonært. Dette gjøres analogt til beskrivelsen i kapittel 4.5.1 over ved bruk av (A)DF-testen, uten μ og t , på residualene:

$$(4.22) \quad \hat{\varepsilon}_t = y_t - \hat{\alpha} - \hat{\beta}x_t$$

Dersom feilledet er stasjonært kointegrerer variablene med kointegrasjonsvektoren $[1, -\hat{\beta}]$ og variablene kan brukes i en feiljusteringsmodell. Det er imidlertid viktig å merke seg at man ved bruk av denne metoden ikke beviser at (4.21) virkelig er en langtidssammenheng. Dette er en forutsetning man tar som ikke kan verifiseres statistisk og den bør underbygges med økonomisk teori (Charemza og Deadman 1992). Man tar også vare på følgende variabel

$$(4.23) \quad \hat{\varepsilon}_{t-1} = y_{t-1} - \hat{\alpha} - \hat{\beta}x_{t-1}$$

etter å ha estimert (4.21) som representerer feilkorreksjonsleddet i modell (4.24') nedenfor.

Dersom man i første steg av prosedyren finner at feilledet, ε_t , er stasjonært er variablene kointegrerte og man går videre til steg to.

Andre steg

Først vil jeg utlede feiljusteringsmodellen. Modellen utledes med utgangspunkt i ADL-modellen. Første steg i utledningen av modellen er å trekke fra y_{t-1} fra begge sider av likhetstegnet i (4.20):

$$y_t - y_{t-1} = \gamma_1 y_{t-1} - y_{t-1} + \beta_0 x_t + \beta_1 x_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$\Delta y_t = \beta_0 x_t + \beta_1 x_{t-1} + (\gamma_1 - 1)y_{t-1} + \varepsilon_t$$

Deretter legger man til og trekker fra $\beta_0 x_{t-1}$:

³⁷ Jeg vil i den påfølgende utledningen benytte en modell bestående av kun en forklaringsvariabel. Man kan enkelt legge til flere forklaringsvariabler om ønskelig.

$$\Delta y_t = \beta_0 x_t + \beta_1 x_{t-1} - \beta_0 x_{t-1} + \beta_0 x_{t-1} + (\gamma_1 - 1)y_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$\Delta y_t = \beta_0 \Delta x_t + (\beta_1 + \beta_0)x_{t-1} + (\gamma_1 - 1)y_{t-1} + \varepsilon_t$$

Man står til slutt igjen med feiljusteringsmodellen:

$$(4.24) \quad \Delta y_t = \beta_0 \Delta x_t + (1 - \gamma_1) \left[y_{t-1} - \frac{\beta_1 + \beta_0}{1 - \gamma_1} x_{t-1} \right] + \varepsilon_t$$

$$(4.24') \quad \Delta y_t = \beta_0 \Delta x_t + (1 - \gamma_1) [y_{t-1} - \hat{\beta}^* x_{t-1}] + \varepsilon_t$$

hvor $\hat{\beta}^*$ er lik $\frac{\beta_1 + \beta_0}{1 - \gamma_1}$ og tilsvarer koeffisienten β fra (4.23).

Leddene i klammeparentesen, som er feilkorreksjonsleddet, kan erstattes med (4.23) og man ender opp med:

$$(4.25) \quad \Delta y_t = \beta_0 \Delta x_t + (1 - \gamma_1) [\hat{\varepsilon}_{t-1}] + \varepsilon_t$$

Man estimerer (4.24') og erstatter $\hat{\beta}^*$ med det tidligere estimerte OLS estimatet $\hat{\beta}$ fra (4.21). Nå vil forutsetningen om at variablene i (4.24') skal være integrert av samme orden være overholdt. Dette innebærer at $\Delta y_t, \Delta x_t$ og $(y_{t-1} - \hat{\beta}^* x_{t-1})$ alle er $I(0)$, det vil si integrert av nulte orden og er dermed stasjonære.

Alternativt kunne man estimert (4.24') ikke lineært med maximum likelihood. En annen mulighet er å faktorisere modellen slik at den blir lineær og dermed kan estimeres med OLS. Dette er den såkalte ett-steps metoden som er nærmere forklart i avsnitt 4.7.3.

Når det gjelder tolkningen av feiljusteringsmodellen er det slik at y_t påvirkes av endringer i variabelen x både i periode t og $t - 1$. Videre inneholder modellen også det nevnte feilkorreksjonsleddet som sier noe om hvor mye av ulikevekten fra forrige periode, $t - 1$, det korrigeres for i inneværende periode, t . Modellen inneholder både korttids - og langtidseffekter. Korttidssammenhengen mellom endringer i x og y defineres av koeffisienten β_0 samtidig som langtidssammenhengen defineres av $\hat{\beta}^*$.

Hvis modellen i utgangspunktet er i likevekt vil feilkorreksjonsleddet i klammeparentesen være lik null. I perioder hvor man ikke er i en likevekt vil feilkorreksjonsleddet være forskjellig fra null og dermed måle avstanden modellen er fra likevekten på tidspunkt t . Estimaten på $(1 - \gamma_1)$ inneholder informasjon om hvor fort variabelen y_t justerer seg tilbake mot likevekten. $(1 - \gamma_1)$ vil alltid innta en verdi mellom null og minus én. Dersom verdien er

lik null vil vi aldri vende tilbake til likevekten, mens en verdi på minus én vil si at vi øyeblikkelig vender tilbake.

I en feiljusteringsmodell vil alle parameterne være stasjonære og man kan dermed benytte seg av standard regresjonsteknikker og gjøre tester på parameterne gitt at variablene er kointegrerte (Harris 1995).

4.7.2 Styrker og svakheter ved modellen

Engel-Grangers to-steps metode er populær av flere årsaker. Hovedgrunnen er at det er enkelt å estimere langtidssammenhengen i den statiske modellen i (4.21) ved hjelp av OLS for dermed å teste om feilleddet er stasjonært. Videre så er det også slik at dersom alle variabler i steg to er integrert av nulte orden, altså stasjonære, så vil inferenstesting om koeffisientene være gyldig.

Det er imidlertid også svakheter ved metoden som blant annet at testene om enhetsrot og kointegrasjonstestene mangler styrke. Estimatene av langtidssammenhengen i endelige utvalg er potensielt forventningsskjeve. Det er også slik at inferenstesting om koeffisientene i første steg ikke er gyldig da regresjonen inneholder ikke-stasjonære variabler (Harris 1995). Dette kan føre til at misspesifikasjoner gjort i første steg kan påvirke resultatene man oppnår i feiljusteringsmodellen i steg to (Fredriksen 2006).

4.7.3 Ett-steps metoden

Som ett alternativ til Engel-Grangers to-steps metode kan man estimere feiljusteringsmodellen i ett steg. Dette innebærer at man ikke lenger estimerer langtidssammenhengen for seg selv som i (4.21), men i stede estimerer alle variablene samtidig. Det vil si både de på nivåform og de på endringsform. Etter at dette er gjort kan man regne seg tilbake for å finne modellens langtidsløsning. Dette vises i det følgende.

Man tar utgangspunkt i ADL-modellen fra (4.20). Her måles korttidseffekten ved parameteren β_0 . Den stasjonære langtidssammenhengen får man når man setter $y_t = y_{t-1}$ og $x_t = x_{t-1}$. ADL-modellen blir da som følger:

$$(4.26) \quad y = \left[\frac{\beta_0 + \beta_1}{1 - \gamma_1} \right] x$$

Den matematiske utledningen av hvordan man kommer frem til dette følger av utledningen over med utgangspunkt i (4.20) hvor man til slutt ender opp med (4.24). Her finner man igjen langtidssammenhengen i klammeparentesen, altså i feilkorreksjonsleddet.

Modell (4.24) er ikke-lineær i parameterne og kan ikke estimeres med OLS. Man faktoriserer da modellen på følgende måte og ender opp med (4.27):

$$\Delta y_t = \beta_0 \Delta x_t + (1 - \gamma_1) y_{t-1} - (\beta_0 + \beta_1) x_{t-1} + \varepsilon_t$$

(4.27) $\Delta y_t = \beta_0 \Delta x_t + \varphi y_{t-1} - \delta x_{t-1} + \varepsilon_t$

hvor $\varphi = (1 - \gamma_1)$ og $\delta = (\beta_0 + \beta_1)$. Modell (4.27) er derimot lineær i parameterne og kan estimeres ved bruk av OLS. Kortidssammenhengen defineres som tidligere av koeffisienten β_0 . Langtidssammenhengen, β^* , finner man ved å regne seg tilbake på følgende måte:

(4.28) $\beta^* = \frac{\delta}{\varphi}$

φ inneholder som tidligere informasjon om hvor fort variabelen y_t justerer seg tilbake mot likevekten.

4.7.4 Styrker og svakheter ved modellen

I ett-steps metoden modellerer man modellens langtidssammenheng og dynamikk samtidig, noe som fører til at metoden er bedre enn to-steps metoden når det gjelder skjeve estimater i små utvalg. Inferenstesting om koeffisientene i ett-steps metoden er gyldig, noe som også er en fordel sammenlignet med to-steps metoden. Man benytter ved ett-steps metoden OLS som er mer robust og dermed mer effektivt enn maximum likelihood.

Også ved bruk av denne metoden vil testene om enhetsrot ha lav styrke. Man kan som sagt gjøre inferenstester om koeffisientene i modellen, men man bør være forsiktig med å gjøre andre inferenstester. Dette kan eksempelvis være en test av to koeffisienter samtidig da testen asymptotisk ikke vil ha en normal kjikvadratsfordeling (Fredriksen 2006).

4.8 Autokorrelasjon

Vi vil også ønske å teste feilledet i feiljusteringsmodellen for autokorrelasjon³⁸ da dette er ett vanlig problem i tidsserieanalyse. Autokorrelasjon innebærer at feilledet er korrelert over tid. La oss betrakte feilledd fra nærliggende perioder og anta at $u_{t-1} > 0$, da vil feilledet i neste

³⁸ Autokorrelasjon omtales også som seriekorrelasjon.

periode, u_t , i snitt også være positivt. Dette kan skrives som følger $Corr(u_t, u_{t-1}) > 0$, og vi sier at feilleddene er autokorrelerte.

Ved autokorrelasjon vil OLS estimatene være forventningsrette, men de vil ikke lenger være BLUE. Videre vil standardavvikene og teststatistikken ikke lenger være gyldig, selv asymptotisk.

Positiv autokorrelasjon er den vanligste formen for autokorrelasjon og underestimerer variansen til OLS estimatet, noe som kan føre til gale konklusjoner angående hvorvidt resultatene er signifikante. Ved positiv autokorrelasjon vil de predikerte standardavvik være for små noe som gjør at vi for ofte feilaktig vil forkaste nullhypotesen om ingen autokorrelasjon (Wooldridge 2006).

Autokorrelasjon kan oppstå av flere årsaker som blant annet ved utelatte variabler, feilspesifikasjon i funksjonsformen eller av modellens dynamikk.

4.8.1 Box-Pierce testen for autokorrelasjon

Durbin-Watson testen er den vanligste testen for å avdekke første ordens autokorrelasjon. Dersom modellen inneholder laggs av den avhengige variabelen vil imidlertid teststatistikken være ugyldig og man vil ikke kunne bruke testen (Wooldridge 2006). Man kan da i stede benytte Box-Pierce testen som også tillater å teste for høyere ordens korrelasjon.

Box-Pierce testen

Nullhypotesen er at det ikke foreligger autokorrelasjon. Q-statistikken³⁹ ser ut som følger:

$$Q = T \sum_{k=1}^m \hat{\rho}_k^2$$

hvor T er antall observasjoner i utvalget og m er maksimalt antall lags. ρ_k angir verdien på den estimerte autokorrelasjonskoeffisienten.

Q-statistikken er kjikvadratfordelt i store utvalg med m frihetsgrader.

Dersom verdien på den respektive testens teststatistikk er større enn den kritiske verdien fra kjikvadratfordelingen forkaster vi nullhypotesen om ingen autokorrelasjon og aksepterer at en eller flere av autokorrelasjonene er forskjellig fra null.

³⁹ Q-statistikken er test-statistikken til Box-Pierce testen.

4.9 Dummyvariabler

I den påfølgende analysen benyttes også dummyvariabler. En dummyvariabel er en variabel som enten inntar verdien null eller én. I tidsserieanalyse kan en dummyvariabel representere hvorvidt en spesiell hendelse har funnet sted på ett bestemt tidspunkt. Dummyvariabler blir ofte brukt til å isolere spesielle perioder som kan være systematisk annerledes enn andre perioder i datasettet. La oss betrakte følgende enkle eksempel:

$$(4.29) \quad gfr_t = \beta_0 + \beta_1 sf_t + \beta_2 ww2_t + \varepsilon_t$$

Den avhengige variabelen, gfr_t , representerer den generelle fødselsraten.

Forklaringsvariabelen sf_t sier hvordan skattefritak påvirker den generelle fødselsraten på tidspunkt t . Dummyvariabelen i regresjonen er variabelen $ww2_t$. Variabelen inntar verdien én i årene under andre verdenskrig og verdien null ellers. Dersom man estimerer modellen og finner at koeffisienten til dummyvariabelen er negativ tolkes det som at den generelle fødselsraten var lavere under krigsårene enn ellers. Ved en positiv koeffisient innebærer det at fødselsraten var høyere under krigsårene (Wooldridge 2006).

I denne utredningen benyttes dummyvariabler blant annet for de ulike ukedagene, samt for å skille de ulike bensinstasjonene i datasettet.

4.10 Data mining

Ett fenomen man bør være oppmerksom på når man gjennomfører økonometriske analyser er data mining. I noen tilfeller vil man ikke finne de resultatene man forventer og man kan falle for fristelsen av å benytte ulike modeller, estimeringsteknikker og til og med ulike undersett av datasettet man har til rådighet for å finne den "beste" modellen. Dette for å finne en modell som gir resultater i analysen som er statistisk signifikante, og som passer bedre med hva man i utgangspunktet forventet.

Dette bør unngås og man bør i stede søke å minimere data mining. Dersom en variabel er statistisk signifikant i kun en liten del av modellene som er estimert så er det meget sannsynlig at variabelen ikke har noen effekt på utvalget eller populasjonen.

5. DATASETET

Datasettet som legges til grunn for den påfølgende analysen av det norske drivstoffmarkedet er hovedsakelig samlet inn av undertegnede og Marianne Amundsen Faiva.⁴⁰ Vi har over en periode fra 28. januar til og med 21. juli 2008 samlet inn daglige priser på bensin og diesel fra fem bensinstasjoner i Bergensområdet.⁴¹ De aktuelle stasjonene er Statoil ved Norges Handelshøyskole⁴², Statoil på Askøy, Statoil og Shell på Nesttun i tillegg til YX på Tertnes. Dataene har vi samlet inn ved å foreta daglige telefoner til stasjonene. I den samme perioden har vi også samlet inn veiledende priser for Statoil, Shell og YX fra deres respektive hjemmesider.

Enkelte dager har vi ikke lyktes med å komme i kontakt med personalet på en eller flere av stasjonene. I datasettet har jeg løst dette ved å la observasjonen den aktuelle dagen stå åpen, eller ved å ta snittet av dagen før og etter. En nærmere beskrivelse av hva som er gjort med de aktuelle observasjonene, samt en oversikt over hvilke dager det gjelder er gitt i vedlegg 1.

I datasettet har jeg også tatt med Rotterdam spot prisen på bensin da dette er en viktig komponent i oljeselskapenes kostnadsstruktur. Denne har jeg funnet via en offentlig kilde på internett.⁴³ Prisene er her notert i cents per gallon og er da blitt konvertert til norske kroner per liter i det endelige datasettet. Rotterdam spotprisen noters ikke i helgene eller på helligdager, det samme gjelder for valutakurser som er brukt i konverteringen, og jeg har da lagt siste notering før helgen eller helligdagen til grunn. Dette er analogt til hva som er gjort i Aspelund et. al (2000).

Når det gjelder spotprisen på diesel så er det ULSD 10ppm CIF NWE noteringen som legges til grunn.⁴⁴ Denne er ikke offentlig tilgjengelig på internett og har blitt skaffet gjennom PLATTS som er ett ledende globalt selskap innen informasjon, derav prisinformasjon, om energi og metaller. Prisserien fra PLATTS var notert i dollar per metriske tonn og måtte konverteres på lik linje som Rotterdam spot prisen. Også her er siste notering før eventuelt

⁴⁰ De ni første ukene samlet vi inn data sammen med Lene Kristin Gulbrandsen og Siri Christine Gangstad Aaen da vi brukte første del av datasettet i forbindelse med en prosjektoppgave i Samfunnsøkonomisk analyse (SAM 451) våren 2008.

⁴¹ Dataene gjelder for Bensin 95 blyfri og Diesel LS (lavsvovel med svovelinnhold på under 10 ppm).

⁴² Heretter brukes forkortelsen NHH om Norges Handelshøyskole.

⁴³ KILDE: <http://tonto.eia.doe.gov/dnav/pet/hist/ru-10pp-ara5d.htm>

⁴⁴ ULSD refererer til at noteringen gjelder for lavsvovel diesel. 10 ppm refererer til at svovelinnholdet er under 10 "parts per million". Videre så refererer CIF til frakten og står for Carriage Insurance Freight. NWE står for North West Europe hvor prisen er notert.

helligdag eller helg lagt til grunn for disse dagene. NWE noteringen er valgt fremfor eksempelvis Amsterdam-Rotterdam-Antwerpen (ARA) noteringen fordi lokaliseringen ligger nærmest Norge, og det er derfor mest sannsynlige at de norske oljeselskapene legger denne til grunn. NWE noteringen vil være sterkt korrelert med ARA noteringen og kun lokale variasjoner i tilbud og etterspørsel skiller prisseriene.⁴⁵

Bensinavgiften og autodieselavgiften er også tatt med som en del av datasettet. Avgiftene økte fra 1. juli 2008 med henholdsvis 5 og 10 øre. CO₂ avgiften er også tatt med for å kunne estimere mer nøyaktige marginer over den aktuelle perioden.⁴⁶

Jeg har også regnet ut og inkludert merverdiavgiften i datasettet både for veiledende og realiserte priser. Dette har jeg gjort for å kunne benytte STATA til å regne ut både veiledende og realiserte marginer.

Alle priser og avgifter er notert i kroner per liter.⁴⁷

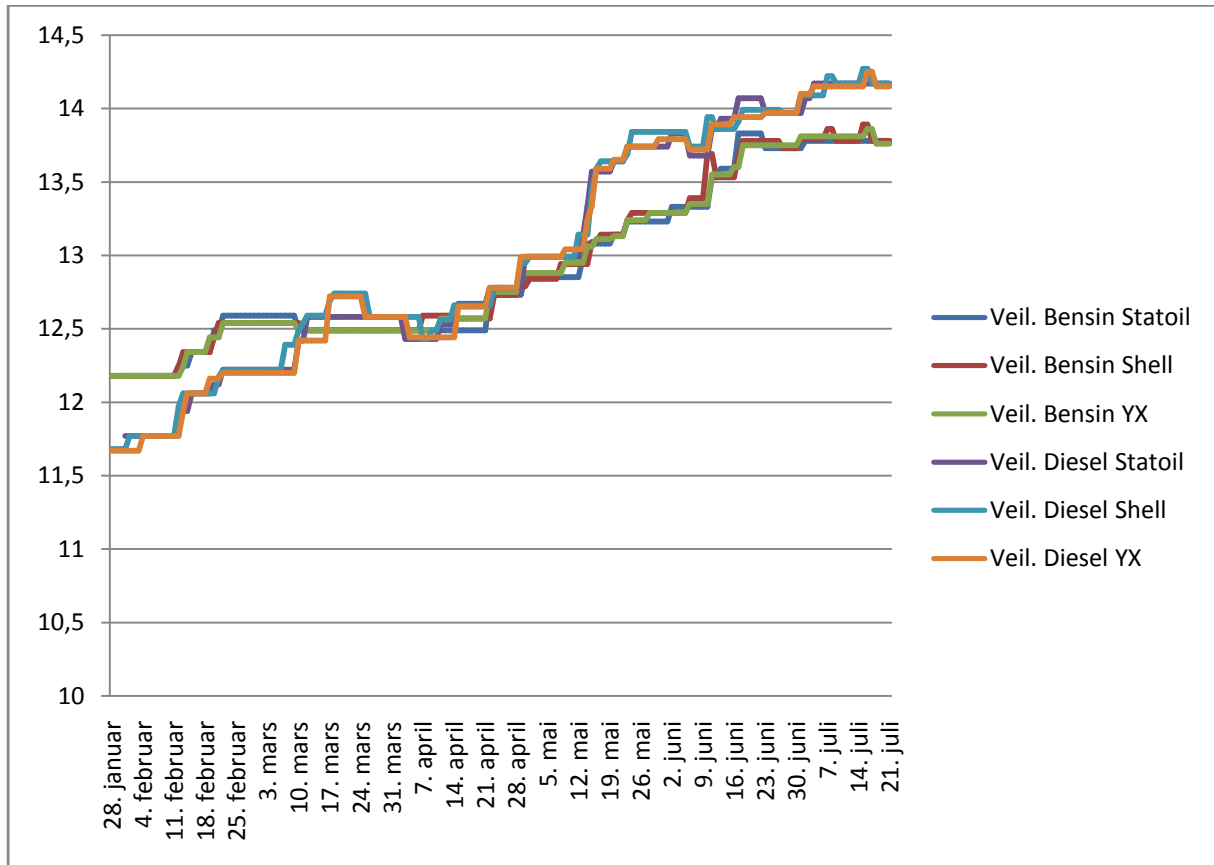
⁴⁵ Kilden for avsnittet er e-post fra Christer Ødegaard i PLATTS.

⁴⁶ Data på avgiftene er hentet fra Norsk Petroleumsinstitutt sine hjemmesider: <http://www.np.no/index.php?PHPSESSID=bc4295b1a1ed190fd2b33c5deee936be&ID=190&KID=31&SID=59&page=ART>

⁴⁷ Datasettet inneholder også en trend som går fra 1 til 176, noe som tilsvarer antall observasjoner for hver tidsserie. Jeg har også nummeret de fem ulike bensinstasjonene fra 1 til 5 for og lettere kunne generere dummyvariabler for hver stasjon i STATA. Det samme har jeg gjort for de tre selskapene (Statoil, Shell og YX) som er nummeret fra 1 til 3. På tilsvarende måte har jeg nummerert de syv ukedagene fra 1 til 7 hvor mandag er nummer 1, tirsdag nummer 2 osv. Dette er gjort for å gjøre det enkelt å generere dagsdummyer i STATA.

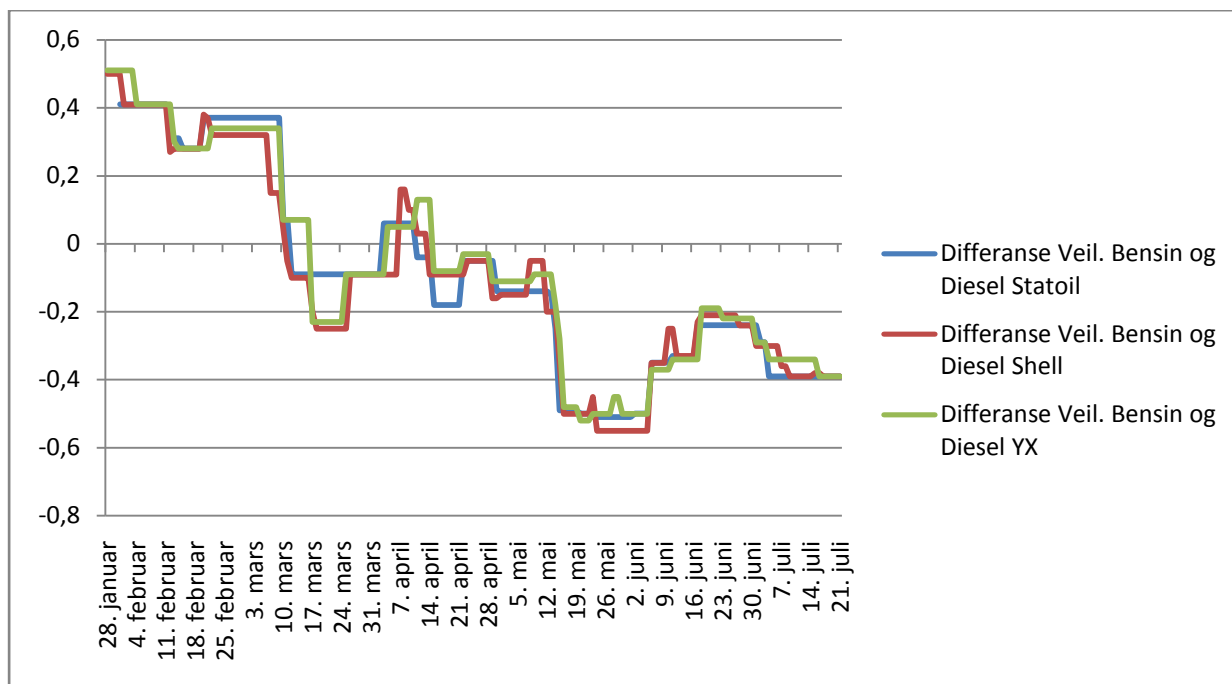
6. MARGINMODELLER

Undertegnede og Marianne Amundsen Faiva samlet i perioden 28. januar til og med 21. juli 2008 prisdata for detaljprisen på bensin og diesel fra fem bensinstasjoner i Bergensområdet. Normalt sett er diesel billigere enn bensin, men i løpet av det aktuelle tidsrommet steg detaljprisen på diesel kraftig, og gikk fra å være billigere til å bli dyrere enn bensin.



Figur 2: Veiledende priser for bensin og diesel i perioden 28. januar til og med 21. juli

Dette illustreres i figur 2 som gir en oversikt over de veiledende prisene i perioden på diesel og bensin for selskapene Statoil, Shell og YX. Man kan tydelig lese av grafen hvordan veiledende pris på diesel i starten av perioden er billigere enn veiledende pris på bensin. Fra 10. mars nærmer de to seg hverandre før de i perioden 17. mars til 14. april bytter på å holde det høyeste nivået. Fra og med mandag 14. april til og med mandag 21. juli er veiledende pris på diesel permanent dyrere enn veiledende pris på bensin.



Figur 3: Differansen mellom veiledende pris på bensin og diesel (veil. pris bensin – veil. pris diesel)

Figur 3 viser differansen mellom veiledende pris på bensin og diesel. Man kan her tydelig observere samme mønster som i figur 2. På det meste lå veiledende pris på bensin ca. 50 øre over veiledende pris på diesel. Mot slutten av perioden var situasjonen snudd på hodet og veiledende pris på diesel lå på det meste ca. 50 øre over veiledende pris på bensin.

Selskap	Differanse
Statoil	0,92
Shell	1,05
YX	1,03

Tabell 1: Største differanse mellom bensin og diesel

Tabell 1 viser største differanse mellom veiledende pris på bensin og diesel ved de ulike stasjonene, og vi ser at den ligger jevnt over på ca 1 krone. Dette gjenspeiler det observerte i figur 3, nemlig at veiledende pris på diesel gikk fra å være ca 50 øre billigere enn veiledende pris på bensin til å bli tilsvarende dyrere.

Ettersom veiledende pris på diesel har gått fra å være billigere til å bli dyrere enn veiledende pris på bensin, ønsker jeg i denne utredningen først å undersøke hvorvidt denne prisøkningen på diesel gir direkte utslag i økt margin på diesel for oljeselskapene, eller om den skyldes økte kostnader.

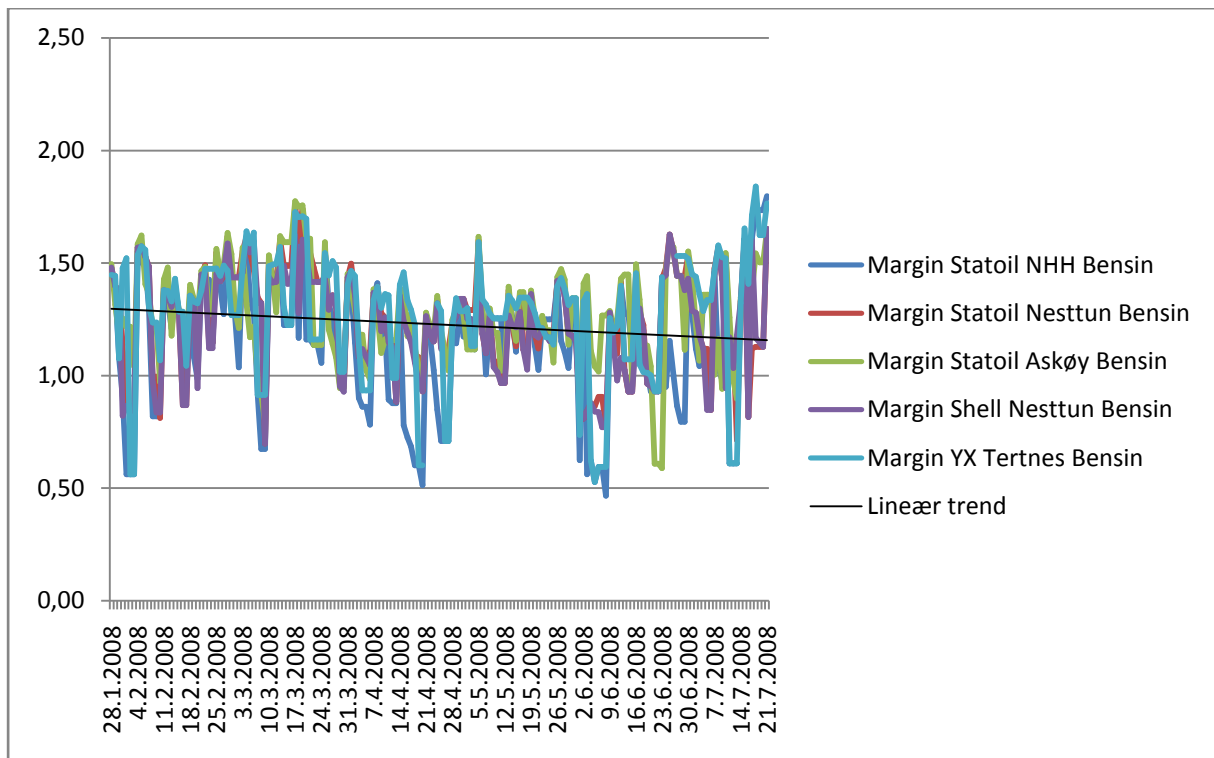
Som nevnt tidligere i utredningen har det den siste tiden vært mye debatt rundt oljeselskaperens prissetting på det norske drivstoffmarkedet og det har vært antydning at det kan være en koordinert adferd som ligger bak det ukentlige prismønsteret som observeres. Dersom tallmaterialet i utredningen viser at marginen på diesel har økt i den aktuelle perioden, samtidig som at marginen på bensin ikke har endret seg nevneverdig kan det tyde på at prismønsteret for diesel er endret. Man kan da spørre seg om oljeselskapene kan ha brukt de veiledende prisene aktivt til å koordinere prissettingen på en slik måte at de har lykket med å øke detaljprisen på diesel fra ett lavere nivå enn bensin til å bli dyrere enn bensin, og på den måten økt marginen på diesel.

6.1 Marginer og kostnader

Før jeg begynner å estimere økonometriske modeller for å undersøke om marginen på diesel har økt etter at veiledende pris på diesel gikk fra å være billigere til å bli dyrere enn veiledende pris på bensin, vil jeg først betrakte problemet grafisk og ved å foreta enkle beregninger.

6.1.1 Marginer

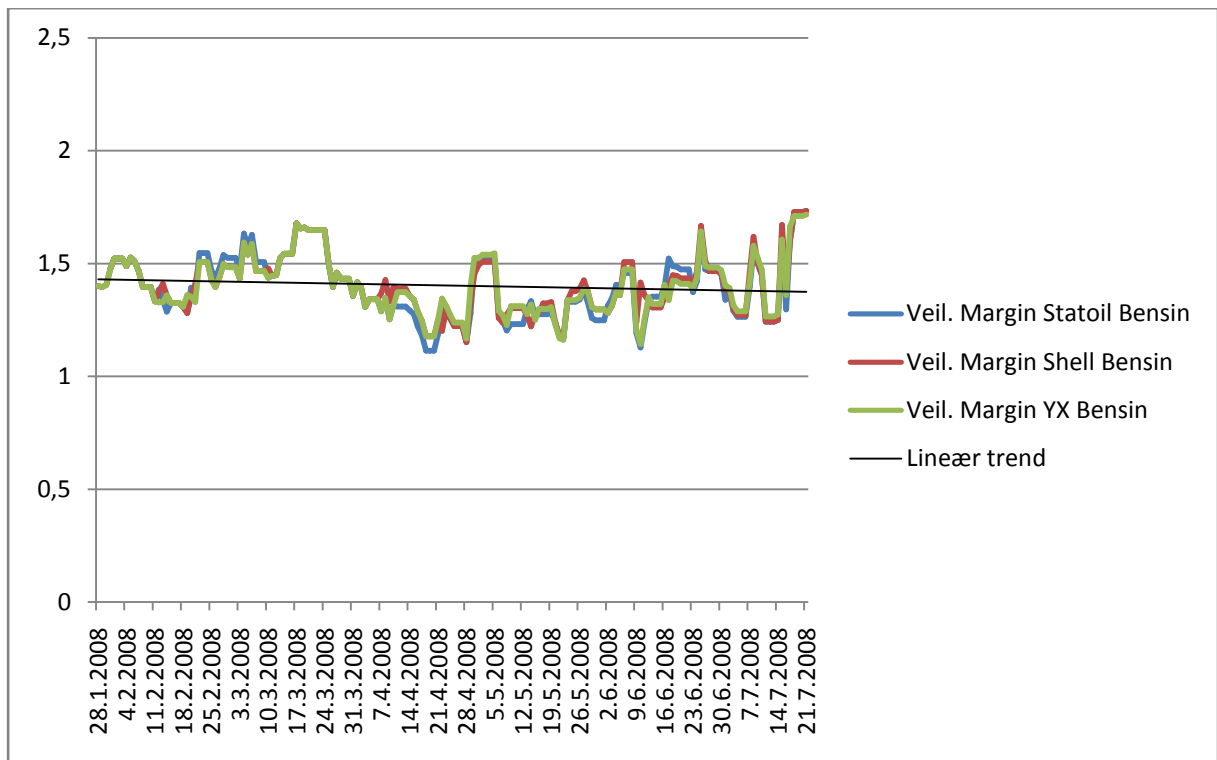
Marginen, eller bruttoavansen, til oljeselskapene defineres som detaljprisen på drivstoff fratrukket avgifter og den internasjonale prisen selskapene betaler for drivstoff på det europeiske markedet.



Figur 4: Utviklingen i marginen for bensin ved de fem stasjonene i datasettet

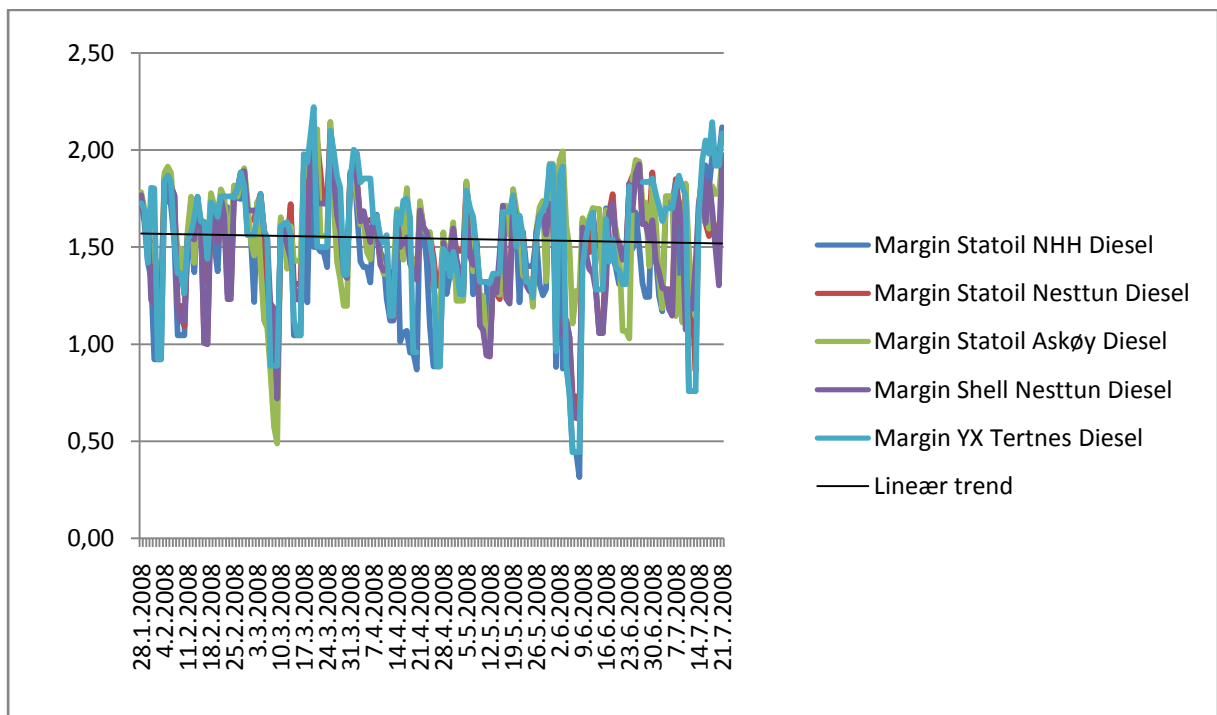
Figur 4 viser utviklingen i marginen på bensin ved de fem bensinstasjonene, samt en lineær trend over perioden. Marginen ligger med noen unntak innenfor ett intervall fra 0,50 til 1,50 kroner per liter. Den store variasjonen i marginen kommer av det ukentlige prismønsteret i bensinmarkedet hvor marginen er størst i begynnelsen av uken. Dette fordi prisen er høyest på mandag før lokal konkurranse sørger for at prisen, og derav marginen, faller utover uken. Betrakter man den lineære trenden ser det ut til at marginen er blitt noe redusert over perioden.

Selskapenes veiledende margin er beregnet ved å ta veiledende pris på bensin fratrukket avgifter og den internasjonale prisen selskapene betaler for bensin på det europeiske markedet, altså Rotterdam spotprisen.



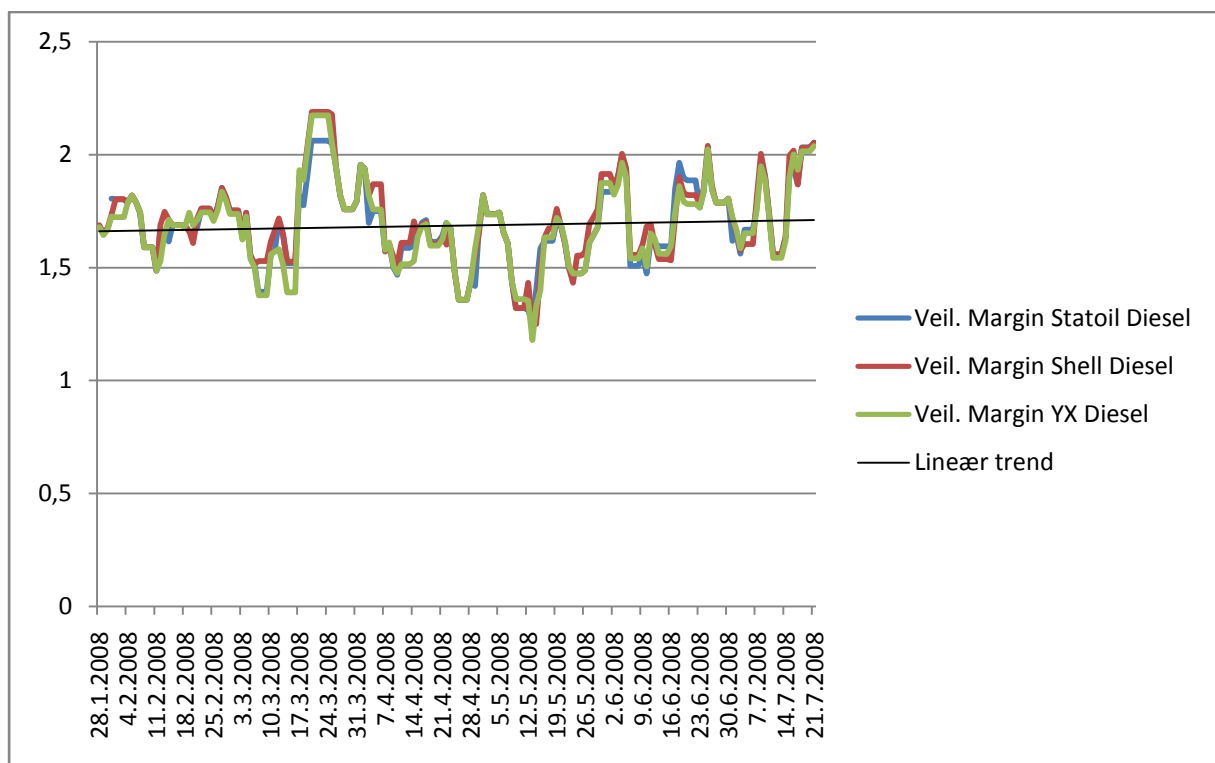
Figur 5: Utviklingen i veiledende margin for bensin ved de fem stasjonene i datasettet

Figur 5 viser utviklingen i veiledende margin for de tre selskapene Statoil, Shell og YX. Også den veiledende marginen viser en negativ trend for perioden slik som den realiserte marginen i figur 4.



Figur 6: Utviklingen i marginen for diesel ved de fem stasjonene i datasettet

Figur 6 viser utviklingen i marginen for diesel ved de fem stasjonene. Marginen ligger stort sett innenfor ett intervall fra 1 til 2 kroner per liter. Dersom man betrakter den lineære trenden kan det se ut til at marginen for diesel har falt noe over perioden, selv om dette må anses som moderat da trendlinjen ligger nærme 1,50 kroner per liter i hele det aktuelle tidsrommet. En mulig forklaring på den fallende trendlinjen kan være at marginen enkelte ganger faller ned mot, og under 0,50 kroner per liter, altså betydelig utenfor det vanlige intervallet. Dette kan skyldes hard konkurranse eller økte kostnader. En stabil eller moderat fallende margin over perioden kan tyde på at det endrede prismønsteret for diesel ikke har ført til økt margin for oljeselskapene. Dette antyder at det kan være andre årsaker til at veiledende pris på diesel gikk fra å være billigere til å bli dyrere enn bensin, som eksempelvis en endring i kostnader.



Figur 7: Utviklingen i veiledende margin for diesel ved de fem stasjonene i datasettet

Utviklingen i de veiledende marginene på diesel for selskapene Statoil, Shell og YX illustreres i figur 7. Veiledende margin på diesel defineres som veiledende pris på diesel fratrukket avgifter og den internasjonale prisen selskapene betaler på det europeiske markedet, altså NWE spotprisen. Man ser at den veiledende marginen ligger rimelig stabilt innenfor intervallet 1,5 til 2 kroner per liter. Det er interessant å merke seg at den lineære trenden for de veiledende marginene på diesel stiger, samtidig som den lineære trenden for de realiserte marginene faller, selv om fallet kun er moderat. Dette kommer av den lokale

konkurransen som har presset prisen på diesel ned og som dermed har ført til et moderat fall i den realiserte marginen slik som observert i figur 6.

Det er også interessant og merke seg at den lineære trenden for veiledende margin på bensin avtar, samtidig som den lineære trenden for veiledende margin på diesel øker. Dette kan ha bakgrunn i at salget av diesel har økt kraftig de siste årene og at det derfor vil være lønnsomt for oljeselskapene med økt margin på diesel relativt til bensin. Grunnen til at den realiserte marginen for diesel faktisk har falt må sees i sammenheng med den lokale konkurransen som presser prisen ned utover uken. Fallet i realisert pris på diesel er imidlertid moderat og mindre sammenlignet med fallet i realisert pris på bensin.

De veiledende marginene er generelt mindre volatile og beveger seg innenfor ett snevrere intervall sammenlignet med de realiserte marginene. Dette kommer av at de veiledende prisene ikke følger det samme ukemønsteret som de realiserte prisene. Den realiserte prisen på drivstoff faller kraftig i løpet av uken grunnet lokal konkurranse, noe som fører til at den realiserte marginen også faller betydelig utover uken. De veiledende prisene derimot holder seg på samme nivå ofte over flere dager, noe som gir mindre volatile veiledende marginer.

Ved å betrakte de ulike figurene tyder det på at både realisert- og veiledende margin på bensin har falt over perioden. Det kan også se ut til at den veiledende marginen på diesel har økt moderat over perioden, samtidig som den realiserte marginen har falt moderat. Det er derfor ingenting som tyder på at endringen i prismønsteret for diesel har ført til at oljeselskapenes realiserte margin på diesel har økt.

Variabel	Antall obs.	Gjennomsnitt	Standard av.	Min	Max
Margin bensin	871	1,234	0,256	0,461	1,836
Margin diesel	871	1,499	0,309	0,311	2,224
Veil. margin bensin	871	1,399	0,135	1,112	1,734
Veil. margin diesel	871	1,693	0,181	1,182	2,192
28.01-30.03					
Margin bensin	315	1,311	0,253	0,563	1,777
Margin diesel	315	1,547	0,303	0,492	2,224
Veil. margin bensin	306	1,481	0,101	1,282	1,682
Veil. margin diesel	306	1,729	0,175	1,38	2,192
31.03-21.07					
Margin bensin	556	1,190	0,247	0,461	1,836
Margin diesel	556	1,472	0,309	0,311	2,138
Veil. margin bensin	565	1,354	0,130	1,112	1,734
Veil. margin diesel	565	1,673	0,182	1,182	2,056

Tabell 2: Oversiktsstatistikk over gjennomsnittelig realisert- og veiledende margin på bensin og diesel i perioden 28.01.08 til 21.07.08.

Tabell 2 gir en oversikt over gjennomsnittelige realiserte- og veiledende marginer på bensin og diesel ved de fem bensinstasjonene. Dersom man legger hele perioden til grunn ser man at marginen på bensin i gjennomsnitt er 1,2 kroner per liter sammenlignet med 1,5 kroner per liter for diesel. De gjennomsnittelige veiledende marginene for henholdsvis bensin og diesel er på 1,4 og 1,7 kroner per liter. Det er naturlig at disse er høyere enn de realiserte marginene da de veiledende marginene ikke er utsatt for det ukentlige prismønsteret i drivstoffmarkedet. Dette innebærer at den veiledende marginen vil bli høyere enn den realiserte da den veiledende prisen ikke er utsatt for den samme lokale konkurransen utover uken slik som den realiserte prisen.

For å undersøke om den gjennomsnittelige marginen på diesel har økt etter at veiledende pris på diesel gikk fra å være billigere til å bli dyrere enn bensin har jeg delt datasettet inn i to perioder, 28. januar til 30.mars og fra 31. mars til og med 21. juli. Grunnen til at datasettet er delt den 31. mars kommer av at de to veiledende prisene bytter på å holde det høyeste nivået i en periode på fire uker fra 17. mars til 14. april. Fra og med mandag 14. april er veiledende

pris på diesel permanent dyrere. Da jeg ønsker å beregne de gjennomsnittelige realiserste- og veiledende marginene for bensin og diesel både før og etter at diesel ble dyrere enn bensin virker det naturlig å dele datasettet midt i denne perioden slik at de to periodene blir sammenlignbare.

Dersom man sammenligner de gjennomsnittelige marginene for de to periodene, altså før og etter at veiledende pris på diesel ble dyrere enn bensin finner man at den gjennomsnittelige marginen på bensin har falt fra 1,311 til 1,190 kroner per liter. Det vil si en reduksjon på ca 12 øre, tilsvarende 9,2 %. Dersom man ser på den gjennomsnittelige marginen på diesel har denne falt med drøye syv øre fra 1,547 til 1,472 kroner per liter, noe som tilsvarer ett fall i gjennomsnittelig margin på 4,8 %.

Betrakter man de gjennomsnittelige veiledende marginene for bensin og diesel har disse falt med henholdsvis 8,6 % og 3,2 %. Fallet i gjennomsnittelige veiledende marginer er mindre enn fallet i realiserste marginer grunnet fravær av det nevnte ukemønsteret i det norske drivstoffmarkedet.

Konklusjon vedrørende marginer

Utrekningene av gjennomsnittlige realiserste- og veiledende marginer antyder at endringen i prismønsteret hvor veiledende pris på diesel har gått fra å være billigere til å bli dyrere enn bensin ikke har ført til at oljeselskapenes margin på diesel har økt.

Figur 7 antyder en svak positiv trend i den veiledende marginen for diesel, men figur 6 viser at den realiserste marginen faktisk har falt over perioden, noe som underbygges av beregningene.

Dersom endringen av prismønsteret ikke har ført til økt margin på diesel for oljeselskapene kan en mulig forklaring være at oljeselskapene har stått ovenfor økte kostnader som har resultert i at veiledende pris på diesel har gått fra å være billigere til å bli dyrere enn veiledende pris på bensin.

6.1.2 Kostnader

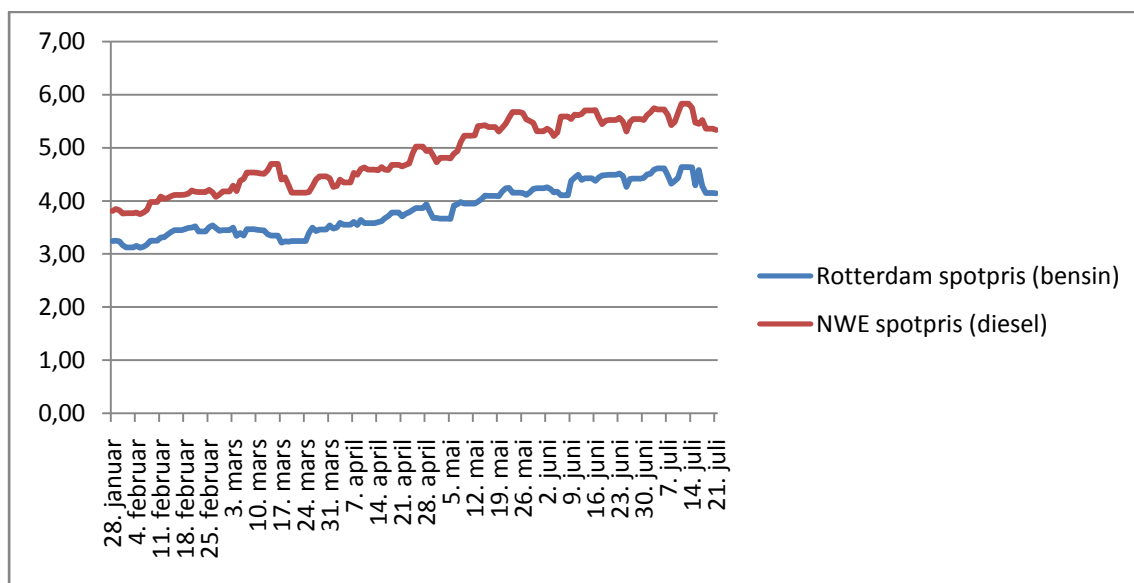
Avgifter

Både bensin og diesel er pålagt CO₂ avgift. Avgiften er konstant over hele perioden og kan dermed ikke være med på å forklare endringen i prismønsteret for diesel.

Bensin og diesel er også pålagt henholdsvis bensinavgift og autodieselavgift. Disse var per 28. januar 2008 på 4,28 og 3,30 kroner per liter. Avgiften holdt samme nivå frem til 1. juli hvor bensinavgiften økte med fem øre samtidig som at autodieselavgiften økte med ti øre. Det er lite trolig at en slik endring i bensinavgiften og autodieselavgiften på henholdsvis 5 og 10 øre kan være med på å forklare skiftet i prismønsteret for diesel. Tidligere har jeg vist at veiledende pris på diesel i starten av perioden var ca 50 øre billigere enn veiledende pris på bensin. Mot slutten av perioden var veiledende pris på diesel tilsvarende dyrere enn bensin noe som innebærer en differanse på ca 1 krone. Differansen i endrede avgifter mellom bensin og diesel på 5 øre⁴⁸ er i denne sammenhengen svært liten, og alene langt fra stor nok til å forklare differansen i veiledende pris på ca 1 krone. Det er også slik at endringen i avgiftene trådte i kraft så sent som fra 1. juli. Endringen i prismønsteret skjedde allerede i perioden mars/april, noe som støtter opp om argumentet om at endringen i avgiftene ikke kan være med på å forklare endringen i prismønsteret for diesel.

Internasjonal produktkostnad og merverdiavgift

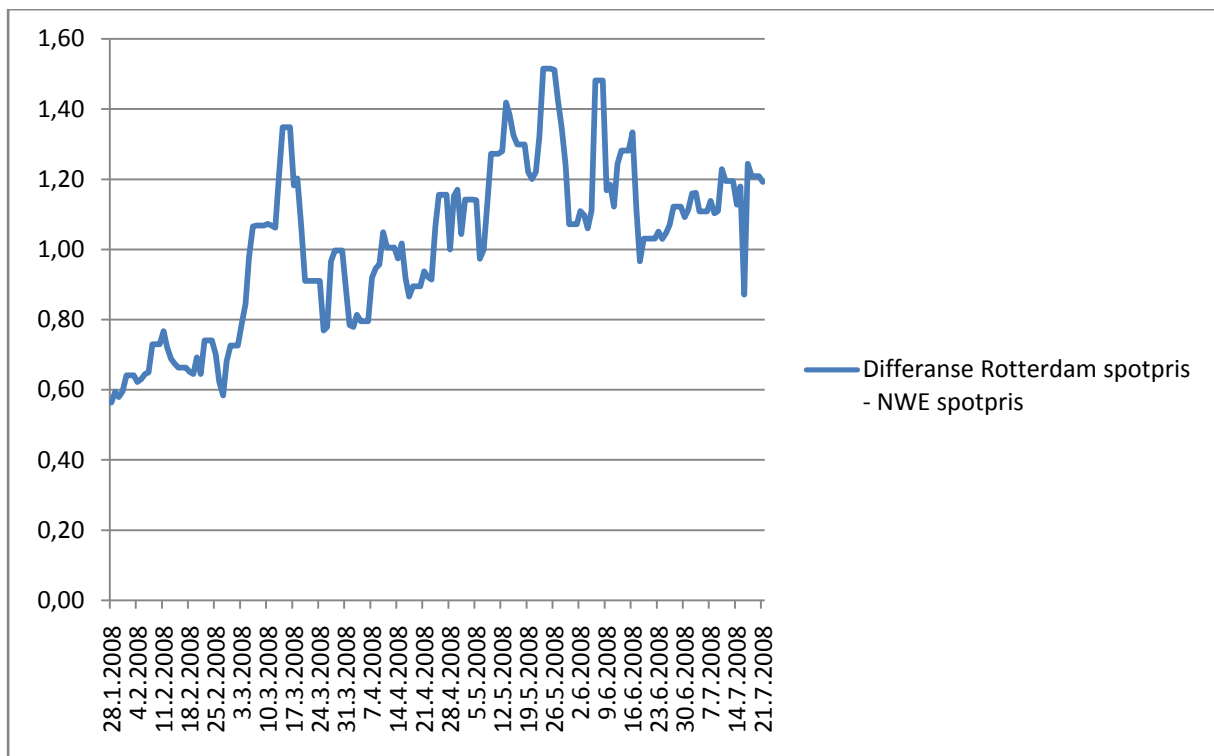
Endringer i den internasjonale innkjøpsprisen for diesel kan være en mulig forklaring på at veiledende pris på diesel har gått fra å være billigere til å bli dyrere enn veiledende pris på bensin.



Figur 8: Utviklingen i Rotterdam- og NWE spotprisen over perioden

⁴⁸ Økt autodieselavgift på 10 øre – økt bensinavgift på 5 øre gir en differanse på 5 øre.

Figur 8 viser utviklingen i Rotterdam spotprisen (bensin) og NWE spotprisen (diesel). Man ser at NWE spotprisen ligger over Rotterdam spotprisen i hele perioden og de følger hverandre tett, noe også en korrelasjonskoeffisient på 0,95 viser. Man kan se at Rotterdam spotprisen gradvis har økt fra ca 3 kroner per liter til over fire kroner per liter. NWE spotprisen har økt fra i underkant av fire til bortimot seks kroner per liter. Oljeselskapene har dermed stått ovenfor økte kostnader i perioden.



Figur 9: Differansen mellom NWE spotprisen (diesel) og Rotterdam spotprisen (bensin). (NWE spotprisen – Rotterdam spotprisen)

Selv om NWE- og Rotterdam spotprisen korrelerer sterkt ser vi av figur 9 at differansen mellom de to har økt over perioden. Differansen ligger stabilt mellom 0,60 til 0,80 kroner per liter frem til mars måned hvor den plutselig øker til i underkant av 1,40 kroner per liter. Deretter faller differansen noe før den fra slutten av mars måned stiger jevnt over perioden. Mot slutten blir differansen igjen noe mindre, men den holder også her ett betydelig høyere nivå sammenlignet med starten av perioden. Den økte differansen mellom de to spotprisene kan være med på å forklare endringen i prismønsteret for diesel. Selv om oljeselskapene i det aktuelle tidsrommet står ovenfor økte kostnader internasjonalt både på bensin og diesel har kostnaden på diesel økt mer enn hva den har gjort for bensin. Det at differansen øker betraktelig i mars måned, for så å stige utover perioden kan ha bidratt til endringen i

prismønsteret, altså at veiledende pris på diesel gikk fra å være billigere til å bli dyrere enn bensin.

Det er også slik at oljeselskapene betaler merverdiavgift på 25 %. Det betyr at dersom den internasjonale innkjøpsprisen på drivstoff stiger, så vil også merverdiavgiften målt i kroner stige. Dette fører til økt detaljpris på drivstoff. Det at NWE spotprisen holder ett høyere nivå enn Rotterdam spotprisen, samtidig som at differansen mellom dem øker, skulle tilsi at merverdiavgiften i kroner per liter diesel øker mer enn hva den gjør for bensin. Det er derfor trolig at det er den økte differansen mellom de to spotprisene, samt økt merverdiavgift på diesel sammenlignet med bensin som har ført til at veiledende pris på diesel har gått fra å være billigere til å bli dyrere enn veiledende pris på bensin.

Variabel	Antall obs.	Gjennomsnitt	Standard av.	Min	Max
Mva bensin	880	2,515	0,283	0	2,784
Mva diesel	880	2,526	0,305	0	2,862
Rotterdam spotpris	880	3,829	0,453	3,12	4,63
NWE spotpris	880	4,849	0,628	3,75	5,83
28.01-30.03					
Mva bensin	315	2,441	0,071	2,196	2,542
Mva diesel	315	2,394	0,088	2,134	2,556
Rotterdam spotpris	315	3,353	0,122	3,12	3,54
NWE spotpris	315	4,182	0,256	3,75	4,7
31.03-21.07					
Mva bensin	565	2,557	0,342	0	2,784
Mva diesel	565	2,599	0,355	0	2,862
Rotterdam spotpris	565	4,094	0,340	3,48	4,63
NWE spotpris	565	5,221	0,436	4,26	5,83

Tabell 3: Oversikt over gjennomsnittlige spotpriser og merverdiavgift for bensin og diesel

Disse antagelsene bekreftes langt på vei av tabell tre. Man kan se at gjennomsnittlig spotpris for bensin er 3,8 kroner per liter over perioden samtidig som gjennomsnittlig spotpris for diesel er 4,8 kroner per liter. Sammenligner man gjennomsnittlige spotpriser før og etter veiledende pris på diesel gikk fra å være billigere til å bli dyrere enn bensin ser man at

Rotterdam spotprisen har økt fra 3,353 til 4,094 kroner per liter. Dette er en økning på hele 22,1 %. Betrakter man NWE spotprisen er forskjellen enda større. I gjennomsnitt har NWE spotprisen økt fra 4,182 til 5,221 kroner per liter som tilsvarer 24,8 %.

Når det gjelder gjennomsnittelig merverdiavgift for perioden er den på ca 2,5 kroner per liter for både bensin og diesel. Dersom datasettet deles i to perioder slik som ved analysen av gjennomsnittelige realiserste- og veiledende marginer i del 6.1.1 er resultatet annerledes. Merverdiavgiften for bensin har i gjennomsnitt økt fra 2,441 kroner til 2,557 kroner per liter etter endringen i prismønsteret for diesel. Dette tilsvarer en økning på 4,75 %. For diesel er økningen enda kraftigere. Gjennomsnittelig merverdiavgift har økt fra 2,394 kroner til 2,599 kroner per liter som tilsvarer en økning på 8,56 %, altså nesten det dobbelte. Merverdiavgiften per liter diesel er lavere enn for bensin før endringen i prismønsteret. Etter endringen er merverdiavgiften per liter diesel høyere enn for bensin. Resultatene samsvarer godt med antagelsene gjort på bakgrunn av figurene.

6.1.3 Konklusjon

Ut i fra enkle betraktninger av marginer og kostnader for bensin og diesel kan det tyde på at endringen i prismønsteret for diesel, hvor veiledende pris på diesel gikk fra å være billigere til å bli dyrere enn bensin, kommer som et resultat av økte kostnader snarere enn en ren økning i oljeselskapenes margin på diesel.

Beregninger viser at gjennomsnittelige realiserste- og veiledende marginer for både bensin og diesel har falt etter endringen i prismønsteret for diesel. Man observerer også en økt differanse i kostnaden mellom NWE- og Rotterdam spotprisen som forsterkes ytterligere av økt merverdiavgift for diesel sammenlignet med bensin. Disse faktorene kan til sammen ha ført til endringen i prismønsteret for diesel.

Man skal dog være forsiktig med å trekke bastante konklusjoner kun på bakgrunn av figurbetraktninger og enkle beregninger. Det er derfor behov for en mer omfattende økonometrisk analyse av marginene for å undersøke om man kan trekke de samme slutningene.

6.2 Økonometri

I den videre analysen vil jeg estimere marginmodeller for realiserste- og veiledende margin for både bensin og diesel. Dette gjør jeg for å kartlegge hvorvidt endringen i prismønsteret for

diesel har ført til økt margin på diesel for oljeselskapene, eller om endringen kun er ett resultat av økte kostnader.

6.2.1 Stasjonæritet

Antagelser og grafisk vurdering

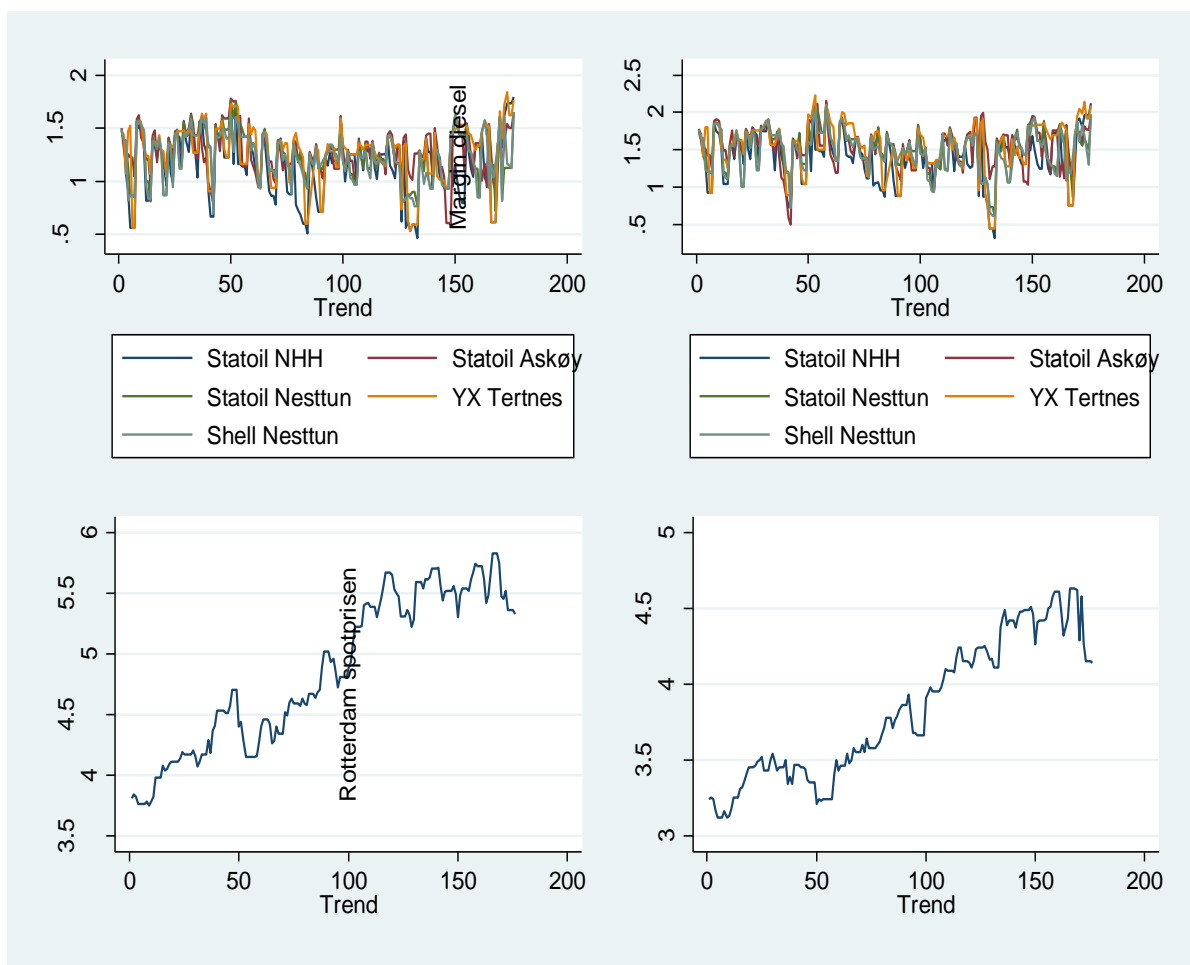
Før man kan benytte økonometriske modeller for å analysere marginen på bensin og diesel må man undersøke tidsseriene for å kartlegge hvorvidt de er stasjonære eller ikke-stasjonære.

Dette for å unngå problemet med spuriøse regresjoner ved bruk av ikke-stasjonære tidsserier som omtalt i del fire.

For å estimere marginen for henholdsvis bensin og diesel benyttes tidsserier for Rotterdam- og NWE spotprisen, samt tidsserier for marginen på bensin og diesel ved de fem ulike stasjonene. Når det gjelder marginen for bensin og diesel vil det være rimelig å anta at tidsseriene er stasjonære da oljeselskapene ønsker en nokså forutsigbar og konstant margin for å kunne dekke sine løpende kostnader. Dette kan være kostnader knyttet til lagring, transport og markedsføring, samt at de ønsker å sitte igjen med en fortjeneste på toppen av det hele.

Rotterdam- og NWE spotprisen derimot antas å være ikke-stasjonær. Dette fordi spotprisene typisk vil endre seg usystematisk over tid da de påvirkes av ulike faktorer som råoljeprisen, dollarkursen, samt tilbud og etterspørsel etter bensin og diesel.⁴⁹

⁴⁹ Øvrige faktorer er nærmere omtalt i avsnitt 2.3.2.

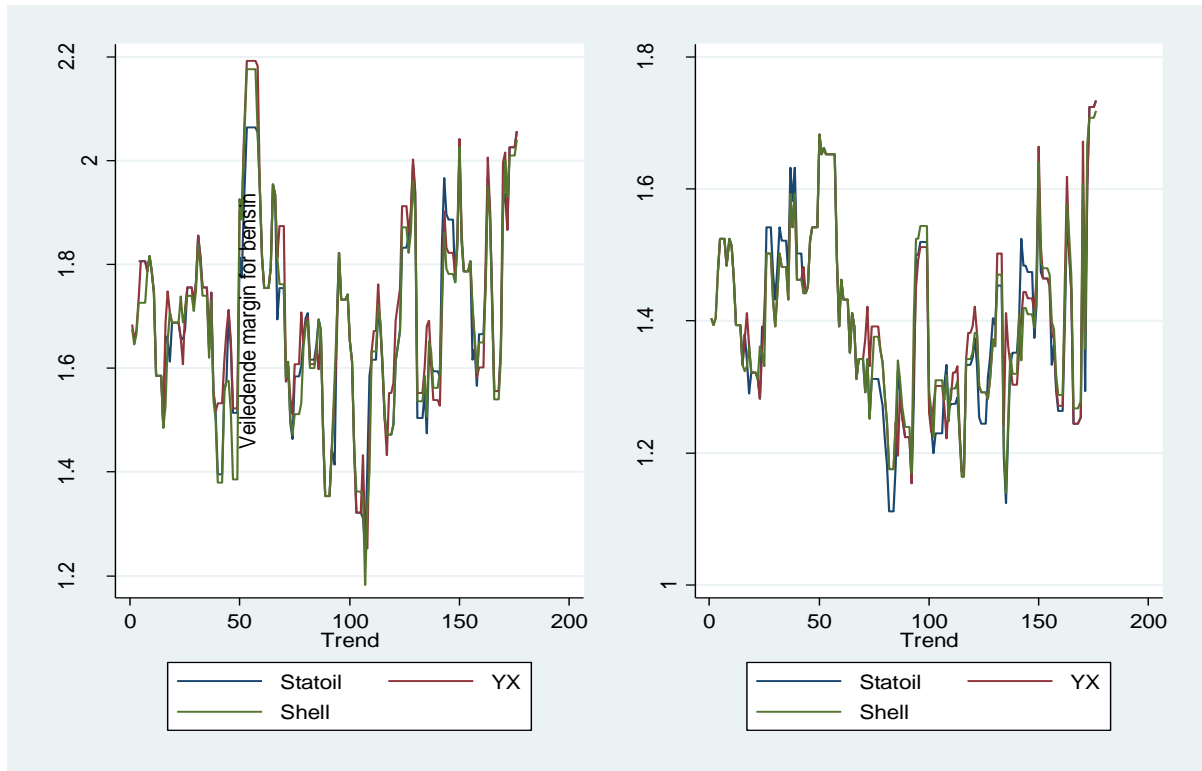


Figur 10: Fra venstre til høyre, øverst: Utviklingen i marginen på bensin ved de fem stasjonene, utviklingen i marginen på diesel ved de fem stasjonene. Fra venstre til høyre, nederst: Utviklingen i NEW spotprisen, utviklingen i Rotterdam spotprisen

Ved å betrakte figur 10 kan det tyde på at antagelsene er korrekte. Grafen øverst til venstre viser utviklingen i marginen på bensin ved de fem bensinstasjonene over hele perioden. Tidsserien ser ut til å være stasjonær. Det samme gjør tidsserien for utviklingen i marginen på diesel i grafen øverst til høyre.

Både tidsserien for Rotterdam- og NWE spotprisen ser ut til å være stasjonær omkring en trend, noe som ikke stemmer overens med antagelsen om at tidsseriene er ikke-stasjonære. Grunnen til at Rotterdam- og NWE spotprisen i figur 10 virker å være stasjonær omkring en trend kommer av at vi kun har datamateriale for en begrenset tidsperiode. Dersom man hadde hatt data for en lengre periode ville man antagelig kunne sett at de to tidsseriene ville bevege seg usystematisk opp og ned uten noen spesiell form for trend.

Jeg vil også estimere modeller for selskapenes veiledende marginer. Det er derfor også nødvendig å teste om tidsseriene for de veiledende marginene er stasjonære eller ikke-stasjonære.



Figur 11: Fra venstre mot høyre: Veiledende margin for diesel, veiledende margin for bensin

I utgangspunktet skulle man tro at de veiledende marginene var ikke-stasjonære. Dette fordi at de veiledende prisene beveger seg usystematisk uten noen spesiell form for trend. Det samme gjør også både Rotterdam- og NWE spotprisen. Av figur 11 kan det imidlertid se ut til at den veiledende marginen for både bensin og diesel er stasjonær, men det er vanskelig å komme med en klar konklusjon basert på grafene.

Den utvidede Dickey-Fuller testen

Det er ikke nok bare å gjøre seg opp en formening om de ulike tidsseriene er stasjonære eller ikke-stasjonære ved grafiske betraktninger. Det kreves grundig økonometrisk testing for å avgjøre hvorvidt en tidsserie er stasjonær eller ikke-stasjonær. For å teste for stasjonærhet benyttes den utvidede Dickey-Fuller testen som er nøye gjennomgått i del fire. Resultatene vises under i tabell 4:

Variabel	Antall lag	Med trend	Antall lag	Uten trend
		Med konstant		Med konstant
Margin bensin Statoil NHH	7	-3,840**	7	-3,444**
Margin bensin Statoil Askøy	7	-4,733***	7	-4,600***
Margin bensin Statoil Nesttun	7	-3,457**	7	-3,231**
Margin bensin Shell Nesttun	6	-2,796	6	-2,530
Margin bensin YX Tertnes	7	-3,129	7	-3,095**
Margin diesel Statoil NHH	7	-4,225***	7	-4,060***
Margin diesel Statoil Askøy	7	-4,581***	5	-4,372***
Margin diesel Statoil Nesttun	7	-3,734**	7	-3,714***
Margin diesel Shell Nesttun	7	-3,172*	7	-3,174**
Margin diesel YX Tertnes	7	-3,734**	7	-3,769***
Rotterdam spotpris	0	-2,769	1	-1,253
NWE spotpris	1	-2,649	1	-1,515
Veil. margin bensin Statoil	6	-2,040	6	-2,319
Veil. margin bensin Shell	0	-3,807**	0	-3,860***
Veil. margin bensin YX	6	-2,101	6	-2,368
Veil. margin diesel Statoil	1	-4,076***	0	-3,424**
Veil. margin diesel Shell	1	-4,264***	1	-4,270***
Veil. margin diesel YX	1	-4,071***	1	-4,055***

***/ signifikant på 1 % nivå, **/signifikant på 5 % nivå, */ signifikant på 10 % nivå.

Tabell 4: Teststatistikken fra den utvidede Dickey-Fuller testen

Den utvidede Dickey-Fuller testen uten både trend og konstant er utelatt når det er testet for stasjonæritet for tidsseriene i tabell 4. Dette kommer av at ingen av tidsseriene er sentrert rundt null.

Dersom man tester med trend og konstant er tidsseriene for marginen på bensin ved de tre statoilstasjonene stasjonære. Tidsseriene ved Shell på Nesttun og YX på Tertnes er imidlertid ikke-stasjonære ved bruk av denne testen.

Dersom man betrakter tidsseriene for marginen på bensin grafisk i figur 10 er det ingenting som tyder på at disse inneholder ett trendelement. Dersom man tester tidsseriene uten trend, men med konstant er alle sammen stasjonære med unntak av Shell på Nesttun. Tidsserien er imidlertid svært nær å være stasjonær på ett 10 % nivå.

Samtlige tidsserier for marginen på diesel er stasjonære ved bruk av begge tester. Dette samsvarer med egne antagelser.

Som antatt er både Rotterdam- og NWE spotprisen ikke-stasjonær ved bruk av begge tester.

For veiledende marginer for bensin og diesel testes kun tre tidsserier, en for hvert selskap, for stasjonærhet. Dette kommer av at veiledende margin er lik ved alle de tre statoilstasjonene da man tar utgangspunkt i veiledende pris, og ikke realisert pris ved beregning av marginen.

De tre tidsseriene for veiledende marginer for diesel er stasjonære ved bruk av begge tester. Det samme er veiledende margin for bensin ved Shell. Veiledende margin for bensin ved selskapene Statoil og YX er imidlertid ikke-stasjonære ved bruk av begge tester.

Årsaken til at fire av seks tidsserier for veiledende marginer er stasjonære ved bruk av begge tester kan være fordi det er brukt få lags i den utvidede Dickey-Fuller testen. Få lags kan føre til at man for ofte forkaster nullhypotesen om ikke-stasjonærhet når den i utgangspunktet er sann. Det vil si at man konkluderer med at tidsserien er stasjonær i tilfeller hvor den i realiteten er ikke-stasjonær. I dette tilfelle er det benyttet ett eller ingen lag ved de tidsseriene for veiledende marginer som er funnet stasjonære. Ved tidsseriene som er funnet ikke-stasjonære er det benyttet seks lags. Det kan derfor være slik at de tidsseriene som er funnet stasjonære i realiteten ikke er det, og det er derfor vanskelig å trekke noen konklusjon vedrørende tidsseriene for veiledende marginer.

6.2.2 Marginmodell for bensin

Neste skritt vil være å estimere en marginmodell for bensin med ett trendelement for å undersøke hvordan marginen ved de ulike stasjonene har utviklet seg over perioden. Alle tidsseriene for marginene var stasjonære dersom man testet med konstant og uten trend som er den mest nærliggende testen å benytte. Unntaket var tidsserien for Shell på Nesttun, men denne var svært nær å være stasjonær på ett 10 % nivå. Rotterdam spotprisen er imidlertid ikke-stasjonær.

Først estimerer jeg følgende statiske modell hvor marginen på bensin ved de fem bensinstasjonene er den avhengige variabelen:⁵⁰

$$(6.1) \quad \text{marginbensin}_{i,t} = \alpha + \beta_0 \text{spotprisbensin}_t + \beta_1 \text{trend}_t + \theta_0 \text{skiftdummy} + \varphi_0 \text{bensinavgdum} + \delta_0 \text{tirsdag} + \delta_1 \text{onsdag} + \delta_2 \text{torsdag} + \delta_3 \text{fredag} + \delta_4 \text{lørdag} + \delta_5 \text{søndag} + \gamma_0 \text{statoilNHH} + \gamma_1 \text{shellNESTTUN} + \gamma_2 \text{yxTERTNES} + \gamma_3 \text{statoilASKØY} + \varepsilon_{i,t}$$

Det antas at den avhengige variabelen ($\text{marginbensin}_{i,t}$) påvirkes av endringer i Rotterdam spotprisen (spotprisbensin_t). Jeg modellerer også effekten av økt bensinavgift ved å introdusere en dummyvariabel (bensinavgdum) som inntar verdien én etter avgiftsøkningen på 5 øre den 1. juli 2008. Frem til dette tidspunktet er dummyvariabelen lik null. Variabelen skal fange opp effekten av økt bensinavgift på marginen på bensin.

Modellen inneholder en lineær trend (trend_t) som skal fange opp hvorvidt marginen på bensin har økt, falt eller er uendret over perioden.

Jeg introduserer også en dummyvariabel (skiftdummy) som inntar verdien én fra og med 31. mars 2008. Dette er samme dato som jeg delte datasettet ved i del 6.1 da jeg sammenlignet marginer og kostnader før og etter at veiledende pris på diesel gikk fra å være billigere til å bli dyrere enn bensin. Koeffisienten til dummyvariabelen gir informasjon om marginen på bensin er høyere, lavere eller uendret etter endringen i prismønsteret sammenlignet med perioden før.

Videre kontrollerer jeg for ukesmønsteret i bensinmarkedet ved å inkludere dummyvariabler for de ulike ukedagene (tirsdag , onsdag , torsdag , fredag , lørdag og søndag). Mandag er referansedagen. Dersom den aktuelle dummyvariabelen inntar verdien én vil koeffisienten anslå hvorvidt marginen for bensin den aktuelle dagen er høyere, lavere eller lik som referansedagen.

Jeg har også inkludert stasjonsdummyer (statoilNHH , shellNESTTUN , yxTERTNES og statoilASKØY) for å undersøke om det er signifikante forskjeller i marginen ved de ulike bensinstasjonene. Jeg har valgt Statoil på Nesttun som referansedummy da man enkelt kan undersøke om det er signifikante forskjeller i marginen ved denne Nesttun stasjonen sammenlignet med de øvrige stasjonene da det antas at konkurransen er hardere på Nesttun. Grunnen til dette er at de to stasjonene Statoil og Shell på Nesttun ligger rett ved siden av

⁵⁰ Resultatene fra den statiske modellen finnes i vedlegg 2.

hverandre på samme side av veien. Dersom en av dummyvariablene inntar verdien én gir koeffisienten til den aktuelle dummyvariabelen informasjon om hvorvidt marginen er høyere, lavere eller lik som ved referansestasjonen.

Autokorrelasjon

Før man kan benytte resultatene fra den estimerte marginmodellen må man teste feilleddet for autokorrelasjon. Dette gjør man ved å benytte Box-Pierce testen som er nøye gjennomgått i del fire.

Jeg tester modellen for første og syvende ordens autokorrelasjon. Grunnen til at jeg tester for syvende ordens autokorrelasjon er fordi jeg har daglige data og ett ukentlig prismønster. I og med at datasettet inneholder fem tidsserier⁵¹ må jeg kjøre en test for hver tidsserie. Kritisk verdi er henholdsvis 3,84 og 14,07 ved 1 og 7 frihetsgrader. Nullhypotesen er at feilleddene ikke er autokorrelerte, det vil si at det ikke er noen systematikk i feilleddene.

Alternativhypotesen er at feilleddene er autokorrelerte. Ved å benytte Box-Pierce testen på de fem tidsseriene finner jeg at modellen inneholder både første og syvende ordens autokorrelasjon da Q-statistikken er langt høyere enn de kritiske verdiene.⁵² Dette medfører at man må forkaste nullhypotesen om ingen autokorrelasjon.

For å rette på problemet med autokorrelasjon i feilleddene må man gjøre modellen dynamisk. Jeg velger da å benytte en ADL modell⁵³ som tillater både lagget avhengig variabel og laggede forklaringsvariabler. I den utvidede marginmodellen vil jeg inkludere lags av avhengig variabel ($marginbensin_{i,t}$) og av forklaringsvariabelen Rotterdam spotpris ($spotprisbensin_t$). For å avgjøre hvor mange lags som er nødvendig for at all autokorrelasjon skal forsvinne må man estimere en modell med et høyt nok antall lags slik at man er helt sikker på at all autokorrelasjon er fjernet. I mitt tilfelle hvor man har et fast prismønster i form av en ukessyklus vil det være naturlig å ta utgangspunkt i åtte lags, for så å eliminere de laggene som ikke er signifikante.

⁵¹ Datasettet har fem tidsserier, altså en tidsserie for hver bensinstasjon.

⁵² Se vedlegg 3 for Q-statistikk for alle tidsseriene.

⁵³ Forkortelsen ADL står for Autoregressive distributed lag.

Den endelige marginmodellen for bensin

Jeg ender opp med følgende dynamiske ADL-modell:

$$(6.2) \quad \begin{aligned} \text{marginbensin}_{i,t} = & \alpha + \beta_0 \text{marginbensin}_{i,t-1} + \\ & \beta_1 \text{spotprisen}_{i,t} + \beta_2 \text{spotprisen}_{i,t-1} + \beta_3 \text{spotprisen}_{i,t-6} + \\ & \beta_4 \text{spotprisen}_{i,t-7} + \beta_5 \text{trend}_t + \theta_0 \text{skiftdummy} + \varphi_0 \text{bensinavgdum} + \delta_0 \text{tirsdag} + \\ & \delta_1 \text{onsdag} + \delta_2 \text{torsdag} + \delta_3 \text{fredag} + \delta_4 \text{l rdag} + \delta_5 \text{s ndag} + \gamma_0 \text{statoilNHH} + \\ & \gamma_1 \text{shellNESTTUN} + \gamma_2 \text{yxTERTNES} + \gamma_3 \text{statoilASK Y} + \varepsilon_{i,t} \end{aligned}$$

Forskjellen mellom modell (6.2) og modell (6.1) er at den avhengige variabelen ($\text{marginbensin}_{i,t}$) n  ogs  er en funksjon av marginen p  bensin dagen f r ($\text{marginbensin}_{i,t-1}$). Det er ogs  slik at Rotterdam spotprisen dagen f r ($\text{spotprisen}_{i,t-1}$), samt seks og syv dager tidligere ($\text{spotprisen}_{i,t-6}$, $\text{spotprisen}_{i,t-7}$) er med p    forklare marginen p  bensin innev rende dag.

Etter at den nye modellen er utvidet med lags m  man teste feilledet for autokorrelasjon. De kritiske verdiene og hypotesene ved bruk av Box-Pierce testen er identiske som tidligere.

Q-statistikken er n  lavere enn kritiske verdier for samtlige tidsserier dersom man tester for f rste ordens autokorrelasjon. N r man tester for syvende ordens autokorrelasjon finner man at Q-statistikken er lavere enn kritisk verdi for samtlige tidsserier med unntak av tidsseriene ved de to Nesttun stasjonene. Kritisk verdi er 14,07 og tilh rende Q-statistikk er 15,98 og 14,53 for henholdsvis Statoil og Shell p  Nesttun. Man er med andre ord sv rt n r   kunne forkaste nullhypotesen om ingen autokorrelasjon ogs  for disse tidsseriene.⁵⁴ Da man er sv rt n r   kunne forkaste nullhypotesen ogs  for syvende ordens autokorrelasjon for de fleste tidsserier benyttes modellen i den videre analysen.

I del 6.1 fant jeg ved beregninger at marginen p  bensin var lavere i perioden etter at veiledende pris p  diesel ble dyrere enn bensin, sammenlignet med perioden f r hvor veiledende pris p  diesel var billigere enn bensin. For   undersøke om man kan trekke de samme slutningene som i del 6.1 estimerer jeg f rst modell (6.2). Resultatene er fremstilt under i tabell 5:

⁵⁴ Se vedlegg 3 for Q-statistikk for alle tidsseriene.

Variabel	Koeffisient	Standardavvik
Maringbensin _{t-1}	0,5287926***	0,0289065
Spotprisbensin _t	-0,7578154***	0,0808138
Spotprisbensin _{t-1}	0,5757739***	0,0867935
Spotprisbensin _{t-6}	-0,2002978**	0,0934749
Spotprisbensin _{t-7}	0,3820674***	0,0919612
Trend	-0,0001118	0,0005699
Skiftdummy	-0,0585994**	0,0249051
Bensinavgdum	0,0209271	0,0235011
Tirsdag	-0,2349546***	0,0234791
Onsdag	-0,28509***	0,0229846
Torsdag	-0,2233016***	0,0221499
Fredag	-0,3351074***	0,0223197
Lørdag	-0,3648456***	0,0215973
Søndag	-0,3988851***	0,0212469
Statoil NHH	-0,044523**	0,0180073
Statoil Askøy	0,0091468	0,0177523
Shell Nesttun	-0,0114554	0,0178375
YX Tertnes	0,009059	0,017976
Konstant	0,9157735***	0,1606952
Langtidseffekter:		
Spotprisbensin	0,000	0,107
Bensinavgdum	0,044	0,050
Skiftdummy	-0,124**	0,052
R ²	0,5911	
N	832	

***/ signifikant på 1 % nivå, **/signifikant på 5 % nivå, */ signifikant på 10 % nivå

Tabell 5: Resultater modell (6.2)

Modellen har en forklaringsgrad på 59,1 %, noe som innebærer at modellen forklarer 59,1 % av variasjonen i marginen på bensin.

Marginen på bensin er en funksjon av marginen dagen før, en sammenheng som er signifikant på ett 1 % nivå.

Marginen avhenger også av Rotterdam spotprisen (*spotprisbensin*). Dersom Rotterdam spotprisen øker med én krone i dag fører det til en signifikant nedgang i marginen på 0,76 kroner per liter samme dag. I utgangspunktet skulle man anta at en endring i spotprisen på én krone på kort sikt skulle føre til en tilsvarende nedgang i marginen.

På lang sikt fører ikke en endring i Rotterdam spotprisen til noen endring i oljeselskapenes margin på bensin.⁵⁵ Dette innebærer at en økning i Rotterdam spotprisen i sin helhet veltes over på konsumentene på lang sikt slik man skulle kunne forvente. Man kan ved hjelp av en f-test teste om den langsiktige effekten, β^* , er signifikant forskjellig fra null. Hypotesene vil da være som følger:

$$H_0: \beta^* = 0$$

$$H_A: \beta^* \neq 0$$

Resultatet av f-testen er presentert i vedlegg 6 og viser at man ikke kan forkaste nullhypotesen om at den langsiktige effekten av en endring i Rotterdam spotprisen er lik null.

Den lineære trenden i modell (6.2) viser at marginen på bensin har falt med 0,00011 kroner per liter per dag over perioden. Etter totalt 176 dager gir det en redusert margin på 0,02 kroner per liter. Det vil si at marginen på bensin er 2 øre lavere den 21. juli sammenlignet med 28. januar. Resultatet er imidlertid ikke signifikant.

Nettoeffekten av den lineære trenden og skiftdummyen er imidlertid negativ. Skiftdummyen alene indikerer at marginen på bensin på kort sikt har falt med 0,059 kroner per liter etter skiftet i prismønsteret hvor veiledende pris på diesel gikk fra å være billigere til å bli dyrere enn bensin. Nettoeffekten den 31. mars⁵⁶ er på -0,13 kroner per liter. Den 21.juli er nettoeffekten av trenden og skiftdummyen lik -0,14 kroner per liter.⁵⁷ Den har altså vært moderat fallende etter skiftet i prismønsteret. Dette samsvarer godt med resultatet jeg fant fra

⁵⁵ Regnet ut ved å benytte følgende formel basert på modell (6.2): $\frac{\beta_1 + \beta_2 + \beta_3 + \beta_4}{1 - \beta_0}$

⁵⁶ Tidspunktet for skiftet i prismønsteret.

⁵⁷ Nettoeffekten er regnet ut ved å ta β_5 * *antall dager* addert med langtidseffekten til skiftdummyen som er beregnet ved følgende formel basert på modell (6.2): $\frac{\theta_0}{1 - \beta_0}$

de enkle beregningene av gjennomsnittelig margin for bensin i del 6.1 hvor marginen i gjennomsnitt var ca 0,12 kroner lavere etter endringen i prismønsteret.⁵⁸

Koeffisienten til bensinavgiftsdummyen er positiv og viser at marginen på bensin på kort sikt økte med 0,2 øre per liter etter avgiftsøkningen på 5 øre den 1. juli. Dette er ett svært lavt tall, og resultatet er langt fra å være signifikant selv på ett 10 % nivå. Ser man på langtidseffekten av den endrede avgiften øker marginen med 0,4 øre, men dette resultatet er heller ikke signifikant.⁵⁹ Marginen til oljeselskapene er dermed ikke signifikant endret som følge av avgiftsøkningen. Det innebærer at hele avgiftsøkningen er veltet over på kundene i form av økt detaljpris.

I del 2.4 omtalte jeg det ukentlige prismønsteret i det norske drivstoffmarkedet hvor prisen settes opp hver mandag formiddag rundt klokken 12 før den utover uken faller grunnet lokal konkurranse. Det samme prismønsteret observeres også i modell (6.2) og kontrolleres for ved hjelp av seks dagsdummyer hvor mandag er referansedagen. Alle resultatene er signifikante på ett 1 % nivå og viser at marginen for bensin faller utover uken. Marginen er lavest på søndag hvor den er ca 0,40 kroner lavere sammenlignet med mandag. Dummyvariabelen for torsdag viser at marginen er ca 0,22 kroner lavere per liter sammenlignet med mandager. Til sammenligning er marginen per liter bensin på onsdager 0,29 kroner lavere enn på mandager. Grunnen til at fallet i marginen ikke er like stort på torsdager sammenlignet med referansedagen som på onsdager er at oljeselskapene i den aktuelle perioden satte opp prisen på bensin til veiledende pris også enkelte torsdager. Mulige forklaringer kan eksempelvis være at konkurransen har vært ekstra hard de aktuelle ukene, eller at Rotterdam spotprisen har økt mer enn antatt slik at oljeselskapene har måtte justere prisen også enkelte torsdager i stede for å vente til påfølgende mandag.

De ulike stasjonsdummyene kontrollerer for forskjeller i marginen mellom de fem bensinstasjonene hvor Statoil på Nesttun er referansestasjonen. Koeffisienten til dummyene for YX på Tertnes og Statoil på Askøy er begge positive og indikerer at den estimerte

⁵⁸ Jeg har også estimert en utvidet versjon av modell (6.2) hvor jeg har inkludert en interaksjonsdummy, *trendskift*, som er generert ved å multiplisere forklaringsvariablene *trend* og *skiftdummy*. Interaksjonsdummyen tillater at trenden endres etter skiftet i prismønsteret den 31. mars noe modell (6.2) i utgangspunktet ikke gjør. Jeg finner da at trenden fortsatt er negativ og ikke signifikant. Skiftdummyen i den nye modellen indikerer ett større fall i marginen etter skiftet i prismønsteret, men er nå kun signifikant på ett 12 % nivå. Den nye interaksjonsdummyen er heller ikke signifikant. Den nye modellen indikerer at marginen på bensin ikke har falt signifikant over perioden og at marginen heller ikke har falt signifikant etter skiftet i prismønsteret. Resultatene fra modellen er presentert i vedlegg 2.

⁵⁹ Langsiktseffekten er regnet ut ved bruk av følgende formel basert på modell (6.2): $\frac{\varphi_0}{1-\beta_0}$

marginen ved disse stasjonene er 0,9 øre høyere per liter sammenlignet med Statoil på Nesttun. Forskjellen på 0,9 øre er veldig liten og ikke signifikant. Det er derfor ikke noe grunnlag for å si at marginen ved de to stasjonene er signifikant forskjellig fra referansestasjonen. Marginen ved Shell på Nesttun er ca 1 øre lavere enn ved statoilstasjonen på Nesttun, men resultatet er heller ikke her signifikant. Dummyen for Statoil ved NHH er imidlertid signifikant på ett 5 % nivå og viser at marginen er 4,5 øre lavere per liter sammenlignet med Statoil på Nesttun. Man skulle i utgangspunktet anta at konkurransen er hardere på Nesttun hvor Statoil og Shell ligger rett ved siden av hverandre på samme side av veien, og at marginen dermed er lavere ved disse stasjonene enn hva den er på Statoil ved NHH. En mulig forklaring på hvorfor dette ikke er tilfelle kan være at Statoil ved NHH møter konkurranse fra to ubetjente stasjoner lokalisert i nærheten av NHH.⁶⁰ Ubetjente stasjoner er billigere i drift og kan holde ett noe lavere prisnivå enn de betjente stasjonene og kan dermed være med på å forklare hvorfor marginen på Statoil ved NHH er lavere sammenlignet med Statoil på Nesttun.

6.2.3 Veiledende marginmodell for bensin

Jeg vil også estimere en modell for den veiledende marginen for bensin for å undersøke hvordan den har utviklet seg over perioden. Ved å betrakte figur 5 ser det ut til at trenden for den veiledende marginen var fallende over perioden. Den gjennomsnittelige veiledende marginen viste seg ved beregninger også å være lavere i perioden etter at veiledende pris på diesel ble dyrere enn veiledende pris på bensin sammenlignet med perioden før.

Når det gjelder de veiledende marginene er det vanskelig å trekke noen konklusjoner om hvorvidt tidsseriene er stasjonære eller ikke-stasjonære. Man skal derfor være forsiktig med å legge for mye i resultatene grunnet faren for spuriøse regresjoner.

Jeg estimerer først følgende statiske modell:⁶¹

$$(6.3) \quad \text{veilmarginbensin}_{i,t} = \alpha + \beta_0 \text{spotprisbensin}_t + \beta_1 \text{trend}_t + \theta_0 \text{skiftdummy} + \varphi_0 \text{bensinavgdum} + \delta_0 yx + \delta_1 \text{shell} + \varepsilon_{i,t}$$

Som sist antas det at den avhengige variabelen, som er veiledende margin på bensin ($\text{veilmarginbensin}_{i,t}$), avhenger av Rotterdam spotprisen (spotprisbensin_t). Jeg har også

⁶⁰ De to ubetjente stasjonene er Uno X og Shell Express.

⁶¹ Resultatene fra den statiske modellen finnes i vedlegg 2.

inkludert ett trendelement ($trend_t$), en dummy som skal fange opp skiftet i prismønsteret for diesel ($skiftdummy$), samt en dummy for bensinavgiften ($bensinavgdum$). Disse tjener de samme funksjonene som i modell (6.1) og forklares dermed ikke mer inngående i sammenheng med modell (6.3). I modell (6.3) kontrolleres det ikke for ukesmønsteret i detaljprisen på drivstoff slik som i modell (6.1). Dette fordi de veiledende prisene på drivstoff ikke følger samme ukesmønster som de realiserte prisene i drivstoffmarkedet.

Dummyvariablene for de ulike ukedagene er dermed utelatt.

Det er også slik at de veiledende prisene er de samme for alle bensinstasjoner innenfor samme selskap. Det er dermed ikke nødvendig å inkludere en dummyvariabel for hver bensinstasjon da de veiledende marginene ved de tre statoilstasjonene er identiske. I stede inkluderes en dummyvariabel for hvert selskap (yx og $shell$), hvor Statoil er referanseselskapet. Dette gjør jeg for å undersøke om det er signifikante forskjeller i veiledende margin mellom de tre selskapene.

Autokorrelasjon

Modellen testes for første og syvende ordens autokorrelasjon ved hjelp av Box-Pierce testen som forklart i avsnitt 6.2.2. Resultatene viser at modellen inneholder både første og syvende ordens autokorrelasjon.⁶²

Modellen må dermed utvides med lags for å fjerne autokorrelasjonen. Dette gjøres på samme måte som i avsnitt 6.2.2.

Den endelige veiledende marginmodellen for bensin

Man ender opp med følgende modell:

$$(6.4) \quad \text{veilmarginbensin}_{i,t} = \alpha + \beta_0 \text{veilmarginbensin}_{i,t-1} + \beta_1 \text{spotprisbensin}_t + \beta_2 \text{spotprisbensin}_{t-1} + \beta_3 \text{spotprisbensin}_{t-7} + \beta_4 \text{trend}_t + \theta_0 \text{skiftdummy} + \varphi_0 \text{bensinavgdum} + \delta_0 yx + \delta_1 \text{shell} + \varepsilon_{i,t}$$

Forskjellen mellom modell (6.4) og (6.3) er at den avhengige variabelen ($\text{veilmarginbensin}_{i,t}$) i modell (6.4) nå er en funksjon av den veiledende marginen på bensin dagen før ($\text{veilmarginbensin}_{i,t-1}$). Det er også slik at den veiledende marginen på

⁶² Se vedlegg 3 for Q-statistikk for alle tidsseriene.

bensin nå også påvirkes av Rotterdam spotprisen både dagen før ($spotprisbensin_{t-1}$) og syv dager tidligere ($spotprisbensin_{t-7}$).

Etter å ha utvidet modellen testes feilleddende for autokorrelasjon. Resultatene tilsier at all første ordens autokorrelasjon nå er fjernet da Q-statistikken er lavere enn kritisk verdi. Man kan derfor ikke forkaste nullhypotesen om ingen autokorrelasjon. Det er imidlertid slik at man ikke kan forkaste nullhypotesen for tidsseriene for Shell og YX når man tester for syvende ordens autokorrelasjon.⁶³ Dette må man ta hensyn til i vurderingen av resultatene som er fremstilt under i tabell 6:

Variabel	Koeffisient	Standardavvik
Veilmarginbensin _{t-1}	0,815344***	0,0179142
Spotprisbensin _t	-0,9528749***	0,0143693
Spotprisbensin _{t-1}	0,8604842***	0,0204184
Spotprisbensin _{t-7}	0,0720221***	0,011633
Trend	0,0004656***	0,0001252
Skiftdummy	-0,0396235***	0,0063576
Bensinavgdum	-0,0181555***	0,004319
YX	0,0011029	0,0026317
Shell	0,0018793	0,0026355
Konstant	0,331117***	0,0487968
Langtidseffekter:		
Spotprisbensin	-0,110**	0,051
Bensinavgdum	-0,098***	0,023
Skiftdummy	-0,215***	0,024
R ²	0,9533	
N	845	

*** / signifikant på 1 % nivå, ** / signifikant på 5 % nivå, * / signifikant på 10 % nivå

Tabell 6: Resultater modell (6.4)

Modellen har en forklaringsgrad på 95,3 % noe som innebærer at over 95 % av variasjonen i den veiledende marginen på bensin fanges opp av modellen.

⁶³ Se vedlegg 3 for Q-statistikk for alle tidsseriene.

På kort sikt fører en økt spotpris på én krone til en nedgang i veiledende margin på 0,95 kroner per liter. Dette stemmer godt med hva man i utgangspunktet skulle anta, nemlig at en endring i kostnadene vil slå direkte ut i marginen på kort sikt. Resultatet er signifikant på ett 1 % nivå. På lang sikt vil en økning i spotprisen på én krone føre til at veiledende margin på bensin reduseres med 0,11 kroner per liter.⁶⁴ Resultatet er signifikant på ett 1 % nivå. En f-test indikerer også at man kan forkaste nullhypotesen om at langtidseffekten av en endring i Rotterdam spotprisen er lik null.⁶⁵ Resultatet for langtidseffekten er mest sannsynlig feil da det på lang sikt vil være naturlig å anta at endringer i kostnadene ikke resulterer i endret margin. En mulig forklaring kan være manglende stasjonærhet i utviklingen i veiledende margin, altså avhengig variabel. En annen mulig forklaring er at problemet er ett paneldatafenomen. Det kan være at den datagenererende prosessen som ligger bak utviklingen i veiledende margin for de ulike selskapene ikke er lik på tvers av selskapene. Pesaran og Smith (1995) viser til at røttene⁶⁶ kan bli feilestimert dersom man har positiv autokorrelasjon og dynamiske panel samtidig som uavhengige x -variabler, som trend og dummyer, er biased nedover ved positiv autokorrelasjon. Dette kommer av den implisitte restriksjonen om at β_1 , β_2 og β_3 er lik for alle selskaper, noe de ikke trenger å være.

Koeffisienten til den lineære trenden i modellen er positiv og signifikant på ett 1 % nivå. Trenden tilsier at veiledende margin på bensin øker med 0,00046 kroner per liter, per dag. Dette tilsvarer en økt margin over perioden på 176 dager på 0,08 kroner per liter. Veiledende margin på bensin er altså 8 øre høyere den 21. juli sammenlignet med 28. januar. Nettoeffekten av trenden og skiftdummyen er imidlertid mindre da skiftdummyen er negativ og signifikant på ett 1 % nivå.

Skiftdummyen i seg selv indikerer at den veiledende marginen på bensin signifikant har gått ned ca 0,04 kroner per liter etter endringen i prismønsteret for diesel. Nettoeffekten av trenden og skiftdummyen på skifttidspunktet er -0,18 kroner per liter. Den 21. juni 2008 er nettoeffekten lik -0,13 kroner per liter.⁶⁷ Selv om trenden over perioden har vært positiv ser man at den signifikant negative skiftdummyen fører til at den veiledende marginen er lavere etter skiftet i prismønsteret hvor veiledende margin på diesel gikk fra å være billigere til å bli

⁶⁴ Langsiktseffekten er regnet ut ved bruk av følgende formel basert på modell (6.4): $\frac{\beta_1 + \beta_2 + \beta_3}{1 - \beta_0}$

⁶⁵ Se vedlegg 6 for resultatet av f-testen.

⁶⁶ Roten vil i mitt tilfelle være $\beta_1 + \beta_2 + \beta_3$, altså den estimerte koeffisienten til spotprisen i dag pluss dagen før og syv dager tidligere.

⁶⁷ Nettoeffekten er regnet ut ved å ta $\beta_4 * \text{antall dager}$ addert med langtidseffekten til skiftdummyen som er beregnet ved følgende formel basert på modell (6.4): $\frac{\theta_0}{1 - \beta_0}$

dyrere enn bensin.⁶⁸ Dette stemmer godt med beregningene foretatt i del 6.1 hvor jeg finner at gjennomsnittelig veiledende margin på bensin falt etter skiftet i prismønsteret for diesel.

Bensinavgiftsdummyen (*bensinavgdum*) viser en signifikant nedgang i veiledende margin på ett 1 % nivå etter avgiftsøkningen på 5 øre per liter gjeldende fra 1. juli. Avgiftsøkningen fører til ett fall i veiledende margin på kort sikt på 0,018 kroner per liter. På lang sikt fører avgiftsøkningen til ett signifikant fall i veiledende margin på 0,1 kroner per liter.⁶⁹

Resultatene avviker fra det man observerer i modell (6.2) for realiserte marginer. Her førte ikke avgiftsendringen til et signifikant utslag i realisert margin. Langtidseffekten av den endrede bensinavgiften er trolig feilestimert grunnet paneldataproblemet eller på grunn av manglende stasjonærhet i utviklingen i veiledende margin.

Når det gjelder selskapsdummyene er verken dummyen for YX eller Shell signifikant selv på ett 10 % nivå. Dette innebærer at det ikke er noen signifikant forskjell i veiledende margin mellom de tre selskapene.

Konklusjon for bensinmodellene

I del 6.1 viste beregningene at både gjennomsnittelig realisert- og veiledende margin på bensin var lavere i perioden etter at veiledende pris på diesel ble dyrere enn bensin, sammenlignet med perioden før hvor veiledende pris på diesel var billigere enn bensin. De samme resultatene får man også ved å estimere marginmodeller for bensin hvor man ser både på realiserte og veiledende marginer. I så måte er resultatene sammenfallende.⁷⁰

Videre vil jeg undersøke om oljeselskapenes margin på diesel har økt etter at veiledende pris på diesel gikk fra å være billigere til å bli dyrere enn bensin, eller om de estimerte modellene for realiserte- og veiledende marginer støtter opp under beregningene foretatt i del 6.1. Der fant jeg at både gjennomsnittelig realisert- og veiledende margin på diesel faktisk var lavere i perioden etter endringen i prismønsteret for diesel sammenlignet med perioden før.

⁶⁸ Jeg har også estimert en utvidet versjon av modell (6.4) hvor jeg har inkludert en tilsvarende interaksjonsdummy som i modell (6.2). Jeg finner at trenden fortsatt er positiv og signifikant. Skiftdummyen i den nye modellen indikerer ett større fall i veiledende margin etter skiftet i prismønsteret og er signifikant på ett 1 % nivå. Den nye interaksjonsdummyen er også signifikant og antyder ett lite signifikant positivt skift i trenden etter skiftet i prismønsteret, men nettoeffekten er fortsatt negativ. Den nye modellen indikerer at veiledende margin på bensin har falt signifikant etter skiftet i prismønsteret også dersom man tillater for at trenden kan endre seg. Resultatene fra modellen er presentert i vedlegg 2.

⁶⁹ Langsiktseffekten er regnet ut ved bruk av følgende formel basert på modell (6.4): $\frac{\varphi_0}{1-\beta_0}$

⁷⁰ Man må imidlertid merke seg at marginen på bensin ikke signifikant har gått ned dersom man betrakter resultatet fra den utvidede versjonen av modellen (6.2) som også tillater at trenden endres etter skiftet i prismønsteret.

6.2.4 Marginmodell for diesel

Tidsseriene for marginen på diesel ved de ulike bensinstasjonene viste seg å være stasjonære ved bruk av begge tester. NWE spotprisen er imidlertid ikke-stasjonær.

Jeg starter med å estimere følgende statistiske modell hvor marginen på diesel nå er avhengig variabel:⁷¹

$$(6.5) \quad \text{margin}_{diesel_{i,t}} = \alpha + \beta_0 \text{spotprisdiesel}_t + \beta_1 \text{trend}_t + \theta_0 \text{skiftdummy} + \varphi_0 \text{autodieselavgdum} + \delta_0 \text{tirsdag} + \delta_1 \text{onsdag} + \delta_2 \text{torsdag} + \delta_3 \text{fredag} + \delta_4 \text{lørdag} + \delta_5 \text{søndag} + \gamma_0 \text{statoilNHH} + \gamma_1 \text{shellNESTTUN} + \gamma_2 \text{yxTERTNES} + \gamma_3 \text{statoilASKØY} + \varepsilon_{i,t}$$

Den statistiske marginmodellen for diesel er nærmest ekvivalent til modell (6.1) og vil dermed ikke forklares i detalj da de ulike variablene tjener de samme funksjonene som tidligere. Ett par små forskjeller må likevel kommenteres da man i denne modellen antar at marginen på diesel påvirkes av endringer i NWE spotprisen (*spotprisdiesel*), som er prisen oljeselskapene betaler for diesel på det internasjonale markedet, og ikke Rotterdam spotprisen.

I modellen modelleres også effekten av økt avgift på marginen for diesel. Det er slik at autodieselavgiften økte med 10 øre per liter gjeldende fra 1. juli. Effekten av avgiftsøkningen fanges opp av en dummyvariabel (*autodieselavgdum*) som inntar verdien én etter avgiftsøkningen. Frem til dette tidspunktet er dummyvariabelen lik null.

Autokorrelasjon

Før man kan benytte resultatene fra modellen må man teste feilleddene for første og syvende ordens autokorrelasjon. Dette gjøres på tilsvarende måte som tidligere. Kritiske verdier og hypoteser er de samme som før.

Q-statistikken er høyere enn kritisk grense for både første og syvende ordens autokorrelasjon.⁷² Nullhypotesen om ingen autokorrelasjon forkastes, og modellen må utvides med lagget avhengig variabel og laggede forklaringsvariabler for å forsøke å fjerne autokorrelasjonen i feilleddene.

⁷¹ Resultatene fra den statistiske modellen finnes i vedlegg 2.

⁷² Se vedlegg 3 for Q-statistikk for alle tidsseriene.

Den endelige marginmodellen for diesel

Jeg ender opp med følgende dynamiske modell:

$$(6.6) \quad \begin{aligned} \text{margin}_{diesel_{i,t}} = & \alpha + \beta_0 \text{margin}_{diesel_{i,t-1}} + \beta_1 \text{spotprisdiesel}_t + \\ & \beta_2 \text{spotprisdiesel}_{t-1} + \beta_3 \text{spotprisdiesel}_{t-7} + \beta_4 \text{trend}_t + \theta_0 \text{skiftdummy} + \\ & \varphi_0 \text{autodieselavgdum} + \delta_0 \text{tirsdag} + \delta_1 \text{onsdag} + \delta_2 \text{torsdag} + \delta_3 \text{fredag} + \\ & \delta_4 \text{l rdag} + \delta_5 \text{s ndag} + \gamma_0 \text{statoilNHH} + \gamma_1 \text{shellNESTTUN} + \gamma_2 \text{yxTERTNES} + \\ & \gamma_3 \text{statoilASK Y} + \varepsilon_{i,t} \end{aligned}$$

Forskjellen mellom modell (6.6) og modell (6.5) er at den avhengige variabelen ($\text{margin}_{diesel_{i,t}}$) n  ogs  er en funksjon av marginen p  diesel dagen f r ($\text{margin}_{diesel_{i,t-1}}$). Det er ogs  slik at NWE spotprisen dagen f r ($\text{spotprisdiesel}_{t-1}$) og syv dager tidligere ($\text{spotprisdiesel}_{t-7}$) er med p    forklare marginen p  diesel innev rende dag.

Etter at modellen er utvidet med lags av avhengig variabel og NWE spotprisen m  man teste den for autokorrelasjon. De kritiske verdiene og hypotesene ved bruk av Box-Pierce testen er identiske som tidligere.

Q-statistikken er lavere enn kritiske verdier b de for f rste og syvende ordens autokorrelasjon og man kan ikke forkaste nullhypotesen om ingen autokorrelasjon. Unntaket er tidsserien for Statoil p  Nesttun som inneholder syvende ordens autokorrelasjon. Kritisk verdi er 14,07 og tilh rende Q-statistikk er 19,38.⁷³

I del 6.1 fant jeg ved beregninger av gjennomsnittelige marginer at marginen for diesel var lavere i perioden etter at veiledende pris p  diesel ble dyrere enn bensin, sammenlignet med perioden f r hvor veiledende pris p  diesel var billigere enn bensin. Figurbetraktninger og matematiske beregninger antydte at  kte kostnader var  rsaken til at veiledende pris p  diesel gikk fra   være billigere til   bli dyrere enn veiledende pris p  bensin, snarere enn at det endrede prism nsteret resulterte i h yere marginer p  diesel for oljeselskapene. For   undersøke om marginen p  diesel  kte etter endringen i prism nsteret, eller om betraktningene gjort i del 6.1 er korrekte, estimerer jeg modell (6.6).

Resultatene er fremstilt under i tabell 7:

⁷³ Se vedlegg 3 for Q-statistikk for alle tidsseriene.

Variabel	Koeffisient	Standardavvik
Maringdiesel _{t-1}	0,5489131***	0,0286578
Spotprisdiesel _t	-1,004405***	0,0879635
Spotprisdiesel _{t-1}	0,7831427***	0,0917634
Spotprisdiesel _{t-7}	0,1239187***	0,0474263
Trend	0,0009554	0,0008803
Skiftdummy	-0,0332556	0,0305611
Autodieselavgdum	0,010595	0,0327258
Tirsdag	-0,2698631***	0,0275847
Onsdag	-0,2968408***	0,0271218
Torsdag	-0,2275999***	0,026954
Fredag	-0,3514176***	0,0270699
Lørdag	-0,4105529***	0,0255969
Søndag	-0,4496323***	0,0251306
Statoil NHH	-0,0390041*	0,021256
Statoil Askøy	0,0134128	0,0210653
Shell Nesttun	-0,0125407	0,0211609
YX Tertnes	0,0162892	0,0213459
Konstant	1,394448***	0,2105948
Langtidseffekter:		
Spotprisdiesel	-0,216*	0,119
Autodieselavgdum	0,023	0,073
Skiftdummy	-0,074	0,068
R ²	0,6190	
N	832	

***/ signifikant på 1 % nivå, **/signifikant på 5 % nivå, */ signifikant på 10 % nivå

Tabell 7: Resultater modell (6.6)

Modellen har en forklaringsgrad på 62 %. Marginen på diesel er en funksjon av marginen foregående dag og sammenhengen er signifikant på ett 1 % nivå.

Det er også slik at marginen på diesel er følsom ovenfor endringer i NWE spotprisen og påvirkes av endringer samme dag, samt dagen før og syv dager tidligere. Dersom NWE

spotprisen i dag øker med én krone fører det til at marginen på diesel på kort sikt faller med 1 krone per liter. Resultatet er signifikant på ett 1 % nivå og stemmer godt overens med hva man skulle anta.

Dersom man betrakter effekten av endringer i NWE spotprisen på lang sikt finner man at marginen reduseres med 0,22 kroner per liter som følge av en økning i NWE spotprisen på én krone.⁷⁴ Resultatet er signifikant på ett 10 % nivå. En f-test indikerer at man ikke kan forkaste nullhypotesen om at langtidseffekten av en endring i NWE spotprisen er lik null.⁷⁵

Langtidseffekten befinner seg med 95 % sannsynlighet innenfor et konfidensintervall på [-0.45, 0.02] som også inkluderer verdien null. Det kan likevel være en mulighet for at langtidseffekten er feilestimert. Det er i så måte trolig at problemet er et paneldatafenomen som forklart i sammenheng med modell (6.4) ettersom alle tidsseriene for de realiserte marginene for diesel er funnet stasjonære.

Den lineære trenden i modellen viser at marginen på diesel har økt med 0,001 kroner per liter, per dag over perioden. Dette innebærer at marginen er 0,18 kroner høyere den 21. juli sammenlignet med 28. januar. Skiftdummyen er imidlertid negativ noe som fører til at nettoeffekten av trenden og skiftdummyen er mindre. Den 31. mars⁷⁶ er nettoeffekten lik -0,01 kroner per liter. Dette innebærer at marginen faktisk er lavere på tidspunktet for skiftet i prismønsteret sammenlignet med perioden frem til veiledende pris på diesel blir dyrere enn veiledende pris på bensin. Den 21. juli er nettoeffekten lik 0,1 kroner per liter noe som antyder at marginen har økt noe i perioden etter at veiledende pris på diesel ble dyrere enn veiledende pris på bensin.⁷⁷ Det er dog viktig å merke seg at den estimerte effekten av både trend og skiftdummy ikke er signifikant. Det samme gjelder for langtidseffekten av skiftdummyen og dermed også de beregnede nettoeffektene. Man kan derfor konkludere med at marginen på diesel ikke er signifikant endret som følge av skiftet i prismønsteret hvor veiledende pris på diesel gikk fra å være billigere til å bli dyrere enn veiledende pris for bensin.⁷⁸ I del 6.1 fant jeg ved beregninger imidlertid at marginen på diesel var lavere etter

⁷⁴ Regnes ut ved bruk av følgende formel basert på modell (6.6): $\frac{\beta_1 + \beta_2 + \beta_3}{1 - \beta_0}$

⁷⁵ Resultatet av f-testen er presentert i vedlegg 6.

⁷⁶ Tidspunktet for skiftet i prismønsteret hvor veiledende pris på diesel gikk fra å være billigere til å bli dyrere enn veiledende pris for bensin.

⁷⁷ Nettoeffektene er regnet ut ved å ta $\beta_4 * \text{antall dager}$ addert med langtidseffekten til skiftdummyen som er beregnet ved følgende formel basert på modell (6.6): $\frac{\theta_0}{1 - \beta_0}$

⁷⁸ Dersom jeg estimerer den utvidede versjonen av modell (6.6) hvor jeg inkluderer en tilsvarende interaksjonsdummy som tidligere finner jeg at både trenden og skiftdummyen fortsatt ikke er signifikant. Det samme gjelder for den nye interaksjonsdummyen. Dette antyder at marginen på diesel ikke er signifikant endret

skiftet i prismønsteret. Det er dog verdt å merke seg at den lineære trenden i figur 6 indikerer at marginen på diesel er rimelig stabil over perioden, samtidig som at beregningene av gjennomsnittelige marginer for bensin og diesel viser at fallet i margin for diesel er betraktelig mindre sammenlignet med bensin.⁷⁹ Det kan derfor være mulig at det beregnede fallet i gjennomsnittelig margin for diesel i del 6.1 ikke er signifikant og at modell (6.6) er en bedre illustrasjon av virkeligheten.

Dummyvariabelen som på kort sikt fanger opp effekten av økt autodieselavgift på 10 øre er ikke signifikant i modellen. Det er heller ikke effekten av avgiftsendringen på lang sikt.⁸⁰ Det ser dermed ut til at økningen i avgiften ikke påvirker oljeselskapenes margin på diesel noe man i det minste skulle anta er tilfelle på lang sikt.

Dagsdummyene fanger opp ukemønsteret i dieselpriene. Mønsteret er identisk med det som observeres i bensinprisene. Som for bensin settes prisen på diesel opp hver mandag formiddag rundt klokken tolv. Den lokale konkurransen sørger deretter for at prisen faller utover uken. Dette reflekteres i dagsdummyene hvor marginen er høyest på mandag for så å falle jevnt utover uken. Marginen er som for bensin lavest på søndager hvor den er 0,45 kroner lavere per liter sammenlignet med referansedagen. Som i modell (6.2) er fallet i marginen på torsdager noe mindre sammenlignet med referansedagen enn hva det er på onsdager. Årsaken er den samme som forklart tidligere at oljeselskapene også på enkelte torsdager har satt opp prisen på diesel til veiledende pris.

etter skiftet i prismønsteret selv etter at jeg tillater for at trenden kan endres etter at veiledende pris på diesel gikk fra å være billigere til å bli dyrere enn veiledende pris på bensin. Resultatene er presentert i vedlegg 2.

⁷⁹ Fallet i marginen på bensin er på 9,2 % sammenlignet med 4,8 % for diesel.

⁸⁰ Langtidseffekten viser en estimert økning i marginen på ca. 2 øre per liter. Resultatet er imidlertid ikke signifikant. Langtidseffekten er regnet ut ved bruk av følgende formel basert på modell (6.6): $\frac{\varphi_0}{1-\beta_0}$

Dag	Differanse (Bensin-Diesel)
Tirsdag	-0,03491
Onsdag	-0,01175
Torsdag	-0,0043
Fredag	-0,01631
Lørdag	-0,04571
Søndag	-0,05075
Gjennomsnitt	-0,02729

Tabell 8: Differansen i fallet i margin mellom bensin og diesel

Tabell 8 viser differansen mellom fallet i marginen på bensin og diesel de ulike ukedagene.⁸¹ Negativt fortegn betyr at marginen på diesel den aktuelle dagen er lavere sammenlignet med referansedagen, enn hva som er tilfelle for marginen for bensin. Poenget var å undersøke om fallet i marginen sammenlignet med referansedagen er større for diesel sammenlignet med bensin, og dermed hvorvidt konkurransen på diesel er hardere enn konkurransen på bensin. Tabellen illustrerer at fallet i marginen for diesel i gjennomsnitt er ca. 3 øre større enn fallet i marginen for bensin.

Når det gjelder stasjonsdummyene har alle samme fortegn som i modell (6.2), og det er også her kun dummyvariabelen for Statoil NHH som er signifikant. Det er den på ett 10 % nivå. Marginen på diesel på Statoil ved NHH er 0,039 kroner lavere per liter sammenlignet med Statoil på Nesttun. Som forklart i relasjon til modell (6.2) kan dette komme av at Statoil ved NHH er lokalisert i nærheten av de to ubetjente stasjonene Uno X og Shell Express, og dermed er utsatt for hardere konkurranse enn de to stasjonene på Nesttun selv om disse ligger rett ved siden av hverandre.

6.2.5 Veiledende marginmodell for diesel

Til slutt estimerer jeg en modell for den veiledende marginen for diesel for å undersøke hvordan den har utviklet seg over perioden.

⁸¹ Utrekningene er basert på modell (6.2) og (6.6).

Som forklart i del 6.2.1 er det vanskelig å trekke noen bestemte konklusjoner om hvorvidt tidsseriene for veiledende marginer for diesel er stasjonære eller ikke-stasjonære basert på resultatene fra den utvidede Dickey-Fuller testen. Man skal derfor være forsiktig med å legge for mye i resultatene grunnet faren for spuriøse regresjoner.

Jeg estimerer først følgende statiske modell:⁸²

$$(6.7) \quad \text{veilmargindiesel}_{i,t} = \alpha + \beta_0 \text{spotprisdiesel}_t + \beta_1 \text{trend}_t + \theta_0 \text{skiftdummy} + \varphi_0 \text{autodieselavgdum} + \delta_0 yx + \delta_1 \text{shell} + \varepsilon_{i,t}$$

Modellen er ekvivalent med modell (6.3) og forklares i det følgende dermed ikke i detalj. Eneste forskjell er man i modell (6.7) benytter NWE spotprisen og en dummy for autodieselavgiften i stede for henholdsvis Rotterdam spotprisen og en dummy for bensinavgiften.

Det kontrolleres heller ikke for ett ukesmønster da de veiledende prisene ikke følger ett tilsvarende mønster som de realiserte prisene i drivstoffmarkedet.

Som i modell (6.3) har jeg inkludert selskapsdummyer i stede for stasjonsdummyer da veiledende marginer er identiske innenfor samme selskap.

Autokorrelasjon

Modellen testes for første og syvende ordens autokorrelasjon ved hjelp av Box-Pierce testen. Q-statistikken er høyere enn kritiske verdier for både første og syvende ordens autokorrelasjon og nullhypotesen om ingen autokorrelasjon kan dermed forkastes.⁸³

Modellen må dermed utvides med lags for å fjerne autokorrelasjonen. Dette gjøres på samme måte som tidligere.

Den endelige veiledende marginmodellen for diesel

Man ender opp med følgende dynamiske modell:

$$(6.8) \quad \text{veilmargindiesel}_{i,t} = \alpha + \beta_0 \text{veilmargindiesel}_{i,t-1} + \beta_1 \text{spotprisdiesel}_t + \beta_2 \text{spotprisdiesel}_{t-1} + \beta_3 \text{spotprisdiesel}_{t-5} + \beta_4 \text{trend}_t + \theta_0 \text{skiftdummy} + \varphi_0 \text{autodieselavgdum} + \delta_0 yx + \delta_1 \text{shell} + \varepsilon_{i,t}$$

⁸² Resultatene fra den statiske modellen finnes i vedlegg 2.

⁸³ Se vedlegg 3 for Q-statistikk for alle tidsseriene.

Forskjellen mellom modell (6.8) og (6.7) er at den avhengige variabelen ($veilmargindiesel_{i,t}$) nå også er en funksjon av den veiledende marginen på diesel dagen før ($veilmargindiesel_{i,t-1}$). Det er også slik at den veiledende marginen på diesel nå påvirkes av NWE spotprisen dagen før ($spotprisdiesel_{t-1}$), samt fem dager tidligere ($spotprisdiesel_{t-5}$).

Den utvidede modellen testes igjen for autokorrelasjon. Q-statistikken er lavere enn kritiske verdier både for første og syvende ordens autokorrelasjon og man kan ikke forkaste nullhypotesen om ingen autokorrelasjon.⁸⁴ Unntaket er tidsserien for YX. Her finner man innslag av syvende ordens autokorrelasjon da Q-statistikken er 18,58 og tilhørende kritisk verdi er 14,07.

Resultatene fra modell (6.8) er fremstilt under i tabell 9:

⁸⁴ Se vedlegg 3 for Q-statistikk for alle tidsseriene.

Variabel	Koeffisient	Standardavvik
Veilmargindiesel _{t-1}	0,7690214****	0,0166863
Spotprisdiesel _t	-1,030571***	0,0154409
Spotprisdiesel _{t-1}	0,868162***	0,0235493
Spotprisdiesel _{t-5}	0,0988966***	0,0108527
Trend	0,001169***	0,0002076
Skiftdummy	-0,0462977***	0,0069126
Autodieselavgdum	-0,0254448***	0,0064095
YX	-0,0006523	0,0032217
Shell	0,004625	0,0032381
Konstant	0,6412289***	0,0703824
Langtidseffekter:		
Spotprisdiesel	-0,275***	0,042
Autodieselavgdum	-0,110***	0,025
Skiftdummy	-0,200***	0,023
R ²	0,9608	
N	855	

****/ signifikant på 1 % nivå, **/signifikant på 5 % nivå, */ signifikant på 10 % nivå

Tabell 9: Resultater modell (6.8)

Modellens forklaringsgrad er på 96,1 %, noe som er meget høyt. Dette innebærer at over 96 % av variasjonen i den veiledende marginen for diesel fanges opp av modellen.

Også i modell (6.8) er det slik som i de tidligere dynamiske modellene at den veiledende marginen er en funksjon av den veiledende marginen dagen før. Resultatet er signifikant på ett 1 % nivå. NWE spotprisen (*spotprisdiesel*) påvirker også den veiledende marginen samme dag, samt dagen før og fem dager tidligere, noe som er signifikant på ett 1 % nivå. Dersom NWE spotprisen øker med én krone i dag fører det til en nedgang i den veiledende marginen på 1,03 kroner per liter. Dette stemmer godt overens med hva man i utgangspunktet skulle anta på kort sikt.

På lang sikt gir en endring i NWE spotprisen på én krone en estimert nedgang i veiledende margin på 0,28 kroner per liter.⁸⁵ Resultatet er signifikant på ett 1 % nivå.⁸⁶ Det er imidlertid trolig at langtidseffekten er feilestimert da det er naturlig å anta at effekten av en endring i NWE spotprisen ikke vil gi utslag i veiledende margin på lang sikt. En mulig forklaring på den negative langtidseffekten kan være manglende stasjonærhet i utviklingen i den veiledende marginen, altså avhengig variabel. En annen mulig forklaring er at problemet er et paneldatafenomen som beskrevet tidligere.

Trenden er positiv og viser en signifikant økning i den veiledende marginen på ett 1 % nivå på 0,0011 kroner per liter, per dag. Dette tilsvarer en total økning over perioden på 0,20 kroner per liter. Veiledende margin er altså 20 øre høyere den 21. juli sammenlignet med 28. januar. Skiftdummyen er imidlertid signifikant negativ noe som innebærer at nettoeffekten av trenden og skiftdummyen er mindre enn hva trenden alene antyder. Skiftdummyen alene viser at den veiledende marginen på diesel er nesten 0,05 kroner lavere per liter etter endringen i prismønsteret. Nettoeffekten på skifttidspunktet er -0,12 kroner per liter. Dette innebærer at oljeselskapenes veiledende margin ikke økte på skifttidspunktet, den 31. mars, da veiledende pris på diesel gikk fra å være billigere til å bli dyrere enn veiledende pris på bensin. Nettoeffekten den 21. juli er lik 0,006 kroner per liter.⁸⁷ Den positive trenden over hele perioden har ført til at nettoeffekten av trenden og skiftdummyen er marginalt positiv den 21. juli.⁸⁸ Resultatene taler for at oljeselskapene ikke har planlagt med en høyere margin etter endringen i prismønsteret. Den signifikant negative skiftdummyen fører til at marginen kun er marginalt høyere den 21. juli sammenlignet med perioden før veiledende pris på diesel gikk fra å være billigere til å bli dyrere enn bensin. I beregningen av gjennomsnittelig veiledende margin for diesel i del 6.1 finner jeg at den gjennomsnittelige veiledende marginen for diesel har falt etter skiftet i prismønsteret, noe som stemmer greit med resultatet fra modell (6.8) hvor jeg finner at nettoeffekten på skifttidspunktet er -0,12 kroner per liter.

⁸⁵Langsiktseffekten er beregnet med følgende formel basert på modell (6.8): $\frac{\beta_1 + \beta_2 + \beta_3}{1 - \beta_0}$

⁸⁶ En enkel f-test indikerer også at man kan forkaste nullhypotesen om at den langsiktige effekten av en endring i NWE spotprisen er lik null. Resultatet fra f-testen finnes i vedlegg 6.

⁸⁷ Nettoeffektene er regnet ut ved å ta $\beta_4 * antall\ dager$ addert med langtidseffekten til skiftdummyen som er beregnet ved følgende formel basert på modell (6.8): $\frac{\theta_0}{1 - \beta_0}$

⁸⁸ Jeg estimerer også en utvidet versjon av modell (6.8) med en tilsvarende interaksjonsdummy som tidligere. Også nå finner jeg at trenden er signifikant positiv samtidig som skiftdummyen er signifikant negativ. Den nye interaksjonsdummyen som tillater for at trenden endres etter skiftet i prismønsteret er ikke signifikant. Resultatene endres ikke sammenlignet med modell (6.8) selv etter at jeg inkluderer en interaksjonsdummy. Resultatene for den estimerte modellen er presentert i vedlegg 2.

Dummyvariabelen som skal måle effekten av endringen i autodieselavgiften på kort sikt er signifikant negativ på ett 1 % nivå. Variabelen viser til et fall i veiledende margin på 0,025 kroner per liter etter at autodieselavgiften økte med 10 øre. På lang sikt fører endringen i avgiften til en signifikant redusert margin på 0,12 kroner per liter.⁸⁹ Resultatene avviker fra modell (6.6) hvor man finner at den realiserte marginen ikke signifikant endres som følge av økt autodieselavgift. Også her er det trolig at langtidseffekten er feilestimert da det vil være naturlig å anta at en endring i autodieselavgiften på lang sikt ikke resulterer i endret margin. Som forklart tidligere kan dette komme av manglende stasjonærhet i utviklingen i veiledende margin, eller grunnet paneldataproblemet.

Når det gjelder selskapsdummyene er verken dummyen for YX eller Shell signifikant selv på ett 10 % nivå. Dette innebærer at det ikke er noen signifikant forskjell i veiledende marginer mellom de tre selskapene.

6.3 Konklusjon

I del 6 ønsket jeg å undersøke hvorvidt oljeselskapenes margin på diesel hadde økt som følge av at veiledende pris på diesel gikk fra å være billigere til å bli dyrere enn veiledende pris på bensin. Dette har jeg undersøkt ved å gjøre figurbetraktninger, enkle beregninger og økonometriske analyser av realiserte- og veiledende marginer for både bensin og diesel.

Jeg har ved hjelp av beregninger funnet at både den gjennomsnittelige realiserte- og veiledende marginen på diesel falt etter at prismønsteret endret seg. Det samme resultatet finner jeg ved å estimere en marginmodell for den veiledende marginen på diesel hvor nettoeffekten av trenden og skiftdummyen er negativ på skifttidspunktet. Da jeg estimerer en marginmodell for den realiserte marginen for diesel finner jeg at marginen ikke er signifikant endret etter skiftet i prismønsteret for diesel hvor veiledende pris på diesel gikk fra å være billigere til å bli dyrere enn veiledende pris på bensin.⁹⁰ Det er dermed ingenting som tyder på at oljeselskapene har oppnådd en høyere margin på diesel etter at veiledende pris på diesel gikk fra å være billigere til å bli høyere en veiledende pris på bensin.

Det kan imidlertid se ut til at det er økte kostnader som har ført til endringen i prismønsteret. NWE spotprisen er over hele det aktuelle tidsrommet høyere enn Rotterdam spotprisen. Man observerer også at NWE spotprisen øker mer enn Rotterdam spotprisen slik at differansen

⁸⁹ Langsiktseffekten er beregnet med følgende formel basert på modell (6.8): $\frac{\varphi_0}{1-\beta_0}$

⁹⁰ Resultatet står seg også selv om jeg inkluderer en interaksjonsdummy i modellen som tillater for at trenden kan endre seg etter skiftet i prismønsteret den 31. mars 2008.

mellom de to blir større over perioden. Den økte differansen forsterkes ytterligere av at merverdiavgiften på diesel da øker mer enn hva den gjør for bensin. Disse faktorene kan til sammen ha ført til endringen i prismønsteret for diesel som har ført til at veiledende pris på diesel gikk fra å være billigere til å bli dyrere enn veiledende pris på bensin.

Det er viktig å merke seg at enkelte av langtidseffektene kan være feilestimert grunnet paneldataprobblemet som nøye forklart i relasjon til de modellene det måtte gjelde.

7. FEILJUSTERINGSMODELLER

I del syv undersøker jeg hvordan kostnadsendringer i det norske drivstoffmarkedet slår ut i detaljprisen på bensin og diesel. Jeg ønsker å undersøke hvordan endringer i Rotterdam- og NWE spotprisen, samt endrede avgifter, påvirker detaljprisen på henholdsvis bensin og diesel både på kort- og på lang sikt. Videre vil jeg undersøke om økte kostnader fører til en hurtigere justering av detaljprisen sammenlignet med reduserte kostnader. Hypotesen i denne sammenheng er at oljeselskapene justerer detaljprisen på drivstoff raskere dersom de står ovenfor økte kostnader sammenlignet med reduserte kostnader. Dette da oljeselskapene får en ekstra profitt dersom de er sene med å justere detaljprisen ned som følge av en kostnadsreduksjon. Ved økte kostnader taper derimot oljeselskapene profitt dersom de ikke er raskt ute og øker detaljprisen tilsvarende kostnadsøkningen.

Sammenhengene undersøker jeg ved å benytte feiljusteringsmodeller. Teorien for modellene er nøye gjennomgått i del fire.

Jeg starter med å estimere feiljusteringsmodeller for bensin som kan sammenlignes med de Aspelund et. al (2000) benytter i artikkelen "*Price adjustments by a gasoline retail chain*". Deretter vil jeg utvide modellene med dagsdummyer for å kontrollere for det ukentlige prismønsteret i det norske drivstoffmarkedet. Jeg fortsetter deretter med å estimere tilsvarende feiljusteringsmodeller for diesel.

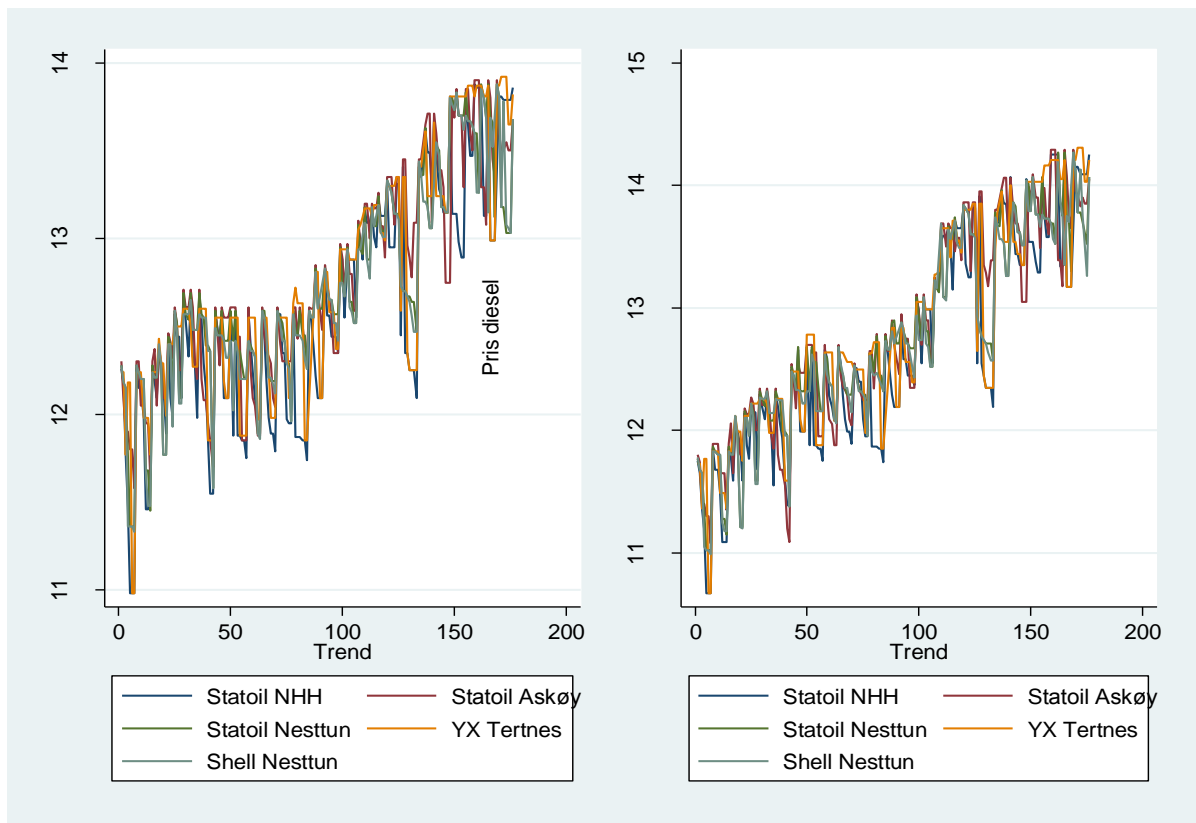
7.1 Stasjonærhet

Jeg vil først undersøke om de ulike tidsseriene som skal benyttes i modellene er stasjonære eller ikke-stasjonære. Dette gjøres ved å benytte den utvidede Dickey-Fuller testen som er nøye forklart i del fire. De aktuelle tidsseriene som skal benyttes i feiljusteringsmodellene er tidsseriene for detaljprisen på bensin og diesel, samt tidsseriene for Rotterdam- og NWE spotprisen. De to sistnevnte er også benyttet i del seks og er allerede funnet ikke-stasjonære. Det blir derfor kun nødvendig å teste tidsseriene for detaljprisen på bensin og diesel.

7.1.1 Antagelser og grafisk vurdering

Det er grunn til å anta at tidsseriene for detaljprisen på bensin og diesel ved de fem bensinstasjonene i datasettet er ikke-stasjonære. Dette fordi prisen på drivstoff påvirkes av ulike faktorer som blant annet politisk uro, kapasitet i raffineriene og råoljeprisen som igjen

påvirkes av tilbud og etterspørsel.⁹¹ Disse ulike faktorene gjør at prisen på drivstoff beveger seg usystematisk opp og ned.



Figur 12: Venstre: Utviklingen i prisen på bensin ved de fem stasjonene. Høyre: Utviklingen i prisen på diesel ved de fem stasjonene

Betrakter man tidsseriene grafisk kan det se ut til at de er stasjonære omkring en trend. Dette kommer av at datasettet strekker seg over en begrenset periode hvor både detaljprisen på bensin og diesel steg grunnet økte kostnader for oljeselskapene i form av økt Rotterdam- og NWE spotpris over perioden.⁹² Dersom datasettet hadde strukket seg over en lengre periode kunne man observert at detaljprisen på bensin og diesel hadde beveget seg usystematisk opp og ned.

7.1.2 Den utvidede Dickey-Fuller testen

Det er ikke nok bare å gjøre seg opp en formening om de ulike tidsseriene er stasjonære eller ikke-stasjonære ved grafiske betraktninger. Det kreves grundig økonometrisk testing for å avgjøre hvorvidt en tidsserie er stasjonær eller ikke-stasjonær. Resultatene for den utvidede Dickey-Fuller testen vises under i tabell 10:

⁹¹ For en mer detaljert beskrivelse av de ulike faktorene som påvirker bensin og dieselpriene, se del 2.3.2.

⁹² Se figur 7 i del 6.1.2 som viser utviklingen i Rotterdam- og NWE spotprisen over perioden.

Variabel	Antall lag	Med trend	Antall lag	Uten trend
		Med konstant		Med konstant
Pris bensin Statoil NHH	7	-3,381*	7	-1,991
Pris bensin Statoil Askøy	7	-3,281*	6	-1,219
Pris bensin Statoil Nesttun	7	-2,774	7	-1,547
Pris bensin Shell Nesttun	6	-2,282	6	-1,573
Pris bensin YX Tertnes	7	-3,214*	7	-1,272
Pris diesel Statoil NHH	7	-3,693**	7	-1,854
Pris diesel Statoil Askøy	5	-3,606**	6	-1,367
Pris diesel Statoil Nesttun	7	-3,727**	7	-1,369
Pris diesel Shell Nesttun	7	-3,319*	6	-1,455
Pris diesel YX Tertnes	7	-3,840**	7	-1,314

*** / signifikant på 1 % nivå, ** / signifikant på 5 % nivå, * / signifikant på 10 % nivå.

Tabell 10: Teststatistikk fra den utvidede Dickey-Fuller testen

Ingen av tidsseriene er sentrert rundt null og jeg har derfor valgt og ikke å benytte den utvidede Dickey-Fuller testen uten både trend og konstant.

Resultatene i tabell 10 viser at dersom man tester for både trend og konstant er prisen på diesel stasjonær ved alle de fem stasjonene. Det samme er prisen på bensin med unntak av de to Nesttun stasjonene. Dersom man tester tidsseriene uten trend, men med konstant finner man at alle tidsseriene er ikke-stasjonære slik som først antatt.

I figur 11 ser man at prisen på både bensin og diesel stiger over perioden. Dette kan forklare hvorfor man finner at åtte av ti tidsserier er stasjonære dersom man tester med trend og konstant. Hadde man hatt data for en lengre periode ville man sett at tidsseriene for bensin og diesel hadde variert usystematisk uten noen spesiell form for trend, og tidsseriene ville antagelig vært ikke-stasjonære også ved bruk av testen med trend og konstant. Jeg konkluderer dermed med at tidsseriene for detaljprisen på bensin og diesel er ikke-stasjonære.

7.2 Feiljusteringsmodeller for bensin

7.2.1 Kointegrasjon

I og med at Rotterdam spotprisen og tidsserien for detaljprisen på bensin er funnet ikke-stasjonær vil neste skritt være å teste for kointegrasjon. Dette gjøres på tilsvarende måte som å teste for stasjonæritet ved bruk av den utvidede Dickey-Fuller testen. Konseptet om kointegrasjon og hvordan man går frem for å teste for dette er nøye gjennomgått i del fire.

Først estimeres modellens langtidssammenheng for å undersøke om de ikke-stasjonære variablene kointegrerer. Dette gjøres ved å teste om modellens feilledd er stasjonært eller ikke-stasjonært. Dersom feilleddet er stasjonært innebærer det at de ikke-stasjonære variablene kointegrerer, noe som betyr at det eksisterer en langtidssammenheng mellom variablene. De kan dermed brukes i feiljusteringsmodeller som estimerer både langtids- og korttidssammenhengen.

Langtidssammenhengen estimeres i følgende modell:⁹³

$$(7.1) \quad prisbensin_{i,t} = \alpha + \beta_0 spotprisbensin_t + \gamma_0 bensinavgdum + \delta_0 statoilNHH + \delta_1 shellNESTTUN + \delta_2 yxTERTNES + \delta_3 statoilASKØY + \varepsilon_{i,t}$$

Modellen estimerer utviklingen i prisen på bensin ved de fem bensinstasjonene. Prisen på bensin avhenger av utviklingen i Rotterdam spotprisen ($spotprisbensin_t$). Modellen kontrollerer også for prisforskjeller mellom de ulike stasjonene ved hjelp av dummyvariabler ($statoilNHH$, $shellNESTTUN$, $yxTERTNES$ og $statoilASKØY$) hvor Statoil på Nesttun er referansestasjonen. Det er også inkludert en dummyvariabel som måler effekten av den økte bensinavgiften ($bensinavgdum$) på detaljprisen på bensin.

⁹³ Resultatene er rapportert i vedlegg 4.

Variabel	Antall lag	Uten trend
		Uten konstant
Estimert feilledd Statoil NHH	7	-3,610***
Estimert feilledd Statoil Askøy	7	-5,022***
Estimert feilledd Statoil Nesttun	7	-3,907***
Estimert feilledd Shell Nesttun	5	-3,900***
Estimert feilledd YX Tertnes	7	-4,081***

***/ signifikant på 1 % nivå, **/signifikant på 5 % nivå, */ signifikant på 10 % nivå.

Tabell 11: Teststatistikk fra den utvidede Dickey-Fuller testen

Tabell 11 viser teststatistikken for den utvidede Dickey-Fuller testen benyttet på feilleddet til modell (7.1). Testen er kun utført uten både trend og konstant ettersom feilleddet ikke skal inneholde noen form for trend, samtidig som at forventningen til feilleddet er lik null. Som vi ser er feilleddet stasjonært for alle de fem tidsseriene. Dette innebærer at variablene kointegrerer og at de kan benyttes i en feiljusteringsmodell.

7.2.2 Feiljusteringsmodellen og autokorrelasjon

Neste skritt vil nå være å estimere feiljusteringsmodellen for så å teste feilleddet for autokorrelasjon. Modellen estimeres ved bruk av ett-steps metoden.⁹⁴

$$(7.2) \quad \Delta \text{prisen}_{i,t} = \alpha + \beta_0 \Delta \text{spotprisen}_t + \beta_1 \text{prisen}_{i,t-1} + \beta_2 \text{spotprisen}_{t-1} + \gamma_0 \text{bensinavgdum} + \delta_0 \text{statoilNHH} + \delta_1 \text{shellNESTTUN} + \delta_2 \text{yxTERTNES} + \delta_3 \text{statoilASKØY} + \varepsilon_{i,t}$$

Modellen estimerer hvordan endringer i kostnadene påvirker og endrer detaljprisen på bensin ($\Delta \text{prisen}_{i,t}$). Endringen i detaljprisen på bensin påvirkes av endringer i Rotterdam spotprisen ($\Delta \text{spotprisen}_t$), og koeffisienten β_0 måler effekten av en endring i spotprisen på kort sikt. Effekten av en endring i Rotterdam spotprisen på lang sikt må man imidlertid regne seg frem til på følgende måte: $\beta^* = \frac{\beta_2}{\beta_1}$, hvor β_2 og β_1 tilsvarer henholdsvis δ og φ i modell (4.27).

Feilkorreksjonsleddet er i modellen representert ved forklaringsvariabelen $\text{prisen}_{i,t-1}$. Koeffisienten, β_1 , inneholder informasjon om hvor fort den avhengige variabelen,

⁹⁴ Resultatene for den estimerte modellen er gjengitt i vedlegg 4.

($\Delta prisbensin_{i,t}$), justerer seg tilbake mot likevekten.⁹⁵ Koeffisienten vil alltid innta en verdi mellom null og minus én. Dersom verdien er lik null vil vi aldri vende tilbake til likevekten, mens en verdi på minus én vil si at vi øyeblikkelig vender tilbake.

Modellen inkluderer også en dummyvariabel, (*bensinavgdum*), som modellerer effekten av den endrede bensinavgiften. Variabelen inntar verdien én fra og med 1. juli da bensinavgiften øker med 5 øre. Frem til dette tidspunktet er dummyvariabelen lik null. Koeffisienten til dummyvariabelen måler prisendringen på bensin på kort sikt som følge av den endrede avgiften. Effekten av endringen i bensinavgiften på lang sikt kan regnes ut på følgende måte:

$\beta^* = \frac{\gamma_0}{\beta_1}$, hvor γ_0 og β_1 tilsvare henholdsvis δ og φ i modell (4.27).

Stasjonsdummyene (*statoilNHH*, *shellNESTTUN*, *yxTERTNES* og *statoilASKØY*) kontrollerer for om det er signifikante forskjeller i endringen av pris ved de ulike stasjonene sammenlignet med referansestasjonen som er Statoil på Nesttun. De respektive stasjonsdummyene inntar verdien én dersom prisendringen finner sted ved den aktuelle stasjonen og er ellers lik null.

Før man kan benytte modellen og de estimerte resultatene må man teste feilledet for autokorrelasjon. Dette gjøres ved å benytte Box-Pierce testen. Som i del seks tester jeg for både første og syvende ordens autokorrelasjon da jeg har daglige data og ett ukentlig prismønster. Hypoteser og kritiske verdier er de samme som i del seks. Når det gjelder første ordens autokorrelasjon er Q-statistikken lavere enn kritisk verdi for alle tidsserier med unntak av tidsserien for YX på Tertnes. Dette innebærer at man ikke kan forkaste nullhypotesen om ingen autokorrelasjon for fire av tidsseriene. For tidsserien for YX på Tertnes er Q-statistikken på 3,95 og tilhørende kritisk verdi er 3,84. Dette innebærer at man er nærme og ikke kunne forkaste nullhypotesen om ingen autokorrelasjon også for denne tidsserien.⁹⁶

Alle tidsseriene, med unntak av tidsserien for Statoil Askøy, inneholder syvende ordens autokorrelasjon da Q-statistikken er høyere enn tilhørende kritisk verdi. Da modellen inneholder syvende ordens autokorrelasjon blir man nødt til å utvide den med lags av forklaringsvariablene for prisen på bensin (*prisbensin*) og Rotterdam spotprisen (*spotprisebensin*). Dette gjøres ved å inkludere nok lags i modellen slik at man er sikker på at all autokorrelasjon er fjernet. I mitt tilfelle starter jeg ved åtte lags for så å eliminere de laggene som ikke er signifikante.

⁹⁵ Koeffisienten til feilkorreksjonsleddet omtales også som justeringsparameteren.

⁹⁶ Q-statistikken for Box-Pierce testen for både første og syvende ordens autokorrelasjon er tabulert i vedlegg 5.

7.2.3 Den endelige feiljusteringsmodellen

Jeg ender opp med følgende modell:

$$(7.3) \quad \Delta prisbensin_{i,t} = \alpha + \beta_0 \Delta spotprisbensin_t + \beta_1 prisbensin_{i,t-1} + \beta_2 prisbensin_{i,t-7} + \beta_3 spotprisbensin_{t-1} + \gamma_0 bensinavgdum + \delta_0 statoilNHH + \delta_1 shellNESTTUN + \delta_2 yxTERTNES + \delta_3 statoilASKØY + \varepsilon_{i,t}$$

Modell (7.3) er lik modell (7.2) med unntak av en endring. Modellen forutsetter at den avhengige variabelen ($\Delta prisbensin_{i,t}$) nå også avhenger av prisen på bensin syv dager tidligere ($prisbensin_{i,t-7}$).

Før jeg tar i bruk modellen ønsker jeg å teste for første og syvende ordens autokorrelasjon ved hjelp av Box-Pierce testen. Q-statistikken er lavere enn kritisk grense for samtlige tidsserier med unntak av YX på Tertnes når man tester for både første og syvende ordens autokorrelasjon.⁹⁷ Dette innebærer at man ikke kan forkaste nullhypotesen om ingen autokorrelasjon i åtte av ti tidsserier.

Resultatene for modell (7.3) er presentert under i tabell 12:

⁹⁷ Q-statistikken for Box-Pierce testen for både første og syvende ordens autokorrelasjon er tabulert i vedlegg 5.

Variabel	Koeffisient	Standardavvik
Δ spotprisen _t	0,3777675****	0,1199832
Prisen _{t-1}	-0,5691032****	0,0297558
Prisen _{t-7}	0,2365092****	0,0268832
Spotprisen _{t-1}	0,3583117****	0,042858
Bensinavgdum	0,0354078	0,0336511
Statoil NHH	-0,0358624	0,0276496
Shell Nesttun	-0,0080899	0,0272809
YX Tertnes	0,0062594	0,0276683
Statoil Askøy	0,0093516	0,0270664
Konstant	2,88186****	0,3460944
Justeringsparameteren	-0,332****	0,0374135
Langtidseffekter:		
Spotprisen	1,077****	0,069
Bensinavgdum	0,106	0,097
R ²	0,3388	
N	823	

****/ signifikant på 1 % nivå, **/signifikant på 5 % nivå, */ signifikant på 10 % nivå

Tabell 12: Resultater fra modell (7.3)

Modellen har en forklaringsgrad på 33,9 %. Dette innebærer at modellen forklarer 33,9 % av variasjonen i prisendringen.

På kort sikt fører en endring i Rotterdam spotprisen på én krone til en øyeblikkelig og signifikant endring i detaljprisen på bensin på 0,38 kroner.

På lang sikt fører en endring i Rotterdam spotprisen på én krone til en endring i detaljprisen på bensin på én krone.⁹⁸ Det vil si at en endring spotprisen veltes fullstendig over på konsumentene på lang sikt, noe som er forventet. Man kan ved hjelp av en f-test teste om den langsiktige effekten, β^* , er signifikant forskjellig fra én. Hypotesene vil da være som følger:

⁹⁸ Langtidseffekten er beregnet på følgende måte: $\frac{\beta_3}{-(\beta_1 + \beta_2)}$

$$H_0: \beta^* = 1$$

$$H_A: \beta^* \neq 1$$

Resultatet av f-testen er fremstilt i vedlegg 6 og indikerer at man ikke kan forkaste nullhypotesen om at den langsiktige effekten av en endring i Rotterdam spotprisen er lik 1. Man kan på tilsvarende måte teste om den langsiktige effekten av en endring i Rotterdam spotprisen er signifikant forskjellig fra null.

$$H_0: \beta^* = 0$$

$$H_A: \beta^* \neq 0$$

Resultatet fra f-testen indikerer at man kan forkaste nullhypotesen om at den langsiktige effekten av en endring i Rotterdam spotprisen er lik null.⁹⁹

Da modellen inneholder første og syvende lag av variabelen *prisbensin* vil feilkorreksjonsleddet være summen av de to. Justeringsparameteren er da summen av koeffisientene, β_1 og β_2 . Justeringsparameteren i modell (7.3) tilsvarer koeffisienten β_1 i modell (7.2) og skal innta en verdi mellom null og minus 1. Justeringsparameteren angir hvor fort den avhengige variabelen ($\Delta prisbensin_{i,t}$) vender tilbake mot likevekten. En verdi på null indikerer at modellen aldri vender tilbake til likevekten. En verdi på minus 1 indikerer en umiddelbar justering tilbake til likevekten. I modell (7.3) er justeringsparameteren -0,33 noe som innebærer at modellen gradvis justerer seg tilbake mot likevekten.

Dummyvariabelen som skal fange opp effekten av den endrede bensinavgiften indikerer en økt pris på 3,5 øre på kort sikt som følge av avgiftsendringen på fem øre gjeldende fra 1. juli. Resultatet er imidlertid ikke signifikant. Det er heller ikke langtidseffekten som indikerer en prisendring på 0,11 kroner som følge av den endrede bensinavgiften.¹⁰⁰ Langtidseffekten av bensinavgiften er trolig feilestimert. Da tidsserien for den avhengige variabelen i en feiljusteringsmodell er stasjonær er problemet mest sannsynlig ett paneldatafenomen. Konsekvensen av dette er nøye forklart i avsnitt 6.2.3 i relasjon til modell (6.4).

⁹⁹ Resultatet fra f-testen finnes i vedlegg 6.

¹⁰⁰ Langtidseffekten er beregnet på følgende måte: $\frac{\gamma_0}{-(\beta_1 + \beta_2)}$

Stasjonsdummyene indikerer at det kun er små forskjeller i prisendringen ved de ulike stasjonene sammenlignet med referansestasjonen. Forskjellen varierer fra -3,6 øre til 0,9 øre, men ingen av resultatene er signifikante.

Tidligere forskning

Aspelund et. al (2000) har i sin artikkel "*Price adjustments by a gasoline retail chain*" gjort tilsvarende analyse på det svenske drivstoffmarkedet. Datasettet strekker seg over en tidsperiode fra 1980 til 2006. I motsetning til daglige data som er grunnlaget for mine modeller ser de på månedlige endringer. Modellen de bruker skiller seg også fra min ved at den er estimert ved bruk av Engel-Grangers to-steps metode. De har også inkludert lønnsutviklingen som en forklaringsvariabel i sine modeller. Det har ikke jeg gjort da jeg antar at lønnen ligger fast over en periode på seks måneder. I motsetning til Aspelund et. al (2000) benytter jeg i min modell stasjonsdummyer da jeg har data kun fra fem ulike bensinstasjoner.

Aspelund et. al (2000) finner i sin modell at en endring i Rotterdam spotprisen på én enhet gir en signifikant endring inneværende måned på 0,54. I min modell finner jeg at tilsvarende effekt er noe mindre, nemlig 0,38. En mulig forklaring på de ulike resultatene kan komme av at jeg ser på daglige endringer i motsetning til månedlige endringer. I løpet av en måned er det naturlig at prisen endrer seg mer enn hva den vil gjøre innenfor samme dag.

Langtidseffekten er ikke kommentert i artikkelen.

Videre finner Aspelund et. al (2000) at endringer i skatt og avgifter øyeblikkelig gir utslag i detaljprisen på bensin. I min enkle modell finner jeg imidlertid at endringen i bensinavgiften ikke fører til en signifikant endring i pris verken på kort eller lang sikt. Mulige forklaringer på dette kan være at perioden jeg ser på er noe kort. Det er også slik at en endring i avgiften på 5 øre per liter er svært liten sammenlignet med de store endringene i spotprisen noe som kan gjøre det vanskelig for modellen å plukke opp effekten av den endrede avgiften.

7.2.4 Feiljusteringsmodell for kostnadsøkninger og kostnadsreduksjoner

For å kunne undersøke om en økning i oljeselskapenes kostnader slår raskere ut i detaljprisen på bensin sammenlignet med en nedgang i kostnader estimerer jeg en ny modell. Modellen er identisk med modell (7.3) med unntak av at dummyvariabelen for bensinavgiften nå er fjernet

da denne ikke var signifikant i modell (7.3). Modellen inneholder også interaksjonsdummyer for å kunne skille mellom økte- og reduserte kostnader i modellen.

For å generere interaksjonsdummyene genererer jeg en ny dummyvariabel, *søb*. Variabelen står for spotprisøkning bensin og inntar verdien en dersom endringen i Rotterdam spotprisen har vært positiv den aktuelle dagen. Dersom endringen har vært negativ inntar variabelen verdien null. Interaksjonsdummyene genereres ved å multiplisere dummyvariabelen *søb* med de eksisterende forklaringsvariablene i modell (7.3), $\Delta spotprisbensin_t$, $prisbensin_{i,t-1}$, $prisbensin_{i,t-7}$ og $spotprisbensin_{t-1}$. Man ender da opp med fire nye interaksjonsdummyer: $søb\Delta spot$, $søbprisbensinl1$, $søbprisbensinl7$ og $søbspotl1$.

Jeg estimerer følgende modell:

$$(7.4) \quad \Delta prisbensin_{i,t} = \alpha + \beta_0 \Delta spotprisbensin_t + \beta_1 prisbensin_{i,t-1} + \beta_2 prisbensin_{i,t-7} + \beta_3 spotprisbensin_{t-1} + \gamma_0 søb\Delta spot + \gamma_1 søbprisbensinl1 + \gamma_2 søbprisbensinl7 + \gamma_3 søbspotl1 + \delta_0 statoilNHH + \delta_1 shellNESTTUN + \delta_2 yxTERTNES + \delta_3 statoilASKØY + \varepsilon_{i,t}$$

Antall observasjoner er noe færre i modell (7.4) sammenlignet med modell (7.3) da spotmarkedet er stengt i helgene. Rotterdam spotprisen endres derfor ikke på lørdager og søndager og disse observasjonene faller naturligvis utenfor modellen.

Hensikten med interaksjonsdummyene er å skille mellom positive og negative endringer i spotprisen. Modellen tolkes slik at dersom Rotterdam spotprisen reduseres den aktuelle dagen inntar dummyvariabelen *søb* verdien null noe som medfører at interaksjonsdummyene også er lik null. Da alle interaksjonsdummyene inntar verdien null kan man se bort i fra disse. Dette innebærer at koeffisientene til de fire variablene $\Delta spotprisbensin_t$, $prisbensin_{i,t-1}$, $prisbensin_{i,t-7}$ og $spotprisbensin_{t-1}$ viser den estimerte effekten av en reduksjon i spotprisen.

Dersom Rotterdam spotprisen øker den aktuelle dagen er dummyvariabelen *søb* lik en. Dette fører da til at interaksjonsdummyene også inntar verdien en. Man må da summere effekten av de respektive variablene $\Delta spotprisbensin_t$, $prisbensin_{i,t-1}$, $prisbensin_{i,t-7}$ og $spotprisbensin_{t-1}$ med deres tilhørende interaksjonsdummy for å finne den estimerte effekten. Dette kan illustreres med ett eksempel: For å finne effekten av økt Rotterdam spotpris på endringen i detaljprisen på bensin på kort sikt må man summere effekten av

koeffisientene β_0 og γ_0 i modell (7.4), altså $\beta_0 + \gamma_0$. Koeffisienten β_0 alene viser den estimerte effekten av en reduksjon i spotprisen på kort sikt på detaljprisen på bensin.

I utgangspunktet skulle man anta at oljeselskapene justerer detaljprisen på drivstoff hurtigere dersom de står ovenfor økte kostnader sammenlignet med reduserte kostnader. Oljeselskapene ønsker trolig ikke å redusere profitten selv om kostnadene stiger og er dermed raske med å øke prisen dersom de står ovenfor økte kostnader. Dersom kostnadene faller er det sannsynlig at oljeselskapene ønsker å kapre ekstra profitt ved å redusere detaljprisen på drivstoff senere enn fallet i kostnader.

Resultatene er fremstilt under i tabell 13:

Variabel	Koeffisient	Standardavvik
Δ spotprisbensin _t	0,1425889	0,2594444
Prisbensin _{t-1}	-0,6966427***	0,0479715
Prisbensin _{t-7}	0,1223126***	0,0473356
Spotprisbensin _{t-1}	0,592135***	0,0678117
Søb Δ spot	0,4848289	0,351048
Søbprisbensin _{l1}	-0,1424523***	0,0536491
Søbprisbensin _{l7}	0,1209751**	0,0532846
Søbspot _{l1}	0,0658401	0,0707351
Statoil NHH	-0,0841169***	0,0326819
Shell Nesttun	-0,0178631	0,0318611
YX Tertnes	0,0194536	0,0329965
Statoil Askøy	0,0052758	0,031791
Konstant	5,132774	0,412222
Δ spotprisbensin _t ved kostnadsøkning	0,627***	0,228
Justeringsparameter, kostnadsøkning	-0,596***	0,048
Justeringsparameter, kostnadsreduksjon	-0,574***	0,047
Langtidseffekter:		
Økt spotprisbensin	1,104***	0,048
Redusert spotprisbensin	-1,031***	0,070
R ²	0,5148	
N	542	

***/ signifikant på 1 % nivå, **/signifikant på 5 % nivå, */ signifikant på 10 % nivå

Tabell 13: Resultater fra modell (7.4)

Modell (7.4) har en forklaringskraft på 51,5 %.

Dersom man sammenligner effekten av økt- og redusert spotpris på kort sikt ser man av modell (7.4) at en økning i Rotterdam spotprisen på én krone fører til en umiddelbar og signifikant justering i detaljprisen på bensin på 0,63 kroner per liter.¹⁰¹ Dersom NWE

¹⁰¹ Effekten er regnet ut på følgende måte: $\beta_0 + \gamma_0$

spotprisen reduseres med én krone fører det til en umiddelbar justering på kun 0,14 kroner per liter. Fortegnet er positivt, noe som antyder at prisen øker som følge av en reduksjon i Rotterdam spotprisen. Koeffisienten er imidlertid ikke signifikant noe som innebærer at prisen ikke endres signifikant på kort sikt som følge av en reduksjon i Rotterdam spotprisen.

Resultatet stemmer godt med hva man kunne anta, nemlig at man får en stor korreksjon på kort sikt ved en kostnadsøkning, samt ingen endring på kort sikt ved en kostnadsreduksjon.

På lang sikt ser man at effekten av endringer i Rotterdam spotprisen er lik én både når man ser på effekten av en kostnadsøkning og en kostnadsreduksjon.¹⁰² Dette innebærer at endringer i Rotterdam spotprisen på lang sikt fører til en tilsvarende endring i detaljprisen. Resultatet kan testes ved å benytte en enkel f-test. Dersom man i modell (7.4) tester om langtidseffekten av økt spotpris er signifikant forskjellig fra én finner man at man kan forkaste nullhypotesen om at dette er tilfelle. På tilsvarende måte kan man teste om langtidseffekten av økt spotpris er signifikant forskjellig fra null. Man kommer også her frem til at man kan forkaste nullhypotesen. Dette innebærer at langtidseffekten er større enn null, men forskjellig fra én.¹⁰³ Betrakter man konfidensintervallet ser man at langtidseffekten med 95 % sannsynlighet ligger innenfor intervallet [1.01, 1.20], noe som innebærer at en økning i Rotterdam spotprisen på lang sikt fører til at detaljprisen øker noe mer. En mulig forklaring på dette kan være det omtalte paneldataprobblemet og at langtidseffekten dermed kan være feilestimert. En annen mulig forklaring kan være at detaljprisen på bensin stiger jevnt over hele perioden og at langtidseffekten illustrerer nettopp dette.

Et annet interessant poeng er å sammenligne justeringsparameteren for kostnadsøkninger og kostnadsreduksjoner. Dersom man betrakter kostnadsøkninger er justeringsparameteren lik -0,60.¹⁰⁴ Ved kostnadsreduksjoner er den lik -0,57.¹⁰⁵ Dette indikerer at den avhengige variabelen i modell (7.4) justerer seg noe raskere mot likevekten ved en kostnadsøkning sammenlignet med en kostnadsreduksjon. Det betyr at oljeselskapene reagerer raskere dersom de står ovenfor økte kostnader sammenlignet med reduserte kostnader. Dette stemmer godt med hva man i utgangspunktet skulle anta.

¹⁰² Langtidseffekten er beregnet på følgende måte for økt kostnad: $\frac{\beta_3 + \gamma_3}{-(\beta_1 + \beta_2 + \gamma_1 + \gamma_2)}$. Langtidseffekten er beregnet på følgende måte for redusert kostnad: $\frac{\beta_3}{(\beta_1 + \beta_2)}$

¹⁰³ Man kan ikke forkaste nullhypotesen om at langtidseffekten av en reduksjon i spotprisen er lik minus én. F-testene er presentert i vedlegg 6.

¹⁰⁴ Justeringsparameteren ved økte kostnader er beregnet på følgende måte: $\beta_1 + \beta_2 + \gamma_1 + \gamma_2$

¹⁰⁵ Justeringsparameteren ved reduserte kostnader er beregnet på følgende måte: $\beta_1 + \beta_2$

Stasjonsdummyene er heller ikke i modell (7.4) signifikante med unntak av dummyen for Statoil ved NHH. Denne er signifikant på ett 1 % nivå. Dummyen indikerer at prisendringen er 0,08 kroner lavere per liter på Statoil ved NHH sammenlignet med Statoil stasjonen på Nesttun. Dette indikerer at prisen er noe lavere på Statoil ved NHH sammenlignet med referansestasjonen. En mulig årsak kan som forklart i del seks være at Statoil ved NHH møter konkurranse fra de ubetjente stasjonene Uno X og Shell Express som er lokalisert i nærheten av NHH. Ubetjente stasjoner har lavere kostnader og kan dermed gå lavere i pris noe som kan være med på å forklare hvorfor detaljprisen på Statoil ved NHH er lavere sammenlignet med statoilstasjonen på Nesttun.

Tidligere forskning

Aspelund et. al (2000) har gjennomført en tilsvarende analyse hvor de har sett på effekten av kostnadsøkninger og kostnadsreduksjoner isolert sett for å undersøke om oljeselskapene er raskere til å sette prisen opp enn ned ved henholdsvis kostnadsøkninger og kostnadsreduksjoner.

De finner at man får en umiddelbar signifikant prisendring på 0,70 ved en økning i Rotterdam spotprisen på én enhet. En reduksjon i Rotterdam spotprisen på én enhet fører kun til en endring på 0,35. Dette stemmer greit med de resultatene jeg finner i min modell hvor en økning i Rotterdam spotprisen på én krone per liter fører til en signifikant endring i detaljprisen på drivstoff på 0,63 kroner per liter på kort sikt. En reduksjon i Rotterdam spotprisen på én krone gir en justering på kun 0,14 kroner per liter, men effekten er som nevnt tidligere ikke signifikant. Aspelund et. al (2000) ser på månedlige endringer, og ikke daglige endringer, noe som kan være en mulig forklaring på hvorfor effekten av en kostnadsreduksjon er signifikant i deres modell i motsetning til i min modell. Dersom man legger månedlige endringer til grunn vil det være naturlig å forestille seg at prisen i løpet av den tiden reduseres signifikant. Dersom man ser på daglige endringer vil det kunne være slik at tilsvarende effekt ikke er signifikant da oljeselskapene ikke ønsker å justere ned prisen like raskt som følge av en reduksjon i kostnadene.

Langtidseffektene er ikke kommentert i artikkelen til Aspelund et. al (2000).

7.3 Den utvidede feiljusteringsmodellen for bensin

Ettersom man observerer ett fast ukemønster i detaljprisen på bensin i det norske drivstoffmarkedet ønsker jeg i den videre analysen å inkludere dummyvariabler for de ulike ukedagene for å kontrollere for ukemønsteret.

Fremgangsmåten er lik som tidligere og vil derfor ikke gjennomgå like detaljert i det følgende.

7.3.1 Kointegrasjon

Først estimeres langtidssammenhengen for å undersøke om de ikke-stasjonære variablene kointegrerer.¹⁰⁶

$$(7.5) \quad \text{prisbensin}_{i,t} = \alpha + \beta_0 \text{spotprisbensin}_t + \gamma_0 \text{bensinavgdum} + \theta_0 \text{tirsdag} + \theta_1 \text{onsdag} + \theta_2 \text{torsdag} + \theta_3 \text{fredag} + \theta_4 \text{lørdag} + \theta_5 \text{søndag} + \delta_0 \text{statoilNHH} + \delta_1 \text{shellNESTTUN} + \delta_2 \text{yxTERTNES} + \delta_3 \text{statoilASKØY} + \varepsilon_{i,t}$$

Modell (7.5) er ekvivalent til modell (7.1) med unntak av dagsdummyene (*tirsdag*, *onsdag*, *torsdag*, *fredag*, *lørdag* og *søndag*). Dagsdummyene kontrollerer for ukemønsteret i drivstoffmarkedet hvor mandag er referansedagen.

For å teste om variablene kointegrerer tester man om modellens feilledd er stasjonært eller ikke-stasjonært. Dette gjøres ved å benytte den utvidede Dickey-Fuller testen på feilleddet. Som forklart tidligere benyttes kun testen uten både trend og konstant.

¹⁰⁶ Regresjonsresultatene fra modell (7.5) er fremstilt i vedlegg 4.

Variabel	Antall lag	Uten trend Uten konstant
Estimert feilledd Statoil NHH	0	-6,365***
Estimert feilledd Statoil Askøy	6	-5,540***
Estimert feilledd Statoil Nesttun	3	-5,100***
Estimert feilledd Shell Nesttun	1	-5,274***
Estimert feilledd YX Tertnes	0	-6,397***

***/ signifikant på 1 % nivå, **/signifikant på 5 % nivå, */ signifikant på 10 % nivå.

Tabell 14: Teststatistikk fra den utvidede Dickey-Fuller testen

Tabell 14 viser teststatistikken for den utvidede Dickey-Fuller testen benyttet på feilleddet til modell (7.5). Testen viser at feilleddet er stasjonært for alle fem tidsserier. Dette innebærer at variablene kointegrerer og at de kan benyttes i en feiljusteringsmodell.

7.3.2 Feiljusteringsmodellen og autokorrelasjon

Neste skritt vil være å estimere feiljusteringsmodellen ved bruk av ett-steps metoden for så å teste feilleddet for autokorrelasjon.

$$(7.6) \quad \Delta prisbensin_{i,t} = \alpha + \beta_0 \Delta spotprisbensin_t + \beta_1 prisbensin_{i,t-1} + \beta_2 spotprisbensin_{t-1} + \gamma_0 bensinavgdum + \theta_0 tirsdag + \theta_1 onsdag + \theta_2 torsdag + \theta_3 fredag + \theta_4 lørdag + \theta_5 søndag + \delta_0 statoilNHH + \delta_1 shellNESTTUN + \delta_2 yxTERTNES + \delta_3 statoilASKØY + \varepsilon_{i,t}$$

Modellen er identisk til modell (7.2) med unntak av dagsdummyene. Dagsdummyene er som nevnt tidligere inkludert i modellen for å kontrollere for ukemønsteret i drivstoffmarkedet.

Dersom den aktuelle dummyvariabelen inntar verdien én måler koeffisienten om prisendringen er høyere, lavere eller eventuelt den samme som ved referansedagen.

Funksjonen til de øvrige variablene er nøye gjennomgått i forbindelse med modell (7.2) og vil ikke kommenteres nærmere i sammenheng med modell (7.6).

Box-Pierce testen benyttes for å teste feilleddet for første og syvende ordens autokorrelasjon. Q-statistikken er lavere en kritisk verdi for samtlige tidsserier både når det testes for første- og syvende ordens autokorrelasjon.¹⁰⁷ Det innebærer at man ikke kan forkaste nullhypotesen om ingen autokorrelasjon for samtlige tidsserier. Modellen kan dermed brukes uten å måtte

¹⁰⁷ Teststatistikken for Box-Pierce testen til modell (7.6) er presentert i vedlegg 5.

utvides ytterligere med laggede forklaringsvariabler. Resultatene fra den estimerte modellen er presentert under i tabell 15:

Variabel	Koeffisient	Standardavvik
Δ spotprisen _t	0,408836***	0,1020474
Prisen _{t-1}	-0,4075691***	0,0275733
Spotprisen _{t-1}	0,4439792***	0,0344931
Bensinavgdum	0,0888657***	0,0270207
Tirsdag	-0,3278488***	0,0297205
Onsdag	-0,3942953***	0,0291942
Torsdag	-0,3144135***	0,0282779
Fredag	-0,4488985***	0,0284349
Lørdag	-0,4823469***	0,0276729
Søndag	-0,5169155***	0,0272736
Statoil NHH	-0,0516949**	0,0230622
Shell Nesttun	-0,0126162	0,0228637
YX Tertnes	0,0083548	0,0230363
Statoil Askøy	0,0121255	0,0227625
Konstant	3,837556***	0,2436495
Langtidseffekter:		
Spotprisen	1,089***	0,046
Bensinavgdum	0,218***	0,064
R ²	0,5214	
N	862	

***/ signifikant på 1 % nivå, **/signifikant på 5 % nivå, */ signifikant på 10 % nivå

Tabell 15: Resultater fra modell (7.6)

Forklaringskraften til modell (7.6) er på 52,1 % og er betydelig høyere sammenlignet med modell (7.3) som har en forklaringskraft på 33,9 %. Dette kommer av at modell (7.6) kontrollerer for ukesmønsteret i det norske drivstoffmarked, og dermed er en bedre modell enn modell (7.3) da den forklarer en større andel av variasjonen i prisendringen.

På kort sikt vil en endring i Rotterdam spotprisen på én krone føre til en signifikant og umiddelbar justering i detaljprisen på bensin på 0,41 kroner per liter. I modell (7.3) var til sammenligning tilsvarende effekt på 0,38 kroner per liter.

På lang sikt vil en endring i Rotterdam spotprisen på én krone per liter føre til en tilsvarende endring i detaljprisen på bensin. Økte kostnader veltes dermed på lang sikt over på konsumentene, samtidig som de på lang sikt nyter tilsvarende godt av reduserte kostnader. Resultatet er signifikant på ett 1 % nivå og samsvarer med hva jeg fant i modell (7.3). Man kan ved å benytte en f-test undersøke om den langsiktige effekten, β^* , er signifikant forskjellig fra én. Hypotesene er identiske som tidligere. Resultatet av f-testen indikerer at man på ett 10 % nivå kan forkaste nullhypotesen om at den langsiktige effekten av en endring i Rotterdam spotprisen er lik én. Dersom man tester om den langsiktige effekten av en endring i Rotterdam spotprisen er signifikant forskjellig fra null finner man også her at man kan forkaste nullhypotesen.¹⁰⁸ Den langsiktige effekten av en endring i Rotterdam spotprisen ligger med 95 % sannsynlighet innenfor konfidensintervallet [0.99, 1.18] som også inneholder verdien én. Likevel indikerer konfidensintervallet og f-testen at en endring i spotprisen på én krone trolig er noe større enn én. En mulig forklaring på dette kan være at langtidseffekten er feilestimert grunnet paneldataproblemet som forklart tidligere. Det er også slik at detaljprisen på bensin stiger jevnt over hele perioden, og en alternativ forklaring på den høye langtidseffekten kan være at den reflekterer nettopp dette.

Koeffisienten til feilkorreksjonsleddet ($prisbensin_{t-1}$) gir informasjon om hvor raskt modellen juster seg tilbake mot likevekten. Justeringsparameteren i modell (7.6) er lik -0,41. Til sammenligning var justeringsparameteren lik -0,33 i modell (7.3). Dette innebærer at modell (7.6), som også kontrollerer for det ukentlige prismønsteret i det norske drivstoffmarkedet, justerer seg raskere tilbake mot likevekten sammenlignet med modell (7.3).

En interessant observasjon er at dummyvariabelen som kontrollerer for den endrede bensinavgiften ($bensinavgdum$) går fra å være usignifikant i modell (7.3) til å bli signifikant på ett 1 % nivå i modell (7.6) dersom man kontrollerer for ukemønsteret. Detaljprisen på bensin endres signifikant på kort sikt med 8,9 øre etter at bensinavgiften stiger med 5 øre fra 1. juli 2008. Oljeselskapene øker med andre ord detaljprisen på bensin på kort sikt med mer enn den initiale kostnadsøkningen. Også langtidseffekten er signifikant positiv og indikerer at detaljprisen på bensin øker med 22 øre på lang sikt. Denne effekten er trolig feilestimert da

¹⁰⁸ Resultatet fra f-testene i relasjon til modell (7.6) finnes i vedlegg 6.

det vil være naturlig å anta at detaljprisen på lang sikt endres tilsvarende avgiftsendringen. Også her er det trolig paneldataproblemet som fører til at langtidseffekten blir feilestimert.

Dagsdummyene er alle signifikante på ett 1 % nivå. Som i del seks illustrerer de det ukentlige prismønsteret i det norske drivstoffmarkedet. Man kan se at prisendringen på bensin blir større utover uken sammenlignet med referansedagen. Dette reflekterer at prisen er høyest på mandag før den faller utover uken og er lavest på søndag. Som i marginmodellene i del seks ser man at prisendringen er noe mindre på torsdag sammenlignet med onsdagen. Dette kommer som forklart tidligere av at oljeselskapene satte opp prisen også på enkelte torsdager.

Når det gjelder stasjonsdummyene er det bare dummyen for Statoil ved NHH (*statoilNHH*) som er signifikant. Det er den på ett 5 % nivå og indikerer en prisendring som er 0,05 kroner lavere per liter sammenlignet med Statoil på Nesttun. Det at prisen er ca 5 øre lavere på Statoil ved NHH sammenlignet med referansestasjonen kommer som forklart tidligere trolig av konkurransen Statoil ved NHH møter fra de ubetjente stasjonene.

Tidligere forskning

Aspelund et. al (2000) finner i sin modell at en endring i Rotterdam spotprisen på én enhet gir en signifikant endring inneværende måned på 0,54. Jeg finner i min modell at tilsvarende effekt er noe mindre¹⁰⁹, men allikevel høyere sammenlignet med modell (7.3) hvor det ikke kontrolleres for det ukentlige prismønsteret.

Langtidseffekten er ikke kommentert i artikkelen.

Videre finner Aspelund et. al (2000) at endringer i skatt og avgifter øyeblikkelig gir utslag i detaljprisen på bensin. Dersom man kontrollerer for det ukentlige prismønsteret finner jeg at endringen i bensinavgiften virker signifikant positivt inn på prisendringen på bensin både på kort- og på lang sikt. Effekten på lang sikt er høy, og som forklart tidligere trolig feilestimert grunnet paneldataproblemet.

7.3.3 Feiljusteringsmodell for kostnadsøkninger og kostnadsreduksjoner

Tilsvarende som i avsnitt 7.2.4 ønsker jeg ved bruk av den utvidede feiljusteringsmodellen å undersøke om en økning i oljeselskapenes kostnader slår raskere ut i detaljprisen på bensin sammenlignet med en nedgang i kostnader. Dette gjør jeg på tilsvarende måte som i modell

¹⁰⁹ På kort sikt fører en endring i Rotterdam spotprisen på én krone til en signifikant og umiddelbar justering i detaljprisen på bensin på 0,41 kroner per liter.

(7.4) ved å generere interaksjonsdummyer for å kunne skille mellom positive og negative endringer i Rotterdam spotprisen. Da dummyvariabelen for bensinavgiften er signifikant i modell (7.6) velger jeg å inkludere den i den nye modellen i motsetning til i modell (7.4).

Interaksjonsdummyene er generert ved å multiplisere dummyvariabelen $s\phi b$ med de allerede eksisterende forklaringsvariablene i modell (7.6), $\Delta spotprisbensin_t$, $prisbensin_{i,t-1}$ og $spotprisbensin_{t-1}$.¹¹⁰ Dersom man sammenligner modell (7.7) med modell (7.6) er det kun interaksjonsdummyene som skiller de to modellene, samt det faktum at dagsdummyene for lørdag og søndag er utelatt da spotmarkedet er stengt i helgene. Når spotmarkedet er stengt vil det naturlig nok ikke forekomme endringer i Rotterdam spotprisen. Ettersom modellen kun estimerer endringer i detaljprisen de dagene Rotterdam spotprisen endres droppes altså dagsdummyene for lørdag og søndag.

Jeg estimerer følgende modell som estimerer effekten av kostnadsøkninger og kostnadsreduksjoner på prisendringen:

$$(7.7) \quad \Delta prisbensin_{i,t} = \alpha + \beta_0 \Delta spotprisbensin_t + \beta_1 prisbensin_{i,t-1} + \beta_2 spotprisbensin_{t-1} + \gamma_0 bensinavgdum + \varphi_0 s\phi b \Delta spot + \varphi_1 s\phi b prisbensin_{l1} + \varphi_2 s\phi b spot_{l1} + \theta_0 tirsdag + \theta_1 onsdag + \theta_2 torsdag + \theta_3 fredag + \delta_0 statoilNHH + \delta_1 shellNESTTUN + \delta_2 yxTERTNES + \delta_3 statoilASKØY + \varepsilon_{i,t}$$

Modell (7.7) inneholder færre observasjoner sammenlignet med modell (7.6) da lørdags- og søndagsobservasjonene er utelatt.

Tolkningen av modellen er analog til modell (7.4) og gjennomgås derfor ikke i detalj i det følgende. Den største forskjellen mellom modell (7.4) og modell (7.7) er at sistnevnte også kontrollerer for det ukentlige prismønsteret i det norske drivstoffmarkedet slik som modell (7.6). Dagsdummyene tolkes på samme måte som i modell (7.6).

Resultatene er fremstilt under i tabell 16:

¹¹⁰ Jeg har valgt ikke å generere en interaksjonsdummy for bensinavgiften ved å multiplisere dummyen for bensinavgiften med dummyen $s\phi b$. Grunnen til dette er at jeg ønsker at modellen skal være mest mulig sammenlignbar med modellene estimert i Aspelund et. al (2000).

Variabel	Koeffisient	Standardavvik
Δ spotprisbensin _t	0,1797244	0,2366624
Prisbensin _{t-1}	-0,5287926***	0,0366007
Spotprisbensin _{t-1}	0,4996191***	0,0563879
Bensinavgdum	0,1104659***	0,0341635
Søb Δ spot	0,2698727	0,3188131
Søbprisbensinl1	-0,0288869	0,0177667
Søbspotl1	0,0999329*	0,059699
Tirsdag	-0,3101419***	0,0326796
Onsdag	-0,3829437***	0,0316543
Torsdag	-0,3138661***	0,0313029
Fredag	-0,445158***	0,0306932
Statoil NHH	-0,0812014***	0,0280699
Shell Nesttun	-0,0165045	0,0277386
YX Tertnes	0,0261769	0,0282298
Statoil Askøy	0,0085891	0,0276621
Konstant	5,156791***	0,3155311
Δ spotprisbensin _t ved kostnadsøkning	0,450**	0,202
Justeringsparameter, kostnadsøkning	-0,558***	0,036
Langtidseffekter:		
Økt spotprisbensin	1,075***	0,049
Redusert spotprisbensin	-0,945***	0,069
R ²	0,6198	
N	569	

***/ signifikant på 1 % nivå, **/signifikant på 5 % nivå, */ signifikant på 10 % nivå

Tabell 16: Regresjonsresultater for modell (7.7)

Modell (7.7) har en forklaringskraft på 62 % noe som er høyere enn for modell (7.4).¹¹¹

Modell (7.7) forklarer dermed en større andel av variasjonen i prisendringen og er en bedre

¹¹¹ Modell (7.4) har en forklaringskraft på 51,5 %

modell da den også kontrollerer for det ukentlige prismønsteret i det norske drivstoffmarkedet.

En økning i Rotterdam spotprisen på én krone per liter fører til en signifikant justering i detaljprisen på bensin på kort sikt på 0,45 kroner per liter.¹¹² Ved en kostnadsreduksjon er justeringen på kun 0,18 kroner per liter. Fortegnet er positivt i motsetning til hva man skulle anta, men resultatet er ikke signifikant. Dette samsvarer med hva man i utgangspunktet skulle forvente, nemlig at man får en signifikant endring på kort sikt som følge av en kostnadsøkning samtidig som effekten på kort sikt ved en kostnadsreduksjon ikke er signifikant. Sammenligner man med tilsvarende resultater fra modell (7.4) ser man at effekten av en kostnadsøkning på kort sikt er lavere når man kontrollerer for det ukentlige prismønsteret i modell (7.7). Effekten av en kostnadsreduksjon er ikke signifikant verken i modell (7.4) eller (7.7).

På lang sikt føre både økt og redusert Rotterdam spotpris til at hele kostnadsendringen skyves over i detaljprisen.^{113,114} Dersom Rotterdam spotprisen øker med én krone fører det til at detaljprisen på bensin øker med en krone, og derav at hele kostnaden veltes over på konsumentene. Dersom Rotterdam spotprisen reduseres med en krone vil detaljprisen på bensin på lang sikt gjøre det samme. Resultatene samsvarer med modell (7.4).

Justeringsparameteren er på -0,56 dersom man betrakter kostnadsøkninger.¹¹⁵ Ved kostnadsreduksjoner er den på -0,53. Begge er signifikante på ett 1 % nivå. Modellen justerer seg dermed raskere tilbake mot likevekten ved økte kostnader sammenlignet med reduserte kostnader. Resultatet antyder at oljeselskapene endrer detaljprisen på bensin noe raskere dersom de står ovenfor økte kostnader sammenlignet med reduserte kostnader. Dette stemmer godt overens med hva man i utgangspunktet skulle anta. Sammenligner man justeringsparameterne fra den utvidede modellen med modell (7.4) ser man at modell (7.7) generelt er noe tregere med å justere seg tilbake mot likevekten.

Dummysen som fanger opp effekten av den endrede bensinavgiften (*bensinavgdum*) er signifikant positiv og estimerer på kort sikt en endring i detaljprisen på bensin på 0,11 kroner

¹¹² Effekten er regnet ut på følgende måte: $\beta_0 + \varphi_0$

¹¹³ Hypotesetester viser at man ikke kan forkaste nullhypotesen om at langtidseffekten av redusert- og økt spotpris er lik henholdsvis minus én og én. Resultatet finnes i vedlegg 6.

¹¹⁴ Langtidseffekten av økt spotpris regnes ut på følgende måte: $\frac{\beta_2 + \varphi_2}{-(\beta_1 + \varphi_1)}$. Langtidseffekten av redusert spotpris

regnes ut på følgende måte: $\frac{\beta_2}{\beta_1}$

¹¹⁵ Justeringsparameteren er regnet ut ved å ta: $\beta_1 + \varphi_1$

per liter som følge av avgiftsendringen på 0,05 kroner per liter den 1.juli 2008. Dette er noe høyere sammenlignet med modell (7.6).

Dagsdummyene er signifikante og illustrerer selv uten dummyene for lørdag og søndag nok en gang det ukentlige prismønsteret i det norske drivstoffmarkedet. Prisendringen er ikke like stor på torsdager sammenlignet med referansedagen som den er på onsdager. Årsaken til dette har jeg forklart nøye i forbindelse med tidligere modeller.

Når det gjelder stasjonsdummyene er det nok en gang kun dummyen for Statoil ved NHH som er signifikant. Det er den på ett 1 % nivå. Prisendringen er ca 0,08 kroner lavere per liter på Statoil ved NHH sammenlignet med referansestasjonen.

Tidligere forskning

Sammenligner man den utvidede modellen hvor man kontrollerer for det ukentlige prismønsteret i det norske drivstoffmarkedet med resultatene til Aspelund et. al (2000) avviker de noe. Jeg finner i min modell at en økning i Rotterdam spotprisen på én krone fører til en justering på 0,45 kroner per liter på kort sikt sammenlignet med Aspelund et. al (2000) som finner en justering på 0,70. Ved en reduksjon i Rotterdam spotprisen på én enhet finner de en signifikant justering inneværende periode på 0,35. Jeg finner derimot ingen signifikant endring i detaljprisen på bensin som følge av en reduksjon i Rotterdam spotprisen.

Mulige forklaringer på de avvikende resultatene kan være at drivstoffmarkedet i Norge og Sverige er annerledes. I Norge er det et fast ukentlig prismønster samtidig som at jeg betrakter daglige endringer i mine modeller. Til sammenligning er det ikke et tilsvarende prismønster i Sverige, samtidig som Aspelund et. al (2000) ser på månedlige endringer.

7.3.4 Konklusjon

Jeg finner at feiljusteringsmodellene som kontrollerer for det ukentlige prismønsteret er de beste modellene da de har høyest forklaringsgrad. Jeg finner også at oljeselskapene endrer prisen raskere dersom de står ovenfor økte kostnader sammenlignet med reduserte kostnader.

En økt Rotterdam spotpris fører til en signifikant endring i detaljprisen på bensin på kort sikt, samtidig som at det ikke er noen signifikant endring på kort sikt som følge av en kostnadsreduksjon. Videre finner jeg at en endring i Rotterdam spotprisen på én krone fører til en tilsvarende effekt på detaljprisen på drivstoff på lang sikt både ved en

kostnadsreduksjon og ved en kostnadsøkning. I modell (7.6) finner jeg riktig nok at langtidseffekten er noe større enn $\hat{\alpha}$. Dette kan komme av at effekten er feilestimert grunnet paneldataprobblemet. En alternativ forklaring er at den reflekterer det faktum at detaljprisen på bensin har steget over perioden.

Betrakter man de utvidede modellene ser man at endringen i bensinavgift den 1. juli 2008 fører til en signifikant positiv prisendring i detaljprisen på bensin som er større enn den initiale endringen i avgiften. Dette gjelder både på kort- og på lang sikt og skyldes antageligvis at effekten er feilestimert grunnet paneldataprobblemet.

De utvidede modellene illustrerer også det ukentlige prismønsteret i det norske drivstoffmarkedet.

7.4 Feiljusteringsmodeller for diesel

Jeg ønsker nå å gjennomføre den samme analysen av dieselprisene som jeg har gjort av bensinprisene for å undersøke om resultatene jeg fant ved å estimere feiljusteringsmodeller for bensin også gjelder for diesel. Jeg vil med andre ord undersøke hvordan endringer i oljeselskapenes kostnader påvirker detaljprisen på diesel. Jeg vil også undersøke om oljeselskapene responderer raskere på kostnadsøkninger sammenlignet med kostnadsreduksjoner slik jeg fant for bensin.

Fremgangsmåten for analysene av dieselprisene er helt identiske med de som er gjennomført for bensinprisene og vil ikke bli like detaljert gjennomgått i det følgende.

7.4.1 Kointegrasjon

I del 7.1 viste jeg at tidsserien for NWE spotprisen og for prisen på diesel begge var ikke-stasjonære. Første skritt blir dermed å teste for kointegrasjon.

Langtidssammenhengen estimeres i følgende modell:¹¹⁶

$$(7.8) \quad \text{prisdiesel}_{i,t} = \alpha + \beta_0 \text{spotprisdiesel}_t + \gamma_0 \text{autodieselavgdum} + \delta_0 \text{statoilNHH} + \delta_1 \text{shellNESTTUN} + \delta_2 \text{yxTERTNES} + \delta_3 \text{statoilASKØY} + \varepsilon_{i,t}$$

¹¹⁶ Resultatene er rapportert i vedlegg 7.

Med noen få unntak er modell (7.8) identisk til modell (7.1). I og med at den avhengige variabelen nå er prisen på diesel ($prisdiesel_{i,t}$) i stede for prisen på bensin ($prisbensin_{i,t}$) benyttes NWE spotprisen ($spotprisdiesel$) som forklaringsvariabel i stede for Rotterdam spotprisen ($spotprisbensin$). Dummyvariabelen $autodieselavgdum$ tilsvarer dummyvariabelen $bensinavgdum$ fra modell (7.1) og modellerer effekten av den endrede autodieselavgiften den 1. juli 2008. Stasjonsdummyene tolkes på tilsvarende måte som i modell (7.1) og forklares ikke nærmere i dette avsnittet.

Variabel	Antall lag	Uten trend
		Uten konstant
Estimert feilledd Statoil NHH	7	-4,067***
Estimert feilledd Statoil Askøy	7	-4,499***
Estimert feilledd Statoil Nesttun	7	-4,172***
Estimert feilledd Shell Nesttun	7	-3,686***
Estimert feilledd YX Tertnes	7	-4,336***

***/ signifikant på 1 % nivå, **/signifikant på 5 % nivå, */ signifikant på 10 % nivå.

Tabell 17: Teststatistikk fra den utvidede Dickey-Fuller testen

For å teste for kointegrasjon benyttes den utvidede Dickey-Fuller testen uten både trend og konstant på feilleddet til modell (7.8). Teststatistikken er fremstilt i tabell 17 og viser at feilleddet er stasjonært for alle fem tidsserier. Dette innebærer at de ikke-stasjonære variablene kointegrerer, noe som vil si at det eksisterer en langtidssammenheng mellom variablene. De kan dermed brukes i en feiljusteringsmodell.

7.4.2 Feiljusteringsmodellen og autokorrelasjon

Jeg vil nå estimere en enkel feiljusteringsmodell for deretter å teste feilleddet for autokorrelasjon. Modellen estimeres ved bruk av ett-steps metoden:¹¹⁷

$$(7.9) \quad \Delta prisdiesel_{i,t} = \alpha + \beta_0 \Delta spotprisdiesel_t + \beta_1 prisdiesel_{i,t-1} + \beta_2 spotprisdiesel_{t-1} + \gamma_0 autodieselavgdum + \delta_0 statoilNHH + \delta_1 shellNESTTUN + \delta_2 yxTERTNES + \delta_3 statoilASKØY + \varepsilon_{i,t}$$

Modell (7.9) fungerer på tilsvarende måte som modell (7.2) og estimerer hvordan endringer i kostnadene fører til endringer i detaljprisen på diesel ($\Delta prisdiesel_{i,t}$). Forskjellen mellom de

¹¹⁷ Resultatene for modellen er gjengitt i vedlegg 7.

to modellene er at man naturlig nok antar at endringen i prisen på diesel ($\Delta prisdiesel_{i,t}$) påvirkes av endringer i NWE spotprisen ($\Delta spotprisdiesel$), og ikke av endringer i Rotterdam spotprisen ($\Delta spotprisbensin$). Det er også slik at man kontrollerer for endringen i autodieselavgiften ved hjelp av dummyvariabelen *autodieselavgdum* i motsetning til den endrede bensinavgiften i modell (7.2). Langtidseffektene for endringer i både NWE spotprisen og autodieselavgiften regnes ut på tilsvarende måte som tidligere. De øvrige variablene i modellen er nøye gjennomgått i forbindelse med modell (7.2) og omtales derfor ikke nærmere i dette avsnittet.

Før man kan benytte resultatene fra den estimerte modellen må man teste feilledet i modellen for første og syvende ordens autokorrelasjon. Dette gjøres ved å benytte Box-Pierce testen. Hypoteser og kritiske verdier er de samme som tidligere. Box-Pierce testen viser at modellen ikke inneholder første ordens autokorrelasjon, men samtlige tidsserier med unntak av tidsserien for Statoil på Askøy inneholder syvende ordens autokorrelasjon.¹¹⁸ Modell (7.9) må dermed utvides med lags av variablene *prisdiesel* og *spotprisdiesel*. Dette gjøres ved å inkludere nok lags slik at man er sikker på at all autokorrelasjon er fjernet. Jeg starter med åtte lags og tester meg nedover ved å ekskludere de laggene som ikke er signifikante.

7.4.3 Den endelige feiljusteringsmodellen

Jeg ender opp med følgende modell:

$$(7.10) \quad \Delta prisdiesel_{i,t} = \alpha + \beta_0 \Delta spotprisdiesel_t + \beta_1 prisdiesel_{i,t-1} + \beta_2 prisdiesel_{i,t-7} + \beta_3 spotprisdiesel_{t-1} + \gamma_0 autodieselavgdum + \delta_0 statoilNHH + \delta_1 shellNESTTUN + \delta_2 yxTERTNES + \delta_3 statoilASKØY + \varepsilon_{i,t}$$

Forskjellen mellom modell (7.10) og (7.9) er at man i modell (7.10) antar at endringen i prisen på diesel ($\Delta prisdiesel_{i,t}$) nå også avhenger av prisen på diesel syv dager tidligere (*prisdiesel_{t-7}*).

Før jeg kan benytte resultatene fra den estimerte modellen må feilledet testes for første og syvende ordens autokorrelasjon. Q-statistikken er lavere enn kritisk verdi for samtlige tidsserier med unntak av YX på Tertnes når man tester for første ordens autokorrelasjon. Når man tester for syvende ordens autokorrelasjon viser det seg at Q-statistikken for samtlige

¹¹⁸ Q-statistikken til Box-Pierce teten for modell (7.9) finnes i vedlegg 8.

tidsserier er lavere enn kritisk grense.¹¹⁹ Jeg konkluderer dermed med at modellen er klar til bruk og at man kan benytte de estimerte resultatene.

Resultatene for modell (7.10) er presentert under i tabell 18:

Variabel	Koeffisient	Standardavvik
Δ spotprisdiesel _t	-0,1378778	0,1225278
Prisdiesel _{t-1}	-0,5266189***	0,0284186
Prisdiesel _{t-7}	0,1990409***	0,0253369
Spotprisdiesel _{t-1}	0,3553377***	0,0394895
Autodieselavgdum	0,0665937*	0,036756
Statoil NHH	-0,0347458	0,0318917
Shell Nesttun	-0,0083484	0,0317497
YX Tertnes	0,0113007	0,0322248
Statoil Askøy	0,0124487	0,0315177
Konstant	2,490595***	0,2692159
Justeringsparameteren	-0,328***	0,033
Langtidseffekter:		
Spotprisdiesel	1,085***	0,057
Autodieselavgdum	0,203*	0,107
R ²	0,3051	
N	823	

*** / signifikant på 1 % nivå, ** / signifikant på 5 % nivå, * / signifikant på 10 % nivå

Tabell 18: Regresjonsresultater for modell (7.10)

Modellen har en forklaringsgrad på 30,5 % noe som innebærer at 30,5 % av variasjonen i prisendringen på diesel fanges opp av den estimerte modellen.

På kort sikt fører en endring i NWE spotprisen på én krone til en umiddelbar endring i detaljprisen på diesel på -0,14 kroner per liter. Resultatet er ikke signifikant og antyder at endringer i NWE spotprisen ikke påvirker prisen på diesel på kort sikt. Resultatet er annerledes enn hva jeg fant i modell (7.3) som er tilsvarende modell for bensin. Her fant jeg

¹¹⁹ Q-statistikken til Box-Pierce teten for modell (7.10) finnes i vedlegg 8.

at en endring i Rotterdam spotprisen på én krone førte til en signifikant endring på 0,38 kroner per liter på kort sikt.

På lang sikt derimot vil en endring i NWE spotprisen på én krone per liter føre til at prisen på diesel endrer seg tilsvarende. En økning i NWE spotprisen fører dermed til at kostnaden veltes over på forbrukerne på lang sikt.^{120,121} Resultatet samsvarer med hva jeg fant i modell (7.3) for bensinprisene.

Justeringsparameteren er lik -0,33 og dermed likt som i modell (7.3) hvor jeg estimerte en enkel feiljusteringsmodell for bensin.¹²² Justeringsparameteren sier noe om hvor fort den avhengige variabelen ($\Delta pris_{diesel_{i,t}}$) justerer seg tilbake mot likevekten. En parameter på -0,33 indikerer at modellen gradvis vender tilbake mot likevekten.

Dummyvariabelen som kontrollerer for den endrede autodieselavgiften (*autodieselavgdum*) er signifikant positiv på ett 10 % nivå. Dummyen indikerer en prisendring på kort sikt på 0,07 kroner per liter som følge av avgiftsøkningen på 0,10 kroner per liter den 1. juli 2008. Også på lang sikt er effekten signifikant på ett 10 % nivå og antyder en prisendring på hele 0,20 kroner per liter.¹²³ Dersom dette stemmer innebærer det at oljeselskapene på lang sikt øker prisen mer enn den initiale avgiftsendringen. Det er imidlertid trolig at effekten er feilestimert grunnet det allerede omtalte paneldataproblemet, og at effekten på lang sikt i realiteten er mindre.

Ingen av stasjonsdummyene er signifikante og man kan konkludere med at det ikke er signifikante forskjeller i endringen i prisen på diesel ved de fem ulike stasjonene.

7.4.4 Feiljusteringsmodell for kostnadsøkninger og kostnadsreduksjoner

Jeg vil i den videre analysen undersøke om en økning i oljeselskapenes kostnader slår raskere ut i detaljprisen på diesel sammenlignet med en nedgang i kostnader. Dette gjør jeg ved å estimere en ny modell på tilsvarende måte som for bensin i avsnitt 7.2.4. I stede for dummyvariabelen *søb* genereres nå en ny dummyvariabel, *sød*, som står for spotprisøkning diesel. Variabelen fungerer på tilsvarende måte som *søb* og inntar verdien én dersom det har

¹²⁰ Dette kan testes ved bruk av en f-test. Resultatet fra f-testen viser at man ikke kan forkaste nullhypotesen om at langtidseffekten av en endring i spotprisen er lik én. Se vedlegg 6 for testene.

¹²¹ Langtidseffekten er beregnet på følgende måte: $\frac{\beta_3}{-(\beta_1 + \beta_2)}$

¹²² Justeringsparameteren regnes ut ved å ta $\beta_1 + \beta_2$.

¹²³ Langtidseffekten er beregnet på følgende måte: $\frac{\gamma_0}{-(\beta_1 + \beta_2)}$

vært en positiv endring i NWE spotprisen. Ved en negativ endring i NWE spotprisen er variabelen lik null. Modell (7.11) har noe færre observasjoner sammenlignet med modell (7.10) da spotmarkedet er stengt i helgene.

Modell (7.11) estimerer effekten av kostnadsøkninger og kostnadsreduksjoner på prisendringen:

$$(7.11) \quad \Delta \text{prisdiesel}_{i,t} = \alpha + \beta_0 \Delta \text{spotprisdiesel}_t + \beta_1 \text{prisdiesel}_{i,t-1} + \beta_2 \text{prisdiesel}_{i,t-7} + \beta_3 \text{spotprisdiesel}_{t-1} + \varphi_0 \text{autodieselavgdum} + \gamma_0 \text{sød} \Delta \text{spot} + \gamma_1 \text{sødprisdiesel1} + \gamma_2 \text{sødprisdiesel7} + \gamma_3 \text{sødspot1} + \delta_0 \text{statoilNHH} + \delta_1 \text{shellNESTTUN} + \delta_2 \text{yxTERTNES} + \delta_3 \text{statoilASKØY} + \varepsilon_{i,t}$$

Modellen inneholder som tidligere interaksjonsdummyer (*sød*Δ*spot*, *sødprisdiesel1*, *sødprisdiesel7* og *sødspot1*) for å kunne skille mellom økte- og reduserte kostnader i modellen. Disse er generert ved å multiplisere dummyvariabelen *sød* med de eksisterende forklaringsvariablene Δ*spotprisdiesel*_{*t*}, *prisdiesel*_{*i,t-1*}, *prisdiesel*_{*i,t-7*} og *spotprisdiesel*_{*t-1*}.¹²⁴ Interaksjonsdummyene og tolkningen av modellen er tilsvarende som i modell (7.4) og vil dermed ikke gjennomgå i detalj i det følgende.

Resultatene er presentert under i tabell 19:

¹²⁴ Jeg har i denne modellen valgt ikke å generere en interaksjonsdummy for autodieselavgiften ved å multiplisere dummyen for autodieselavgiften med dummyen *sød*. Grunnen til dette er at jeg ønsker at modellen skal være mest mulig sammenlignbar med modellene som estimeres for bensin i Aspelund et. al (2000).

Variabel	Koeffisient	Standardavvik
Δ spotprisdiesel _t	0,5665065**	0,2676909
Prisdiesel _{t-1}	-0,7479858***	0,0469435
Prisdiesel _{t-7}	0,1211272**	0,0490454
Spotprisdiesel _{t-1}	0,7413359***	0,0655836
Autodieselavgdum	0,135221***	0,0418683
Sød Δ spot	-1,142522***	0,3707334
Sødprisdiesel11	0,0605211	0,0541291
Sødprisdiesel7	-0,0016312	0,0536664
Sødspot11	-0,1649888**	0,0660541
Statoil NHH	-0,0808035**	0,0362882
Shell Nesttun	-0,0174791	0,0356607
YX Tertnes	0,0350045	0,0368705
Statoil Askøy	0,011118	0,0355931
Konstant	4,568868***	0,3698141
Δ spotprisdiesel _t ved kostnadsøkning	-0,576**	0,255
Justeringsparameter, kostnadsøkning	-0,568***	0,047
Justeringsparameter, kostnadsreduksjon	-0,627***	0,048
Langtidseffekter:		
Økt spotprisdiesel	1,015***	0,046
Redusert spotprisdiesel	-1,183***	0,051
R ²	0,4579	
N	557	

***/ signifikant på 1 % nivå, **/signifikant på 5 % nivå, */ signifikant på 10 % nivå

Tabell 19: Regresjonsresultater fra modell (7.11)

Modellen (7.11) har en forklaringskraft på 45,8 %.

På kort sikt fører en økning i NWE spotprisen på én krone til en umiddelbar justering i detaljprisen på diesel på -0,58 kroner per liter.¹²⁵ Dersom NWE spotprisen reduseres med én krone per liter fører det til en endring i detaljprisen på diesel på 0,57 kroner per liter på kort

¹²⁵ Effekten er regnet ut på følgende måte: $\beta_0 + \gamma_0$

sikt. Begge resultatene er signifikante på ett 5 % nivå. Resultatene er noe underlige da fortegnet er motsatt av hva man i utgangspunktet skulle anta. Som respons på økt NWE spotpris finner jeg en negativ endring i prisen på diesel på kort sikt, altså at prisen faller. Det motsatte er tilfelle dersom man legger til grunn en reduksjon i NWE spotprisen. Også i modell (7.4) finner jeg at fortegnet var motsatt av hva man skulle anta ved en reduksjon i Rotterdam spotprisen, men resultatet er ikke signifikant i motsetning til i modell (7.11).

På lang sikt fører både en positiv og en negativ endring i NWE spotprisen på en krone til en tilsvarende endring i detaljprisen på diesel.¹²⁶ Dette samsvarer med resultatene fra modell (7.4). Ved hjelp av en enkel f-test finner jeg at man ikke kan forkaste nullhypotesen om at langtidseffekten av en økning i NWE spotprisen er lik en. Man kan imidlertid forkaste nullhypotesen om at langtidseffekten av en reduksjon i NWE spotprisen er lik minus en. Tester man om langtidseffekten av en reduksjon i NWE spotprisen er lik null ender man også med denne testen å forkaste nullhypotesen.¹²⁷ Betrakter man konfidensintervallet til langtidseffekten av en reduksjon i NWE spotprisen ser man at den med 95 % sannsynlighet ligger innenfor intervallet [-1.28, -1.08]. Dette indikerer at en reduksjon i NWE spotprisen på en krone per liter fører til en reduksjon i detaljprisen på lang sikt som er noe større enn minus en krone per liter. Langtidseffekten av en reduksjon i NWE spotprisen er trolig feilestimert grunnet paneldataproblemet.

Justeringsparameterne er også noe underlige. Dersom man betrakter den estimerte effekten av en kostnadsøkning er justeringsparameteren lik -0,57.¹²⁸ Ved en kostnadsreduksjon er parameteren -0,63.¹²⁹ Begge er signifikante på ett 1 % nivå. Det underlige er at den avhengige variabelen i modell (7.11) justerer seg raskere tilbake mot likevekten ved en kostnadsreduksjon sammenlignet med en kostnadsøkning. Disse resultatene er motsatt av hva jeg fant i modell (7.4) hvor jeg estimerte effekten av kostnadsendringer på detaljprisen på bensin. Man skulle i utgangspunktet anta at oljeselskapene reagerer raskere på økte kostnader sammenlignet med reduserte kostnader.

¹²⁶ Langtidseffekten er beregnet på følgende måte for økt kostnad: $\frac{\beta_3 + \gamma_3}{-(\beta_1 + \beta_2 + \gamma_1 + \gamma_2)}$. Langtidseffekten er beregnet på følgende måte for redusert kostnad: $\frac{\beta_3}{(\beta_1 + \beta_2)}$

¹²⁷ F-testene for modell (7.11) er fremstilt i vedlegg 6.

¹²⁸ Justeringsparameteren er ved økte kostnader beregnet på følgende måte: $\beta_1 + \beta_2 + \gamma_1 + \gamma_2$

¹²⁹ Justeringsparameteren er ved reduserte kostnader beregnet på følgende måte: $\beta_1 + \beta_2$

Dummyen som skal fange opp effekten av den økte autodieselavgiften er signifikant på ett 1 % nivå og indikerer en prisendring på 0,14 kroner per liter på kort sikt etter den økte autodieselavgiften på 10 øre den 1.juli 2008. Effekten er doblet sammenlignet med modell (7.10).

Det er kun stasjonsdummyen for Statoil ved NHH som er signifikant. Koeffisienten indikerer at prisendringen på kort sikt er 0,08 kroner per liter lavere på Statoil ved NHH sammenlignet med referansestasjonen. Det at prisen er lavere på Statoil ved NHH sammenlignet med Statoil på Nesttun er ett resultat som går igjen i flere modeller. En mulig forklaring kan som tidligere nevnt være konkurransen Statoil ved NHH møter fra de nærliggende ubetjente stasjonene Uno X og Shell Express.

7.5 Den utvidede feiljusteringsmodellen for diesel

Det mye omtalte prismønsteret i det norske drivstoffmarkedet gjelder også for diesel som vist i del seks av utredningen. Jeg ønsker derfor å utvide feiljusteringsmodellene for diesel fra avsnitt 7.4 slik at de også kontrollerer for det ukentlige prismønsteret. Dette gjør jeg som tidligere ved å introdusere dagsdummyer som skal kontrollere for om det er signifikante forskjeller i prisendringen på diesel de ulike ukedagene.

7.5.1 Kointegrasjon

Som tidligere starter jeg med å estimere langtidssammenhengen for å teste om de ikke-stasjonære variablene kointegrerer:¹³⁰

$$(7.12) \quad \text{prisdiesel}_{i,t} = \alpha + \beta_0 \text{spotprisdiesel}_t + \gamma_0 \text{autodieselavgdum} + \theta_0 \text{tirsdag} + \theta_1 \text{onsdag} + \theta_2 \text{torsdag} + \theta_3 \text{fredag} + \theta_4 \text{lørdag} + \theta_5 \text{søndag} + \delta_0 \text{statoilNHH} + \delta_1 \text{shellNESTTUN} + \delta_2 \text{yxTERTNES} + \delta_3 \text{statoilASKØY} + \varepsilon_{i,t}$$

Modell (7.12) er identisk som modell (7.8) med unntak av at den inkluderer seks dagsdummyer som kontrollere for det ukentlige prismønsteret hvor mandag er referansedagen.

¹³⁰ Regresjonsresultatene fra modell (7.12) er fremstilt i vedlegg 7.

Variabel	Antall lag	Uten trend
		Uten konstant
Estimert feilledd Statoil NHH	0	-6,692***
Estimert feilledd Statoil Askøy	6	-5,053***
Estimert feilledd Statoil Nesttun	3	-5,113***
Estimert feilledd Shell Nesttun	3	-3,451***
Estimert feilledd YX Tertnes	7	-5,743***

***/ signifikant på 1 % nivå, **/signifikant på 5 % nivå, */ signifikant på 10 % nivå.

Tabell 20: Teststatistikk fra den utvidede Dickey-Fuller testen

Tabell 20 viser resultatene fra den utvidede Dickey-Fuller testen på feilleddet til modell (7.12). Feilleddet er stasjonært for alle fem tidsserier ved bruk av testen uten både trend og konstant. Dette innebærer at de ikke-stasjonære variablene kointegrerer og de kan dermed benyttes i en feiljusteringsmodell.

7.5.2 Feiljusteringsmodellen og autokorrelasjon

Jeg vil nå estimere den utvidede feiljusteringsmodellen og teste feilleddet for autokorrelasjon:

$$(7.13) \quad \Delta \text{prisdiesel}_{i,t} = \alpha + \beta_0 \Delta \text{spotprisdiesel}_t + \beta_1 \text{prisdiesel}_{i,t-1} + \beta_2 \text{spotprisdiesel}_{t-1} + \gamma_0 \text{autodieselavgdum} + \theta_0 \text{tirsdag} + \theta_1 \text{onsdag} + \theta_2 \text{torsdag} + \theta_3 \text{fredag} + \theta_4 \text{lørdag} + \theta_5 \text{søndag} + \delta_0 \text{statoilNHH} + \delta_1 \text{shellNESTTUN} + \delta_2 \text{yxTERTNES} + \delta_3 \text{statoilASKØY} + \varepsilon_{i,t}$$

Med unntak av dagsdummyene er modell (7.13) identisk som modell (7.9). Dagsdummyene skal som tidligere nevnt kontrollere for om det er signifikante forskjeller i prisendringen på diesel de ulike ukedagene. Dersom den aktuelle dummyvariabelen inntar verdien en måler koeffisienten om prisendringen er høyere, lavere eller eventuelt den samme som ved referansedagen.

Da de øvrige variablene tjener de samme funksjonene som tidligere gjennomgås disse ikke i detalj i dette avsnittet.

Dersom man tester feilleddet for autokorrelasjon ved bruk av Box-Pierce testen finner man at Q-statistikken er lavere en kritisk grense for samtlige tidsserier når man tester for både første og syvende ordens autokorrelasjon. Unntaket er tidsserien for Statoil på Nesttun som inneholder syvende ordens autokorrelasjon. Q-statistikken er her 17,80 og tilhørende kritisk

grense er 14,07.¹³¹ Da kun tidsserien for Statoil på Nesttun inneholder syvende ordens autokorrelasjon konkluderer jeg med at modellen kan brukes slik den er. Resultatene fra den estimerte modellen er presentert under i tabell 21:

Variabel	Koeffisient	Standardavvik
Δ spotprisdiesel _t	0,0869535	0,1083915
Prisdiesel _{t-1}	-0,3860029***	0,0258491
Spotprisdiesel _{t-1}	0,4381047***	0,0321946
Autodieselavgdum	0,1041381***	0,0299435
Tirsdag	-0,3698088***	0,0338698
Onsdag	-0,4067003***	0,0335598
Torsdag	-0,3149031***	0,0335244
Fredag	-0,4682441***	0,0334943
Lørdag	-0,5383692***	0,0318521
Søndag	-0,5735336***	0,0314503
Statoil NHH	-0,0444116*	0,0264815
Shell Nesttun	-0,0128711	0,0263827
YX Tertnes	0,0151601	0,0265964
Statoil Askøy	0,0149779	0,0262723
Konstant	3,186981***	0,1986299
Langtidseffekter:		
Spotprisdiesel	1,135***	0,039
Autodieselavgdum	0,270***	0,075
R ²	0,4962	
N	862	

***/ signifikant på 1 % nivå, **/signifikant på 5 % nivå, */ signifikant på 10 % nivå

Tabell 21: Resultater fra modell (7.13)

Modell (7.13) har en høyere forklaringskraft sammenlignet med modell (7.10) og er dermed en bedre modell da den forklarer en større andel av variasjonen i prisendringen på diesel.¹³²

¹³¹ Teststatistikken for Box-Pierce testen til modell (7.13) er presentert i vedlegg 8.

¹³² Modell (7.13) har en forklaringskraft på 49,6 % sammenlignet med modell (7.10) som har en forklaringskraft på 30,5 %.

Dette fordi den også kontrollerer for det ukentlige prismønsteret i det norske drivstoffmarkedet.

En endring i NWE spotprisen på én krone fører til en umiddelbar endring på kort sikt på 0,087 kroner per liter i detaljprisen på diesel. Resultatet er ikke signifikant og antyder at en endring i NWE spotprisen ikke fører til en signifikant endring i detaljprisen på diesel på kort sikt. I modell (7.6), som er den utvidede modellen for bensin, fant jeg derimot at Rotterdam spotprisen førte til en signifikant endring i detaljprisen på drivstoff på kort sikt.

På lang sikt kan det se ut som om at en endring i NWE spotprisen fører til en tilsvarende signifikant endring i detaljprisen på diesel. Dette stemmer godt overens med tilsvarende resultat for bensin fra modell (7.6). Tester man imidlertid resultatet ved bruk av en f-test finner man at man kan forkaste nullhypotesen om at langtidseffekten som følge av en endring i NWE spotprisen er lik én. Tester man om langtidseffekten av en endring i spotprisen er lik null finner man også her at man kan forkaste nullhypotesen.¹³³ Konfidensintervallet viser at langtidseffekten med 95 % sannsynlighet ligger innenfor intervallet [1.06, 1.21]. Dette innebærer at effekten av en endring i NWE spotprisen på én krone per liter gir ett utslag i detaljprisen på lang sikt som er noe større enn én krone. Dette kan reflektere det faktum at detaljprisen på drivstoff stiger jevnt over perioden. En annen forklaring kan være at langtidseffekten er feilestimert grunnet paneldataproblemet som forklart tidligere.

Justeringsparameteren er i modell (7.13) på -0,39 og dermed noe større sammenlignet med modell (7.10) som ikke kontrollerer for det ukentlige prismønsteret i det norske drivstoffmarkedet.¹³⁴ Sammenligner man justeringsparameteren med modell (7.6) som er den tilsvarende modellen for bensin ser man at justeringsparameterne er noenlunde like store.¹³⁵

Dette innebærer at den avhengige variabelen i begge modeller ($\Delta pr_{bensin_{i,t}}$ og $\Delta pr_{diesel_{i,t}}$) justerer seg tilbake mot likevekten i et relativt likt tempo.

Koeffisienten til dummyvariabelen som modellerer effekten av den endrede autodieselavgiften er signifikant positiv og indikerer at detaljprisen på diesel på kort sikt endres med 0,10 kroner per liter som følge av avgiftsendringen på 0,10 kroner. På lang sikt endres detaljprisen på diesel signifikant med 0,27 kroner per liter, altså med mer en den initiale avgiftsendringen. Sammenligner man dette resultatet med modell (7.10) som ikke

¹³³ F-testen og resultater i relasjon til modell (7.13) finnes i vedlegg 6.

¹³⁴ Justeringsparameteren er i modell (7.10) er på -0,33.

¹³⁵ Justeringsparameteren i modell (7.6) er -0,41.

kontrollerer for det ukentlige prismønsteret i det norske drivstoffmarkedet ser man at økningen både på kort- og på lang sikt er noe større i modell (7.13). Man skulle i utgangspunktet anta at langtidseffekten av autodieselavgiften omtrentlig tilsvarer avgiftsendringen. Langtidseffekten er dermed trolig feilestimert også for autodieselavgiften grunnet paneldataproblemet da den er langt høyere enn hva man skulle anta.

Alle dagsdummyene er signifikante på ett 1 % nivå. Man kan også her klart og tydelig observere det ukentlige prismønsteret hvor prisen er høyest på mandag før den faller jevnt utover uken og er lavest på søndag. Som i modell (7.6) ser man at prisendringen er mindre på torsdager sammenlignet med referansedagen enn hva den er på onsdager. Dette kommer som forklart tidligere av at oljeselskapene har satt opp prisen til veiledende pris også på enkelte torsdager.

Nok en gang er det bare stasjonsdummyen på Statoil ved NHH som er signifikant. Koeffisienten indikerer at prisendringen på diesel er 0,04 kroner per liter lavere på Statoil ved NHH sammenlignet med referansestasjonen. Resultatet er ganske likt som i modell (7.6) som er den tilsvarende modellen for bensin. Der er den estimerte prisendringen 0,05 kroner per liter lavere sammenlignet med referansestasjonen. Som nevnt tidligere er en mulig forklaring på dette at Statoil ved NHH møter konkurranse fra de ubetjente stasjonene Uno X og Shell Express og dermed holder ett lavere prisnivå sammenlignet med Statoil på Nesttun.

I del seks regnet jeg ut differansen i fallet i marginen mellom bensin og diesel. Det gjorde jeg for å prøve å undersøke om konkurransen på diesel er hardere enn konkurransen på bensin illustrert ved at prisen på diesel konkurreres kraftigere ned sammenlignet med prisen på bensin. Jeg fant at fallet i marginen i gjennomsnitt var ca 3 øre større per liter for diesel enn for bensin. Jeg har prøvd å gjøre en tilsvarende analyse basert på de utvidede feiljusteringsmodellene for bensin og diesel for å undersøke om jeg finner et tilsvarende resultat.¹³⁶

¹³⁶ Jeg har tatt utgangspunkt i modell (7.6) og (7.13).

Dag	Differanse (Bensin-Diesel)
Tirsdag	-0,04196
Onsdag	-0,01241
Torsdag	-0,00049
Fredag	-0,01935
Lørdag	-0,05602
Søndag	-0,05662
Gjennomsnitt	-0,03114

Tabell 22: Differansen i prisendringen mellom bensin og diesel

Tabell 22 viser differansen i prisendringen mellom bensin og diesel sammenlignet med referansedagen. Med utgangspunkt i feiljusteringsmodellene finner jeg at prisen på diesel i gjennomsnitt faller mer enn prisen på bensin sammenlignet med referansedagen. Dette illustreres ved at gjennomsnittelig prisendring er 3 øre lavere per liter diesel sammenlignet med referansedagen enn hva den er for bensin. Resultatet stemmer godt med hva jeg fant i tilsvarende analyse i del seks.

7.5.3 Feiljusteringsmodell for kostnadsøkninger og kostnadsreduksjoner

Jeg vil avslutte analysen i del 7 med å benytte den utvidede feiljusteringsmodellen til å undersøke om en økning i oljeselskapenes kostnader slår raskere ut i detaljprisen på diesel sammenlignet med en nedgang i kostnader. Jeg vil sammenligne resultatene jeg finner ved å estimere den utvidede modellen med resultatene fra modell (7.7) som er tilsvarende modell for bensin. Jeg vil også sammenligne resultatene med modell (7.11) som er den enkle modellen for diesel for å se om resultatene endres ved bruk av den utvidede modellen.

Modell (7.14) er helt analog til modell (7.7) som estimerer effekten av kostnadsendringer på detaljprisen på bensin og vil derfor ikke beskrives i detalj i det følgende. Antall observasjoner i modell (7.14) er noe færre sammenlignet med modell (7.13) da lørdag- og søndagsobservasjonene utelates ettersom spotmarkedet er stengt i helgen.

$$(7.14) \quad \Delta \text{prisdiesel}_{i,t} = \alpha + \beta_0 \Delta \text{spotprisdiesel}_t + \beta_1 \text{prisdiesel}_{i,t-1} + \beta_2 \text{spotprisdiesel}_{t-1} + \gamma_0 \text{autodieselavgdum} + \varphi_0 \text{sød} \Delta \text{spot} + \varphi_1 \text{sødprisdiesel1} + \varphi_2 \text{sødspot1} + \theta_0 \text{tirsdag} + \theta_1 \text{onsdag} + \theta_2 \text{torsdag} + \theta_3 \text{fredag} + \delta_0 \text{statoilNHH} + \delta_1 \text{shellNESTTUN} + \delta_2 \text{yxTERTNES} + \delta_3 \text{statoilASKØY} + \varepsilon_{i,t}$$

Tolkningen av modellen er analog til modell (7.7).

Resultatene er presentert under i tabell 23:

Variabel	Koeffisient	Standardavvik
Δ spotprisdiesel _t	0,4430788*	0,2442021
Prisdiesel _{t-1}	-0,5611581***	0,0387902
Spotprisdiesel _{t-1}	0,6723598***	0,0562498
Autodieselavgdum	0,1309263***	0,0365684
Sød Δ spot	-0,5058409	0,3393787
Sødprisdiesel ₁	0,0580659***	0,0218755
Sødspot ₁	-0,1596622***	0,0573698
Tirsdag	-0,2833031***	0,0373863
Onsdag	-0,3320951***	0,0367395
Torsdag	-0,2381185***	0,036626
Fredag	-0,397135***	0,0371832
Statoil NHH	-0,0741664**	0,0324964
Shell Nesttun	-0,0166049	0,0322178
YX Tertnes	0,0316879	0,0327661
Statoil Askøy	0,0095006	0,0321333
Konstant	43266512***	0,2776217
Δ spotprisdiesel _t ved kostnadsøkning	-0,063	0,237
Justeringsparameter, kostnadsøkning	-0,503***	0,039
Langtidseffekter:		
Økt spotprisdiesel	1,019***	0,046
Redusert spotprisdiesel	-1,198***	0,048
R ²	0,5403	
N	579	

***/ signifikant på 1 % nivå, **/signifikant på 5 % nivå, */ signifikant på 10 % nivå

Tabell 23: Regresjonsresultater for modell (7.14)

Modell (7.14) har en forklaringsgrad på 54 %, noe som er høyere sammenlignet med modell (7.11).¹³⁷ Man kan dermed konkludere med at modell (7.14), som også kontrollerer for det

¹³⁷ Modell (7.11) har en forklaringsgrad på 45,8 %.

ukentlige prismønsteret i det norske drivstoffmarkedet, er en bedre modell da den forklarer en større andel av variasjonen i prisendringen i detaljprisen på diesel.

Dersom NWE spotprisen øker med én krone fører det til en umiddelbar justering i detaljprisen på diesel på -0,063 kroner per liter på kort sikt.¹³⁸ Som i modell (7.11) er fortegnet negativt noe som er motsatt av hva man skulle anta. I utgangspunktet skulle man anta at en kostnadsøkning fører til økt detaljpris og at fortegnet dermed er positivt. Effekten er imidlertid betraktelig mindre sammenlignet med modell (7.11), samtidig som at den nå ikke er signifikant i motsetning til tidligere. Dette innebærer at en økning i NWE spotprisen ikke gir utslag i detaljprisen på kort sikt dersom man kontrollerer for det ukentlige prismønsteret.

En reduksjon i NWE spotprisen på én krone fører til en signifikant økning i detaljprisen på diesel på kort sikt på 0,44 kroner per liter. Koeffisienten har samme fortegn som i modell (7.11) noe som er motsatt av hva man skulle anta. Ved en reduksjon i kostnadene skulle man anta at prisen vil falle og at fortegnet dermed er negativt. Man kan imidlertid merke seg at effekten av en reduksjon i NWE spotprisen på kort sikt i modell (7.14) kun er signifikant på ett 10 % nivå i motsetning til ett 5 % nivå i modell (7.11). Effekten er også mindre i modell (7.14) sammenlignet med modell (7.11) som ikke kontrollerer for det ukentlige prismønsteret i det norske drivstoffmarkedet.

I modell (7.7) hvor jeg estimerte effekten av endringer i Rotterdam spotprisen på detaljprisen på bensin fant jeg at økt Rotterdam spotpris førte til en signifikant endring i detaljprisen på bensin på kort sikt. En reduksjon i Rotterdam spotprisen førte imidlertid til ingen endring i detaljprisen på kort sikt. Resultatene er motsatt av hva jeg finner i markedet for diesel. En mulig forklaring på hvorfor en reduksjon i NWE spotprisen gir en signifikant positiv effekt på detaljprisen på diesel på kort sikt kan være at det er færre observasjoner hvor NWE spotprisen går ned sammenlignet med når den går opp.¹³⁹ Det er også slik at detaljprisen på diesel har steget jevnt over perioden da NWE spotprisen har hatt en positiv trend.¹⁴⁰ Fallene i NWE spotprisen er også små og inntreffer mindre regelmessig enn økningene i NWE spotprisen. Disse momentene kan være med på å forklare den signifikant positive effekten av redusert NWE spotpris på detaljprisen på diesel.

¹³⁸ Effekten er regnet ut på følgende måte: $\beta_0 + \varphi_0$

¹³⁹ Av totalt 579 observasjoner øker NWE spotprisen i 340 av disse. I 239 av observasjonene faller NWE spotprisen.

¹⁴⁰ Se figur 8 i avsnitt 6.1.2.

På lang sikt finner man som i tidligere modeller at en økt- og redusert NWE spotpris fører til en tilsvarende endring i detaljprisen på diesel.¹⁴¹ Resultatet fra f-testen viser at man ikke kan forkaste nullhypotesen om at langtidseffekten av økt NWE spotpris er lik én. Dersom man tester effekten av redusert NWE spotpris finner man derimot at man kan forkaste nullhypotesen om at langtidseffekten av en reduksjon i NWE spotprisen er lik minus én. Man kan også forkaste nullhypotesen om at langtidseffekten av en reduksjon i NWE spotprisen er lik null.¹⁴² Langtidseffekten av en reduksjon i NWE spotprisen er negativ og befinner seg med 95 % sannsynlighet innenfor konfidensintervallet [-1.29, -1.10]. Dette indikerer at en reduksjon i NWE spotprisen på én krone per liter fører til en reduksjon i detaljprisen på lang sikt som er større enn minus én. Nok en gang er effekten trolig feilestimert grunnet paneldataproblemet.

Ved økt NWE spotpris er justeringsparameteren lik $-0,50$ ¹⁴³. Ved redusert NWE spotpris er den lik $-0,56$ noe som innebærer at den avhengige variabelen, $\Delta pris_{diesel_{i,t}}$, justerer seg noe raskere tilbake mot likevekten ved en kostnadsreduksjon sammenlignet med en kostnadsøkning. Dette sammenfaller med hva jeg fant i modell (7.11). Resultatet virker noe underlig da det vil være naturlig å anta at oljeselskapene reagerer raskere på en kostnadsøkning i motsetning til en kostnadsreduksjon slik som jeg finner i modell (7.7) for bensin.¹⁴⁴ En mulig forklaring på hvorfor dette ikke er tilfelle er at NWE spotprisen øker kraftig over hele perioden. Dette kan muligens føre til at den avhengige variabelen derfor er noe tregere med å justere seg tilbake mot likevekten ved en kostnadsøkning enn hva den vanligvis ville vært dersom datasettet hadde gått over en lengre periode med mer nyanserte oppganger og nedganger i NWE spotprisen.

Dummyvariabelen som skal fange opp effekten av den økte autodieselavgiften (*autodieselavgdum*) viser en estimert signifikant prisendring på kort sikt på 0,13 kroner per liter etter avgiftsøkningen på 0,10 kroner den 1.juli 2008. Resultatet samsvarer med hva jeg fant i modell (7.11).

Dagsdummyene er som i tidligere modeller signifikante og illustrerer nok en gang det ukentlige prismønsteret i det norske drivstoffmarkedet selv om dagsdummyen for lørdag og

¹⁴¹ Langtidseffekten av økt spotpris regnes ut på følgende måte: $\frac{\beta_2 + \varphi_2}{-(\beta_1 + \varphi_1)}$. Langtidseffekten av redusert spotpris

regnes ut på følgende måte: $\frac{\beta_2}{\beta_1}$

¹⁴² Resultatene fra f-testen er presentert i vedlegg 6.

¹⁴³ Justeringsparameteren er regnet ut ved å ta: $\beta_1 + \varphi_1$.

¹⁴⁴ Her er justeringsparameteren lik $-0,56$ ved en kostnadsøkning og $-0,53$ ved en kostnadsreduksjon.

søndag er utelatt. Også her ser man at prisendringen på torsdager er noe mindre sammenlignet med referansedagen enn hva den er på onsdager. Dette kommer som forklart tidligere av at oljeselskapene også enkelte torsdager har satt opp detaljprisen på diesel til veiledende pris.

Nok en gang er det kun stasjonsdummyen for Statoil ved NHH som er signifikant.

Koeffisienten indikerer at prisendringen er 0,07 kroner lavere per liter på Statoil ved NHH sammenlignet med Statoil på Nesttun. Resultatet er ikke ulikt det jeg fant i modell (7.7) for bensin hvor effekten var på -0,08 kroner per liter.

7.5.4 Konklusjon

Som for bensin har de utvidede feiljusteringsmodellene som også kontrollerer for det ukentlige prismønsteret den høyeste forklaringsgraden og er dermed de beste modellene.

Jeg finner at oljeselskapene ikke signifikant endrer prisen på kort sikt som følge av endringer i NWE spotprisen når jeg estimerer modellene (7.13) og (7.14). Unntaket er ved redusert NWE spotpris i modell (7.14) hvor jeg finner en signifikant positiv effekt på detaljprisen på diesel som følge av en reduksjon i NWE spotprisen. Resultatet er noe underlig, men kan muligens forklares med at både detaljprisen på diesel og NWE spotprisen øker jevnt over perioden, samtidig som at det totalt sett er færre observasjoner hvor NWE spotprisen faller sammenlignet med observasjoner hvor den øker.

På lang sikt derimot fører endringer i NWE spotprisen til tilsvarende endringer i detaljprisen på diesel. I enkelte av modellene antyder f-testen også at endringen i detaljprisen er noe større enn en som følge av en endring i NWE spotprisen på en krone per liter. Dette kan komme av at detaljprisen på diesel har steget jevnt over hele perioden og at en langtidseffekt som er noe større enn en, som eksempelvis i modell (7.13), indikerer nettopp dette. En annen mulig forklaring kan være at langtidseffekten er feilestimert grunnet paneldataproblemet.

Det virker som om at det er et generelt problem i feiljusteringsmodellene at langtidseffekten for endringen i spotprisen, samt bensin- og autodieselavgiften, til tider er feilestimert på grunn av det mye omtalte paneldataproblemet. Man skal derfor være litt forsiktig med å trekke for bastante konklusjoner vedrørende langtidseffektene.

Det spesielle med feiljusteringsmodellene for diesel er at resultatene antyder at oljeselskapene responderer raskere på en reduksjon i kostnader sammenlignet med en økning i kostnader, noe som er motsatt av hva man i utgangspunktet skulle anta. En mulig forklaring på dette kan

være at NWE spotprisen øker kraftig over hele perioden og at den avhengige variabelen, $\Delta prisdiesel_{i,t}$, derfor er tregere med å justere seg tilbake mot likevekten enn normalt ved en kostnadsøkning.

Det er også verdt å merke seg at den endrede autodieselavgiften på 0,10 kroner i modell (7.13) fører til en tilsvarende signifikant endring i detaljprisen på diesel på kort sikt, noe som stemmer godt med hva man i utgangspunktet skulle anta. I modell (7.14) er effekten imidlertid noe større. I modell (7.13) finner jeg at detaljprisen på diesel endres med hele 0,27 kroner per liter på lang sikt. Detaljprisen på diesel endres altså med langt over det dobbelte av den initiale avgiftsendringen. Dette kommer som nevnt trolig av at langtidseffekten er feilestimert grunnet paneldataproblemet.

De utvidede modellene illustrerer også det ukentlige prismønsteret for diesel i det norske drivstoffmarkedet.

8. AVSLUTNING

I del seks ønsket jeg å undersøke om oljeselskapenes margin på diesel økte etter endringen i prismønsteret på diesel hvor veiledende pris på diesel gikk fra å være billigere til å bli dyrere enn veiledende pris på bensin. Dette undersøkte jeg ved å gjøre figurbetraktninger og enkle beregninger, samt ved å estimere marginmodeller for realiserte- og veiledende marginer for bensin og diesel. Jeg fant ved beregninger at både gjennomsnittelig veiledende- og realisert margin for både bensin og diesel har falt etter endringen i prismønsteret for diesel.

Ved å estimere marginmodeller fant jeg at den realiserte- og veiledende marginen for bensin falt etter at veiledende pris på diesel gikk fra å være billigere til å bli dyrere enn veiledende pris på bensin.¹⁴⁵ Når det gjelder marginmodellene for diesel fant jeg at den veiledende marginen på diesel falt etter skiftet i prismønsteret. Den realiserte marginen på diesel er imidlertid ikke signifikant endret etter at veiledende pris på diesel gikk fra å være lavere til å bli høyere enn veiledende margin for bensin. Jeg konkluderer dermed med at det er andre årsaker som har forårsaket endringen i prismønsteret enn ett ønske om høyere margin på diesel fra oljeselskapenes side.

Det kan se ut til at økte kostnader er en mulig forklaring på endringen i prismønsteret. NWE spotprisen ligger over Rotterdam spotprisen over hele perioden og differansen mellom de to øker. Det betyr at NWE spotprisen har økt mer enn Rotterdam spotprisen over perioden. Som følge av at NWE spotprisen har økt mer over perioden sammenlignet med Rotterdam spotprisen øker også merverdiavgiften per liter diesel mer enn hva den gjør for bensin. Disse to momentene kan ha vært utslagsgivende for endringen i prismønsteret for diesel.

Det er verdt å merke seg at både veiledende- og realisert pris på diesel per dags dato er lavere enn tilsvarende priser for bensin.¹⁴⁶

I del åtte ønsket jeg å undersøke hvordan endringer i oljeselskapenes kostnader påvirker detaljprisen på drivstoff. Dette har jeg undersøkt ved å estimere feiljusteringsmodeller for både bensin og diesel. Jeg fant at modellene ble bedre dersom man kontrollerte for det ukentlige prismønsteret i det norske drivstoffmarkedet.

Når det gjelder markedet for bensin finner jeg at oljeselskapene reagerer raskere på økte kostnader enn hva de gjør på reduserte kostnader slik man i utgangspunktet skulle anta.

¹⁴⁵ Dersom jeg inkluderer interaksjonsdummyen som tillater at trenden endres etter skiftet i prismønsteret for diesel finner jeg imidlertid at marginen på bensin ikke er signifikant endret etter skiftet i prismønsteret.

¹⁴⁶ Per dags dato refererer til 15. juni 2009.

Videre finner jeg at en økning i Rotterdam spotprisen førte til en signifikant endring i detaljprisen på bensin på kort sikt. En reduksjon i Rotterdam spotprisen førte derimot ikke til en signifikant endring i detaljprisen. På lang sikt finner jeg at en endring i Rotterdam spotprisen førte til en tilsvarende endring i detaljprisen på bensin.

Resultatene var som forventet da det er naturlig at oljeselskapene ikke ønsker redusert margin som følge av de økte kostnadene og at de dermed er raske med å velte de økte kostnadene over på konsumentene. Oljeselskapene er samtidig tregere til å sette ned prisen ved kostnadsreduksjoner for å kapre ekstra profitt.

Resultatene fra analysene av markedet for diesel viste seg å avvike fra analysene av bensinmarkedet. Jeg finner at en reduksjon i NWE spotprisen førte til en signifikant positiv endring i detaljprisen på diesel på kort sikt, samtidig som at en økning i NWE spotprisen ikke hadde noen effekt på detaljprisen. Resultatet er noe merkelig, men kan ha en sammenheng med at NWE spotprisen og detaljprisen på diesel øker kraftig over hele perioden samtidig som at det er færre observasjoner hvor NWE spotprisen faller sammenlignet med observasjoner hvor den øker. Også Rotterdam spotprisen øker over perioden, men ikke i like stor grad som NWE spotprisen noe som kan være en årsak til at resultatene fra de to analysene avviker. På lang sikt finner jeg at endringer i NWE spotprisen førte til tilsvarende endringer i detaljprisen.

Et annet merkelig resultatet med analysen av markedet for diesel er at jeg finner at oljeselskapene reagerer raskere på reduksjoner i kostnader sammenlignet med økte kostnader. Resultatet er motsatt av hva man i utgangspunktet skulle anta og motsatt av resultatene jeg fant fra analysene av markedet for bensin. En mulig forklaring kan her være at NWE spotprisen øker kraftig over perioden og at den avhengige variabelen, $\Delta prisdiesel_{i,t}$, derfor er tregere enn normalt med å justere seg tilbake mot likevekten som følge av en kostnadsøkning.

KILDER

Aspelund et. al (2000): Price adjustments by a gasoline retail chain. Stockholm School of Economics, Stockholm. (I: *Scandinavian Journal of Economics*, 102(1) (2000), s.101-121)

Charemza, Wojciech W. og Derek F. Deadman (1992): New directions in econometric practice. Edward Elgar Publishing Limited.

Faiva et. al (2008): Stilltiende prissamarbeid mellom bensinselskapene? Norges Handelshøyskole, Bergen. Prosjektoppgave i Samfunnsøkonomisk analyse (SAM 451).

Foros, Øystein og Frode Steen (2009): "Gasoline prices jump up on Mondays: An outcome of aggressive competition? Norges Handelshøyskole, Bergen.

Fredriksen, Heidi (2007): En kritisk gjennomgang av Jacobsen og Naug sin modell for hva som driver boligprisene. Masterutredning ved Norges Handelshøyskole.

Harris, Richard (1995): Using cointegration analysis in econometric modelling. Prentice Hall.

Pesaran, M. Hashem og Ron Smith (1995): Estimating long-run relationships from dynamic heterogeneous panels. Trinily College, Cambridge og Department of Economics Birkbeck College, London. (I: *Journal of Econometrics*, 68 (1995), s79-113).

Salvanes, Kjetil G. og Frode Steen(1997): Testing for market power using a dynamic oligopoly modell. Norges Handelshøyskole, Bergen. (I: *International Journal of Industrial Organization*, 17 (1999), s. 147-177)

Wooldridge, Jeffrey M. (2006): Introductory Econometrics, A Modern Approach. 3rd ed. Thomson South-Western

Kilder fra internett:

Best, < <http://www.beststasjon.no/index.php?side=1> > (19. januar 2009)

Energy information administration, < <http://tonto.eia.doe.gov/dnav/pet/hist/ru-10pp-ara5d.htm> > (12. januar 2009)

Exxon Mobil, <http://www.exxonmobil.com/Norway-Norwegian/PA/Files/XOM_mag_1_08.pdf > (20. januar 2009)

Maskinentreprenørenes forbund, <<http://www.mef.no/index.asp?strurl=1003461i&topExpand=&subExpand=> > (21. januar 2009)

Norsk petroleumsinstitutt, <<http://www.np.no/index.php?PHPSESSID=56eb5546ccde77b1a0a05ab052320e99&ID=190&KID=31&SID=59&page=ART> > (22. januar 2009)

Norsk petroleumsinstitutt,

<<http://www.np.no/index.php?PHPSESSID=56eb5546ccde77b1a0a05ab052320e99&ID=190&KID=31&SID=59&page=ART>> (22. januar 2009)

Norsk petroleumsinstitutt,

<<http://www.np.no/index.php?PHPSESSID=56eb5546ccde77b1a0a05ab052320e99&ID=190&KID=31&SID=59&page=ART>> (22. januar 2009)

Norsk petroleumsinstitutt,

<<http://www.np.no/index.php?PHPSESSID=bc4295b1a1ed190fd2b33c5deee936be&ID=190&KID=31&SID=59&page=ART>> (12. januar 2009)

Opplysningsrådet for veitrafikken, <<http://www.ofv.no/Default.asp?id=2057>> (19. januar 2009)

Shell deler ut gratis bensin. Hegnar online 14.07.06,

<<http://www.hegnar.no/bors/energi/article76761.ece>> (22. januar 2009)

Statoil, <http://www.statoil.no/FrontServlet?s=sdh&state=sdh_dynamic&viewid=2006381>, (19. januar 2009)

Statoil, <http://www.statoil.no/FrontServlet?s=sdh&state=sdh_dynamic&viewid=2049455&showMenu=0_3_1> (19. januar 2009)

Toll,

<http://www.toll.no/templates_TAD/CircularLetter.aspx?id=153630&epslanguage=NO&parentid=66258> (21. januar 2009)

Toll,

<http://www.toll.no/templates_TAD/CircularLetter.aspx?id=153630&epslanguage=NO&parentid=66258> (21. januar 2009)

VEDLEGG 1

Under bearbeidelsen av datasettet har det oppstått noen hull da vi ikke alltid har lyktes i å komme i kontakt med betjeningen ved de ulike stasjonene. Dette har vi løst ved å ta snittet av dagen før og etter, eller ved å la observasjonen den aktuelle dagen stå åpen dersom det har manglet observasjoner over flere dager i sammenheng.

Jeg har gjort følgende under bearbeidelsen av datasettet:

- Alle dager hvor bensinstasjonen har vært stengt lar vi stå åpen. Dette gjelder 21,22 og 23. april ved YX på Tertnes.
- Det samme gjelder for 24, 25 og 26. juni ved samme stasjon da det var strømbrydd på ip telefonen og umulig å opprette kontakt med personalet.
- 26 og 27. april lar vi stå åpen
- 14 juli står åpen
- Følgende dager har vi tatt snittet av observasjonen dagen før og etter: 31. januar, 22. mars, 5 og 8. april, 15, 21 og 27. mai, 6, 11 og 16. juni, 13 og 19. juli.

VEDLEGG 2

Regresjonsresultater marginmodeller:

Modell (6.1)

Variabel	Koeffisient	Standardavvik
Spotprisbensin _t	-0,375108***	0,0467871
Trend	0,004388***	0,0005275
Skiftdummy	-0,2340241***	0,0285535
Bensinavgdum	0,0263981	0,0286447
Tirsdag	-0,0455712*	0,025713
Onsdag	-0,1327148***	0,0257249
Torsdag	-0,1112247***	0,0256538
Fredag	-0,2085089***	0,0256017
Lørdag	-0,2954316***	0,0256607
Søndag	-0,3762229***	0,0256765
Statoil NHH	-0,0981712***	0,0217291
Statoil Askøy	0,0239432	0,0216976
Shell Nesttun	-0,026472	0,0217605
YX Tertnes	0,0228966	0,0218911
Konstant	2,611087***	0,1455031
R^2	0,3798	
N	871	

*** / signifikant på 1 % nivå, ** / signifikant på 5 % nivå, * / signifikant på 10 % nivå

Tabell 1: Resultater modell (6.1)

*Modell (6.2) utvidet med interaksjonsdummy for trend*skiftdummy (trendskift)*

Variabel	Koeffisient	Standardavvik
Maringbensin _{t-1}	0,5291491***	0,0289212
Spotprisbensin _t	-0,7667059***	0,0819236
Spotprisbensin _{t-1}	0,570289***	0,0872082
Spotprisbensin _{t-6}	-0,2076531**	0,0941492
Spotprisbensin _{t-7}	0,3668332***	0,0947622
Trend	-0,0002886	0,0006283
Skiftdummy	-0,0957936	0,0608613
Trendskift	0,0006674	0,0009964
Bensinavgdum	0,0117993	0,0271731
Tirsdag	-0,2342795***	0,0235087
Onsdag	-0,2842661***	0,0230253
Torsdag	-0,2223013***	0,0222077
Fredag	-0,3341026***	0,0223776
Lørdag	-0,3640834***	0,0216346
Søndag	-0,3982614***	0,0212745
Statoil NHH	-0,444563**	.0180137
Statoil Askøy	0,009139	0,0177583
Shell Nesttun	-0,0115022	0,0178437
YX Tertnes	0,0090824	0,0179822
Konstant	1,044906***	0,2510121
Langtidseffekter:		
Spotprisbensin	-0,079	0,159
Bensinavgdum	0,025	0,058
Skiftdummy	-0,203	0,129
R ²	0,5913	
N	832	

***/ signifikant på 1 % nivå, **/signifikant på 5 % nivå, */ signifikant på 10 % nivå

Tabell 2: Resultater for modell (6.2) utvidet med interaksjonsdummy for trend*skiftdummy

Modell (6.3)

Variabel	Koeffisient	Standardavvik
Spotprisbensin _t	-0,5305977***	0,0175429
Trend	0,0067556***	0,0001987
Skiftdummy	-0,313628***	.0105925
Bensinavgdum	-0,0520666***	0,0106719
YX	0,0073605	0,0066373
Shell	0,0109968*	0,0066373
Konstant	3,03625***	0,0539347
R ²	0,6859	
N	871	

***/ signifikant på 1 % nivå, **/signifikant på 5 % nivå, */ signifikant på 10 % nivå

Tabell 3: Resultater modell (6.3)

Modell (6.4) utvidet med interaksjonsdummy for trend*skiftdummy (trendskift)

Variabel	Koeffisient	Standardavvik
Veilmarginbensin _{t-1}	0,8050474***	0,0181404
Spotprisbensin _t	-0,9582343***	0,0144049
Spotprisbensin _{t-1}	0,8461007***	0,0208541
Spotprisbensin _{t-7}	0,0586807***	0,0123698
Trend	0,0003578***	0,0001295
Skiftdummy	-0,0730186***	0,0126189
Trendskift	0,0005515***	.0001803
Bensinavgdum	-0,0261603***	.0050318
YX	0,0011697	0,0026187
Shell	0,0019841	0,0026226
Konstant	0,461341***	0,0645784
Langtidseffekter:		
Spotprisbensin	-0,274***	0,069
Bensinavgdum	-0,134***	0,025
Skiftdummy	-0,375***	0,055
R ²	0,9538	
N	845	

***/ signifikant på 1 % nivå, **/signifikant på 5 % nivå, */ signifikant på 10 % nivå

Tabell 4: Resultater for modell (6.4) utvidet med interaksjonsdummy for trend*skiftdummy

Modell (6.5)

Variabel	Koeffisient	Standardavvik
Spotprisdiesel _t	-0,6069928***	0,0451359
Trend	0,0088413***	0,000722
Skiftdummy	-0,1996049***	0,0341875
Autodieselavgdum	-0,1184426***	0,0366946
Tirsdag	-0,0453424	0,0305528
Onsdag	-0,1167334***	0,0305589
Torsdag	-0,106464***	0,0304839
Fredag	-0,2161637***	0,0304927
Lørdag	-0,3199081***	0,0305261
Søndag	-0,4150719***	0,0305158
Statoil NHH	-0,0890322***	0,0258199
Statoil Askøy	0,0313523	0,0257825
Shell Nesttun	-0,0294666	0,0258574
YX Tertnes	0,0418903	0,0260141
Konstant	3,986467***	0,1712883
R^2	0,3990	
N	871	

***/ signifikant på 1 % nivå, **/signifikant på 5 % nivå, */ signifikant på 10 % nivå

Tabell 5: Resultater modell (6.5)

Modell (6.6) utvidet med interaksjonsdummy for trend*skiftdummy (trendskift)

Variabel	Koeffisient	Standardavvik
Maringdiesel _{t-1}	0,5489628***	0,0286652
Spotprisdiesel _t	-1,01005***	0,0882944
Spotprisdiesel _{t-1}	0,7831553***	0,0917867
Spotprisdiesel _{t-7}	0,11805**	0,0480541
Trend	0,0006119	0,0009883
Skiftdummy	-0,0667782	0,0534134
Trendskift	0,0006328	0,0008268
Autodieselavgdum	0,0001233	0,0354786
Tirsdag	-0,2695015***	0,0275957
Onsdag	-0,2965885***	0,0271307
Torsdag	-0,2268531***	0,0269786
Fredag	-0,3500911***	0,0271322
Lørdag	-0,4093854***	0,0256488
Søndag	-0,4485369***	0,0251777
Statoil NHH	-0,0389883*	0,0212614
Statoil Askøy	0,0134113	0,0210707
Shell Nesttun	-0,0125786	0,0211664
YX Tertnes	0,0164212	0,021352
Konstant	1,4541***	0,2246059
Langtidseffekter:		
Spotprisdiesel	-0,241*	0,123
Autodieselavgdum	0,000	0,079
Skiftdummy	-0,148	0,118
R ²	0,6193	
N	832	

***/ signifikant på 1 % nivå, **/signifikant på 5 % nivå, */ signifikant på 10 % nivå

Tabell 6: Resultater for modell (6.6) utvidet med interaksjonsdummy for trend*skiftdummy

Modell (6.7)

Variabel	Koeffisient	Standardavvik
Spotprisdiesel _t	-0,7664952***	0,0172477
Trend	0,0125879***	0,000277
Skiftdummy	-0,320697***	0,0131282
Autodieselavgdum	-0,2316881***	0,0141051
YX	-0,0041547	0,0081641
Shell	0,0198909**	0,0081641
Konstant	4,526462***	0,0649798
R ²	0,7373	
N	871	

***/ signifikant på 1 % nivå, **/signifikant på 5 % nivå, */ signifikant på 10 % nivå

Tabell 7: Resultater modell (6.7)

Modell (6.8) utvidet med interaksjonsdummy for trend*skiftdummy (trendskift)

Variabel	Koeffisient	Standardavvik
Veilmargindiesel _{t-1}	0,7682379***	0,0167437
Spotprisdiesel _t	-1,031115***	0,0154733
Spotprisdiesel _{t-1}	0,8674199***	0,0235907
Spotprisdiesel _{t-5}	0,0985092***	0,0108761
Trend	0,0011233***	0,0002213
Skiftdummy	-0,0510757***	0,0105509
Trendskift	0,0000884	0,0001475
Autodieselavgdum	-0,0269517***	0,0068868
YX	-0,0006558	0,0032229
Shell	0,0046407	0,0032395
Konstant	0,6511813***	0,0723391
Langtidseffekter:		
Spotprisdiesel	-0,281***	0,043
Autodieselavgdum	-.116***	0,027
Skiftdummy	-0,220***	0,040
R ²	0,9609	
N	855	

***/ signifikant på 1 % nivå, **/signifikant på 5 % nivå, */ signifikant på 10 % nivå

Tabell 8: Resultater for modell (6.8) utvidet med interaksjonsdummy for trend*skiftdummy

VEDLEGG 3

Marginmodell for bensin

Test for autokorrelasjon til modell (6.1)

Panel	Lag	Q-statistikk
Statoil NHH	1	58,4100
Statoil Askøy	1	42,5991
Statoil Nesttun	1	55,1924
Shell Nesttun	1	40,1043
YX Tertnes	1	55,4935
Statoil NHH	7	87,1082
Statoil Askøy	7	65,2349
Statoil Nesttun	7	92,4412
Shell Nesttun	7	65,7697
YX Tertnes	7	70,0083

Tabell 1: Q-statistikk for Box-Pierce testen

Kritisk grense ved en frihetsgrad: 3,84

Kritisk grense ved syv frihetsgrader: 14,07

Test for autokorrelasjon til modell (6.2)

Panel	Lag	Q-statistikk
Statoil NHH	1	0,0242
Statoil Askøy	1	0,5322
Statoil Nesttun	1	0,1043
Shell Nesttun	1	3,0533
YX Tertnes	1	3,4970
Statoil NHH	7	4,6457
Statoil Askøy	7	7,1078
Statoil Nesttun	7	15,9805
Shell Nesttun	7	14,5331
YX Tertnes	7	9,7951

Tabell 2: Q-statistikk for Box-Pierce testen

Kritisk grense ved en frihetsgrad: 3,84

Kritisk grense ved syv frihetsgrader: 14,07

Test for autokorrelasjon til modell (6.3)

Panel	Lag	Q-statistikk
Statoil NHH	1	112,3533
Statoil Askøy	1	112,3533
Statoil Nesttun	1	112,3533
Shell Nesttun	1	98,8151
YX Tertnes	1	99,9915
Statoil NHH	7	239,1637
Statoil Askøy	7	239,1637
Statoil Nesttun	7	239,1637
Shell Nesttun	7	186,7119
YX Tertnes	7	182,5409

Tabell 3: Q-statistikk for Box-Pierce testen

Kritisk grense ved en frihetsgrad: 3,84

Kritisk grense ved syv frihetsgrader: 14,07

Test for autokorrelasjon til modell (6.4)

Panel	Lag	Q-statistikk
Statoil NHH	1	0,0035
Statoil Askøy	1	0,0035
Statoil Nesttun	1	0,0035
Shell Nesttun	1	0,7404
YX Tertnes	1	0,8048
Statoil NHH	7	1,3832
Statoil Askøy	7	1,3832
Statoil Nesttun	7	1,3832
Shell Nesttun	7	16,6477
YX Tertnes	7	23,0020

Tabell 4: Q-statistikk for Box-Pierce testen

Kritisk grense ved en frihetsgrad: 3,84

Kritisk grense ved syv frihetsgrader: 14,07

Test for autokorrelasjon til modell (6.5)

Panel	Lag	Q-statistikk
Statoil NHH	1	54,6500
Statoil Askøy	1	49,9233
Statoil Nesttun	1	57,6286
Shell Nesttun	1	64,9533
YX Tertnes	1	66,6083
Statoil NHH	7	82,9813
Statoil Askøy	7	72,3135
Statoil Nesttun	7	102,6097
Shell Nesttun	7	108,7949
YX Tertnes	7	97,2033

Tabell 5: Q-statistikk for Box-Pierce testen

Kritisk grense ved en frihetsgrad: 3,84

Kritisk grense ved syv frihetsgrader: 14,07

Test for autokorrelasjon til modell (6.6)

Panel	Lag	Q-statistikk
Statoil NHH	1	0,8777
Statoil Askøy	1	1,2434
Statoil Nesttun	1	0,6418
Shell Nesttun	1	0,0467
YX Tertnes	1	2,1898
Statoil NHH	7	4,2182
Statoil Askøy	7	5,2518
Statoil Nesttun	7	19,3830
Shell Nesttun	7	8,7254
YX Tertnes	7	8,1230

Tabell 6: Q-statistikk for Box-Pierce testen

Kritisk grense ved en frihetsgrad: 3,84

Kritisk grense ved syv frihetsgrader: 14,07

Test for autokorrelasjon til modell (6.7)

Panel	Lag	Q-statistikk
Statoil NHH	1	119,0359
Statoil Askøy	1	119,0359
Statoil Nesttun	1	119,0359
Shell Nesttun	1	123,5972
YX Tertnes	1	121,9974
Statoil NHH	7	229,9216
Statoil Askøy	7	229,9216
Statoil Nesttun	7	229,9216
Shell Nesttun	7	261,1214
YX Tertnes	7	241,5889

Tabell 7: Q-statistikk for Box-Pierce testen

Kritisk grense ved en frihetsgrad: 3,84

Kritisk grense ved syv frihetsgrader: 14,07

Test for autokorrelasjon til modell (6.8)

Panel	Lag	Q-statistikk
Statoil NHH	1	0,2920
Statoil Askøy	1	0,2920
Statoil Nesttun	1	0,2920
Shell Nesttun	1	1,5471
YX Tertnes	1	0,2512
Statoil NHH	7	11,1492
Statoil Askøy	7	11,1492
Statoil Nesttun	7	11,1492
Shell Nesttun	7	7,8131
YX Tertnes	7	18,5799

Tabell 8: Q-statistikk for Box-Pierce testen

Kritisk grense ved en frihetsgrad: 3,84

Kritisk grense ved syv frihetsgrader: 14,07

VEDLEGG 4

Feiljusteringsmodeller for bensin

Langtidssammenhengen fra modell (7.1)

Variabel	Koeffisient	Standardavvik
Spotprisbensin _t	1,050161***	0,0262947
Bensinavgdum	0,2695186***	0,0368149
Statoil NHH	-0,1237195***	0,0326335
Shell Nesttun	-0,0297536	0,0326801
YX Tertnes	0,0242373	0,0328744
Statoil Askøy	0,0299432	0,0325866
Konstant	8,677819***	0,1012307
R ²	0,7510	
N	871	

***/ signifikant på 1 % nivå, **/signifikant på 5 % nivå, */ signifikant på 10 % nivå

Tabell 1: Resultater for modell (7.1) for langtidssammenhengen

Resultater for modell (7.2)

Variabel	Koeffisient	Standardavvik
Δ spotprisen _t	0,4981905***	0,1260385
Prisen _{t-1}	-0,501843***	0,0301514
Spotprisen _{t-1}	0,5435629***	0,0390442
Bensinavgdum	0,1120405***	0,0334072
Statoil NHH	-0,0655556**	0,0286377
Shell Nesttun	-0,015736	0,0284542
YX Tertnes	0,0088859	0,0286678
Statoil Askøy	0,0149699	0,0283317
Konstant	4,29792***	0,276933
Langtidseffekter:		
Spotprisen	1,083***	0,046
Bensinavgdum	0,223***	0,065
R ²	0,2531	
N	862	

***/ signifikant på 1 % nivå, **/signifikant på 5 % nivå, */ signifikant på 10 % nivå

Tabell 2: Regresjonsresultater for modell (7.2)

Langtidssammenhengen fra modell (7.5)

Variabel	Koeffisient	Standardavvik
Spotprisbensin _t	1,057199***	0,0229597
Bensinavgdum	0,267665***	0,0321387
Tirsdag	-0,0637286*	0,0336963
Onsdag	-0,173809***	0,0336914
Torsdag	-0,141506***	0,0336213
Fredag	-0,258564***	0,0335535
Lørdag	-0,361***	0,0336226
Søndag	-0,4564839***	0,0336226
Statoil NHH	-0,1225159***	0,0284835
Shell Nesttun	-0,032071	0,0285244
YX Tertnes	0,0279717	0,0286953
Statoil Askøy	0,0299432	0,0284423
Konstant	8,85778***	0,0910252
R ²	0,8117	
N	871	

***/ signifikant på 1 % nivå, **/signifikant på 5 % nivå, */ signifikant på 10 % nivå

Tabell 3: Resultater for modell (7.5) for langtidssammenhengen

VEDLEGG 5

Feiljusteringsmodeller for bensin

Test for autokorrelasjon til modell (7.2)

Panel	Lag	Q-statistikk
Statoil NHH	1	0,3268
Statoil Askøy	1	0,2644
Statoil Nesttun	1	0,0008
Shell Nesttun	1	0,0063
YX Tertnes	1	3,9510
Statoil NHH	7	22,2504
Statoil Askøy	7	13,0902
Statoil Nesttun	7	31,3587
Shell Nesttun	7	18,7048
YX Tertnes	7	33,8709

Tabell 1: Q-statistikk for Box-Pierce testen

Kritisk grense ved en frihetsgrad: 3,84

Kritisk grense ved syv frihetsgrader: 14,07

Test for autokorrelasjon til modell (7.3)

Panel	Lag	Q-statistikk
Statoil NHH	1	0,6325
Statoil Askøy	1	0,8217
Statoil Nesttun	1	0,1159
Shell Nesttun	1	0,1340
YX Tertnes	1	11,7747
Statoil NHH	7	9,3105
Statoil Askøy	7	7,8043
Statoil Nesttun	7	9,7627
Shell Nesttun	7	5,5175
YX Tertnes	7	20,3959

Tabell 2: Q-statistikk for Box-Pierce testen

Kritisk grense ved en frihetsgrad: 3,84

Kritisk grense ved syv frihetsgrader: 14,07

Test for autokorrelasjon til modell (7.6)

Panel	Lag	Q-statistikk
Statoil NHH	1	0,3921
Statoil Askøy	1	1,5284
Statoil Nesttun	1	0,0191
Shell Nesttun	1	2,6236
YX Tertnes	1	0,4017
Statoil NHH	7	4,4890
Statoil Askøy	7	6,8917
Statoil Nesttun	7	13,1707
Shell Nesttun	7	10,5910
YX Tertnes	7	7,4183

Tabell 3: Q-statistikk for Box-Pierce testen

Kritisk grense ved en frihetsgrad: 3,84

Kritisk grense ved syv frihetsgrader: 14,07

VEDLEGG 6

F-tester

F-test i relasjon til modell (6.2)

Tester om langtidseffekten av en endring i spotprisen er signifikant forskjellig fra null.

$$H_0: \beta^* = 0$$

$$H_A: \beta^* \neq 0$$

$$F(1, 813) = 0,00$$

$$\text{Prob} > F = 0,9957$$

Kan ikke forkaste nullhypotesen om at langtidseffekten av en endring i spotprisen er lik null.

F-test i relasjon til modell (6.4)

Tester om langtidseffekten av en endring i spotprisen er signifikant forskjellig fra null.

$$H_0: \beta^* = 0$$

$$H_A: \beta^* \neq 0$$

$$F(1, 835) = 4,58$$

$$\text{Prob} > F = 0,0326$$

Forkaster nullhypotesen om at langtidseffekten av en endring i spotprisen er lik null.

F-test i relasjon til modell (6.6)

Tester om langtidseffekten av en endring i spotprisen er signifikant forskjellig fra null.

$$H_0: \beta^* = 0$$

$$H_A: \beta^* \neq 0$$

$$F(1, 814) = 3,30$$

$$\text{Prob} > F = 0,0696$$

Kan ikke forkaste nullhypotesen om at langtidseffekten av en endring i spotprisen er lik null.

F-test i relasjon til modell (6.8)

Tester om langtidseffekten av en endring i spotprisen er signifikant forskjellig fra null.

$$H_0: \beta^* = 0$$

$$H_A: \beta^* \neq 0$$

$$F(1, 845) = 42,04$$

$$\text{Prob} > F = 0,0000$$

Forkaster nullhypotesen om at langtidseffekten av en endring i spotprisen er lik null.

F-tester i relasjon til modell (7.3)

Tester om langtidseffekten av en endring i spotprisen er signifikant forskjellig fra èn.

$$H_0: \beta^* = 1$$

$$H_A: \beta^* \neq 1$$

$$F(1, 813) = 1,25$$

$$\text{Prob} > F = 0,2643$$

Kan ikke forkaste nullhypotesen om at langtidseffekten av en endring i spotprisen er lik èn.

Tester her om langtidseffekten av en endring i spotprisen er signifikant forskjellig fra null.

$$H_0: \beta^* = 0$$

$$H_A: \beta^* \neq 0$$

$$F(1, 813) = 242,27$$

$$\text{Prob} > F = 0,0000$$

Forkaster nullhypotesen om at langtidseffekten av en endring i spotprisen er lik null.

F-tester i relasjon til modell (7.4)

Tester om langtidseffekten av *økt* spotpris er signifikant forskjellig fra *èn*.

$$H_0: \beta^* = 1$$

$$H_A: \beta^* \neq 1$$

$$F(1, 529) = 4,73$$

$$\text{Prob} > F = 0,0301$$

Forkaster nullhypotesen om at langtidseffekten av *økt* spotpris er lik *èn*.

Tester her om langtidseffekten av *økt* spotpris er signifikant forskjellig fra null.

$$H_0: \beta^* = 0$$

$$H_A: \beta^* \neq 0$$

$$F(1, 529) = 529,52$$

$$\text{Prob} > F = 0,0000$$

Forkaster nullhypotesen om at langtidseffekten av *økt* spotpris er lik null.

Tester om langtidseffekten av *redusert* spotpris er signifikant forskjellig fra minus *èn*.

$$H_0: \beta^* = -1$$

$$H_A: \beta^* \neq -1$$

$$F(1, 529) = 0,20$$

$$\text{Prob} > F = 0,6576$$

Kan ikke forkaste nullhypotesen om at langtidseffekten av redusert spotpris er lik minus èn.

Tester her om langtidseffekten av *redusert* spotpris er signifikant forskjellig fra null.

$$H_0: \beta^* = 0$$

$$H_A: \beta^* \neq 0$$

$$F(1,529) = 217,56$$

$$\text{Prob} > F = 0,0000$$

Forkaster nullhypotesen om at langtidseffekten av en redusert spotpris er lik null.

F-tester i relasjon til modell (7.6)

Tester om langtidseffekten av en endring i spotprisen er signifikant forskjellig fra èn.

$$H_0: \beta^* = 1$$

$$H_A: \beta^* \neq 1$$

$$F(1, 847) = 3,83$$

$$\text{Prob} > F = 0,0507$$

Kan ikke forkaste nullhypotesen om at langtidseffekten av en endring i spotprisen er lik èn på ett 5 % nivå, men på ett 10 % nivå.

Tester her om langtidseffekten av en endring i spotprisen er signifikant forskjellig fra null.

$$H_0: \beta^* = 0$$

$$H_A: \beta^* \neq 0$$

$$F(1, 847) = 102,50$$

$$\text{Prob} > F = 0,0000$$

Forkaster nullhypotesen om at langtidseffekten av en endring i spotprisen er lik null.

F-tester i relasjon til modell (7.7)

Tester om langtidseffekten av *økt* spotpris er signifikant forskjellig fra èn.

$$H_0: \beta^* = 1$$

$$H_A: \beta^* \neq 1$$

$$F(1, 553) = 2,39$$

$$\text{Prob} > F = 0,1227$$

Kan ikke forkaste nullhypotesen om at langtidseffekten av økt spotpris er lik èn.

Tester her om langtidseffekten av *økt* spotpris er signifikant forskjellig fra null.

$$H_0: \beta^* = 0$$

$$H_A: \beta^* \neq 0$$

$$F(1, 553) = 489,97$$

$$\text{Prob} > F = 0,0000$$

Forkaster nullhypotesen om at langtidseffekten av økt spotpris er lik null.

Tester om langtidseffekten av *redusert* spotpris er signifikant forskjellig fra minus èn.

$$H_0: \beta^* = -1$$

$$H_A: \beta^* \neq -1$$

$$F(1, 553) = 0,65$$

$$\text{Prob} > F = 0,4210$$

Kan ikke forkaste nullhypotesen om at langtidseffekten av redusert spotpris er lik minus èn.

Tester her om langtidseffekten av *redusert* spotpris er signifikant forskjellig fra null.

$$H_0: \beta^* = 0$$

$$H_A: \beta^* \neq 0$$

$$F(1, 553) = 190,23$$

$$\text{Prob} > F = 0,0000$$

Forkaster nullhypotesen om at langtidseffekten av redusert spotpris er lik null.

F-tester i relasjon til modell (7.10)

Tester om langtidseffekten av en endring i spotprisen er signifikant forskjellig fra èn.

$$H_0: \beta^* = 1$$

$$H_A: \beta^* \neq 1$$

$$F(1, 813) = 2,23$$

$$\text{Prob} > F = 0,1355$$

Kan ikke forkaste nullhypotesen om at langtidseffekten av en endring i spotprisen er lik èn.

Tester her om langtidseffekten av en endring spotprisen er signifikant forskjellig fra null.

$$H_0: \beta^* = 0$$

$$H_A: \beta^* \neq 0$$

$$F(1, 813) = 365,81$$

$$\text{Prob} > F = 0,0000$$

Forkaster nullhypotesen om at langtidseffekten av en endring i spotprisen er lik null.

F-tester i relasjon til modell (7.11)

Tester om langtidseffekten av *økt* spotpris er signifikant forskjellig fra 0.

$$H_0: \beta^* = 1$$

$$H_A: \beta^* \neq 1$$

$$F(1, 543) = 0,10$$

$$\text{Prob} > F = 0,7475$$

Kan ikke forkaste nullhypotesen om at langtidseffekten av *økt* spotpris er lik 0.

Tester her om langtidseffekten av *økt* spotpris er signifikant forskjellig fra null.

$$H_0: \beta^* = 0$$

$$H_A: \beta^* \neq 0$$

$$F(1, 543) = 490,82$$

$$\text{Prob} > F = 0,0000$$

Forkaster nullhypotesen om at langtidseffekten av *økt* spotpris er lik null.

Tester om langtidseffekten av *redusert* spotpris er signifikant forskjellig fra minus 0.

$$H_0: \beta^* = -1$$

$$H_A: \beta^* \neq -1$$

$$F(1, 216) = 12,75$$

$$\text{Prob} > F = 0,0004$$

Kan forkaste nullhypotesen om at langtidseffekten av redusert spotprisen er lik minus èn.

Tester her om langtidseffekten av *redusert* spotpris er signifikant forskjellig fra null.

$$H_0: \beta^* = 0$$

$$H_A: \beta^* \neq 0$$

$$F(1, 216) = 534,66$$

$$\text{Prob} > F = 0,0000$$

Forkaster nullhypotesen om at langtidseffekten av redusert spotpris er lik null.

F-tester i relasjon til modell (7.13)

Tester om langtidseffekten av en endring i spotprisen er signifikant forskjellig fra èn.

$$H_0: \beta^* = 1$$

$$H_A: \beta^* \neq 1$$

$$F(1, 847) = 12,20$$

$$\text{Prob} > F = 0,0005$$

Kan forkaste nullhypotesen om at langtidseffekten av en endring i spotprisen er lik èn.

Tester her om langtidseffekten av en endring i spotprisen er signifikant forskjellig fra null.

$$H_0: \beta^* = 0$$

$$H_A: \beta^* \neq 0$$

$$F(1, 847) = 862,60$$

$$\text{Prob} > F = 0,0000$$

Forkaster nullhypotesen om at langtidseffekten av en endring i spotprisen er lik null.

F-tester i relasjon til modell (7.14)

Tester om langtidseffekten av *økt* spotpris er signifikant forskjellig fra $\bar{\pi}$.

$$H_0: \beta^* = 1$$

$$H_A: \beta^* \neq 1$$

$$F(1, 563) = 0,17$$

$$\text{Prob} > F = 0,6809$$

Kan ikke forkaste nullhypotesen om at langtidseffekten av *økt* spotpris er lik $\bar{\pi}$.

Tester her om langtidseffekten av *økt* spotpris er signifikant forskjellig fra null.

$$H_0: \beta^* = 0$$

$$H_A: \beta^* \neq 0$$

$$F(1, 563) = 482,30$$

$$\text{Prob} > F = 0,0000$$

Forkaster nullhypotesen om at langtidseffekten av *økt* spotpris er lik null.

Tester om langtidseffekten av *redusert* spotpris er signifikant forskjellig fra minus $\bar{\pi}$.

$$H_0: \beta^* = -1$$

$$H_A: \beta^* \neq -1$$

$$F(1, 563) = 16,86$$

$$\text{Prob} > F = 0,0000$$

Kan forkaste nullhypotesen om at langtidseffekten av redusert spotpris er lik minus èn.

Tester her om langtidseffekten av *redusert* spotpris er signifikant forskjellig fra null.

$$H_0: \beta^* = 0$$

$$H_A: \beta^* \neq 0$$

$$F(1, 563) = 616,22$$

$$\text{Prob} > F = 0,0000$$

Forkaster nullhypotesen om at langtidseffekten av redusert spotpris er lik null.

VEDLEGG 7

Feiljusteringsmodeller for diesel

Langtidssammenhengen fra modell (7.8)

Variabel	Koeffisient	Standardavvik
Spotprisdiesel _t	1,090944***	0,0222635
Autodieselavgdum	0,3408759***	0,0431963
Statoil NHH	-0,1121779***	0,039726
Shell Nesttun	-0,032625	0,0397828
YX Tertnes	0,042207	0,0400184
Statoil Askøy	0,0392045	0,0396689
Konstant	7,445084***	0,109486
R^2	0,8009	
N	871	

***/ signifikant på 1 % nivå, **/signifikant på 5 % nivå, */ signifikant på 10 % nivå

Tabell 1: Resultater for modell (7.8) for langtidssammenhengen

Resultater for modell (7.9)

Variabel	Koeffisient	Standardavvik
Δ spotprisdiesel _t	-0,0370096	0,126202
Prisdiesel _{t-1}	-0,45505***	0,0280473
Spotprisdiesel _{t-1}	0,5110581***	0,0354789
Autodieselavgdum	0,1239436***	0,0365358
Statoil NHH	-0,0540005*	0,0324404
Shell Nesttun	-0,0151785	0,0323531
YX Tertnes	0,0156158	0,0326078
Statoil Askøy	0,0177083	0,0322195
Konstant	3,332099***	0,2277955
Langtidseffekter:		
Spotprisbensin	1,123***	0,040
Autodieselavgdum	0,272***	0,078
R ²	0,2367	
N	862	

***/ signifikant på 1 % nivå, **/signifikant på 5 % nivå, */ signifikant på 10 % nivå

Tabell 2: Regresjonsresultater for modell (7.9)

Langtidssammenhengen fra modell (7.12)

Variabel	Koeffisient	Standardavvik
Spotprisdiesel _t	1,109088***	0,0196518
Autodieselavgdum	0,3287254***	0,038047
Tirsdag	-0,0593133	0,0413747
Onsdag	-0,1363451***	0,0413756
Torsdag	-0,1415492***	0,0412765
Fredag	-0,2964024***	0,0412043
Lørdag	-0,4140047***	0,0412884
Søndag	-0,521908***	0,0412884
Statoil NHH	-0,1108717***	0,0349688
Shell Nesttun	-0,0353891	0,035019
YX Tertnes	0,0471194	0,0352281
Statoil Askøy	0,0392045	,0349182
Konstant	7,581481***	0,1001362
R^2	0,8468	
N	871	

***/ signifikant på 1 % nivå, **/signifikant på 5 % nivå, */ signifikant på 10 % nivå

Tabell 3: Resultater for modell (7.12) for langtidssammenhengen

VEDLEGG 8

Feiljusteringsmodeller for diesel

Test for autokorrelasjon til modell (7.9)

Panel	Lag	Q-statistikk
Statoil NHH	1	3,6447
Statoil Askøy	1	1,0731
Statoil Nesttun	1	0,5298
Shell Nesttun	1	0,1509
YX Tertnes	1	2,1394
Statoil NHH	7	24,0274
Statoil Askøy	7	13,9802
Statoil Nesttun	7	34,0755
Shell Nesttun	7	22,7542
YX Tertnes	7	25,0266

Tabell 1: Q-statistikk for Box-Pierce testen

Kritisk grense ved en frihetsgrad: 3,84

Kritisk grense ved syv frihetsgrader: 14,07

Test for autokorrelasjon til modell (7.10)

Panel	Lag	Q-statistikk
Statoil NHH	1	0,2406
Statoil Askøy	1	0,0058
Statoil Nesttun	1	0,0599
Shell Nesttun	1	0,5141
YX Tertnes	1	6,8684
Statoil NHH	7	7,2923
Statoil Askøy	7	3,9644
Statoil Nesttun	7	12,8354
Shell Nesttun	7	5,0296
YX Tertnes	7	14,0301

Tabell 2: Q-statistikk for Box-Pierce testen

Kritisk grense ved en frihetsgrad: 3,84

Kritisk grense ved syv frihetsgrader: 14,07

Test for autokorrelasjon til modell (7.13)

Panel	Lag	Q-statistikk
Statoil NHH	1	2,5157
Statoil Askøy	1	2,4376
Statoil Nesttun	1	0,8336
Shell Nesttun	1	0,1102
YX Tertnes	1	0,2174
Statoil NHH	7	5,6664
Statoil Askøy	7	6,7462
Statoil Nesttun	7	17,7974
Shell Nesttun	7	7,4941
YX Tertnes	7	7,1365

Tabell 3: Q-statistikk for Box-Pierce testen

Kritisk grense ved en frihetsgrad: 3,84

Kritisk grense ved syv frihetsgrader: 14,07