

## Forord

Denne masteroppgaven er et avsluttende arbeid ved masterstudiet i finansiell økonomi ved institutt for samfunnsøkonomi ved NTNU. Gjennom arbeidet med oppgaven har det vært svært interessant og motiverende å se at verktøy som er blitt tillært gjennom ulike fag i studietiden har kommet til nytte. Særlig motiverende har det vært å kombinere ulike verktøy for å besvare den konkrete problemstillingen i denne avhandlingen. Lærdommen tror jeg kan være svært nyttig å ta med seg videre i livet.

Gjennom arbeidet med oppgaven har jeg fortalt min problemstilling til en rekke mennesker, så vel kjente som mer ukjente. De aller fleste har vist sin interesse overfor problemstillingen og hatt en formening om den. Bensinmarkedet er dessuten et stadig tilbakevendende tema i media. Interessen og oppmerksomheten av problemstillingen og bensinmarkedet for øvrig har gjort arbeidet med avhandlingen ekstra motiverende og interessant.

Vedrørende den empiriske delen av oppgaven har læringskurven vært bratt. Min kjennskap til Stata og Excel var i utgangspunktet relativt beskjeden. Gjennom tiden oppgaven har blitt skrevet har jeg i hver programvare lært å bruke innebygde funksjoner samt ulike sammensetninger av dem. Læringsprosessen har vært svært interessant og lærerik. Jeg kom frem til at en kombinasjon av de to programmene var en god måte å løse empiriske utfordringer, tidsbesparende og mer oversiktlig. All organisering av data samt alle regresjons- og testkommandoer er utarbeidet i Excel. Datasettet og kommandoene ble så limt inn i Stata som genererte mine empiriske resultater.

I mitt arbeid med oppgaven har jeg vært i kontakt med flere instanser i næringslivet i forsøk på å oppnå innsikt i bensinmarkedet. Jeg har blitt svært positivt overrasket over hvor hjelpsomme aktørene har vært ved mine forespørsler, hvilket har kommet avhandlingen til gode. Mitt inntrykk er at myten om at bensinmarkedet er et marked hvor næringsaktører holder kortene svært tett til brystet slår sprekker. Jeg har også vært i kontakt med ulike forskningsinstitusjoner i forsøk på å få tak i datasett, samt nødvendige verktøy for å løse empiriske utfordringer. Institusjonene har like fullt vært svært hjelpsomme, og deres assistanse har vært uunnværlig i den empiriske delen av oppgaven. I det som følger benytter jeg anledningen til å takke enkeltpersoner som har vært til særlig hjelp.

En takk rettes til Joachim Gresslien og Amandip S. Sangha ved BitFactory, leverandøren av applikasjonen BensinPris, som har oversendt et omfattende og detaljert datasett med pumpepriser. Jan Petter Fedje, seniorrådgiver ved Konkurransetilsynet, takkes i hovedsak for å ha distribuert et datasett med geografiske avstander mellom samtlige av landets stasjoner. En takk går til Ronald N. Johnson, tidligere professor ved Department of Agricultural Economics & Economics ved Montana State University; og Riemer P. Faber, postdoktor ved Netherlands Bureau for Economic Policy Analysis (CPB); for hjelp med empiriske utfordringer. Per Arve Rasmussen, Pricing Manager ved Statoil Fuel & Retail; Per J. Flåten ved Transport og Forsyningsavdelingen i Esso Norge; og Elisabeth Nord, salgssjef ved Uno-X Automat; takkes for spotprisinformasjon og opplysninger rundt fastsettelse av pumpepriser. Enkeltpersoners spesifikke bidrag til min forskning meddeles utover i avhandlingen. Lars-Erik Borge, min veileder, takkes for konstruktive tilbakemeldinger.

Tor Øyvind Jakobsen

August 2012

# Innholdsfortegnelse

|                                                                          |    |
|--------------------------------------------------------------------------|----|
| 1 Oppsummering.....                                                      | 1  |
| 2 Innledning .....                                                       | 3  |
| 3 Tidligere litteratur.....                                              | 5  |
| 4 Introduksjon til bensinmarkedet .....                                  | 8  |
| 4.1 Markedsaktører .....                                                 | 8  |
| 4.2 Verdikjeden.....                                                     | 10 |
| 4.3 De ulike priskomponentene i pumpeprisen .....                        | 12 |
| 5 Prissetting på lang sikt.....                                          | 14 |
| 5.1 Eierformer .....                                                     | 14 |
| 5.2 Prisstøttesystemet .....                                             | 15 |
| 5.3 Tidligere empiriske resultater vedrørende langtidssammenhengen ..... | 17 |
| 5.4 Lokale karakteristika .....                                          | 18 |
| 5.5 Kvalitetsforskjeller og substituerbarhet.....                        | 19 |
| 6 Potensielle forklaringer på raketter og fjær.....                      | 21 |
| 6.1 Samarbeidspris og oligopolistisk koordinering .....                  | 22 |
| 6.2 Markedsmakt .....                                                    | 25 |
| 6.3 Asymmetrisk søkeatferd til bensinkunder.....                         | 31 |
| 6.4 Begrenset lagerkapasitet og treghet i overføringen .....             | 34 |
| 6.5 Menykostnader.....                                                   | 36 |
| 6.6 Empiriske funn vedrørende årsaker til raketter og fjær.....          | 37 |
| 6.7 Markedsregulerende tiltak ved påvisning av raketter og fjær .....    | 39 |
| 7 Økonometrisk metode.....                                               | 41 |
| 7.1 Redegjørelse for langtidssammenhengen .....                          | 42 |
| 7.2 Redegjørelse for den dynamisk spesifiseringen .....                  | 45 |
| 7.3 Kumulative justeringsfunksjoner .....                                | 49 |
| 8 Datasett.....                                                          | 53 |
| 8.1 Datasett til disposisjon.....                                        | 53 |
| 8.2 Utvalg .....                                                         | 55 |
| 8.3 Rådata.....                                                          | 60 |

|                                                             |    |
|-------------------------------------------------------------|----|
| 9 Resultater .....                                          | 61 |
| 9.1 Økonometriske forutsetninger .....                      | 61 |
| 9.2 Langtidssammenhengen .....                              | 63 |
| 9.3 Dynamisk spesifisering.....                             | 65 |
| 9.4 Sammenlikning av resultater med tidligere studier ..... | 70 |
| 9.5 Robusthetstester .....                                  | 73 |
| 10 Konklusjon .....                                         | 76 |
| 11 Appendiks .....                                          | 77 |
| 11.1 Deltametoden.....                                      | 77 |
| 12 Vedlegg: Detaljerte robusthetstester .....               | 79 |
| 12.1 Modell 1: 0x1 .....                                    | 79 |
| 12.2 Modell 2: 0x0 .....                                    | 80 |
| 12.3 Modell 3: 0x2 .....                                    | 81 |
| 12.4 Modell 4: 1x1 .....                                    | 82 |
| 12.5 Modell 5: 1x0 .....                                    | 83 |
| 12.6 Modell 6: 2x2 .....                                    | 84 |
| 12.7 Modell 7: 1x2 .....                                    | 85 |
| 12.8 Modell 21: 2x4 .....                                   | 86 |
| 12.9 Modell 22: 4x2 .....                                   | 87 |
| 12.10 Modell 23: 4x3.....                                   | 88 |
| 12.11 Modell 24: 3x4.....                                   | 89 |
| 12.12 Modell 25: 4x4.....                                   | 90 |
| Referanseliste .....                                        | 91 |



# 1 Oppsummering

Formålet med denne masteravhandlingen er å bekrefte eller avfeie myten om raketter og fjær i det norske bensinmarkedet; pumpeprisen stiger raskt som en rakett når spotprisen på blyfri 95 bensin målt i norske kroner øker, og faller tregt som en fjær når den reduseres. Potensielle årsaker til fenomenet avdekkes ikke empirisk i denne oppgaven, men aktuelle kandidater diskuteres, og av den grunn har jeg funnet det relevant å også diskutere markedsregulerende tiltak ved påvisning av raketter og fjær i det norske bensinmarkedet.

Avhandlingen studerer et utvalg av stasjoner i Oslo, hvor stasjonenes kjedetilhørighet er representativt på landsbasis. Det er tydelig at raketter og fjær er til stede i det norske bensinmarkedet. Fordi denne oppgaven studerer et paneldatasett kan det være vanskelig å kvantifisere dette mønsteret eksakt. Hva som driver mønsteret er ikke empirisk avdekket i denne avhandlingen, men to potensielle kandidater kan med rimelig sikkerhet utelukkes; begrenset lagerkapasitet og treghet i overføringen mellom de aktuelle leddene i verdikjeden, og menykostnader. To kandidater kan ikke utelukkes; asymmetrisk søkeatferd til bensinkunder; og implisitt samarbeid, herunder samarbeidspris og oligopolistisk koordinering, og markedsrett. Hvilke av disse kandidatene som driver mønsteret avdekkes ikke i denne oppgaven.

Det demonstreres ikke i denne oppgaven om raketter og fjær medfører et større velferdstap for bensinkunder. Hvis dette er tilfelle taler det for at markedsregulerende tiltak bør i verksettes for å lempe på de negative virkningene mønsteret har på bensinkunder. Dersom en policy skal være virkningsfull på kundenes velferd trengs en policy som er rettet mot å lempe på de spesifikke mekanismene som driver raketter og fjær. Dersom søkekostnader er en bidragsgivende årsak er et botemiddel mer tilgjengelig prisinformasjon for bensinkunder. Noen eksempler er publisering av produktpriser, produktet av spotprisen på blyfri 95 bensin målt i norske kroner og valutakurs fra amerikanske dollar til norske kroner, eller økt publisering av pumpepriser. Hvis en form for implisitt samarbeid er medforklarende er en aktuell policy tiltak som gjør det implisitte samarbeidet vanskeligere å opprettholde. Noen eksempler er tiltak som gjør etablering av nye oljeselskaper så attraktivt som mulig, eller forbud mot publisering av nasjonale veiledende pumpepriser.

Dette avsnittet kommenterer kapittelinnndelingen i denne avhandlingen. Kapittel 2 som er innledningen er ment som en introduksjon og motivasjon for det som følger i oppgaven. Kapittelet presenterer uttalelser i forbindelse med myten raketter og fjær i det norske bensinmarkedet og i andre norske markeder. Kapittel 3 presenterer tidligere litteratur som denne avhandlingen bygger på. Der presenteres teori og empiriske funn. I kapittel 4 presenteres markedsaktørene i verdikjeden samt priskomponentene i pumpeprisen. Den empiriske delen i denne oppgaven går ut på å indentifisere hvorvidt raketter og fjær er tilfelle i det norske bensinmarkedet; og de empiriske regresjonene som brukes i identifiseringen består av to komponenter, en langtidssammenheng og en dynamisk spesifisering. Kapittel 5 og kapittel 6 presenterer teori og tidligere empiriske resultater rundt respektive to komponenter. Kapittel 6 presenterer potensielle årsaker til raketter og fjær, samt hvilke av årsakene som det finnes empiriske bevis for. Avslutningsvis i kapittel 6 diskuteres markedsregulerende tiltak ved påvisning av raketter og fjær. Kapittel 7 som omhandler empirisk metode presenterer langtidssammenhengen og den dynamiske spesifiseringen. I kapittel 7 presenteres også kumulative justeringsfunksjoner som brukes for å indentifisere raketter og fjær, hvor funksjonene består av koeffisienter fra den dynamiske spesifiseringen. Kapittel 8 presenterer datamaterialet jeg har til rådighet, og begrunner utvalget som brukes i den empiriske analysen. Kapittel 9 presenterer økonometriske forutsetninger; samt resultater fra langtidssammenhengen og den dynamiske spesifiseringen, herunder kumulative justeringsfunksjoner. Videre sammenlikner kapittel 9 min dynamiske spesifisering og mine resultater med respektive komponenter i tidligere studier. Avslutningsvis i kapittel 9 presenteres robusthetstester, hvor det fremgår at til tross for at kvantitative resultater er noe sensitive overfor endringer i lagstrukturen i den dynamiske spesifiseringen, så er kvalitative resultater entydige, raketter og fjær er fremtredende i det norske bensinmarkedet. I kapittel 10 presenteres konklusjonen.

Med unntak av kapittel 2 diskuterer hele denne oppgaven kun bensin dersom ikke annet står nevnt. Tidligere norske studier refererer kun til blyfri 95. Ordene pumpepris og utsalgpris brukes omvekslende i oppgaven. Det samme gjelder betegnelsene raketter og fjær, og asymmetri. Alle figurer nummereres i lærebokform i den forstand at figurnummeret viser til hvilket kapittel de tilhører. Tilsvarende nummerering brukes for likninger og tabeller.

## 2 Innledning

I perioder med fallende råoljepriser har media i flere land hevdet at utsalgsprisen på bensin reduseres tregt. Samt at økt råoljepris raskt resulterer i økt utsalgspris. Dette fenomenet går ofte under tilnavnet "rockets and feathers"<sup>1</sup>; Utsalgsprisen stiger raskt som en rakett når råoljeprisen øker, og faller tregt som en fjær når råoljeprisen reduseres.

Direktør for samfunnskontakt i NAF<sup>2</sup>, Håkon Glomsaker, uttalte i Dagens Næringsliv: "... det er belegg for å si at oljeselskapene har vært raske til å sette prisene opp når råoljeprisen har steget, mens det har tatt lengre tid å redusere prisen når råoljeprisen har gått ned" (Dagens Næringsliv, 2008). Slike utspill er et gjennomgangstema i media. Journalist Espen Bjerke skriver i sin artikkel "Den store myten om bensinprisen" at "Det er én myte om bensinprisen som aldri vil dø – At oljeselskapene stikker fortjenesten i egen lomme når oljeprisen faller" (Dagens Næringsliv, 2009:1).

En misoppfatning blant flere kritikere er at pumpeprisen bør følge råoljeprisen. Dersom utsalgsprisen er treg til å reflektere et fall i råoljeprisen lager de gjerne rabalder. Enkelte kan være fristet til å konkludere med at stasjonene samarbeider for å putte mer penger i lomma, og det på bekostning av bensinkundene. Sannheten er at oljeselskapene tar utgangspunkt i en spotprisindeks for bensin ved fastsettelse av pumpeprisen. Det trenger derfor ikke være et konstant forhold mellom råoljeprisen og pumpeprisen. Det vil være mer korrekt å sammenlikne pumpeprisen med denne spotprisen for bensin. Og hvis et slikt mønster i det hele tatt eksisterer trenger ikke bakenforliggende forklaring å være en form for samarbeid mellom stasjonene. Enkelte medieoppslag tar høyde for disse to argumentene. Av artiklene jeg har funnet skytes det imidlertid ikke med skarpt i kritikkene. Dessuten rettes lite diskusjon rundt hvorvidt svingninger i pumpeprisen mot spotprisen er til fordel for oljeselskapene. Med det "beslektede" forholdet mellom råoljepris og spotpris på bensin kan det likevel være nærliggende å tro at det eksisterer en tilsvarende myte for sammenhengen mellom spotpris og pumpepris. Internasjonal litteratur påpeker at denne myten lever i beste velgående.

---

<sup>1</sup> Uttrykket stammer fra Bacon (1991) sin artikkel "Rockets and feathers - The asymmetric speed of adjustment of UK retail gasoline prices to cost changes".

<sup>2</sup> Norges Automobil-Forbund

Kommunikasjonssjef Kim Bye Bruun ved Shell kommenterer i Dagens Næringsliv i 2009 at "... i enkelte perioder med kraftig bensinprisoppgang, kommer bensinselskapene på etterskudd når det gjelder å sette opp prisen. Det er også tendenser til at bensinkjedene gjør det samme når bensinprisen faller. Når innkjøpsprisen faller, kan det gå en dag eller to før bensinprisen settes ned, men forsinkelsen er ikke noe større enn den er når bensinprisene stiger" (Dagens Næringsliv, 2009:2). Denne kommentaren forsøker altså, i motsetning til to førstnevnte utspill, å avfeie myten.

De nevnte uttalelsene er naturligvis av liten økonomisk og empirisk verdi. En dekning av ulike formeninger som forsvarer og tilbakeviser myten kan imidlertid gjøre gransking av myten ekstra interessant. Internasjonal empirisk litteratur er blandede i sine konklusjoner. Enkelte artikler avviser myten, men flertallet bekrefter dens eksistens.

I det norske kraftmarkedet eksisterer en tilsvarende myte. Samtlige kraftleverandører kjøper strøm til en felles spotpris på det nordiske kraftmarkedet Nord Pool. Myten går ut på at prisen per kWh<sup>3</sup> på variable kontrakter er tregere til å plukke opp negative sjokk i spotprisen enn negative sjokk. I januar 2012 kunngjorde doktorgradsstipendiat Faisal Mirza at dette faktisk er tilfelle (Handelshøgskolen UMB, 2012). Også rentemarkedet er karakterisert ved en nærstående myte; de norske bankene er tregere med å justere utlånsrenten ved en reduksjon i Norges Banks styringsrente<sup>4</sup>. Pelzman (2000) studerer en rekke konsumprodukter; hvor noen eksempler er sukker, hvete og mais; og sammenhengen mellom hovedsakelig innsatsfaktor og respektiv utsalgspris. Forskeren konstaterer at raketter og fjær karakteriserer flertallet av produktene<sup>5</sup>. Med en rekke markeder kjennetegnet ved raketter og fjær kan det ikke utelukkes at det norske bensinmarkedet følger samme mønster.

---

<sup>3</sup> kWh – Kilowatttime – En enhet for måling av energi

<sup>4</sup> Jeg har ikke funnet empirisk litteratur som bekrefter eller avfeier denne myten. Meyer et al. (2004) konstaterer imidlertid at mytens eksistens bekreftes i flere utenlandske rentemarkeder.

<sup>5</sup> I underkant av 250 produkter studeres, hvorav asymmetri påvises hos én tredel av produktene.

### 3 Tidligere litteratur

Bensinmarkedet har vært gransket i en årrekke, og rakter og fjær har vært en sentral del av disse studiene. I dette kapitlet presenteres litteratur som denne oppgaven bygger på. Teoriene og de empiriske funnene utdypes nærmere utover i oppgaven.

Dette avsnittet oppsummerer relevante funn i det norske bensinmarkedet. Foros et al. (2011), samt masteravhandlingene Kvernenes et al. (2009) og Neset (2010) konstaterer at prisen ved landets stasjoner fastsettes av oljeselskapet stasjonen tilhører og ikke stasjonen selv, og at landets oljeselskaper er koordinerte om det velkjente ukemønsteret. Konkurransetilsynet (2010) viser at prisnivået og styrken på ukemønsteret ved den enkelte stasjon avhenger av lokale karakteristika.

Dette avsnittet presenterer empiriske funn rundt rakter og fjær. De aller fleste artiklene i litteraturen tar utgangspunkt i den asymmetriske likevektskorrigeringsmodellen til Borenstein et al. (1997), og i denne avhandlingen gjøres samme tilnærming. Tabell 3 oppsummerer relevante funn, samt egenskaper rundt datasettet som anvendes i den enkelte artikkel. Samtlige studier i tabellen anvender overnevnte empiriske spesifisering. Som det fremgår av tabell 3 påvises asymmetri i samtlige studier. Dette på tvers av land, tidsperioder, nivå på pumpeprisen, og frekvensen på datamaterialet. Johnson (2002) beregner for alle de 15 bensinmarkedene i sin undersøkelse gjennomsnittlig utvikling i pumpeprisen ved et initielt positivt og negativt sjokk i spotpris, samt respektive differanser, og illustreres i figur 3. Som det fremgår av figuren absorberes negative sjokk langt tregere i pumpeprisen enn positive sjokk. Det kan være verdt å merke seg at ikke samtlige studier i litteraturen påviser rakter og fjær. Bachmeier et al. (2003) finner at dersom énstegsmetoden anvendes i stedet for tostegsmetoden, og dersom datasettet er på daglig frekvens i stedet for ukentlig frekvens, så elimineres mesteparten av asymmetrien. Flere andre artikler i litteraturen argumenterer for at frekvensen på datasettet samt estimeringsmetode kan være av betydning for hvorvidt rakter og fjær identifiseres.

Dette kapitlet oppsummerer potensielle forklaringer på rakter og fjær. Borenstein et al. (1997) presenterer en hypotese hvor pumpeprisen er tregere med å plukke opp et fall i produktprisen fordi markedsaktørene ikke ønsker å signalisere priskrig til sine konkurrenter. Borenstein et al. (1996) presenterer en forklaring hvor samarbeidet rundt prissettingen bryter raskere når produktprisen øker fordi straffen fra konkurrenter da er lavere. Verlinda (2008) bygger ut denne modellen ved å introdusere differensiering, i form av geografiske

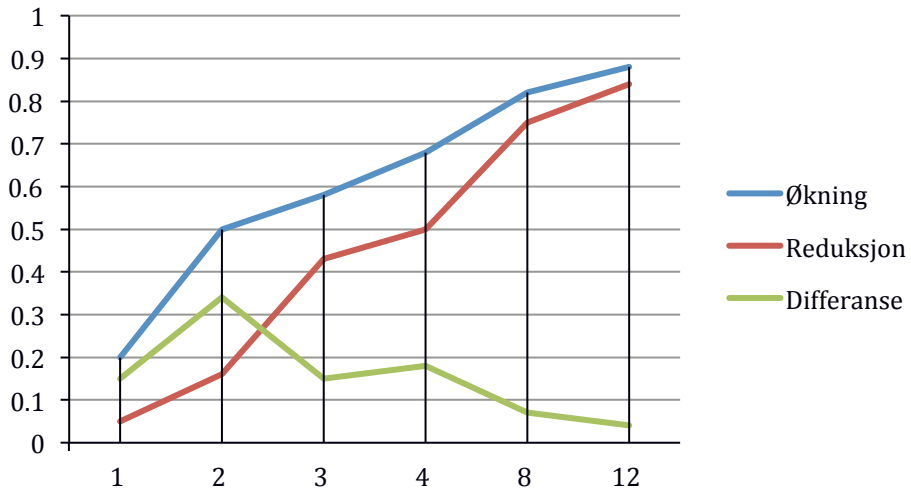
avstander og produkt differensiering. Økt geografisk avstand og økt produkt differensiering letter på konkurransen fordi aktører da har flere strategier å spille på enn kun pris, hvilket gjør markedsaktørene i stand til å prise asymmetrisk. Tappata (2009) utnevner søkekostnader som en aktuell kandidat. Bensinkunder søker mindre etter lave priser når produktprisen faller enn når den øker, og dette gir insentiver for markedsaktørene å prise asymmetrisk. Menykostnader ansees i litteraturen som å ikke kunne forklare raketter og fjær, fordi det er vanskelig å forestille seg at menykostnadene er større når produktprisen faller enn når den øker. Begrenset lagerkapasitet og treghet i overføringen mellom leddene i verdikjeden er også en kandidat som ansees for å ikke kunne forklare raketter og fjær.

Dette avsnittet presenterer empiriske funn rundt årsaken til raketter og fjær. Borenstein et al. (1996) finner empirisk støtte for deres modell for implisitt samarbeid, og argumenterer derfor for at implisitt samarbeid driver raketter og fjær. Verlinda (2008) studerer asymmetri på stasjonsnivå, og finner at faktorer som taler for markedsrett, deriblant at stasjonen har en serviceavdeling, fører til økt asymmetri. Johnson (2002) påpeker at en langt større andel av kundegruppen til diesel enn til bensin er yrkeskunder som opererer drivstoffslukende maskiner som lastebiler og anleggsmaskiner, og at denne kundegruppen derfor kjøper store kvantum diesel, og dét med korte mellomrom. Forfatteren hevder at dette taler for at kundegruppen til diesel i større grad bør søke etter lave priser enn kundegruppen til bensin, og at dette bør resultere i mindre grad av asymmetri for diesel enn for bensin, hvilket er hva forskeren finner. Lewis (2011) stiller de regjerende forklaringene på asymmetri opp mot hverandre. Forskeren finner kun empirisk støtte for sin egenutviklede søkekostnadsmodell, og argumenterer derfor for at søkekostnader driver raketter og fjær.

Masteravhandlingen Kristiansen (2009) er den eneste norske artikkelen som studerer raketter og fjær på norske data. Studenten betrakter daglige utsalgspriser for fem stasjoner i Bergensområdet over fem måneder. Studenten finner at økt produktpris fører til en umiddelbar økning i pumpepris, mens det ikke er noen umiddelbar reaksjon i pumpeprisen dersom produktprisen faller. På lang sikt absorberes hele kostnadsendringen i pumpeprisen, både når produktprisen stiger og faller. Mitt bidrag til litteraturen rundt raketter og fjær er å gå ett skritt videre på norske data. Den resterende biten av dette avsnittet oppsummerer nyvinninger i forhold til Kristiansen (2009). Det tas høyde for lag mer enn én uke tilbake, og kumulative justeringsfunksjoner introduseres for å undersøke pumpeprisendring over tid ved et produktprissjokk av positiv karakter og av negativ karakter, og derigjennom identifisere asymmetri. Potensielle årsaker til raketter og fjær i det norske bensinmarkedet diskuteres.

| Studie            | Publisert | Land      | År            | Nivå                                                           | Frekvens     | Asymmetri | Årsak               | Kommentarer                                         |
|-------------------|-----------|-----------|---------------|----------------------------------------------------------------|--------------|-----------|---------------------|-----------------------------------------------------|
| Asplund et al.    | 2000      | Sverige   | 1980-1996     | Veiledende priser til Shell                                    | Daglig       | Ja        | Uavklart            | Ikke testet eller diskutert mulige årsaker          |
| Borenstein et al. | 1997      | USA       | 1986-1992     | En indeks for stasjoner i et område                            | Halvmånedlig | Ja        | Implisitt samarbeid | Ikke empirisk testet for årsak                      |
| Faber             | 2011      | Nederland | 2003-2005     | Stasjon                                                        | Daglig       | Ja        | Uavklart            | Asymmetri gjelder kun 38% av stasjonene             |
| Johnson           | 2002      | USA       | 1996-1998     | En indeks for stasjoner i et område                            | Daglig       | Ja        | Søke-kostnader      | Mer asymmetri for bensinpriser enn for dieselpriser |
| Kristiansen       | 2009      | Norge     | 5 mnd. I 2009 | Stasjon                                                        | Daglig       | Ja        | Uavklart            | Ikke testet eller diskutert mulige årsaker          |
| Lewis             | 2011      | USA       | 2000-2007     | To datasett: stasjon, samt en indeks for stasjoner i et område | Ukentlig     | Ja        | Søke-kostnader      |                                                     |
| Verlinda          | 2008      | USA       | 2002-2003     | Stasjon                                                        | Ukentlig     | Ja        | Markeds-makt        |                                                     |

Tabell 3: Oversikt over sentrale empiriske funn, og deres datasett



Figur 3: Resultater fra Johnson (2002): Ukentlig utvikling i pumpepris ved et initilt positivt og negativt sjokk i produktpris, samt respektive differanser

Alle størrelser representerer gjennomsnitt for 15 bensinmarkeder

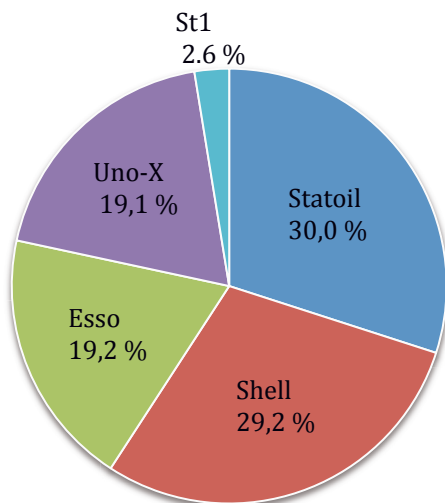


## 4 Introduksjon til bensinmarkedet

I dette kapitlet gjøres det rede for hvordan bensin kjøpes og selges, og hvilke aktører som inngår i hvert ledd i verdikjeden. Innsikt i denne markedsstrukturen er avgjørende for å forstå hvordan bensin som råstoff prises. Disse mekanismene presenteres i kapittel 4.1 og 4.2. Kapittel 4.3 presenterer de øvrige priskomponentene som samlet utgjør pumpeprisen.

### 4.1 Markedsaktører

Alle landets bensinstasjoner er tilknyttet ett av landets oljeselskaper. Dette innebærer at de er leverandør av bensin til samtlige av landets stasjoner. I Norge finnes fire store oljeselskaper; Statoil, Shell, Esso og Uno-X; samt ett mindre oljeselskap, St1. Figur 1 illustrerer antall stasjoner tilknyttet hvert oljeselskap, i forhold til det totale antallet stasjoner som er 1558<sup>6</sup>. Tallene fremstiller Norsk Petroleumsinstitutt's opptelling som fant sted ved årsskiftet 2010-2011<sup>7</sup>. Best og St1 inngår ikke i beregningen fordi de ikke er oljeselskap men stasjonskjeder. Av den grunn får de leveranser av bensin fra ett av de fem oljeselskapene i figuren under. Mer om dette i neste avsnitt.



Figur 4.1: Oljeselskaperens markedsandeler målt ved andelen stasjoner tilknyttet hvert oljeselskap

<sup>6</sup> Hentet fra: <http://www.np.no/oversikt-over-nps-statistikk/category118.html>

<sup>7</sup> I beregningen inngår ikke marinaer, samt utsalgssteder og pumper uten kjedetilørighet. Dersom slike stasjoner inkluderes er det totale antallet stasjoner 1777.

Stasjoner profilert med selskapsnavnene Statoil, Shell, Esso og Uno-X finnes over hele landet. Best finnes også over hele landet, og gjerne i utkantstrøk. Bunker Oil eksisterer hovedsakelig i Nord- og Midvest-Norge. St1 derimot finnes utelukkende på Østlandet. I 2011 var leverandørene til Best og St1 henholdsvis Statoil og Esso<sup>8</sup>. Ved starten av 2011 var Best og Bunker Oil representert ved respektive 125 stasjoner og 32 stasjoner<sup>9</sup>.

St1 har kun automatstasjoner. Disse profileres på deres hjemmeside som "prispressere i drivstoffmarkedet". Best har kun betjente stasjoner. Disse markedsføres i langt større grad med fokus på kvalitet. De fire store oljeselskapene har stasjoner som kan plasseres i to hovedkategorier; automatstasjoner og betjente stasjoner. Deres automatstasjoner markedsføres gjerne som lavpriskjeder. Statoil, Shell, Esso og Uno-X sine automatstasjoner bærer de respektive merkenavnene 1-2-3, Shell Express, Esso Express, og Uno-X. Deres betjente stasjoner har derimot større fokus på vareutvalg, kundeservice, og ellers gjennomgående kvalitet. Noen konkrete eksempler på slike bekvemmeligheter er dagligvarer, ferdigmat, bilverksted, bilvask, tilhengerutleie, kaffeavtaler, trådløs sone, og minibank. Statoil, Shell, Esso og Uno-X markedsfører sine mer eksklusive stasjoner under konseptene Statoil Detaljist; Shell Select, Shell/7-Eleven og Shell Fresh; Tiger og Esso On The Run; og YX. Større kostnader på slike stasjoner taler for høyere pumpepris.

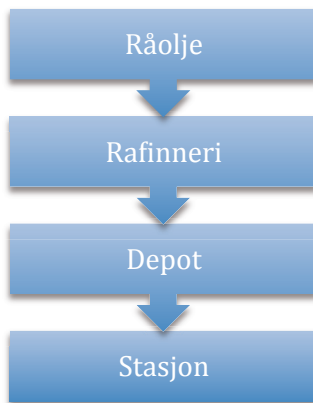
---

<sup>8</sup> Ifølge mailutveksling med Alexander Münster, administrerende direktør ved Best; og Arild Ulvestad, Finance Controller ved Bunker Oil.

<sup>9</sup> Størrelsene er hentet fra respektive stasjoners hjemmesider

## 4.2 Verdikjeden

Det å forstå verdikjeden i bensinmarkedet er avgjørende for å forstå potensielle årsaker til raketter og fjær. Den grunnleggende oppbygningen består av fire komponenter, og er illustrert i figur 4.2<sup>10</sup>.



Figur 4.2: Verdikjeden i bensinmarkedet; fra råolje, til bensin tappet ved pumpen ved den enkelte stasjon

I første steg utvinnes råolje. Dens pris avhenger som i andre frie markeder av tilbud og etterspørsel. Flere andre faktorer er også av betydning, deriblant OPEC<sup>11</sup>, som Bacon (2010) påpeker. OPEC fastsetter øvre grenser på omsatt volum av råolje i håp om å påvirke dens pris. I den relevante litteraturen tas imidlertid råoljeprisen for gitt, og i denne avhandlingen gjøres samme forenkling.

I neste steg transporteres råoljen til et raffineri, gjerne via skip eller rør, der den utvinnes til ulike petroleumsprodukter. Deriblant bensin, diesel og parafin. Fordi råolje er grunnkomponenten til en rekke ulike petroleumsprodukter, avhenger spotprisen på bensin ikke kun av tilbud og etterspørsel etter bensin, men også av tilbud og etterspørsel etter andre petroleumsprodukter. Av den grunn kan det være visse avvik mellom svingninger i prisen på råolje og svingninger i spotprisen på bensin.

Bensinen porsjoneres så opp i mindre kvantum, og transporteres til depoter rundt om i landet. Hvert depot er gjerne eid av ett av de fire store oljeselskapene, mens øvrige depoter eies i felleskap av flere av oljeselskapene. For flere av depotene eksisterer det avtaler

---

<sup>10</sup> Figuren er egnetegnet. Liknende figurer finnes i litteraturen. Figur 1 i Borenstein et al. (1997) er et eksempel.

<sup>11</sup> OPEC – Organization of the Petroleum Exporting Countries

oljeselskapene i mellom, slik at de kan tappe bensin fra hverandres depoter<sup>12</sup>. I følge Konkurransetilsynet (2010) har også det mindre oljeselskapet St1 slike avtaler med norske depoter, samt med et depot i Strømstad i Sverige. Til slutt fraktes bensinen fra disse depotene til hver enkelt stasjon. Frakten foregår med tankbil, og i enkelte tilfeller med lekter.

Literprisen på blyfri 95 bensin ved samtlige norske depoter er sammenfallende med den såkalte Rotterdam-prisen på blyfri 95 bensin som noteres daglig. Dette gjelder også norske raffinerier i følge Konkurransetilsynet (2010)<sup>13, 14</sup>. I kapittel 8.1 som omhandler datamaterialet som anvendes i den empiriske delen av oppgaven, poengteres det at det er én spotprisindeks på bensin som gjelder ved samtlige depoter. Fordi prisen noteres i amerikanske dollar er prisen på bensin ved depotene spotprisen målt i norske kroner; altså produktet mellom spotpris, og valutakurs fra amerikanske dollar til norske kroner; heretter kalt produktpris.

I denne avhandlingen fokuseres det på asymmetri fra spotpris på blyfri 95 bensin målt i norske kroner, i oppgaven omtalt som produktpris, til pumpepris. Det er altså asymmetri mellom to siste ledd i verdikjeden som føres under lupen, hvilket er i overenstemmelse med flertallet av studier i litteraturen.

---

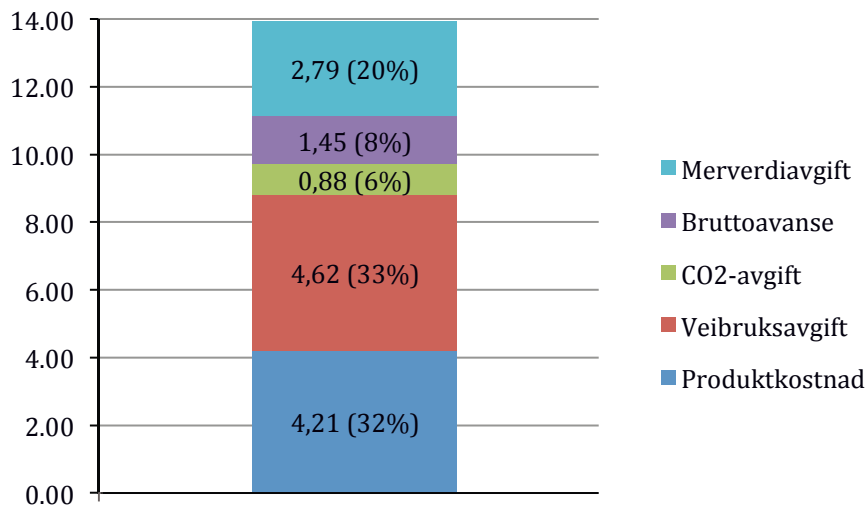
<sup>12</sup> Norsk Petroleumsinstitutt (2012) begrunner ordningen med: "Avtalene reduserer distribusjonskostningene og sparer selskapene for store beløp årlig. Dette kommer også samfunnet og den enkelte forbruker til gode".

<sup>13</sup> I Norge inntar to av landets 26 depoer posisjonen som raffineri i tillegg til depot, Mongstad og Slagen (Norsk Petroleumsinstitutt 2012).

<sup>14</sup> Asplund et al. (2000) konstaterer at samme prisingspraksis gjelder i Sverige.

### 4.3 De ulike priskomponentene i pumpeprisen

Pumpeprisen på blyfri 95 bensin består av flere komponenter; produktkostnad, faste avgifter, bruttoavanse, samt merverdiavgift. Figur 4.3<sup>15</sup> illustrerer både kronebeløpet og prosentandelen til hver komponent. Pumpeprisen på 13,95 kroner og produktprisen på 4,21 kroner er gjennomsnittlige størrelser for hele 2011 ifølge Norsk Petroleumsinstitutt<sup>16, 17</sup>.



Figur 4.3: Pumpeprisens kostnadskomponenter (blyfri 95), hvor alle størrelser er gjennomsnittlige for 2011

De faste avgiftene består også av to elementer, veibruksavgift og CO<sub>2</sub>-avgift. Begge disse avgiftene er gitt i kronebeløp, og endres normalt hvert kalenderår. Regjeringen (2010) forsvarer veibruks- og CO<sub>2</sub>-avgiften med: "Veitrafikken påfører samfunnet kostnader i form av ulykker, kø, støy, veislitasje samt helse- og miljøskadelige utslipp. Veibruksavgiften ... har til hensikt å stille brukeren overfor de eksterne kostnadene knyttet til veibruk som bruk av motorkjøretøy medfører, eksklusive utslipp av CO<sub>2</sub> som prises gjennom CO<sub>2</sub>-avgiften". For hele 2011 utgjorde veibruks- og CO<sub>2</sub>-avgiften henholdsvis 4,62 kroner og 0,88 kroner<sup>18</sup>. Summen av faste avgifter lyder dermed på 5,50 kroner.

<sup>15</sup> Figuren er egnet. Liknende figurer finnes i litteraturen, eksempelvis figur 1 i Konkurransetilsynet (2010).

<sup>16</sup> Pumpeprisen på 13,95 kroner er beregnet med utgangspunkt i månedlige utsalgspriser fra 100 stasjoner over hele landet. Beregningen er gjort av SSB – Statistisk Sentralbyrå.

<sup>17</sup> Produktprisstørrelsen på 4,21 kroner er beregnet av Norsk Petroleumsinstitutt og er hentet fra: <http://www.np.no/priser/>

<sup>18</sup> Hentet fra: [http://www.np.no/statistikk\\_avgifter/](http://www.np.no/statistikk_avgifter/)

Bruttoavansen er et påslag utover produktpris og samtlige avgifter. Den dekker salgs-, lagrings- og driftskostnader, herunder fraktkostnader. Bruttoavansen dekker også profitt utover alle de overnevnte kostnadene i dette avsnittet. Som ordet og beregningen tilsier er bruttoavansens størrelsesorden målt ekskludert merverdiavgift. På toppen av produktkostnad, veibruks- og CO<sub>2</sub>-avgift, og bruttoavanse, pålegges 25% merverdiavgift; hvilket innebærer at produktprisen er summen av disse komponentene multiplisert med 1,25<sup>19</sup>. I eksempelet utgjør totale avgifter, summen av faste avgifter og merverdiavgift, dermed 60% av pumpeprisen.

I motsetning til de øvrige priskomponentene er bruttoavansen den eneste faktoren som varierer mellom stasjoner. Resterende faktorer er felles for alle stasjoner. Det er derfor kun forskjeller i bruttoavanse som forårsaker prisforskjeller mellom stasjoner. Ulike faktorer kan ha stor innvirkning på bruttoavansens størrelsesorden, og derigjennom stor innvirkning på nivået på utsalgsprisen. Bakenforliggende teoretiske og empiriske mekanismer diskuteres i kapittel 5 som omhandler prissetting på lang sikt.

I litteraturen rundt raketter og fjær antas typisk alle faktorer i pumpeprisen, med unntak av produktprisen, konstant over tid. Dette kan forsvares med at øvrige faktorer på langt nær ikke er så volatile som produktprisen. Det er dermed retningen på endringen i produktprisen som i hovedsak driver raketter og fjær. I kapittel 6 som omhandler potensielle forklaringer på asymmetri gjøres det rede for denne sammenhengen. Kapittel 6.6 presenterer empiri som støtter de ulike forklaringene. Kapittel 6.7 argumenterer for at dersom raketter og fjær har en større negativ effekt på bensinkundenes velferd, så kan markedsregulerende tiltak være aktuelt for å forsøke å lempe på asymmetrien og derigjennom redusere de negative virkningene dette har for bensinkundene. Kapittelet argumenterer for at dersom et tiltak skal være virkningsfullt trengs en policy som er rettet mot å lempe på de spesifikke mekanismene som driver asymmetrien. Kapittelet presenterer ulike markedsregulerende tiltak avhengig av hvilke mekanismer som driver mønsteret.

---

<sup>19</sup> Bruttoavanse beregnes ved å trekke utsalgsprisen på 13,95 fra kostnadskomponentene; produktkostnad, veibruks- og CO<sub>2</sub>-avgift, samt merverdiavgift.

## 5 Prissetting på lang sikt

i kapittel 5.1 presenteres de ulike eierskapsstrukturene til stasjonene i Norge. Kapittel 5.2 presenterer prisstøttesystemet. Det vedgår av kapitlet at det er oljeselskapet som den enkelte stasjon er knyttet til som til enhver tid setter pumpeprisen, mens stasjonen selv har tilnærmet ingen innflytelse på pumpeprisen. Det forklares også at det er prisstøttesystemet som driver det velkjente ukemønsteret blant landets stasjoner. Kapittel 5.3 presenterer tidligere empiriske funn vedrørende prissetting på lang sikt. Kapittel 5.4 og kapittel 5.5 gir innsikt i hvordan henholdsvis lokale karakteristika og produkt differensiering påvirker pumpeprisen ved den enkelte stasjon. Årsaken til at dette kapitlet presenteres er at det er av betydning for teoretiske og empiriske forklaringer på rakter og fjær, som studeres kapittel 6. Dessuten, utvalget som plukkes ut i den empiriske bolken av denne avhandlingen baseres på det som fremkommer i dette kapitlet, kapittel 5.

### 5.1 Eierformer

Som tidligere nevnt er alle landets stasjoner tilknyttet ett av landets fem oljeselskaper. Masteroppgaven Kvernenes et al. (2009) slår fast at det i hovedsak eksisterer fire typer stasjonseierskap i Norge; selskapseid, kommisjonær, franchise, og selvstendig forhandler.

En selskapseid stasjon eies, drives og kontrolleres av oljeselskapet. Ved en kommisjon eies eller leies stasjonen av oljeselskapet, og kommisjonær mottar godtgjørelse for bensinalget. I begge tilfeller eier oljeselskapet bensinen inntil den er solgt. Følgelig har oljeselskapet full rett til å fastsette pumpeprisen, uten innblanding fra stasjonen.

Franchise karakteriseres ved at oljeselskapet eier stasjonen, og at stasjonen driftes av en selvstendig næringsdrivende. En selvstendig forhandler eier selv stasjonen, og inngår en kjøpsavtale på bensin med ett av oljeselskapene. Ved begge selskapsformer, både franchise og selvstendig forhandler, kjøper stasjonen bensin av oljeselskapet, for så å videreselge den til bensinkunder. Det er altså stasjonen som eier bensinen inntil den blir solgt. Av den grunn har ikke oljeselskapet uten videre lov til å fastsette utsalgsprisen. I praksis viser det seg imidlertid at oljeselskapene anvender et såkalt prisstøttesystem og at de derigjennom oppnår full kontroll over pumpeprisen på sine stasjoner. Systemet utdypes i neste kapittel. Hvorvidt systemet er lovlig er omdiskutert. Lovligheten anses imidlertid som av begrenset betydning for denne avhandlingen, og diskuteres derfor ikke nærmere.

## 5.2 Prisstøttesystemet

Dersom en stasjon tilhører enten kategorien selskapseid eller kommisjonær er systemet overflødig fordi oljeselskapet har full rett til å selv bestemme pumpeprisen. Er stasjonen derimot av typen franchise eller selvstendig forhandler benytter oljeselskapet systemet, og de oppnår derigjennom full kontroll over pumpeprisen.

Pumpeprisen på landets samtlige stasjoner følger såkalte nasjonale veiledende priser. De nasjonale veiledende prisene er ment å fange opp siste utvikling i produktprisen. Statoil, Shell og Uno-X publiserer nasjonale veiledende priser på sine respektive allment tilgjengelige hjemmesider<sup>20</sup>. Esso og St1 sine motstykker er derimot ikke offentlig tilgjengelig. Foros et al. (2011) påpeker at stasjonene hver mandag mottar en stasjonsspesifikk veiledende pris fra sitt oljeselskap. Prisen er nasjonal veiledende pris justert for transportkostnader. Utover kalenderuken inntreffer konkurranse, hvor stasjonene kniver om å kapre kunder ved å stadig presse ned pumpeprisen. Oljeselskapet sender over uken regelmessig nye stasjonsspesifikke veiledende priser til stasjonen.

Stasjonene oversender jevnt pumpepriser i sitt lokalområde til sitt oljeselskap. Fordi stasjonene ikke har lov til å eksplisitt utveksle pumpepriser, må ansatte ved stasjonene fysisk undersøke konkurrentenes pumpepriser. Oljeselskapet bestemmer på grunnlag av rapporteringene ny stasjonsspesifikk veiledende pris. En stasjon som ikke følger stasjonsspesifikk veiledende pris kan vente seg så strenge sanksjoner at et avvik i pumpepris ikke er et alternativ. Mer spesifikt vil den i så fall miste prisstøtten, hvilket betyr at stasjonen må betale en økt sum per omsatte liter, til oljeselskapet. Stasjonen kan da risikere å måtte ta en høyere pris enn sine konkurrenter for å unngå negativ profitt. Derigjennom vil salgsvolum og inntekt påvirkes i negativ retning. I andre tilfeller styres pumpeprisen direkte av oljeselskapet. Den siste gruppen av stasjoner er utenfor såkalte priskrigsoner, hvor pumpeprisen ikke endres over kalenderuken. I Foros et al. (2011), samt masteravhandlingene Kvernenes et al. (2009) og Neset (2010) gir samtlige daglige ledere ved stasjoner uttrykk for at deres handlingsrom er svært begrenset når det kommer til fastsettelse av pumpeprisen. Flertallet gav uttrykk for at de slavisk følger veiledende priser. Studiene konkluderer derfor med at det hele koker ned til at det i praksis er oljeselskapet og

---

<sup>20</sup> [http://www.statoil.no/FrontServlet?s=sdh&state=sdh\\_dynamic&viewid=2168419](http://www.statoil.no/FrontServlet?s=sdh&state=sdh_dynamic&viewid=2168419)

[http://www.shell.no/home/content/nor/products\\_services/solutions\\_for\\_businesses/other/fuel\\_pricing/](http://www.shell.no/home/content/nor/products_services/solutions_for_businesses/other/fuel_pricing/)

<http://www.unox.no/web/motorist/motoristpriser.nsf?opendatabase?bil>



ikke stasjonen som fastsetter pumpeprisen. Resultatene vedrørende prisstøttesystemet presentert i dette kapittelet bygger på et representativt utvalg av bensinstasjoner tilhørende Statoil, Shell, Uno-X og Best. Det finnes hittil ingen bevis på at St1 utøver samme praksis, men det kan være nærliggende å tro ettersom dette er tilfelle ved øvrige stasjoner. I det minste kan det forventes at stasjoner tilknyttet St1 følger ukemønsteret fordi stasjoner tilknyttet resterende oljeselskaper gjør det.

Masteravhandlingene Kvernenes et al. (2009) og Neset (2010), samt Foros et al. (2011) påviser at prisstøtten trekkes hver mandag rundt klokken 12:00, og den er virksom etterfølgende ukedager, inntil den igjen trekkes påfølgende mandag. Forfatterne konstaterer at dette er forklaringen på ukemønsteret. Foros og hans medforfatter samt masteroppgavene Karamushko (2006) og Thue (2006) viser at pumpeprisen ved et uvalg av landets stasjoner øker til et fast ørebeløp over nasjonal veiledende pris hver mandag, hvor ørebeløpet tilskrives transportkostnader. Dette gir empirisk støtte til prisstøttesystemet og ukemønsteret.

Resultatene presentert i forrige avsnitt impliserer altså at oljeselskapene er koordinerte om ukemønsteret. Foros et al. (2011) fremhever at det ikke nødvendigvis trenger å foreligge eksplisitt samarbeid mellom oljeselskapene, noe som er ulovlig. Alternative forklaringer er eksplisitt kommunikasjon, eller at ett av selskapene inntar rollen som leder. Forskerne påpeker at intertemporal prisdiskriminering ikke kan være drivkraften bak ukemønsteret, men at det kan forklare *hvorfor* koordinering, sett med oljeselskapenes briller, har blitt innført. Prisdiskriminering er kort sagt at en bedrift tar forskjellig pris på ett og samme produkt. Når begrepet "intertemporal" tillegges innebærer det at prisdiskrimineringen skjer over tid. Modellen bygger på forutsetningen om heterogene bensinkunder, hvor heterogeniteten er representert ved ulik villighet mellom bensinkundene til å vente med bensinkjøp. Forskerne opplyser om at gjennomsnittlig bensinforbruk per bileier i Norge er rundt én tank per uke. Prissensitive og prisobservante kunder vil tilpasse seg ved å kjøpe bensin på lavprisdagene lørdag og søndag. Den resterende andelen vil i stedet kjøpe bensin øvrige ukedager, hvilket vil gi oljeselskapene økt inntjening. En kundegruppe hittil ikke omtalt er kunder i yrkeslivet, offentlig sektor og privat sektor. En stor andel av denne kundemassen har et større forbruk enn én tank per uke, og flertallet er ikke på jobb på lavprisdagene lørdag og søndag. Av den grunn kan de se seg nødt til å gjøre innkjøp øvrige ukedager, hvor literprisen er høyere. Resultatet er økt inntjening til oljeselskapene.

### 5.3 Tidligere empiriske resultater vedrørende langtidssammenhengen

Tre av de fem oljeselskapene i Norge; Statoil, Esso og Uno-X; hevder at det ikke tas høyde for depotprisen ved fastsettelse av pumpepris ved den enkelte stasjon<sup>21</sup>. Hvorvidt denne praksisen også utøves av Shell og St1 vites ikke, men det kan være nærliggende å tro ettersom dette er tilfelle ved øvrige tre oljeselskap. Det at pumpeprisen ved et utvalg av landets stasjoner øker til et fast ørebeløp over nasjonal veiledende pris mandag, hvor ørebeløpet kan tilskrives transportkostnader, gir empirisk støtte til oljeselskaperens uttalelse. Nasjonal veiledende pris, er som nevnt, ment å fange opp siste utvikling i produktprisen. Et motargument som ble nevnt for å ta høyde for depotpris ved fastsettelse av pumpepris ved den enkelte stasjon er at det allerede tas høyde for konkurranse, og at pumpeprisen ved den enkelte stasjon i så fall må være en avveining mellom konkurranse og depotpris, hvilket blir vanskelig å gjennomføre i praksis.

En av de tyngre bærebjelkene i næringsøkonomi er at dersom et produkt produseres kun ved hjelp av én innsatsfaktor, så skal produktprisen endres med én enhet når prisen på innsatsfaktoren endres med én enhet. Teorien i litteraturen rundt bensinmarkedet er intet unntak. Hypotesen støttes også empirisk i litteraturen rundt bensinmarkedet.

Masteravhandlingen Flasnes (2006) påviser empirisk ukemønsteret for et representativt utvalg av landets stasjoner. Masteroppgavene Thue (2006) og Karamushko et al. (2006) gransker avgrensede markeder og finner kvalitativt samme mønster. Foros et al. (2011) og Konkurransetilsynet (2010) studerer et representativt utvalg av landets stasjoner. Førstnevnte studie påviser at prisen i gjennomsnitt er høyest på mandag, og at den faller gradvis gjennom kalenderuken, hvilket er konsistent med overnevnte masteravhandlinger. Tilsynet påviser til forskjell fra overnevnte litteratur en liten prisøkning på torsdager. Masteroppgavene Kvernenes et al. (2009) og Neset (2010) gjør tilsvarende funn. Studentene påviser at en prisøkning på torsdager typisk finner sted ved hard priskonkurranse mellom stasjoner i første halvdel av kalenderuken. Funnet begrunnes med at konkurransen spiser opp store deler av marginen. Botemiddelet for å lempe på konkurransen er økt pumpepris. En mulig årsak til at prisøkning torsdager ikke er funnet i førstnevnte gruppe av studier er at disse studiene anvender eldre datasett. I så fall taler dette for at prisøkning på torsdager er et nyere fenomen i det norske bensinmarkedet.

---

<sup>21</sup> Takk til: Per Arve Rasmussen, Pricing Manager ved Statoil Fuel & Retail; Per J. Flåten ved Transport og Forsyningsavdelingen i Esso Norge; og Elisabeth Nord, salgssjef ved Uno-X Automat. Intet svar fra Shell og St1.

## 5.4 Lokale karakteristika

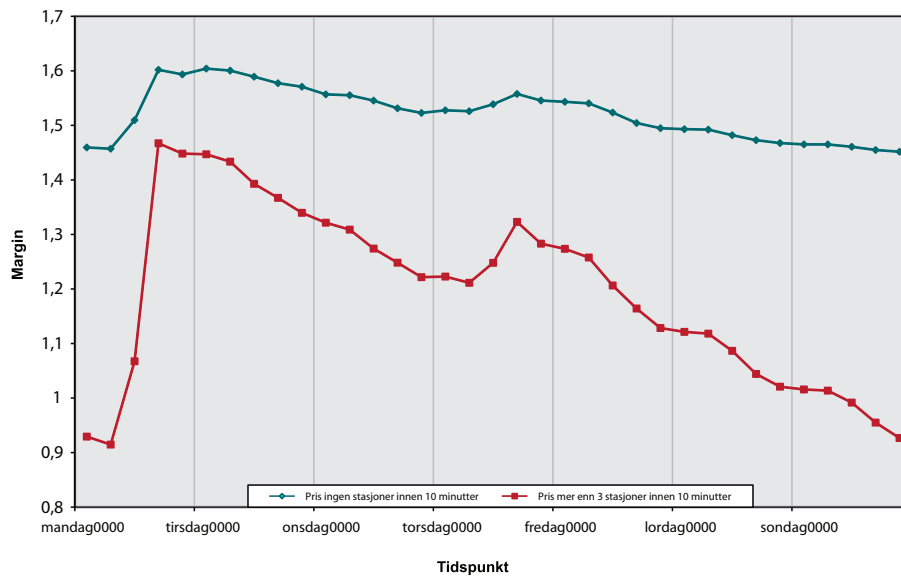
Det norske bensinmarkedet er lite forenlig med den standard lærebokmodellen for fri konkurranse, en stasjon som underkutter sine rivaler marginalt i pris vil ikke kapre hele markedet. Én sentral årsak er reisekostnader. For flere bensinkunder eksisterer det en ekstra kostnad av å reise til en annen stasjon. Selv om prisen på nabostasjonen er lavere kan reisekostnaden være større enn prisbesparelsen. Dette impliserer at hver stasjon til en viss grad har markedsrett. Dette er et standard resultat i såkalt "spatial" teori<sup>22</sup>. Konsekvensen er vedvarende prisforskjeller mellom stasjoner. Norske data støtter denne hypotesen. Ved de norske pumpene viser det seg at også andre lokale karakteristika er av betydning for prisnivået. Enkelte empiriske studier av rakter og fjær påviser at konkurranse ikke bare er av betydning for vedvarende prisforskjeller mellom stasjoner, men også av betydning for asymmetri; hvilket drøftes i avsnitt 6.2 som omhandler markedsrett. Utvalget som føres under lupen i den empiriske delen av denne avhandlingen, drøftet i avsnitt 8.2, bygger på empiriske funn som presenteres i den resterende delen av dette kapittelet.

Konkurransetilsynet (2010) påviser flere karakteristika som er av betydning for en stasjons prisnivå og grad av ukemønster. Forskerne studerer forskjellen mellom stasjoner som innen 10 minutters kjøretid har minst tre andre stasjoner, og ingen andre stasjoner. Førstnevnte stasjoner har lavere prisnivå; samt sterkere ukemønster, herunder større prisøkning på torsdager. Fenomenet er illustrert i figur 5.5<sup>23</sup>. Tilsynet studerer også forskjellen mellom konkrete geografiske områdene i Norge. Deriblant forskjellen mellom fylkene Aust-Agder og Finnmark, og forskjellen mellom kommunene Alta og Hammerfest innad i Finnmark fylke. Det avdekkes at Finnmark har høyere prisnivå og mindre markant ukemønster, tilsvarende den blå linjen i figur 4. Innad i Finnmark fylke viser det seg at denne karakteristikken kun gjenspeiler Hammerfest; og ikke Alta, som har et prisnivå og prisforløp nærstående den brune linjen. Tilsynet avdekker på tilsvarende måte store forskjeller innad i en ikke navngitt kommune, der forskjellen mellom sentrumsnære og fjerntliggende stasjoner føres under lupen.

---

<sup>22</sup> Spatial – Romlig. Romlig må i dette henseende tolkes som geografisk avstander mellom stasjoner.

<sup>23</sup> Figur 5.5 tilsvarer figur 2 i Konkurransetilsynet (2010)



Figur 5.5: Antall nabostasjoner til en stasjon påvirker dens prisnivå og dens grad av ukemønsteret

Tilsynet begrunner funnene med konkurransekarakteristika av ulike slag. Høy befolknings- tetthet går gjerne hånd i hånd med høy stasjonstetthet. Begge faktorer taler for sterk konkurranse. En annen konkurransefaktor er antall oljeselskaper som representerer stasjon- ene i et lokalområde. Jo flere oljeselskaper som er til stede, jo vanskeligere å opprettholde eventuell priskoordinasjon mellom stasjonene. Tilsynet argumenterer for at disse konkurransefaktorene kan forklare forskjeller i prisnivå og styrke til ukemønsteret mellom stasjoner. Jo flere konkurransefaktorer, og jo sterkere hver faktor er, jo høyere prisnivå og jo kraftigere ukemønster. En tredje konkurransefaktor som kan påvirke prisnivået er tilstedeværelse av en automatstasjon i lokalområdet. En automatstasjon har gjerne lavere faste kostnader enn betjente, og vil av den grunn holde et lavere prisnivå. Hvorvidt tilstedeværelsen påvirker styrken til ukemønsteret kommenteres imidlertid ikke i artikkelen.

## 5.5 Kvalitetsforskjeller og substituerbarhet

Dette kapitlet poengterer at bensin som er et tilsynelatende homogent produkt på ulike måter faktisk er et heterogent produkt. Årsaken til at kvalitetsforskjeller nevnes er at en flertallet av hypotesene bak asymmetri, som presenteres i kapittel 6, forutsetter at bensin er et homogent produkt<sup>24</sup>. Den empiriske modellen i denne avhandlingen som er representert ved regresjon 1 og 2 i kapittel 7 gjør samme forutsetning. Selv om dette kapitlet poeng-

<sup>24</sup> Hypotesen om markedsrett i kapittel 6.2 lempes imidlertid på forutsetningen homogenitet, og forklarer hvordan dette kan påvirke asymmetri.

terer at homogenitet ikke er helt forenelig med virkeligheten kan det argumenteres for at homogenitet kan være en rimelig forutsetning dersom et stort antall stasjoner betraktes. Siste bolken i kapittelet drøfter substituerbarheten til bensin. Hypoteser rundt asymmetri og empirisk modellering forutsetter ingen substituerbarhet. Bolken poengterer at selv om denne forutsetningen står i kontrast med virkeligheten, så er den en rimelig forutsetning på mellomlang sikt, tidsperspektivet under fokus i denne avhandlingen.

I et marked med et i utgangspunktet homogent produkt vil leverandører være interessert i å differensiere produktet. Noen eksempler på slike produkter er strøm, bensin, og lån i bank; i den forstand at alle leverandører står overfor henholdsvis samme spotpris på strøm, samme spotpris på bensin, og samme styringsrente. Differensiering er en måte å skille sitt produkt fra konkurrentenes motstykker, og dermed å tiltrekke kunder. Differensiering tillater at leverandører kan spille med flere konkurransestrategier enn kun pris. Ved ren pris-konkurranse rundt et homogent produkt tenderer prisen til å falle svært nær kostnadene, og derigjennom krymper fortjenesten. Under den strenge forutsetningen om perfekt konkurranse er pris lik kostnader, og profitt dermed lik null. I bensinmarkedet finnes en rekke ulike kvalitetsforskjeller. Noen eksempler er produkter med fokus på miljø, kraft, energibesparing, og smøring av motoren. Noen eksempler er "Shell Fuel Save" og "Shell V-Power", som i hovedsak markedsføres som henholdsvis ekstra energibesparende og ekstra kraftfulle produkter. En annen måte å differensiere på er rundt tilleggstjenester. Noen eksempler er, som tidligere nevnt; dagligvarer, ferdigmat, bilverksted, bilvask, tilhengerutleie, kaffeavtaler, trådløs sone, og minibank. Andre stasjoner satser på den andre enden av nyanseskalaen og tilbyr bensin og intet annet. Det er grunn til å tro at økt kvalitet gir økte kostnader, og at dette resulterer i økt prisnivå<sup>25</sup>. En annen viktig differensieringsfaktor er kortrabatter. De fleste av landets oljeselskaper tilbyr en slik ordning til sine kunder. Ordningen belønner loyale kunder med et prisavslag per liter. Pål Heldaas, informasjonssjef ved Statoil, uttaler i Dagens Næringsliv (2011:1) at kortrabatter er av stor betydning for prisnivået ved pumpene.

Bensin er et lite substituerbart produkt på kort sikt fordi en bensinbil ikke har en alternativ drivstofftype. Substituerbarheten vil da i stedet dreie seg om overgangen mellom produkter med ulike kvalitetskarakteristika. Over lengre sikt er bensin mer substituerbart fordi en kan bytte til en bil med dieselmotor eller elektrisk motor. Dette anses imidlertid for mindre betydning, og særlig på mellomlang sikt, tidsperspektivet i denne avhandlingen.

---

<sup>25</sup> Prisøkningen må være større enn kostnadsøkningen for at "økt kvalitet" skal være lønnsomt.

## 6 Potensielle forklaringer på raketter og fjær

I kapittel 4.3 ble det kort nevnt at det i litteraturen rundt raketter og fjær typisk antas at alle faktorer i pumpeprisen, med unntak av produktprisen, er konstant over tid. Det ble nevnt at det dermed er retningen på endringen i pumpeprisen som i hovedsak driver raketter og fjær. I dette kapitlet gjøres det rede for denne sammenhengen. Som nevnt innledningsvis i denne avhandlingen tegner ofte media et bilde av at raketter og fjær skyldes en form for samarbeid mellom stasjoner. Dette er imidlertid kun én av flere potensielle forklaringer. I litteraturen fokuseres det i hovedsak på fem kandidater; samarbeid og oligopolistisk koordinering, markedsrett, søkekostnader til bensinkunder, begrenset lagerkapasitet i depotene og tregghet i overføringen mellom leddene i verdikjeden, og menykostnader<sup>26</sup>. Hver av hypotesene og deres relevans for det norske bensinmarkedet presenteres i kapittel 6.1 til 6.5. Kort oppsummeres tenderer litteraturen til å forkaste to sistnevnte hypoteser, og det strides om hvorvidt tre førstnevnte kandidater kan forklare asymmetri, hvilket også er konklusjonen i dette kapitlet, kapittel 6. I Litteraturen presenteres hver hypotese med forbindelse til sammenhengen mellom spotpris og pumpepris, og ikke sammenhengen mellom produktpris og pumpepris, hvilket er aktuelt for det norske bensinmarkedet. Kapittel 6.6 diskuteres rimeligheten av å bytte ut spotprisen i disse modellene med produktprisen.

Kapittel 6.6 presenterer empiriske funn rundt hver av de tre førstnevnte hypotesene. To sistnevnte hypoteser tillegges i litteraturen typisk ingen empirisk oppmerksomhet, og følgelig presenteres ikke tilhørende empiriske resultater. Kapittel 6.7 argumenterer for at dersom raketter og fjær har en større negativ effekt på bensinkundenes velferd, så kan markedsregulerende tiltak være aktuelt for å forsøke å lempe på asymmetrien og derigjennom redusere de negative virkningene dette har for bensinkundene. Kapitlet argumenterer for at dersom et tiltak skal være virkningsfullt trengs en policy som er rettet mot å lempe på de spesifikke mekanismene som driver asymmetrien. Kapitlet presenterer ulike markedsregulerende tiltak avhengig av hvilke mekanismer som driver mønsteret. Forståelse av kapittel 6.7 krever litt kjennskap til de ulike kandidatene som potensielt kan drive mønsteret, og av den grunn presenteres temaet i det avsluttende kapitlet 6.7.

---

<sup>26</sup> Hypotesene presenteres kortfattet i blant annet Borenstein et al. (1997), Lewis (2011) og Bacon (2010).

## 6.1 Samarbeidspris og oligopolistisk koordinering

Borenstein (1997) presenterer en hypotese hvor stasjonene samarbeider om prissettingen. Nedadgående endringer i pumpeprisen er tregere fordi når spotprisen faller fungerer spotprisen som var gjeldende før fallet som et naturlig pris å samarbeide rundt. Denne forklaringen på raketter og fjær er den som kanskje er mest forenlig med det bildet media tegner av fenomenet.

En av de mest grunnleggende lærebokmodellene for likevektspris i næringsøkonomi er den såkalte Nash-likevekten. I den enkleste varianten forutsettes to bedrifter som konkurrerer over et homogent produkt, med pris som eneste strategivariabel<sup>27</sup>. Bedriftenes marginalkostnader antas identiske. Hvert spill foregår i én sekvens, hvor hver bedrift simultant foretar strategiske valg. Likevekt karakteriseres ved at hver bedrift maksimerer sin profitt ved å velge en optimal størrelse på prisen, gitt forventet pris til konkurrenten. Der forutsettes altså at bedriftene er imperfekt informert om prisen konkurrenten vil sette. Spillet resulterer i en likevektspris, ofte kalt Nash-pris.

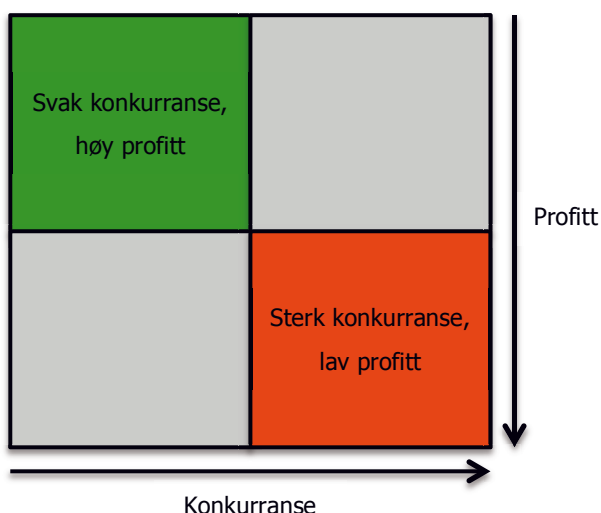
Borenstein og hans medforfattere bygger ut denne enkle modellen ved å erstatte ren priskonkurrans, med oligopolistisk markedsrett blant flere enn to bedrifter. Hver bedrift setter en pris over Nash-prisen kun dersom dens salgsvolum er over en terskelverdi. Et fall i salgsvolumet indikerer priskutting hos konkurrenten, og taler for at en prisreduksjon er en optimal respons. Utbyggingen gir opphav til fenomenet raketter og fjær.

Bacon (2010) tolker implikasjonen av forutsetningen, og er gitt i det følgende. Bedriftene ønsker ikke å gi misledende signaler til sine konkurrenter angående sine intensjoner. Når spotprisen faller vil spotprisen som var gjeldende før fallet være en naturlig pris å samarbeide rundt. Bedriftene er motvillige til å raskt redusere pumpeprisen i tilfelle andre bedrifter tolker dette som at den sikter etter å kapre markedsandeler og derigjennom signalisere at priskonkurransen er intensivert. En bedrift vil kun redusere pumpeprisen dersom den observerer et betydelig fall i salgssomsetning, hvilket indikerer at andre bedrifter har påbegynt priskutting som følge av fallet i spotprisen. Resultatet er at pumpeprisen ligger nær samarbeidsprisen en stund etter fallet i spotpris. Fenomenet fjær er derved et faktum.

---

<sup>27</sup> Konkurransformen kalles Bertrand-konkurrans. Dersom i stedet salgsvolum er strategivariabelen utøver bedriftene Cournot-konkurrans.

For å forklare årsaken til at bedriftene handler som de gjør ved et slik scenario kan det trekkes en parallell til lærebokstilisingen "fangens dilemma". I den enkleste varianten av modellen utøves ren priskonkurransen, som nevnt innledningsvis i dette avsnittet. Dersom kun én bedrift kutter pumpeprisen umiddelbart etter et fall i spotprisen vil den kapre hele markedet og derigjennom øke sin profitt. Øvrige bedrifter vil se seg nødt til å kutte prisen tilsvarende for å erverve markedsandeler over null. Resultatet er aggressiv priskonkurransen og resulterende lav profitt til begge bedrifter, illustrert i figur 6.1 ved den røde boksen<sup>28</sup>. En bedre løsning for begge bedrifter, sett med bedriftenes briller, vil altså være å sammen motstå fristelsen til å kutte pumpeprisen umiddelbart, slik at de begge kan ta del i ekstra profitt når spotprisen faller, illustrert ved den grønne boksen. De to grå boksene representerer den ikke-oppretholdbare likevekten; Én bedrift opptreer aggressivt over pris og oppnår derigjennom høy profitt, mens den andre opptreer passivt med hensyn til pris og innhenter nullprofitt. Det kan forestilles at tilsvarende mekanismer inntreffer dersom i stedet forutsetningen om oligopolistisk markedsrett legges til grunn.



Figur 6.1: Sett med bedriftenes briller kommer samtlige bedrifter ut ved samarbeid rundt høy pumpepris

En spotprisøkning derimot fører til en umiddelbar økning i pumpepris ifølge modellen. Årsaken er at en pumpeprisøkning ikke vil tolkes som et brudd på samarbeidet, i den forstand at prisen holdes over kostnaden. Marginer vil dessuten falle dersom pumpeprisen ikke økes. Denne atferden er konsistent med fenomenet raketter. Borenstein et al. (1997) hevder at stasjonenes marginer i utgangspunktet er presset, og at ytterligere press ikke er et alternativ for stasjonene. En betydelig spotprisøkning vil dessuten resultere i negativ margin dersom den ikke møtes av økt pumpepris. Isolert taler dette ytterligere for hypotesen om raketter.

<sup>28</sup> Figur 6.1 er egenkomponert



Hypotesen kan virke overbevisende fordi den bygger på enkle mekanismer det kan være lett å se for seg at eksisterer i et oligopol. Dette kan være årsaken til at det er akkurat denne hypotesen som i media ansees for å generere raketter og fjær. De fleste hypoteser har imidlertid en akilleshæl, og teorien om oligopolistisk koordinering er intet unntak. Borenstein et al. (1997) utdyper disse. En tilsynelatende svakhet med modellen er prediksjonen om at stasjoner umiddelbart reduserer pumpeprisen til et konkurransedyktig nivå når prissamarbeidet til slutt bryter. Det er ikke konsistent med en gradvis justering mot ny likevektspris, hvilket observeres i praksis. Forfatterne poengterer imidlertid at samarbeidet kan bryte lokalt, for deretter å spre seg til andre stasjoner. I så fall vil det på et aggregert nivå eksistere en gradvis justering mot ny likevektspris.

Modellen forklarer hvordan bedriftene kan holde pumpeprisen over konkurransenivå, men den forklarer ikke hvordan samarbeidsprisen settes. Dette representerer en mer alvorlig svakhet ved modellen. Det eksisterer flere potensielle likevektspriser, og det fremkommer ikke av modellen hvilken av disse som vil være gjeldende. I Norge trenger ikke dette argumentet å representere en betydelig svakhet. Som tidligere nevnt publiserer tre av de fire store oljeselskapene; Statoil, Shell, og Uno-X; sine veiledende priser på sine respektive hjemmesider. Veiledende priser kan derfor enkelt fungere som såkalte samarbeidspriser. Disse tre selskapene utgjør i overkant av 78% av markedet ifølge figur 4.1, og de har derved potensielt stor markedsrett. Samtidig har alle de fire store kontroll på prisutviklingen på sine stasjoner samt konkurrentenes stasjoner. Argumentene taler samlet sett for at hypotesen om oligopolistisk koordinering stiller som en potensielt sterk kandidat i å forklare raketter og fjær i det norske bensinmarkedet. Som poengtert i kapittel 5.3 koordinerer landets stasjoner sine priser, i den forstand at den følger en bestemt ukesyklus. Det kan derfor ikke utelukkes at stasjonene også klarer å koordinere sine pumpepriser asymmetrisk. Argumentet taler ytterligere for at hypotesen stiller som en potensielt sterk kandidat.

En svakhet ved modellen, som også gjelder for Norge, er at hypotesen ikke sier noe om hvor lang tid det tar før samarbeidet bryter og pumpepriser faller. Verlinda (2008) erstatter forutsetningen om oligopolistisk konkurranse med antakelsen om markedsrett. Jo større markedsrett til en stasjon, jo lenger asymmetri. Denne hypotesen har ganske ulike mekanismer og prediksjoner, og presenteres derfor i neste kapittel som en separat forklaring på raketter og fjær<sup>29</sup>.

---

<sup>29</sup> Lewis (2011) og Eckert (2011) presenterer også markedsrett som en egen potensiell forklaring

## 6.2 Markedsmakt

Grunnmodellen presenteres i Borenstein et al. (1996)<sup>30</sup>. Kortfattet predikerer modellen at straffen ved å bryte prissamarbeidet er lavere når spotprisen øker, hvilket gir stasjoner større insentiver til å bryte når spotprisen øker. Konsekvensen er at pumpeprisen tenderer til å følge spotprisen tett når spotprisen øker, og at pumpeprisen tenderer til å respondere tregere ved et fall i spotprisen; hvilket er konsistent med hypotesen om raketter og fjær. Verlinda (2008) bygger ut modellen ved å ta høyde for at antall konkurrenter kan påvirke asymmetrien i et lokalmarked. Flere konkurrenter i lokalmarkedet hardner konkurransen slik at samarbeidet er vanskeligere å opprettholde, og resultatet er mindre fremtredende asymmetri. Økt markedsmakt, hvilket ifølge Verlinda defineres som økt grad av produkt-heterogenitet eller fjernere avstand mellom stasjoner, lemper på konkurransen fordi stasjoner kan spille på flere konkurransefaktorer enn kun pris. Konsekvensen er sterkere asymmetri. Presentasjonen av markedsmakt i dette kapittelet bygger på fremstillingen i Borenstein et al. (1996) og Verlinda (2008).

En pedagogisk tilnærming for å demonstrere mekanismene er å først presentere den enkleste modellen for markedsmakt, for så å suksessivt pålegge mekanismer som genererer de nevnte mønstrene. Borenstein et al. (1996) og Verlinda (2008) gjør samme tilnærming. Verlinda (2008) presenterer innledningsvis i sin fremstilling en modell med  $n$  antall stasjoner som konkurrerer over det homogene produktet bensin, med pris som eneste strategivariabel. Stasjonene forutsettes å stå overfor konstante marginalkostnader som er identisk for alle stasjoner. Kundene antas å ikke kunne substituere seg bort fra produktet bensin. Etter-spørselen etter bensin holdes konstant for å isolere betydningen av endringer i spotpris. I hver periode foretas et statisk spill som gjentas over tid. Stasjonene setter i hver periode simultant sine priser. I fravær av samarbeid setter samtlige stasjoner pris lik spotpris, lærebokscenarioet, og innhenter derigjennom nullprofitt. Dersom i stedet bedriftene samarbeider setter hver bedrift monopolpris, og mottar derigjennom  $1/n$  andeler av monopol-fortjenesten  $\pi_M$ , hvilket impliserer at den enkelte stasjons fortjeneste er  $\pi_S$ , hvor "S" sympoliserer samarbeid.

$$(6.2.1) \quad \pi_S = \frac{\pi_M}{n}$$

---

<sup>30</sup> Deres resonnement bygger på modeller formalisert i Rotemberg et al. (1986) og Haltiwanger et al. (1991).

En sentral mekanisme som innføres er den velkjente effekten "grim trigger"<sup>31</sup>. Stasjonene setter samarbeidspris såfremt ingen andre stasjoner bryter samarbeidet ved å sette marginalt lavere pris. En bedrift som bryter vil kapre hele markedet og derigjennom oppnå hele monopolfortjenesten  $\pi_B$ , hvor "B" betegner brudd, gitt ved likning 2. Øvrige stasjoner vil respondere ved å reversere til Bertrand-konkurransen alle etterfølgende perioder hvor pris settes lik spotpris. Prisen stasjonen betaler for bruddet er altså nullprofitt alle påfølgende perioder. For bedriften vil valget om avvik eller ikke avvik være en avveining mellom kort-siktig gevinst ved brudd, og fortjenesten målt i nåverdi av å fortsette å sette samarbeidsprisen alle etterfølgende perioder. Denne betingelsen er gitt ved likning 3. Sistnevnte fortjeneste diskonteres i hver påfølgende periode med faktoren  $\rho$ , hvor summen komponentene hver enkelt periode utgjør samlet nåverdi. Dersom diskonteringsfaktoren  $\rho$  er tilstrekkelig lav er det ikke lønnsomt for bedriften å bryte fordi gevinsten ved å fortsette samarbeidet er høyere enn gevinsten av å bryte samarbeidet. Samarbeidet vil altså ikke ryke.

$$(6.2.2) \quad \pi_B = \pi_M$$

$$(6.2.3) \quad \pi_B < \left[ \sum_{t=1}^{\infty} NV(\pi_S) \right]$$

$$= \sum_{t=1}^{\infty} \frac{\pi_S}{(1 + \rho)^t} = \frac{\pi_S}{\rho}$$

Modellen forklarer under hvilke omstendigheter samarbeidet vil ryke, men ikke med referanse til spotprisendringer, hvilket etterlater årsaken til raketter og fjær uforklart. Borenstein et al. (1996) innfører tre forutsetninger som samlet genererer raketter og fjær. For det første; straffen avskrekker brudd, men forhindrer ikke nødvendigvis brudd. For det andre; samarbeidsprofitten er prosyklisk i spotprisen i respektive perioder, hvilket innebærer at spotprisen er negativt korrelert med samarbeidsprofitt respektiv periode. Økt spotpris reduseres samarbeidsprofitt, og redusert spotpris øker samarbeidsprofitt. For det tredje; spotprisen er ikke seriekorrelert, noe stasjoner merker seg. En periode med høy spotpris etterfølges av en periode med lav spotpris, og vice versa, lav spotpris en periode avløses av høy spotpris neste periode. Første og andre forutsetning diskuteres i henholdsvis første og andre påfølgende avsnitt. Tredje påfølgende avsnitt setter sammen de tre forutsetningene og argumenterer for at de driver raketter og fjær. Neste avsnitt oppsummerer mekanismene.

---

<sup>31</sup> Grim trigger – Hard sanksjon

En stasjon som bryter samarbeidet straffes ved lavere fortjeneste i påfølgende perioder. Straffen er lik nåverdi av differansen mellom fortjeneste ved samarbeidsprofitt alle etterfølgende perioder, og fortjeneste ved Bertrand-konkurransen alle etterfølgende perioder. Bertrand-konkurransen betyr som tidligere nevnt nullprofitt. Straffen er gitt ved likning 4. Straffen skjer gjennom nullprofitt inntil dommen er ferdigsonet, og den blir avløst av samarbeidspris i påfølgende perioder. Imidlertid; for å forhindre brudd må tapet i straffeperioden målt i nåverdi, være minst like høy som gevinsten i bruddperioden. Fordi nåverdi av langsiktig straffeprofitt da er høyere enn nåverdi av kortsiktig bruddprofitt vil ingen stasjoner bryte samarbeidet. Altså; den introduserte straffen avskrekker brudd, men er ikke nødvendigvis tilstrekkelig for å hindre brudd. For å styrke samarbeidet pålegger Borenstein et al. (1996) forutsetningen om at spotprisen er prosyklisk i samarbeidsprofitten i respektiv periode.

$$(6.2.4) \text{ Straff} = \left[ \sum_{t=1}^{\infty} NV(\pi_s) \right] - \left[ \sum_{t=1}^{\infty} NV(0) \right]$$

$$= \sum_{t=1}^{\infty} \left[ \frac{\pi_s}{(1 + \rho)^t} - 0 \right]$$

Forutsetningen om at spotprisen er prosyklisk i samarbeidsprofitten respektiv periode kan enklest forsvares ved en forenkling i fortolkningen. Det tenkes kun to perioder, og at spotprisen kan innta én av to størrelser hver periode, høy eller lav. Høy spotpris i bruddperioden taler isolert sett for høy gevinst i bruddperioden dersom samarbeidsprisen holdes konstant fordi differansen mellom spotpris og samarbeidspris øker; hvilket gir store insentiver til brudd. Et botemiddel for å lempe på insentivet, gitt straffereglene representert ved likning 4, er å redusere samarbeidsprofitten når spotprisen er høy. Årsaken til at det lemper på insentivet er at gevinsten som defineres som differansen mellom spotpris og samarbeidsprofitt i respektiv periode reduseres. Av tilsvarende grunn bør lav spotpris svares ved økt samarbeidsprofitt i respektiv periode. Resonnementet forklarer altså forutsetningen om prosyklitet<sup>32</sup>. I modellen forutsettes overnevnte gevinst konstant over tid. Drivkraften bak raketter og fjær er dermed ikke svingninger over tid i denne gevinsten, men svingninger over tid i straff gitt ved likning 4, hvilket forklares i neste avsnitt.

---

<sup>32</sup> Borenstein (1996) forsvarer ytterligere forutsetningen om prosyklitet med at tidligere modeller for stilltiende samarbeid empirisk støtter forutsetningen.

Konsekvensen av forutsetningen om prosyklitet på straffen gitt ved likning 4 diskuteres i det følgende. Det kan bemerkes at siste ledd av straffen gitt i likning 4 er konstant (og lik null), og at det dermed kun er første ledd som påvirkes av størrelsen på spotprisen i bruddperioden. For det første; spotprisen er per forutsetning ikke seriekorrelerert over tid, hvilket isolert sett taler for at første ledd er konstant. For det andre; høy spotpris i bruddperioden taler isolert sett, i påfølgende periode, for lav spotpris og derigjennom høy samarbeidsprofitt; hvilket taler for høy størrelse på første ledd. Årsaken til punkt to er at samarbeidsprofitt nærmeste periode vektet tyngre enn samarbeidsprofitt i fjernere perioder, ved beregning av nåverdi, hvilket fremkommer av likning 4. Oppsummert er straffen høy dersom spotprisen er høy i bruddperioden, og lav dersom spotprisen er lav i bruddperioden.

Dette avsnittet oppsummerer mekanismene som driver raketter og fjær. Dersom spotprisen i gjeldende periode er lav vil stasjoner forvente økt spotpris påfølgende periode. Fordi straffen er lav ved brudd i gjeldende periode vil stasjoner ha større insentiver til å bryte samarbeidet gjeldende periode. Resultatet er, dersom insentivet følges, reversering til Bertrand-konkurransen hvor pumpepris settes lik spotpris. Raketter er altså et faktum. I motsatt fall, dersom spotprisen initielt er høy forventer stasjoner redusert spotpris i perioden som følger. Straffen av brudd i gjeldende periode er dermed hard, hvilket gir stasjoner mindre insentiver til å bryte samarbeidet gjeldende periode. Konsekvensen er, dersom insentivet ikke følges, ikke reversering til Bertrand-konkurransen hvor pris settes lik spotpris. I stedet er den høyere samarbeidsprofitten gjeldende. Fjær er altså et faktum<sup>33</sup>.

Også denne modellen har enkelte svakheter. Borenstein et al. (1996) påpeker at bensinprisen typisk er høyere på vinteren enn på sommeren, hvilket betyr at spotprisen er økende mot vinteren og fallende mot sommeren. Spotprisen er altså seriekorrelerert i disse periodene, hvilket bryter med modellens forutsetning om ingen seriekorrelasjon. Dette taler for at modellens prediksjoner ikke er gyldige.

---

<sup>33</sup> Modellen predikerer altså at prisresponsen er tregere når spotprisen faller, og i dette tilfellet er marginen høy. Betydningen av prediksjonen diskuteres nærmere i kapittel 6.6 som diskuterer potensielle årsaker til asymmetri.

Borenstein et al. (1996) påpeker at det ikke nødvendigvis er slik at selve straffedelen av straffen, nåverdi av fortjenesten ved Bertrand-konkurransen alle påfølgende perioder, er konstant slik som modellen predikerer. Forskerne argumenterer for at denne straffen kan tenkes å justeres avhengig av retningen på spotprisen i bruddperioden, for å ytterligere forhindre brudd. Dersom dette er tilfelle må straffen være slik at nåverdi av samarbeidsprofitt endres mer enn nåverdi av straffeprofitt, for at modellens prediksjoner fortsatt skal være gyldige. Forskernes budskap er at effekten av en spotprisendring på retningen av opprettholdbarheten av samarbeid ikke generelt er slik som modellen predikerer<sup>34</sup>.

Modellene presentert hittil tillater ikke raketter og fjær med relasjon til markedsrett. Verlinda (2008) introduserer mekanismer som forklarer hvordan fenomenet påvirkes av antall aktører i et lokalmarked, og av markedsrett. Første og andre mekanisme presenteres i henholdsvis første og andre påfølgende avsnitt.

Verlinda poengterer at modellen presentert av Borenstein et al. (1996) impliserer at samarbeid er vanskeligere å opprettholde jo flere stasjoner som finnes i markedet. Konsekvensen er, som Verlinda påpeker, svakere asymmetri jo flere stasjoner det er i lokalmarkedet. Årsaken er at flere stasjoner fører til en tøffere konkurranse om å tiltrekke kunder, samt at priskoordinering blir vanskeligere.

Verlinda introduserer effekten av markedsrett på asymmetri ved å ta høyde for heterogene produkter i stedet for homogene produkter. Forskeren påpeker at Gupta et al. (2002) demonstrerer at tradisjonell litteratur som predikerer at mindre differensierte produkter gjør samarbeid vanskeligere å opprettholde forutsetter "mill pricing"; mens ny litteratur som predikerer det motsatte, at økt produktdifferensiering gjør at samarbeid er vanskeligere å opprettholde, bygger på antakelsen om "delivered pricing". Med andre ord finnes det to motstridende effekter av produktdifferensiering på opprettholdbarheten av samarbeid. På den ene siden; mindre differensierte produkter gjør samarbeid enklere å opprettholde fordi det er enklere å oppdage brudd i et homogent marked enn i et heterogent marked. På den annen side; mer differensierte produkter gjør samarbeid enklere å opprettholde fordi

---

<sup>34</sup> Forskerne argumenterer imidlertid for at marginer på en eller annen måte bør respondere på endringer i spotprisen dersom bedriftene samarbeider, og at enhver sammenheng mellom de to størrelsene støtter påstanden om at stasjonene er i samarbeidslikevekt.

aktørene kan spille med flere konkurransestrategier enn kun pris<sup>35</sup>. Verlinda påpeker at flere artikler har utvidet den grunnleggende modellen for stilltiende samarbeid ved å introdusere produkt-differensiering, og at samtlige studier predikerer at økt markedsrett i form av økt differensiering gjør samarbeid enklere å opprettholde. Økt differensiering må i dette henseende tolkes som økt produkt-differensiering, eller fjernere avstander mellom stasjoner. Førstnevnte argument angående effekten av differensiering på retningen av opprettholdbarheten av samarbeid ansees altså som ubetydelig, slik at det er sistnevnte argument som antas å dominere. Verlinda påpeker at dette forutsetter at priser enkelt er observerbare for konkurrentene i markedet, og de kan endres raskt med lave kostnader, hvilket ansees for å være tilfelle i bensinmarkedet. I kapittel 5.2 som omhandler prisstøttesystemet ble det implisitt begrunnet for nettopp dette. Resultatet er at brudd oppdages raskt og at det hurtig kan besvares med sanksjoner. Konsekvensen er at økt differensiering leder til at samarbeid er enklere å opprettholde. Verlinda argumenterer derfor for at asymmetri bør være mer utpreget jo mer differensierte produktene er. Verlindas prediksjon kan kort oppsummeres ved at økt markedsrett i form av økt differensiering, økt produkt-differensiering eller fjernere avstand mellom stasjoner, gjør samarbeid enklere å opprettholde slik at asymmetri er mer fremtredende.

Argumentet om at økt differensiering leder til at samarbeid er enklere å opprettholde støttes teoretisk og empirisk i tidligere norsk litteratur, i den forstand at økt avstand mellom stasjoner samt økt produkt-differensiering øker pumpeprisen. Støtten ble presentert i kapittel 5.5 om lokale karakteristika, og kapittel 5.6 om kvalitetsforskjeller og substituerbarhet. Det kan dermed ikke utelukkes at markedsrett også forklare asymmetri. Markedsrett stiller altså som en potensiell forklaring på asymmetri. Det er imidlertid viktig å merke seg at stor avstand mellom stasjoner ikke kun taler for potensielt høy markedsrett, men at det også kan tale for store søkekostnader, hvilket er en alternativ kandidat for raketter og fjær. Denne problematikken diskuteres nærmere i kapittel 6.6 som omhandler empiriske funn vedrørende årsaker til raketter og fjær.

---

<sup>35</sup> Argumentet er tidligere presentert i kapittel 5.5 om lokale karakteristika, og kapittel 5.6. om kvalitetsforskjeller og substituerbarhet, og er fremstilt som en betydningsfull faktor for prisnivået ved pumpene.

### 6.3 Asymmetrisk søkeatferd til bensinkunder

Kortfattet sier hypotesen at konsumenter i større grad leter etter "gunstige" pumpepriser når spotprisen på bensin øker enn når den faller. Dette gir oljeselskapet incentiver til å umiddelbart øke pumpeprisen når spotprisen stiger, og i større grad avvente med justering i pumpepris når den faller. Hypotesen er formalisert i flere artikler. Selv om hver presentasjon har en egen vri ligger overnevnte mekanisme til grunn i samtlige modeller. Tung statistikk og matematikk anvendes gjerne for å formelt forsvare deres hypoteser. I dette kapitlet fokuseres det på den økonomisk intuitive delen av hypotesen.

Tappata (2009) formaliserer en modell med konkurrerende stasjoner, hvor det poengteres at asymmetri kan forekomme ved fullstendig fravær samarbeid. Det forutsettes at stasjonene utelukkende konkurrerer over pris, og at de står overfor identiske kostnadsstrukturer<sup>36</sup> på det homogene produktet bensin. Det eksisterer ikke et substitutt for bensin. Konsumentene er imperfekt informert om nivået på spotprisen, i den forstand at de ikke observerer spotpris i gjeldende periode, kun spotpris forrige periode. Tappata utdyper at kunder generelt er klar over siste utvikling i råoljeprisen, og at de bruker denne informasjonen til å oppdatere sin oppfatning om spotprisnivået på bensin.

Modellen formaliserer et statisk spill som gjentas over tid. I det statiske spillet gjør kunden og stasjonen simultant sine valg. Kunden maksimerer sin forventede nytte ved å velge om han skal søke eller ikke, gitt oppfattet spotprisnivå. Dersom han søker granskes pumpepriser på alle stasjoner, for deretter å kjøpe fra den billigste. Kunden pådrar seg dermed en søkekostnad. Dersom han ikke søker kjøpes det fra en tilfeldig stasjon. Følgelig unngås søkekostnader. Kunden søker dersom forventet gevinst av søk er større enn søkekostnaden. Forventet gevinst av søk beregnes på grunnlag av oppfattet nivå på spotprisen. Oppfattet nivå er, som tidligere antydnet, forrige periodes nivå. Søkeprosedyren inntreffer altså over én sekvens. Simultant maksimerer stasjonen sin profitt ved å sette en optimal pumpepris, gitt forventet søkeintensitet til kundene. Dette impliserer at markedslivevekt karakteriseres ved at kundene søker optimalt gitt forrentninger om prisingsstrategien til stasjonene, og stasjonene setter optimal pumpepris gitt forventet søkeintensitet til kundene. Dette kan formaliseres ved en Nash-likevekt. Likevektsnivå på pumpeprisen avhenger av antall søkere, samt deres kostnader og gevinster av søking.

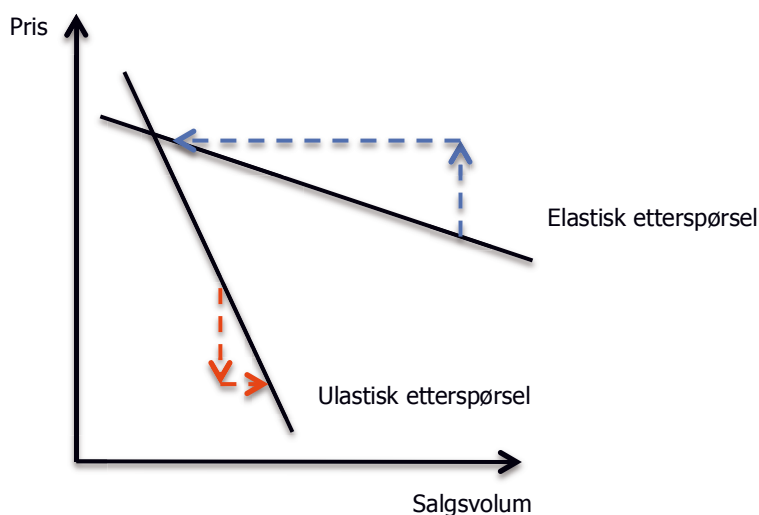
---

<sup>36</sup> Identisk og konstant gjennomsnittskostnad og marginalkostnad i forhold til volum



Spotprisen forutsettes å innta én av to størrelser i hver periode; høy eller lav. Dersom spotprisen er lav velger stasjonene pumpepriser fra et trangere spekter enn dersom den er høy. Årsaken er at differansen mellom laveste og høyeste pris stasjonen vil ta, gitt ved henholdsvis spotprisen selv og monopolpris, er lavere enn når spotprisen er høy; og kan underbygges med at monopolprisen er konstant i spotprisen. Rasjonelle kunder forventer dette, og følgelig vil flere kunder søke dersom spotprisen er høy enn dersom den er lav.

En endring i pumpeprisen har to effekter på en stasjons profitt. For det første; en reduksjon i pumpeprisen reduserer markup, eventuelt sagt profitt, per enhet salgsvolum. Denne effekten kalles "surplus-appropriation"<sup>37</sup>. Effekten illustreres i figur 6<sup>38</sup> ved den vertikale røde linjen. For det andre; redusert pumpepris vil samtidig tiltrekke en større andel av markedet. Effekten kalles "business-stealing" og illustreres indirekte ved den horisontale røde linjen. Dersom pumpeprisen i stedet øker vil samme effekter bare i motsatt retning inntreffe. Økt pumpepris øker markup per enhet, men fører samtidig til tap av markedsandeler. På tilsvarende måte illustrert ved henholdsvis den blå vertikale linjen og den blå horisontale linjen. Tapata demonstrerer at "surplus-appropriation" dominerer dersom etterspørselskurven er uelastisk og produktprisen fallende, og at "business-stealing" dominerer hvis etterspørselen er elastisk og produktprisen stigende<sup>39</sup>. Dette impliserer at stasjoner ikke vil redusere pumpeprisen når spotprisen faller fordi de da står overfor uelastisk etterspørsel, og at de vil øke pumpeprisen når spotprisen stiger fordi etterspørselen de står overfor er elastisk.



Figur 6.3: Effektene "surplus-appropriation" og "business-stealing" på markup av endret pumpepris

<sup>37</sup> Surplus-appropriation – Profitthenleggelse

<sup>38</sup> Figur 6 er utelukkende egentegnet

<sup>39</sup> Jo mer elastisk etterspørsel jo mer endres salgsvolum ved pumpeprisendring og jo slakkere etterspørselskurve

En sentral forutsetning i modellen er at endringer i spotprisen er seriekorrelert. Med andre ord antas en tendens til etterfølgende perioder med økning i spotpris, og etterfølgende perioder med motsatt utvikling, spotprisen faller i påfølgende perioder. Kundene er opplyst om denne fordelingen. I modellens forløp som inntreffer over kun to perioder gir denne effekten opphav til raketter og fjær. Tappata illustrerer dette ved eksempelet som følger. Dersom spotprisen i periode 1 er høy forventer kunder at den forblir høy i periode 2. Kundene søker lite fordi de forventer lav prisspredning, og derigjennom forblir etterspørselen elastisk. Dersom faktum i periode 2 i stedet er et i fall spotprisen har stasjonene lite insentiver til å overføre fallet i pumpeprisen. Årsaken er at kundenes søkeintensitet er lav i periode 2 uavhengig av om spotprisen i periode 2 faller eller øker. Dette er konsistent med at etterspørselen forblir elastisk. Konsekvensen er at pumpeprisen ikke endres. Dersom spotprisen i periode 1 derimot initielt er lav forventer kundene at den forblir lav påfølgende periode. Av den grunn imøteser kundene stor prisspredning, hvilket resulterer i høy søkeintensitet. Stasjonene står dermed overfor uelastisk etterspørsel. Dersom det viser seg at spotprisen i stedet øker i periode 2 har stasjonene insentiver til å umiddelbart overføre økningen i pumpeprisen. Årsaken er at søkingen er høy i periode 2, uavhengig av om spotprisen i periode 2 øker eller faller. Høy søkeintensitet er forenlig med uelastisk etterspørsel. Konsekvensen er økt pumpepris. Samlet sett impliserer modellen at økt produktpris absorberes tregere i pumpeprisen enn en fall, hvor absorpsjonshastigheten er henholdsvis null perioder og én periode. Raketter og fjær er dermed et stilisert faktum. Selv om modellen setter svært strenge restriksjoner på virkeligheten kan det tenkes at den har praktisk relevans. Tappata utdyper at justeringshastighetene enkelt kan økes dersom læringsprosessen til konsumenter i perioden etterfulgt av spotprissjokket ikke er perfekt og homogen, men i stedet imperfekt og heterogen. Imperfekt innebærer at kunder blir gradvis opplyst om nivået på produktprisen. Heterogen betyr at læringsprosessen varierer mellom kunder.

Administrerende direktør i Statoil, Jacob Schram, uttaler i forbindelse med deres rapport for andre kvartal 2011 at "73 øre literen er en veldig høy fortjeneste" Direktøren avviser at konkurransen i Norge er lav, og beskriver den i stedet som "beinhard". Den høye fortjenesten forklares med at norske forbrukere ikke er særlig prissensitive. Schram utyper at: "... nordmenn setter ikke fra seg bilen om prisen blir for høy. Det gjør de i Øst-Europa" (Dagens Næringsliv, 2011:2). Uttalelsen er naturligvis av liten økonomisk og empirisk verdi når hypotesen om søkekostnader skal forsvares. Poenget er at det kan argumenteres for at søkekostnader er av betydning for prisnivået ved pumpene. Og hvis dét er tilfelle kan det ikke umiddelbart avfeies at søkekostnader også kan forklare raketter og fjær.

## 6.4 Begrenset lagerkapasitet og treghet i overføringen

Borenstein (1997) utnevner en øvrig potensiell forklaring på rakter og fjær, begrenset lagerkapasitet i depotene og treghet i overføringen mellom leddene i verdikjeden. Fremstillingen gitt i dette kapitlet argumenterer for hvorvidt hypotesen kan forklare rakter og fjær mellom to siste ledd i verdikjeden, fra produktpris til depotpris, og fra depotpris til pumpepris, hvilket som tidligere nevnt er fokusområdet i denne avhandlingen. Konklusjonen er at fordi det ikke tas høyde for depotprisen ved fastsettelse av pumpepris ved den enkelte stasjon, så kan hypotesen ikke forklare rakter og fjær i det norske bensinmarkedet.

Bacon (2010) argumenterer for at treghet i seg selv ikke kan forklare rakter og fjær i bensinmarkedet, og forklares i dette avsnittet. Depotene og stasjonene har lagerbeholdninger av bensin. Fordi produktprisen endres daglig trenger ikke nødvendigvis prisen som lagerbeholdningen i hvert ledd i verdikjeden ble kjøpt til, på ethvert tidspunkt samsvare outputprisen i gjeldende ledd. Dette kan resultere i forsinkelser fra endring i produktpris til endring i pumpepris. Forskeren påpeker at et sjokk i produktprisen, et positivt sjokk eller et negativt sjokk av samme størrelse, endrer verdien på lagerbeholdningen med like mye målt i absoluttverdi<sup>40</sup>. Konsekvensen er at kun treghet ikke kan forsvare at forsinkelsen er lenger når produktprisen faller enn når den øker, og at kun treghet derigjennom ikke kan forsvare rakter og fjær.

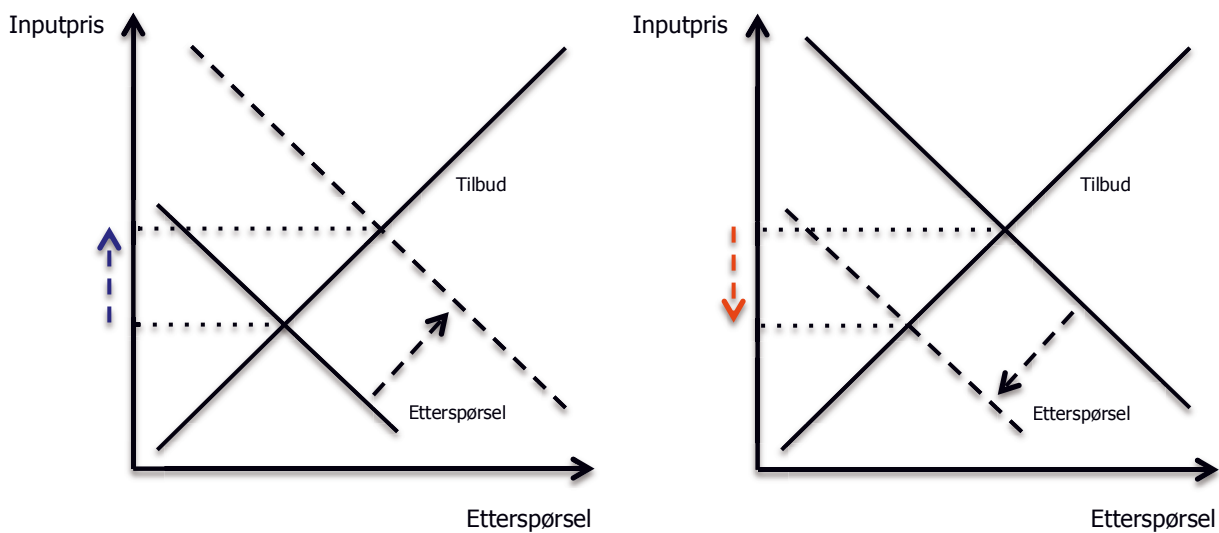
Borenstein et al. (1997) bygger ut modellen ved å tillate uventede etterspørselssjokk. Det forutsettes at lagerkapasiteten i det aktuelle leddet i verdikjeden er begrenset, hvilket resulterer i at kostnaden per liter omsatt bensin er høy ved lav lagerbeholdning og konstant lavere ved høyere lagerbeholdning. Det forutsettes også at påfyllet av bensin i lagerbeholdningen er konstant, hvilket kan underbygges med at bensinproduksjonen er konstant.

Ved en uventet økning i etterspørselen til understående aktører i verdikjeden stiger inputprisen i det aktuelle leddet, hvilket illustreres i figur 6.4. Leddets respons er en stor økning i outputpris. Leddet ønsker å hindre at lagerbeholdningen faller under kritisk verdi hvor kostnaden per omsatte liter er høy, og literfortjenesten derigjennom er lav. Fordi aktørene i leddet utøver markedsrett kan dette forhindres ved å raskt øke outputprisen. Som nevnt i kapittel 6.3 har økt outputpris to effekter på fortjenesten, "surplus-appropriation" og "business-stealing", men det antas at den nevnte effekten dominerer. Konsekvensen er

---

<sup>40</sup> Når det forutsettes jevn innflyt og utflyt i lagerbeholdningen over tid.

rakter; outputprisen stiger raskt når inputprisen stiger. Ved et uventet fall i etterspørselen til understående aktører i verdikjeden faller inputprisen i det aktuelle leddet, illustrert i figur 6.5. Resultatet er et lite fall i outputpris. Fordi etterspørselen faller vil lagerbeholdningen forbli over kritisk verdi hvor kostnaden per omsatte liter er lav. Fordi leddet utøver markeds- makt er det i stand til å i ikke redusere outputprisen når inputprisen faller, for å øke fortje- nesten per liter. Strategivalget kan forsvares med at "surplus-appropriation" dominerer over "business-stealing", slik at den mest lønnsomme strategien er uendret outputpris. Resultatet er fjær; outputprisen faller tregt når inputprisen faller. I et konkurrerende marked er ikke fjær mulig, fordi leddet ikke er i stand til å holde outputprisen oppe når etterspørsel eller inputpris faller, eller dersom begge størrelser faller.



Figur 6.4: Økt etterspørsel øker inputpris, og redusert etterspørsel reduserer inputpris

Borenstein et al. (1997) påpeker at hypotesen kan forklare raketter og fjær fra spotpris til depotpris; men ikke fra depotpris til pumpepris; fordi stasjoner generelt ikke tar høyde for størrelsen på lagerbeholdningen ved prissettingen og fordi stasjoner kan bestille og motta bensin på svært kort varsel. Ikke bare norske oljeselskaper kjøper bensin fra det såkalte Rotterdam-markedet, også flertallet av øvrige oljeselskaper i Vest-Europa. Det er derfor lite trolig at den norske økonomien har særlig innflytelse på denne prisen. Det kan imidlertid tenkes at etterspørselssjokk i Norge er positivt korrelert med etterspørselssjokk i Vest-Europa for øvrig. I så fall vil hypotesen kunne være en aktuell kandidat. Det fellende argumentet for at hypotesen ikke kan forklare raketter og fjær i det norske bensinmarkedet, fra produktpris til pumpepris, er at det ikke tas høyde for depotprisen ved fastsettelse av pumpepris ved den enkelte stasjon, som nevnt i kapittel 5.4.

## 6.5 Menykostnader

Menykostnad er kostnaden av selve prisendringen for bensinstasjonen og oljeselskapet. Begrepet menykostnader stammer opprinnelig fra restaurantenes kostnader av å trykke nye menyer som følge av at priser ønskes oppdatert<sup>41</sup>. Økonomer bruker imidlertid uttrykket også utenfor restauranten for å referere til kostnader av å endre priser. Hypotesen går ut på at dersom menykostnadene er tilstrekkelig store så kan aktørene i markedet være uvillig til å hyppig endre priser. Dersom aktørene venter lenger med å justere pumpeprisen når produktprisen faller kan raketter og fjær inntreffe. I så fall må kostnader av å justere pumpeprisen være høyere når produktprisen faller, slik at uvilligheten til pumpeprisendring er større.

Som tidligere antydnet endres pumpepriser hyppig, med unntak av stasjoner utenfor såkalte priskrigsoner. Figur 5.5 vitner om disse hyppige prisjusteringene. I senere avsnitt fremkommer det at det er slike stasjoner som er under empirisk granskning i denne avhandlingen. Selv om pumpeprisene endres hyppig og selv om justeringene grovt sett effektueres ved å trykke på en knapp vil justeringene ha en kostnad, og da især administrasjonskostnader. Det kan også være rimelig å tro at det omfattende prisstøttesystemet i Norge, som er omtalt i kapittel 5.2, bidrar til at menykostnadene er høyere i Norge enn i mange andre land. Det er imidlertid svært vanskelig å forestille seg at menykostnadene i særlig grad er høyere når produktprisen faller slik at uvilligheten til å justere pumpeprisen da er høyere. Menykostnader kan derfor med rimelig sikkerhet utelukkes som en potensiell forklaring på raketter og fjær. Denne konklusjonen deles med samtlig litteratur rundt raketter og fjær.

Flere artikler studerer nasjonale veiledende priser i stedet for pumpepriser, deriblant Asplund et al. (1997 og 2000). Forskerne finner at nasjonale veiledende priser typisk endres med flere dagers mellomrom selv om produktprisen endres daglig. Det argumenteres for at selv om dette kan være en indikasjon på menykostnader, så kan ikke menykostnader i seg selv drive mønsteret. Forklaringen ligger i argumentene presentert i ovenstående avsnitt.

I andre markeder derimot er menykostnader en mer reel kandidat. Meyer et al. (2004) presenterer ulike modeller for menykostnader skreddersydd for andre markeder enn bensinmarkedet. Modellene og deres empiriske tester konstaterer at menykostnader kan forklare asymmetri. Mitt budskap er altså at menykostnader generelt ikke umiddelbart kan utelukkes som en potensiell kandidat i litteraturen rundt raketter og fjær.

---

<sup>41</sup> Prisoppdatering kan være aktuelt for å imøtekomme generell inflasjon.

## 6.6 Empiriske funn vedrørende årsaker til rakter og fjær

I kapittel 6.1 til kapittel 6.5 har det blitt presentert fem potensielle årsaker til rakter og fjær; samarbeid og oligopolistisk koordinering, markedsrett, søkekostnader til bensinkunder, begrenset lagerkapasitet i depotene og tregghet i overføringen mellom leddene i verdikjeden, og menykostnader. To sistnevnte hypoteser ansees å ikke kunne forklare rakter og fjær i det norske bensinmarkedet, hvilket er konsistent med studier av andre bensinmarkeder. Tre førstnevnte hypoteser ansees imidlertid som potensielle kandidater, hvilket er en konklusjon som deles med tidligere studier rundt rakter og fjær.

I litteraturen presenteres hver hypotese med forbindelse til sammenhengen mellom spotpris og pumpepris, og ikke sammenhengen mellom produktpris og pumpepris, hvilket er aktuelt for det norske bensinmarkedet. En mulig forklaring er at hypotesene er skreddersydd det amerikanske bensinmarkedet hvor bensin typisk kjøpes i lokal valuta, amerikanske dollar, og ikke i fremmed valuta. Ved hypotesen for oligopolistisk konkurranse og ved hypotesen for markedsrett kan det tenkes at det å bytte ut spotprisen med produktpris ikke vil ha noen betydning for modellenes prediksjoner fordi oljeselskapene bør ha full oversikt over utviklingen i både spotpris og valutakurs. Ved hypotesen for søkekostnader kan det tenkes at bensinkundene klarer å følge med på utviklingen i spotpris og valutakurs, og derigjennom beregne produktkostnaden. Dette krever imidlertid mer oppdaterte og informerte konsumenter.

Ettersom mekanismene i hver av de tre aktuelle hypotesene er nokså omfattende, og etter som enkelte av dem har sammenfallende prediksjoner, er identifisering av årsaken til rakter og fjær en tøff utfordring. Litteraturen har imidlertid kommet opp med løsninger som gjør identifiseringen noe lettere. Den resterende delen av dette kapitlet presenterer empiriske metoder for identifisering, samt tilhørende empiriske funn. Fordi empirisk identifisering av årsaken til rakter og fjær i det norske bensinmarkedet faller utenfor denne avhandlingens omfang går det ikke detaljert inn på hvordan forfatterne identifiserer årsaken. Budskapet i den resterende delen av dette kapitlet er at det går an å teste hvilke av de tre aktuelle hypotesene som driver rakter og fjær, og at det finnes empirisk støtte for minst to av dem; markedsrett, og asymmetrisk søkeatferd til bensinkunder.

Borenstein et al. (1996) finner empirisk belegg for at modellen for stilltiende samarbeid presentert i kapittel 6.2 som omhandler markedsrett, er bidragsgivende til rakter og fjær. Forskerne finner at marginer er høyere når spotprisen forventes å falle neste periode, enn når den forventes å øke neste periode, hvilket er konsistent med modellens prediksjon.

Verlinda (2008) fremlegger empiriske bevis på at markedsrett driver raketter og fjær. Forskeren har detaljert informasjon om geografisk differensiering og produkt differensiering, og studerer raketter og fjær både på stasjonsnivå og på lokalmarkedsnivå. Forskeren finner at karakteristikaene forklarer en svært stor andel av graden av asymmetri mellom stasjonene. Verlinda vedkjenner at en del av karakteristikaene er konsistent med både markedsrett og søkekostnader, hvor et eksempel er avstand mellom stasjoner. Økt avstand mellom stasjoner taler for både økt markedsrett som nevnt i kapittel 6.2 som omhandler markedsrett; og økte søkekostnader fordi det er lenger for bensinkunder å kjøre mellom stasjonene. Forfatteren finner at økt avstand mellom stasjoner øker graden av asymmetri. Verlinda finner imidlertid at enkelte karakteristika som i større grad taler for markedsrett, deriblant serviceavdeling ved stasjonen, bidrar til økt grad av asymmetri. Verlinda konkluderer derfor med at markedsrett er av betydning for raketter og fjær.

Johnson (2002) argumenterer for at søkekostnader driver raketter og fjær. Forfatteren påpeker at en langt større andel av kundegruppen til diesel enn til bensin er yrkeskunder som opererer drivstoffslukende maskiner som lastebiler og anleggsmaskiner, og at denne kundegruppen derfor kjøper store kvantum diesel, og det med korte mellomrom. Forfatteren hevder at dette taler for at kundegruppen til diesel i større grad bør søke etter lave priser enn kundegruppen til bensin, og at dette bør resultere i mindre grad av asymmetri for diesel enn for bensin. Forskeren gransker 15 ulike markeder, hvor bensin og diesel inngår i hvert marked, og finner mindre grad av asymmetri for diesel enn for bensin i hvert marked, og konkluderer derfor med at forskjeller i søkeintensitet mellom de to kundegruppene forklarer en del.

Lewis (2011) finner også empirisk støtte for at søkekostnader forklarer raketter og fjær. Forskeren tar utgangspunkt i prediksjonene til tre førstnevnte hypoteser; samarbeidspris og oligopolistisk koordinering, markedsrett, og søkekostnader. Ved hypotesen for markedsrett tar forfatteren utgangspunkt i Borenstein et al. (1996) sin del av hypotesen som omhandler implisitt samarbeid. Forfatteren utvikler en egen modell for søkekostnader, hvor det i likhet med modellen for søkekostnader presentert i kapittel 6.3 fortsatt er bensinkundene som driver raketter og fjær. Lewis finner empirisk støtte for prediksjoner i sin egen søkekostnadsmodell, men finner ikke støtte for prediksjoner til de øvrige modellene, og konkluderer derfor med at søkekostnader driver raketter og fjær.

## **6.7 Markedsregulerende tiltak ved påvisning av raketter og fjær**

Bacon (2010) påpeker at dersom raketter og fjær påvises, og dersom dette viser seg å ha en større negativ effekt på bensinkundenes velferd, så kan markedsregulerende tiltak være aktuelt for å forsøke å lempe på asymmetrien og derigjennom redusere de negative virkningene dette har for bensinkundene. Forskeren presenterer tre ulike markedsregulerende tiltak, som enten kan brukes enkeltvis eller kombinert. Dersom en policy skal være virkningsfull på bensinkundenes velferd trengs en policy som er rettet mot å lempe på de spesifikke mekanismene som driver raketter og fjær. Ettersom det i hver av de tre aktuelle hypotesene presentert i kapittel 6.1 til 6.3 er ulike mekanismer som driver mønsteret bør årsaken til raketter og fjær avdekkes, før en eventuell policy iverksettes. I det som følger i dette kapitlet presenteres hver policy, og hvorvidt den enkelte policy kan være aktuell for det norske markedet. De tre markedsregulerende tiltakene er straff i henhold til konkurranselovgivningen, vanskeliggjøring av implisitt samarbeid, og mer tilgjengelig prisinformasjon.

Dersom eksplisitt samarbeid driver mønsteret kan straff i henhold til konkurranselovgivningen være aktuelt. Eksplisitt samarbeid rundt priser er ulovlig, og dersom dette kan påvises kan bøter eller andre sanksjoner pålegges. Denne tilnærmingen vil dessuten avskrekke eksplisitt samarbeid hos andre aktører i markedet. Bacon (2011) påpeker problemer rundt denne løsningen. For det første er et empirisk bevis på eksplisitt samarbeid sannsynligvis ikke domfellende i en rettsal. For det andre; tilstrekkelige bevis kan være vanskelig å få tak i. For det tredje vil en slik prosess være svært kostbar og langdryg, og dersom et oljeselskap siktes for eksplisitt samarbeid kan det ha stor negativ effekt på dens omdømme.

Dersom i stedet implisitt samarbeid foreligger, eksempelvis gjennom mekanismene presentert i kapittel 6.1 og 6.2, kan tiltak som gjør implisitt samarbeid vanskeligere å opprettholde være en aktuell policy. Dersom få aktører bidrar til raketter og fjær kan et botemiddel være å oppmuntre til etablering av nye oljeselskaper, fordi det vil gi økt konkurranse. Fordi det i Norge, til sammenlikning med de fleste andre land, er større barrierer som kan hindre nye oljeselskaper i å etablere seg, er en løsning å i størst mulig grad lempe på disse barrierene for å gjøre etablering så attraktivt som mulig. Bacon nevner fem potensielle barrierer; vanskeligheter med å få tilgang på depotene til eksisterende oljeselskaper, høye kostnader på land og utstyr, strenge krav til drift fra myndighetenes side, og ufordelaktige skalaegenskaper i oppstartfasen. Konkurransetilsynet (2010) nevner flere av disse barrierene, og hevder at det jobbes med tiltak for å lempe på barrierene for å oppmuntre til entry av nye oljeselskaper.



Dette avsnittet drøfter to øvrige tiltak som kan gjøre implisitt samarbeid vanskeligere å opprettholde. En løsning er å forby prisstøttesystemet. Som nevnt av Gabrielsen et al. (2009) kan imidlertid dette føre til at ukemønsteret forsvinner. Hva det i så fall vil erstattes med er ikke sikkert, men det kan føre til et mer upredikerbart prismønster, hvilket kan være skadelig for bensinkunder som har vent seg til det predikerbare ukemønsteret. Budskapet til Gabrielsen og hans medforfatter er altså at en bør være svært forsiktig med å forby prisstøttesystemet. En annen løsning er å forby publisering av nasjonale veiledende priser. Foros et al. (2011) samt Gabrielsen et al. (2009) påpeker at det er vanskelig å se at slik publisering kan bidra til mer informerte bensinkunder<sup>42</sup>, og derigjennom øke bensinkundenes velferd, men at det snarere er et verktøy som kan forenkle implisitt samarbeid mellom oljeselskapene. Foros og hans medforfatter mener derfor at publiseringen bør forbys. Gabrielsen og hans kompanjong mener at det ikke finnes noen tungtveiende grunner for at publisering bør være tillatt, men at det ikke foreligger noe inngrepsgrunnlag av den grunn.

Dersom søkekostnader er bidragsgivende for rakter og fjær kan en policy som gjør prisinformasjon mer tilgjengelig for bensinkunder være aktuelt. Med referanse til kapittel 6.3 som omhandler asymmetriske søkekostnader til bensinkunder, taler mer prisinformerte bensinkunder for mer søkende bensinkunder, som igjen taler for at det er vanskeligere å holde pumpeprisen oppe når produktprisen faller. Myndighetene kan publisere produktpriser på en nettside, slik at bensinkunder kan danne seg forventninger om retningen på pumpeprisendringen. Alternativt kan myndighetene kreve at hver stasjon innrapporterer pumpepriser med jevne mellomrom, og gjennomsnittet av pumpepriser for ulike geografiske områder kan publiseres på en nettside. Bacon poengterer at offentliggjøring av priser også kan gjøre myndighetene mer informert, slik betenkelige mønstre enklere kan avsløres. En annen positiv effekt er økt medieomtale, som vil bidra til at bensinkunder blir ytterligere informert, og som igjen kan begrense asymmetri. I Norge er det, i motsetning til de fleste andre land, et ukemønster, hvor pumpepriser endres med større beløp daglig, hvilket gjør det ekstra vanskelig for bensinkunder å bli prisinformert. Dersom en policy som gjør pumpepriser mer tilgjengelig skal være virkningsfull kreves det hyppig oppdatering av pumpepriser. I Norge finnes ulike nettsider, deriblant [dinside.no](http://www.dinside.no); samt applikasjonen BensinPris for iPhone og Android; med høyfrekvent oppdatering av pumpepriser over hele landet<sup>43</sup>.

---

<sup>42</sup> Dette kan underbygges med at de ikke inkluderer transportkostnader og konkurranse

<sup>43</sup> [http://www.dinside.no/php/oko/bensin/vis\\_prisliste.php](http://www.dinside.no/php/oko/bensin/vis_prisliste.php)  
<http://itunes.apple.com/no/app/bensinpris/id409404312?mt=8>

## 7 Økonometrisk metode

På lang sikt forutsettes det at pumpeprisen kan beskrives ved hjelp av et antall faktorer som er gitt på lang sikt. På kort sikt antas avvik fra denne langtidssammenheng. De to hovedelementene av den økonometriske modellen er gitt ved henholdsvis spesifisering 1 og 2<sup>44</sup>, hvor likning 3 representerer residualene fra likning 1. Inntil videre, se bort likning 4. Som det fremkommer av likning 1 til 4 studeres et paneldatasett i denne avhandlingen. Spesifiseringene 1 og 2 gjøres rede for i henholdsvis kapittel 7.1 og kapittel 7.2. For å tolke estimatene fra den dynamiske spesifiseringen introduseres kumulative justeringsfunksjoner i kapittel 7.3. Disse funksjonene måler effekten på gjennomsnittlig pumpepris i hver periode ved et initielt produktprissjokk, separat for initiell økning og reduksjon i produktprisen. En signifikant positiv differanse mellom kumulative justeringsfunksjoner i en periode er konsistent med raketter og fjær i respektiv periode.

$$(7.1) \quad P_{it} = \alpha_i + \beta W_t + \gamma \text{trend} + \sum_{j=1}^6 \delta_{\text{ukedag}_j} + u_{it}$$

$$(7.2) \quad \Delta P_{it} = \sum_{j=0}^{T_1} \theta_{t-j} \Delta W_{t-j} + \sum_{j=0}^{T_2} \lambda_{t-j} D_{t-j} \Delta W_{t-j} + \sum_{j=1}^{T_3} \varepsilon_{t-j} \Delta P_{it-j} + \sum_{j=1}^{T_4} D_{t-j} \eta_{t-j} \Delta P_{it-j} \\ + \mu \hat{u}_{it-1} + \pi D_t \hat{u}_{it-1} + v_{it}$$

$$D_{t-j} = \begin{cases} 1 & \text{hvis } \Delta W_{t-j} > 0 \\ 0 & \text{hvis } \Delta W_{t-j} < 0 \end{cases}$$

$$(7.3) \quad \hat{u}_{it-1} = \hat{P}_{it-1} - \hat{\alpha}_i - \hat{\beta} W_{t-1} - \hat{\gamma} \text{trend} - \sum_{j=1}^j \hat{\delta}_{\text{ukedag}_j}$$

$$(7.4) \quad P_{it} - W_t = \alpha_i + \gamma \text{trend} + \sum_{j=1}^6 \delta_{\text{ukedag}_j} + u_{it}$$

---

<sup>44</sup> Av de økonometriske spesifiseringene i litteraturen ligger spesifisering 2 nærmest likning 2 i Johnson (2002). En mer utførlig forklaring gis i kapittel 7.2 som beskriver den dynamiske spesifiseringen.

## 7.1 Redegjørelse for langtidssammenhengen

Dette kapitlet forsvarer langtidssammenhengen gitt ved likning 1. Som nevnt i kapittel 5.4 finnes det én spotprisindeks som det tas utgangspunkt i ved fastsettelse av pumpepris på samtlige av landets stasjoner. I langtidsregresjonen er jeg i hovedsak interessert i å isolere effekten av en endring i spotprisen på blyfri 95 bensin målt i norske kroner, hvilket i denne avhandlingen kalles produktpris, på gjennomsnittlig pumpepris ved den enkelte stasjon. I spesifisering 1 er  $P_{it}$  pumpepris ved stasjon  $i$  i periode  $t$ , og  $W_t$  er produktpris i respektive periode. For å isolere effekten av endret produktpris på pumpepris ved den enkelte stasjon må det korrigeres for andre faktorer som også påvirker pumpeprisen ved den foreliggende stasjonen, hvilket er temaet i den resterende delen av dette kapitlet.

En ting som kan være verdt å merke seg er at pumpeprisen  $P_{it}$  måles ekskludert merverdiavgift. Årsaken er at staten til enhver tid innkrever 25% av pumpeprisen i avgifter. Dersom produktprisen øker med én enhet må pumpeprisen ekskludert merverdiavgift også øke med én enhet for at stasjonens bruttomargin skal være uendret. Fordi merverdiavgiftssatsen på bensin ved pumpen er 25%, må pumpepris *inkludert* merverdiavgift øke med 1,25 enheter for at stasjonens bruttomargin skal være uendret. Det at  $P_{it}$  måles ekskludert merverdiavgift betyr at alle pumpepriser i datasettet divideres på 1,25, og det taler for at estimatet på  $\beta$  bør være svært nærme én. I tidligere litteratur rundt raketter og fjær er det en standard tilnærming å måle pumpeprisen ekskludert merverdiavgift.

Det er rimelig å tro at prisnivået ved den enkelte stasjon også avhenger av grad av kvalitet ved den aktuelle stasjonen, samt grad av konkurranse ved foreliggende stasjon. Som nevnt i kapittel 5.5 og 5.6 finnes det i det norske bensinmarkedet teoretisk og empirisk støtte for begge hypoteser. Det kan for eksempel være rimelig å tro at en betjent stasjon har høyere driftskostnader enn en betjent stasjon, og at dette forsvares ved et høyere nivå på pumpeprisen ved den betjente stasjonen. Det kan også tenkes at en stasjon med færre konkurrenter har et høyere prisnivå enn stasjoner med mange konkurrenter. En annen viktig faktor som kan bidra til prisforskjeller er forskjeller i transportkostnader mellom stasjoner. For å ta høyde for forskjeller i prisnivå mellom stasjoner inkluderes en stasjonsspesifikk konstant i langtidsregresjonen. Denne løsningen er i overensstemmelse med tidligere studier.

Som nevnt i kapittel 5.2 og 5.3 har hver ukedag en isolert effekt på pumpeprisen ved den enkelte stasjon. Tidligere studier har påvist at pumpeprisen i gjennomsnitt er høyest på mandag og at den reduseres utover kalenderuken, med unntak av en liten prisøkning på torsdager. For å ta høyde for dette ukemønsteret inkorporeres et sett av ukedummies, en dummyvariabel for hver ukedag, felles for alle stasjoner. Dette er i overensstemmelse med tidligere norske studier, deriblant Foros et al. (2011)<sup>45</sup>.

Det kan også være rimelig å tro at pumpeprisen i gjennomsnitt øker over tid på grunn av generell inflasjon og lønnsøkning. En mulig løsning er å inkludere en indeks som eksplisitt fanger opp dette, eksempelvis KPI eller KPI-JAE, som er henholdsvis konsumprisindeksen i seg selv, og konsumprisindeksen korrigert for avgiftsendringer og ekskludert energivarer. Slike indekser noteres gjerne én gang per måned. Det er imidlertid ikke sikkert at denne indeksen er sammenfallende med den generelle inflasjonen og lønnsøkningen som det norske bensinmarkedet står overfor. En alternativ løsning er å inkludere en lineær tidstrend, som isolert sett måler gjennomsnittlig lineær økning i pumpepris hver periode. Variabelen "trend" er en slik lineær trend, hvor "trend" er tidsserievariabelen i paneldatasettet. Som det fremkommer av langtidssammenhengen gitt ved likning 1, forutsettes den lineære trenden å være felles for alle stasjoner. Forutsetningen kan være rimelig når et større antall stasjoner betraktes, hvilket er tilfelle i denne avhandlingen. Kapittel 8.2 som omhandler datamaterialet som anvendes i denne avhandlingen, opplyser om at tidsserievariabelen i denne langtidssammenhengen er ukenummer. I kapittel 9 som omhandler resultater, er "trend" signifikant, hvilket taler for at variabelen bør inkluderes. Foros et al. (2011) og masteravhandlingen Kristiansen (2009) inkluderer på tilsvarende måte som i denne oppgaven en lineær tidstrend i sine langtidssammenhenger.

Endring i faste avgifter, veiavgift og CO<sub>2</sub>-avgift, vil påvirke pumpepriser uavhengig av størrelsen på produktpris, og bør inkluderes for å isolere effekten av produktpris på pumpepris. Mitt datasett strekker seg imidlertid over en periode hvor de faste avgiftene holdes konstant. For enkelhets skyld er faste avgifter derfor ekskludert fra likning 1.

---

<sup>45</sup> Unntaket er som nevnt i kapittel 5.5 Konkurransetilsynet (2010)

En øvrig faktor som kan være relevant å inkludere i likning 1 er sesongvariasjoner. For det første; tilsetningsstoffene i bensinen varierer over årstidene, og dermed varierer også pumpeprisen isolert sett over året, og det uavhengig av størrelsen på produktprisen. Dinside (2011) gir en kort forklaring på denne praksisen. For det andre er det en klar tendens til at produktprisen i seg selv er høyere på sommeren enn på vinteren, hvilket taler for høyere pumpepris på sommeren enn på vinteren<sup>46</sup>. For å isolere effekten av produktpris på pumpepris bør en derfor korrigere for sesongvariasjoner. Borenstein et al. (1997) inkluderer et sett av tidsdummyvariabler for å korrigere for sesongvariasjoner. Johnson (2002) står overfor et kort datasett og argumenterer for at inkludering av sesongvariasjoner derfor vil gi lite presise estimater på sesongvariasjoner som igjen kan påvirke konklusjonen vedrørende raketter og fjær. Johnson ser derfor bort fra sesongvariasjoner i sin langtidsspesifisering. I denne oppgaven strekker datasettet seg over i underkant av ett år, hvilket sannsynligvis ikke er en tilstrekkelig lang tidshorisont for å inkludere sesongvariasjoner. I min langtidsspesifisering har jeg altså valgt å ikke inkludere sesongvariasjoner. Samtlige tidligere norske studier, deriblant Foros et al. (2011), tar heller ikke høyde for sesongvariasjoner.

Som nevnt i kapittel 5.5 hevder flere oljeselskaper at kortrabatter er av stor betydning for prisen ved pumpene. I denne undersøkelsen sees det som en forenkling bort fra kortrabatter ettersom jeg ikke har informasjon om dette. Dette er i samsvar med tidligere litteratur.

Et potensielt problem ved langtidsspesifiseringen, likning 1, er at det ikke nødvendigvis er kun slik at endret produktpris påvirker pumpeprisen, men at også pumpeprisen kan påvirke produktprisen. Med andre ord kan det altså potensielt tenkes at motsatt kausalitet eksisterer, hvilket innebærer at effekten av endret produktpris på pumpepris ikke isoleres. Som nevnt i kapittel 6.4 er det imidlertid slik at flertallet av oljeselskaper i Vest-Europa kjøper bensin fra den samme spotprisindeksen som norske oljeselskaper. Det er derfor nærliggende å tro at en liten økonomi som Norge ikke har nevneverdig innflytelse på denne prisen, hvilket i så fall betyr at motsatt kausalitet ikke er en realitet. Dette er samme resonnement som i tidligere norske studier. Enkelte internasjonale artikler, deriblant Borenstein (1997) som studerer langtidssammenhengen i det større amerikanske bensinmarkedet, påpeker at motsatt kausalitet er et reelt problem. Mitt budskap er altså at motsatt kausalitet ikke umiddelbart kan avsees som et potensielt problem.

---

<sup>46</sup> Borenstein et al. (1996) og Asplund et al. (2000) argumenterer for at årsaken til at spotprisen på bensin er høyere på sommeren er at etterspørselen etter bensin er høyere på sommeren.

## 7.2 Redegjørelse for den dynamisk spesifiseringen

Første delen av dette kapittelet tolker dem asymmetriske likevektskorrigeringsmodellen gitt ved likning 2. Neste bolken i dette kapittelet drøfter metodene brukt i litteraturen for fastsettelse av laglengder. Siste avsnitt stiller énstegsmetoden opp mot tostegsmetoden.

Som nevnt i forrige kapittel fanger regresjon 1 opp, så langt jeg har funnet det mulig, den isolerte effekten av en produktprisendring på gjennomsnittlig pumpepris ved foreliggende stasjoner. Den uforklarte størrelsen til enhver stasjon i en periode, gitt ved respektivt residual, varierer derfor i størrelsesomfang fra uke til uke. En asymmetrisk likevektskorrigeringsmodell tar høyde for at denne uforklarte størrelsen avhenger av retningen på produktprisendringen i gjeldende periode, ved å inkludere tre residualer som forklaringsvariabler i den dynamiske spesifiseringen. Ett residual for reduksjon i produktpris i respektiv periode, og to residualer for økning i produktpris innbyrdes periode.  $\mu$  og  $(\mu + \pi)$  måler den isolerte justeringshastigheten mot likevekt, ved henholdsvis en initiell reduksjon i produktpris og ved en initiell økning i produktpris. Mer presist kan respektive koeffisienter tolkes som andelen ulikevekt som i gjennomsnitt utliknes i hver periode ved henholdsvis et negativt sjokk i produktprisen, og ved et positivt sjokk i produktprisen av samme størrelse. Andelen ulikevekt i enhver periode er differansen mellom pumpepris på tidspunktet produktprissjokket finner sted, og pumpepris i ny likevekt. Dersom  $\beta = 1$ , hvilket som tidligere nevnt er rimelig i forhold til teori og tidligere empiri, så er ny likevekt nådd når hele produktprissjokket er absorbert i pumpeprisen. Dersom produktprisen endres med én enhet er ny likevekt nådd når pumpeprisen også er endret med én enhet.

Det inkluderes separate lag på førstedifferansen av produktpris dersom differansen er negativ, og separate lag dersom den er positiv. Nærstående til en standard likevektskorrigeringsmodell måler  $\theta_i$  og  $(\theta_i + \lambda_i)$  den isolerte effekten av en av en endring i produktpris tidligere perioder på pumpepris i foreliggende periode, dersom produktprisendringen er av henholdsvis negativ karakter og av positiv karakter. Tilsvarende lagstruktur implementeres for lag av førstedifferanser til pumpepris; separate lag på førstedifferansen av pumpepris dersom differansen er positiv, og separate lag dersom differansen er negativ. Med referanse til den standard likevektskorrigeringsmodellen måler  $\varepsilon_i$  og  $(\varepsilon_i + \eta_i)$  den isolerte seriekorrelasjonen i pumpepris når produktprisen henholdsvis faller og øker. Av den grunn, dersom modellen fremviser seriekorrelasjon, kan inkludering av et lag på førstedifferansen til pumpeprisen, eventuelt ytterligere lag på førstedifferansen av pumpeprisen, eliminere seriekorrelasjonen.

Til forskjell fra en standard likevektskorrigeringsmodell kan altså en asymmetrisk likevektskorrigeringsmodell skille mellom justering mot likevekt ved et initielt positivt sjokk i produktprisen og ved et initielt negativt sjokk i produktprisen, fordi den inkluderer et separat likevektskorrigeringsledd ved et initielt negativt sjokk i produktprisen og et separat likevektskorrigeringsledd dersom det initielle produktprissjokket er positivt. Disse separate justeringene kan ytterligere rendyrkes fordi det tas høyde for at effekten av en produktprisendring på pumpeprisen er forskjellig avhengig av om endringen i produktpris er negativ eller positiv, samt fordi det tas høyde for at seriekorrelasjonen i pumpeprisen er forskjellig ved etterfølgende negative endringer i produktpris enn ved påfølgende positive endringer i produktprisen.

I litteraturen er det to forskjellige måter å definere den asymmetriske likevektskorrigeringsmodellen på. Den ene måten er den som er representert ved likning 2, og som er forklart i dette kapitlet. Denne likningen er ekvivalent med likning 2 i Johnson (2002). Den andre metoden er å inkludere dummyvariabler foran alle variabler i likning 2, slik at  $\mu$  og  $\pi$  angir den isolerte justeringshastigheten mot likevekt ved et initielt sjokk i produktprisen av henholdsvis negativ og positiv karakter.  $\theta_i$  og  $\lambda_i$  måler da den isolerte effekten av endring i produktpris tidligere perioder på pumpeprisen nåværende periode dersom endringen i produktpris er av henholdsvis negativ og positiv karakter, mens  $\varepsilon_i$  og  $\eta_i$  måler den isolerte seriekorrelasjonen i pumpepris når produktprisen henholdsvis faller og øker. Sistnevnte metode anvendes i øvrige artikler i mitt repertoar, og er kanskje mer ryddig og oversiktlig. Ulempen er at kumulative justeringsfunksjoner da er mer komplekse å beregne<sup>47, 48</sup>. De to metodene skal imidlertid gi samme resultater vedrørende koeffisientene i den dynamiske spesifiseringen og koeffisientene i de kumulative justeringsfunksjonene, slik at det ikke er av betydning hvilke av metodene som brukes. I denne avhandlingen har jeg valgt å følge Johnsons tilnærming. I litteraturen forutsettes det gjerne at paret av lag på førstedifferanser til produktpris er like lange, og at paret av lag på førstedifferanser til pumpeprisen er like lange<sup>49</sup>. Denne avhandlingen følger samme prosedyre, og med referanse til likning 2 settes da  $T_1 = T_2$  og  $T_3 = T_4$  i likning 2.

---

<sup>47</sup> Kumulative justeringsfunksjoner presenteres i neste kapittel.

<sup>48</sup> Dette kan enkelt sees ved å samstille side 337 i Borentstein et al. (1997) med side 39 i Johnson (2002).

<sup>49</sup> I mitt repertoar av artikler er Faber (2011) unntaket fra denne praksisen.

Likning 2 representerer den mest fleksible varianten hvor residualet splittes opp i positive og negative komponenter. Johnson (2002), Faber (2011), og Bachmeier et al. (2003) modellerer med samme fleksibilitet. Pionerartikkelen Borenstein et al. (1997) inkluderer imidlertid kun ett residual, som er felles for økninger og reduksjoner. Årsaken til at jeg velger den mest fleksible varianten av modellering er at det potensielt kan gi en ekstra mekanisme for å identifisere raketter og fjær. Mer spesifikt, som nevnt i blant annet Faber (2011), taler  $\mu > (\mu + \pi)$  for at justeringshastigheten mot ny likevekt er tregere ved et initielt negativ sjokk i produktprisen enn ved et initielt positiv sjokk i produktprisen av samme størrelse<sup>50</sup>. Årsaken er at en mindre andel av ulikevekt i gjennomsnitt utliknes hver periode ved et initielt negativt sjokk. Som nevnt av blant annet Johnson (2002) kreves  $\mu < 0$  og  $(\mu + \pi) < 0$  for stabilitet. Hvis ikke dette kravet er oppfylt vil ikke pumpeprisen justeres mot nytt likevektsnivå ved et produktprissjokk. Dersom begge størrelsene er negative og signifikant forskjellig fra null er det en signifikant justering mot ny likevekt. Og dersom  $[\mu - (\mu + \pi)]$  i tillegg er signifikant forskjellig fra null er justeringshastigheten signifikant tregere ved et negativt sjokk.

Ett ekstra lag på settet av førstedifferanser på produktprisen eller ett ekstra lag på settet av førstedifferanser på pumpeprisen kan endre estimatet på øvrige variabler i modellen, og av den grunn er det avgjørende å inkludere et "korrekt" antall lag av de to sortene i modellen. Samtidig bør ikke for mange variabler inkluderes fordi dette kan redusere antall frihetsgrader i modellen, som igjen kan redusere signifikansnivået på estimatene. Økonomisk teori forteller generelt lite om antall lag som bør inkluderes av hvert slag, og antallet lag av hvert slag som bør inkluderes i studien av ett bensinmarked trenger ikke være riktig i studien av et annet bensinmarked. Økonomene tar derfor i bruk statistiske tester ved fastsettelse av antall lag. I generell økonometrisk litteratur bestemmes laglengder ved å anvende informasjonskriterier, deriblant BIC eller AIC<sup>51</sup>; eller ved å anvende likelihood ratio-tester. I litteraturen rundt raketter og fjær er BIC<sup>52</sup> den klart herskende metoden. Av den grunn gjøres samme tilnærming i denne avhandlingen.

---

<sup>50</sup> Mindre negativ justeringshastighet er konsistent med tregere justering mot ny likevekt.

<sup>51</sup> BIC – Bayesian Schwarz information criterion  
AIC – Akaike's information criterion

<sup>52</sup> Av artiklene i min referanseliste er Johnson (2002) unntaket. Forfatteren anvender en kombinasjon av BIC og likelihood ratio-tester.



Når BIC anvendes for å bestemme laglengder estimeres likning 2 med ulike lenger på par til lag av førstedifferansen av produktpris, og par til lag av førstedifferansen av pumpepris. Modellen med mest negativ verdi er den som velges. Som det fremgår av likning 7.2.1 avhenger størrelsen på BIC av antall observasjoner "N", som inngår ved estimering av den enkelte modell<sup>53</sup>. En ønsker ikke at dette skal påvirke verdien på BIC, og derigjennom modellen som velges<sup>54</sup>. En mulig løsning er å holde antall observasjoner konstant ved estimering av alle de ulike modellene. Denne tilnærmingen gjøres i denne avhandlingen. "likelihood" er et mål på hvor godt modellen forklarer mønsteret i utviklingen i pumpepris over tid, og øker alltid når én ekstra koeffisient inkluderes. "ln" er operatoren for den naturlige logaritmen. "k" er antallet variabler i den enkelte modell.

$$(7.2.1) \text{ BIC} = -2 * \ln(\text{likelihood}) + \ln(N) * k$$

BIC er altså større jo bedre "likelihood", og lavere jo flere koeffisienter. Fordi en er ute etter modellen med mest negativ verdi på BIC, så kan det sies at modeller "belønnes" jo bedre "likelihood", og at de "straffes" jo flere koeffisienter som inngår i modellen. Dette kan tolkes som at en ønsker en modell som forklarer så mye som mulig, og som samtidig har så få variabler som mulig. BIC er et mål på den optimale avveiningen mellom de to størrelsene.

Dette avsnittet stiller énstegsmetoden opp mot tostegsmetoden, og forsvarer hvorfor tostegsmetoden brukes i denne avhandlingen. Det er i hovedsak to måter å estimere likning 1 og 2, henholdsvis langtidssammenhengen og den dynamiske spesifiseringen. Ved tostegsmetoden estimeres først likning 1, så predikere dens residualer gitt ved likning 3, for så å sette residualene inn i likning 2, og til slutt estimere likning 2. Ved énstegsmetoden settes likning 1 inn i likning 2, og deretter estimeres likning 2. Lewis (2004) påpeker at tostegsmetoden kan føre til skjeve estimater for likning 1 dersom utvalget er lite. Ved et lite utvalg kan énstegsestimering være et bedre alternativ for å unngå skjeve estimater fordi en da også tar høyde for korttidodynamikken ved estimering av langtidssammenhengen. I denne avhandlingen anvendes tostegsmetoden i hovedsak fordi residualene fra langtidssammenhengen brukes for å beregne kumulative justeringsfunksjoner, som igjen brukes for å avgjøre hvorvidt raketter og fjær eksisterer i den norske bensinmarkedet. I samtlige artikler rundt raketter og fjær som omtales i denne avhandlingen gjøres samme tilnærming.

---

<sup>53</sup> Likningen er hentet fra Stata (2012)

<sup>54</sup> Takker Riemer P. Faber, postdoktor ved Netherlands Bureau for Economic Policy Analysis, for opplysningen

### 7.3 Kumulative justeringsfunksjoner

For å tolke estimatene fra den dynamiske spesifiseringen introduseres kumulative justeringsfunksjoner, heretter kalt CRF-er<sup>55</sup>. Dette er en vanlig tilnærming i litteraturen. Ved et initielt sjokk i produktprisen endres pumpeprisen. Pumpeprisen endres inntil likevekt nås; produktprisendringen er fullt inkorporert i pumpeprisen. Estimater på likevektskorrigeringsleddene  $\mu$  og  $(\mu + \pi)$  tolkes ofte som justeringshastighetene. Utviklingen i pumpepris enhver periode etter det initielle sjokket avhenger imidlertid i tillegg av de øvrige estimatene fra den dynamiske spesifiseringen.  $D_i$  angir kumulativ gjennomsnittlig endring i pumpepris i uke  $i$  etter et negativt sjokk i produktprisen på én enhet<sup>56</sup>. Jeg har valgt å presentere så mange som de fire første CRF-ene, i tillegg til deres generelle funksjon, for å illustrere mønsteret bak CRF-ene.

$$D_0 = \theta_0$$

$$D_1 = D_0 + \theta_1 + \mu * (D_0 - \beta) + \varepsilon_0 * D_0$$

$$D_2 = D_1 + \theta_2 + \mu * (D_1 - \beta) + \varepsilon_0 * (D_1 - D_0) + \varepsilon_1 * D_0$$

$$D_3 = D_2 + \theta_3 + \mu * (D_2 - \beta) + \varepsilon_0 * (D_2 - D_1) + \varepsilon_1 * (D_1 - D_0) + \varepsilon_2 * D_0$$

$$D_4 = D_3 + \theta_4 + \mu * (D_3 - \beta) + \varepsilon_0 * (D_3 - D_2) + \varepsilon_1 * (D_2 - D_1) + \varepsilon_2 * (D_1 - D_0) + \varepsilon_3 * D_0$$

⋮

$$D_n = D_{n-1} + \theta_n * (D_{n-1} - \beta) + \sum_{i=1}^k \varepsilon_i * (D_{n-i} - D_{n-i-1})$$

Ved et initielt positivt sjokk i produktprisen beregnes endring i pumpeprisen i påfølgende perioder på tilsvarende måte. Til forskjell fra tilfellet med et negativt sjokk i produktprisen erstattes da  $\theta_i$  med  $(\theta_i + \lambda_i)$ ,  $\varepsilon_i$  med  $(\varepsilon_i + \eta_i)$ , og  $\mu$  med  $(\mu + \pi)$ . Koeffisienten som måler langtidseffekten på pumpepris av endret produktpris,  $\beta$ , inngår ikke i den dynamiske spesifiseringen; men de inngår i CRF-ene. I litteraturen løses dette ved å sette estimatet på  $\beta$  fra langtidsregresjonen inn i CRF-ene. Teori samt empiriske studier anser, som tidligere nevnt, dens størrelse for å være lik én. Usikkerheten målt ved dens standardavvik kan ikke tolkes direkte med forbindelse til den dynamiske spesifiseringen og CRF-ene. En vanlig løsning er å anta at det ikke eksisterer noe usikkerhet rundt  $\beta$ , slik at både varians og kovarianser er lik null. Samme tilnærming gjøres i denne avhandlingen.

---

<sup>55</sup> CRF – Cumulative Response Functions

<sup>56</sup> Likningene er hentet fra Johnson (2002)

Ved et sjokk i produktpris holdes etterfølgende endringen i produktpris konstant. På den måten kan effekten på gjennomsnittlig pumpepris i påfølgende perioder av det initielle sjokket på én enhet isoleres. Den umiddelbare endringen i pumpeprisen av et sjokk på én enhet er  $\theta_0$  ved et negativt sjokk, og  $(\theta_0 + \lambda_0)$  ved et positivt sjokk.

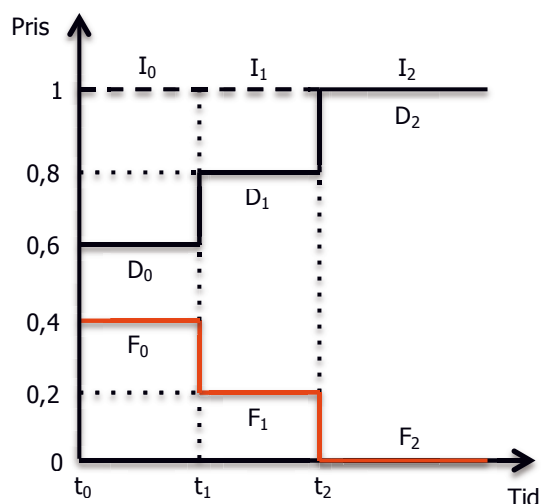
Et negativt sjokk endrer pumpeprisen i periode 1 med  $[\theta_1 + \mu * (D_0 - \beta) + \varepsilon_0 * D_0]$ . Tolkningen av denne endringen gis i dette avsnittet og er hentet fra Borenstein et al. (1997). Endringen er summen av tre komponenter.  $\theta_1$  er den isolerte effekten av produktprisendring i periode 1 på pumpepris i respektive periode.  $\mu * (D_0 - \beta)$  er effekten på pumpeprisen i periode 1 av å være borte fra likevekt.  $\varepsilon_0 * D_0$  inkluderes for å ta høyde for seriekorrelasjonen i pumpeprisen fra forrige periode til inneværende periode. Predikert pumpeprisendring i forrige periode,  $D_0$ , legges til for å beregne kumulativ pumpeprisendring i periode 1. Tilsvarende resonnering kan gjøres ved tolkningen av etterfølgende negative CRF-er.

Positive og negative CRF-er illustreres gjerne i samme diagram i litteraturen når grad av asymmetri presenteres. Figur 7.5<sup>57</sup> illustrerer et stilisert scenario hvor produktprisen endres med én enhet på tidspunkt  $t_0$ . Den stiplede linjen og den heltrukne svarte linjen i diagrammet illustrerer utviklingen i pumpepris ved henholdsvis et positivt og negativt sjokk i produktprisen.  $I_t$  og  $D_t$  er notasjoner for henholdsvis positiv og negativ CRF på tidspunkt  $t$ . Begge handlingsforløp måles i absoluttverdier<sup>58</sup>. Prikkelinjer er kun hjelpelinjer. Inntil videre, se bort fra den heltrukne røde linjen. I figuren er det tegnet et bilde hvor pumpeprisen reagerer øyeblikkelig på produktprisendringen uavhengig sjokkets retning. Ved en økning reflekteres hele endringen i produktpris umiddelbart i pumpeprisen. Dette innebærer at  $I_0=I_1=I_2=1$ . Ved redusert produktpris derimot inkorporeres produktprisendringen gradvis i pumpeprisen. Først på tidspunkt  $t_2$  er sjokket fullt plukket opp i utsalgsprisen. Dette er forenelig med  $D_2=1$ .

---

<sup>57</sup> Figur 7.5 er utelukkende egenkomponert

<sup>58</sup> Formlene for  $I_t$  og  $D_t$  måles også i absoluttverdier



Figur 7.5: Stilisert utvikling i pumpeprisen ved positivt og negativt produktprissjokk, samt respektive differanser

Derved eksisterer asymmetri på  $t_0$  og  $t_1$ ; henholdsvis  $F_0 \equiv I_0 - D_0 = 0,4$  og  $F_1 \equiv I_1 - D_1 = 0,2$ . På  $t_3$  har pumpeprisen i begge tilfeller fullt absorbert sjokket i produktprisen, og følgelig er differansen mellom positiv og negativ CRF lik 0,  $F_2 \equiv I_2 - D_2 = 0$ . Den heltrukne røde linjen illustrerer dette handlingsforløpet. Figur 3 introduseres fordi resultatene i analysedelen presenteres i form av en liknende figur.

Det kan være verdt å merke seg hvordan asymmetri er definert ovenfor. Det presenterte målet på asymmetri er på ingen måte et opplagt mål. Bacon (2010) presenterer en alternativ metode der to ulike modeller estimeres. Den ene modellen tilsvarende regresjon 1 og 2 presentert i avsnitt 7. I den andre modellen pålegges symmetri. Det innebærer at koeffisientene foran variablene som indikerer positive endringer settes lik null<sup>59</sup>. Modellen er dermed sammenfallende med en standard likevektskorrigeringsmodell. Asymmetri i hver periode defineres ved differansen mellom positive CRF-er til førstnevnte modell, og respektive CRF-er til sistnevnte modell. Forfatteren poengterer at en slik tilnærming måler asymmetri på grunnlag av den faktiske utviklingen i pumpeprisen. Målet på asymmetri presentert i figur 7.5 derimot, plukker ut segmenter av faktisk prisutvikling. Positive segmenter samles og estimeres separat, for å skille de fra negative handlingsforløp.

<sup>59</sup> Dette omfatter førstedifferanser av positiv karakter for både produktpris og pumpepris, samt lag til residualen av positiv karakter.

De to tilnærmingene legger altså ulike forutsetninger til grunn i deres mål på asymmetri, og kan dermed på forskjellige måter forklare asymmetri. Dette kan være et svar på hvorfor metodene brukes omvekslende i litteraturen. Fordi ulike forutsetninger ligger til grunn bør asymmetri tolkes i lys av metoden som brukes. I litteraturen anvendes i hovedsak målet på asymmetri presentert i figur 5. Johnson (2002) bruker begge mål i sin analyse. Det kan derfor argumenteres for at han gir et mer helhetlig bilde av hvorvidt asymmetri eksisterer. I denne avhandlingen benyttes målet på asymmetri presentert i figur 7.5 ettersom dette er den klart dominerende måten å definere asymmetri på.

I litteraturen er differanser mellom respektive CRF-er, altså  $F_t$ , av hovedsakelig interesse ettersom de indikerer tregheten i respons ved et positivt sjokk i forhold til et negativt. Et viktig poeng i dette henseende er at disse størrelsene er av liten empirisk verdi dersom variasjonen bak størrelsene er stor. I litteraturen anvendes en standard t-test for å verifisere hvorvidt estimatene er signifikante. For å foreta en t-test trengs som kjent både forventningsverdi, som hittil er presentert; og dens standardavvik, som det i det følgende gjøres rede for<sup>60</sup>. Ved å ta en rask kikk på positive og negative CRF-er presentert innledningsvis i kapittel 7.3 vil en fort merke at de er ikke-lineære i sine argumenter. Beregning av standardavvik er dermed ikke "rett frem". I litteraturen beregnes standardavvik ved hjelp av den såkalte deltametoden. I appendikset gis en kort innføring i deltametoden. Dersom differansen mellom positiv og negativ CRF i samme periode er signifikant forskjellig fra null er asymmetri, i følge litteraturen, et statistisk faktum i gjeldende periode.

$\mu$  og  $(\mu + \pi)$  tolkes som tidligere nevnt gjerne som justeringshastighetene. Ut fra disse størrelsene i seg selv er det vanskelig å identifisere *hvor mye* lenger tid justeringsprosessen er ved et negativt sjokk. Positive og negative CRF-er gjør denne jobben bedre. Som nevnt kan imidlertid justeringshastighetene identifisere *om* justeringshastigheten er tregere ved negative sjokk.  $\mu > (\mu + \pi)$  taler for nettopp dette. I eksempelet i figur 3 illustreres dette ved at stigningstallet til linjen  $D_t$  er slakkere enn svingningstallet til linjen  $I_t$ . Stigningstallet til linjen  $D_t$  er i dette henseende en lineær linje fra 0,6 i periode 0 til 1 i periode 3.

---

<sup>60</sup> Mer presist, estimatet er signifikant dersom forventningsverdi dividert på respektivt standardavvik er høyere enn kritisk verdi.

## 8 Datasett

Datamaterialet til råddighet presenteres i kapittel 8.1. Kapittel 8.2 beskriver utvalget som benyttes i den empiriske analysen. Kapittel 8.3 presenterer rådatamaterialet som danner grunnlag for min empiriske undersøkelse; raketter og fjær i det norske bensinmarkedet.

### 8.1 Datasett til disposisjon

Til råddighet er er 68 000 pumpepriser på blyfri 95. Tidshorizonten strekker seg fra uke 5 til uke 50 i 2011<sup>61</sup>. Observasjonene er fra bensinstasjoner over hele landet. Pumpeprisene er registrert av brukere av applikasjonen BensinPris, som finnes for både iPhone og Android.

Flere tidligere studier av det norske bensinmarkedet har brukt notasjonen "Conventional Regular Gasoline, Rotterdam (ARA) 10 ppm sulfur" som proxy for oljeselskapenes spotprisindeks på blyfri 95. Deriblant Konkurransetilsynet (2010), Foros et al. (2011), og masteroppgaven Kristiansen (2009). Av den grunn kunne det vært rimelig å tatt utgangspunkt i samme notering. Det viste seg imidlertid at notasjonen ble lagt ned i 2010<sup>62</sup>.

I min søken etter relevant spotprisindeks for blyfri 95 bensin tok jeg kontakt med de fire store oljeselskapene Statoil, Shell, Esso og Uno-X<sup>63</sup>. Samtlige selskaper rapporterte at de brukte en notasjon fra Platts. Shell ønsket ikke å utdype mer, og begrunnet dette med at slik informasjon var konkurransesensitivt. De øvrige selskapene var samstemte om at de tok utgangspunkt i indeksen "Gasoline 10ppm NWE CIF ARA" fra Platts. Av den grunn brukes denne notasjonen i min økonometriske analyse. "10ppm" og "CIF" antyder at bensinen inneholder under 10 svovelenheter (parts per million)<sup>64</sup>; og at prisen inkluderer forsikring og frakt (cost, insurance and freight). "NWE" og "ARA" viser til at produktet kjøpes og selges i Nordvest-Europa (North-West Europe) på markedet Amsterdam-Rotterdam-Antwerpen.

---

<sup>61</sup> Fra mandag 31.01.2011 til søndag 18.12.2012

<sup>62</sup> Notasjonen ble i sin tid hentet fra EIA (U.S. Energy Information Administration) gjennom deres abonnement på Thomson Reuters Datastream. Etter en god del etterforskning, deriblant kontakt med EIA og Datastream, ble jeg informert om nedleggelsen.

<sup>63</sup> Per Arve Rasmussen, Pricing Manager ved Statoil Fuel & Retail; Lillian Aasheim, kommunikasjonssjef distribusjon, salg og markedsføring ved Shell Norge; Per J. Flåten ved Transport og Forsyningsavdelingen i Esso Norge; og Elisabeth Nord, salgssjef ved Uno-X Automat.

<sup>64</sup> Et krav satt av norske myndigheter, gjeldende fra 01.04.2005

Statoil og Esso gav en litt mer nyansert svar på deres praksis. Statoil presiserte at de tilsatte 5% etanol i 40% av deres salgsvolum, og at Esso tilsetter etanol i deler av deres salgsvolum. I følge Statoil tilsetter ingen av de øvrige oljeselskapene etanol i deres salgsvolum. Ettersom tilsetningen er uendret gjennom året velger jeg å se bort fra den i den empiriske analysen. Dette er i samsvar med tidligere studier.

Indeksen noteres i amerikanske dollar per metriske tonn. Det er derfor nødvendig å oversette fra vekt målt i metriske tonn til volum målt i liter. Statoil og Uno-X viste til en "egenvekt" på 0.000755. Produktet av dette tallet og daglige notering utgjør pris per liter i amerikanske dollar. Videre ønsker jeg å oversette fra pris per liter målt i amerikanske dollar, til pris per liter målt i norske kroner. For å få til dette trengs en valutakursindeks som måler prisen på amerikanske dollar i norske kroner. Jeg valgte å ta utgangspunkt i daglige noteringer fra Norges Bank<sup>65</sup>. Produktet av spotprisindeks og valutakursindeks på respektive dager utgjør det jeg har valgt å kalle "produktpris". Både spotprisen og valutakursen noteres ikke på lørdager og helligdager, herunder søndager. Dette representerer et utfordring for min empiriske analyse fordi det også på disse dagene ønskes å studere effekten av produktprisen på utsalgsprisen. En løsning er å anvende noteringen dagen før. Dette er en vanlig tilnærming i litteraturen, deriblant i Foros et al. (2011) og Asplund (2000). Det antas da implisitt at produktprisen er uendret på disse dagene.

Konkurransetilsynet har oversendt meg en oversikt over de 150 nærmeste nabostasjonene til landets samtlige stasjoner. Datasettet er utarbeidet med utgangspunkt i stasjonslokaliseringer fra 2008. Jan Petter Fedje, seniorrådgiver ved Konkurransetilsynet, hevder imidlertid at det har vært få endringer i stasjonsstrukturen fra 2008 til 2011<sup>66</sup>. BensinPris kunne tilby avstand i luftlinje mellom alle stasjoner i Norge, men hadde ikke verktøy for å beregne avstand i kjøretid. Jeg kom derfor frem til at det beste var å benytte datasettet fra tilsynet.

---

<sup>65</sup> Hentet fra <http://www.norges-bank.no/no/prisstabilitet/valutakurser/usd/>

<sup>66</sup> Fedje presiserte at enkelte stasjoner er blitt nedlagt; samt at enkelte stasjoner er bygget, særlig i forbindelse med nye veier. Seniorrådgiveren hevdet at veldig få stasjoner har byttet til fra et oljeselskap til et annet.

## 8.2 Utvalg

I datasettet fra BensinPris var enkelte pumpepriser urimelig lave og andre urimelig høye. De laveste var ned mot 5 kroner, mens de høyeste var opp mot 100 kroner. Jeg valgte å luke ut "feilaktig" høye og lave priser fordi jeg ikke ønsker at disse skal påvirke mine estimater. En utfordring er å vite hvor jeg skal sette øvre og nedre grense for utlukingen. Jeg valgte å sette nedre grense på 10,50 kroner og øvre grense på 15,50 kroner, hvor begge størrelser er før merverdiavgift. Grensene ble satt med utgangspunkt i flere avisartikler som antyder at priser utenfor dette intervallet er lite sannsynlig<sup>67</sup>. Ved en slik utluking er det alltid en viss fare for at jeg luker bort faktiske pumpepriser, og at estimatene derigjennom kan påvirkes. Dette er imidlertid av mindre betydning for denne oppgaven ettersom jeg er interessert i generelle prismønstre. Utlukingen resulterte i at et lite antall observasjoner ble eliminert, kun 0,1%, noe som kan gi ytterligere indikasjoner på at grensene er rimelige.

Jeg har valgt å definere at hver ukedag starter kl. 12:00. Det vil si at "mandag" starter mandag kl. 12:00, og avløses av "tirsdag" kl. 12:00 på tirsdag, og så videre<sup>68</sup>. Dette er konsistent med tidligere studier av det norske bensinmarkedet, deriblant Foros et al. (2011) og masteroppgaven Flasnes (2006). I løpet av én tidsenhet, fra kl. 12:00 til 11:59 påfølgende dag, har enkelte stasjoner flere observasjoner. Fordi jeg studerer et panel kan jeg maksimalt ha én observasjon per tidsenhet. I disse tilfellene valgte jeg å beregne gjennomsnittlig pumpepris for denne stasjonen innen dette tidsintervallet.

Etttersom mitt datasett i utgangspunktet består av daglige data kan det være nærliggende å estimere regresjon 1 og 2 ved hjelp av daglige data. En får da utnyttet all variasjon mellom modellens variabler. Dette kan gi et nyansert og presist bilde av hvorvidt raketter og fjær eksisterer. Tidligere studier har imidlertid inkludert lag på par av førstedifferansen til produktpris og til pumpepris på mellom én og to måneder. Dette innebærer i så fall at jeg bør ta høyde for minst 30-60 lag på disse variablene, og aller helst flere for å være på den sikre siden. Dette kan være en stor og tung prosess, og av den grunn har jeg valgt å se bort fra daglige data ved estimeringen. Den resterende delen av dette kapittelet presenterer utvalget i min empiriske undersøkelse. Det argumenteres gjennomgående for valgene som er gjort. Det kan nevnes at all bearbeidelse av dette datamaterialet er gjort i Excel.

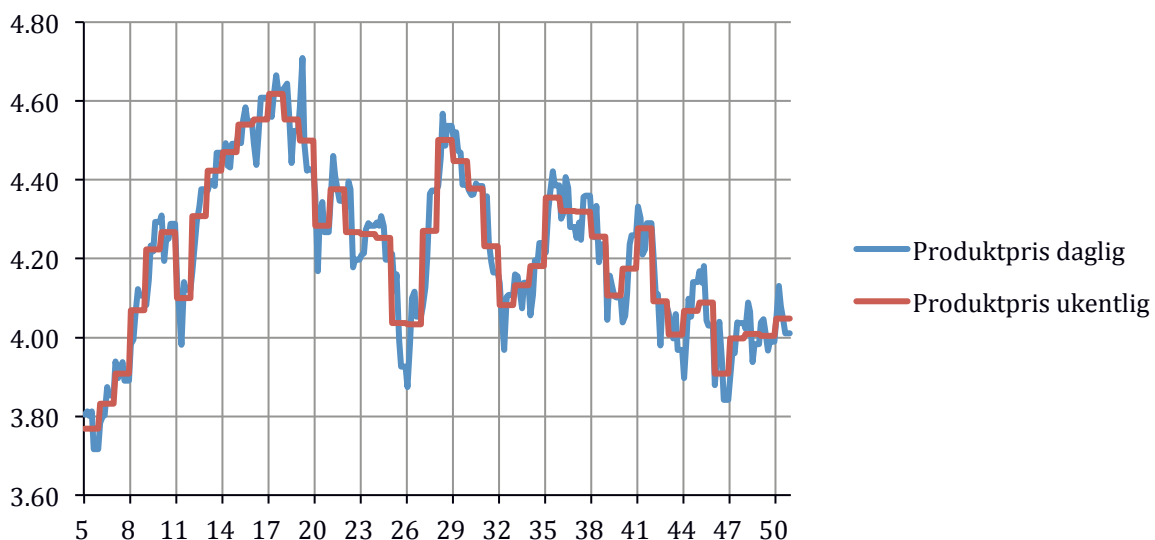
---

<sup>67</sup> NRK (2010), NRK (2012: 1), og NRK (2012: 2).

<sup>68</sup> Dette ble gjort i Excel. Hver observasjon er merket med klokkeslettet og dato den ble registrert. Klokkeslettet ble transformert til en variabel med verdi fra 0 til 1; der 0 representerer kl. 00:00, og 1 representerer 23:59. Sammen med tilhørende registrerte dato kan hver ukedag enkelt defineres.



Bettendorf et al. (2003) estimerer en nært beslektet variant av regresjon 1 og 2. Forfatterne fant ikke rimelige estimater ved bruk av daglige data<sup>69</sup>. De studerer derfor i stedet respektive regresjoner på ukentlige data. Forskerne lager ett datasett for hver ukedag<sup>70</sup>. For mandagsdatasettet er kun størrelser for hver mandag inkludert, og størrelser for de øvrige ukedagene ekskludert. Dermed studeres endringer fra mandag til påfølgende mandag, til mandagen deretter, osv. På tilsvarende måte lages datasettet for de øvrige fire ukedagene. En alternativ løsning i denne oppgaven kunne vært å gjort som Bettendorf og hans medforfattere, og lagd ett datasett for hver ukedag. Da ville det vært enklere å sammenlikne resultatene i denne oppgaven med deres resultater. En enklere løsning er å i stedet studere ukentlige gjennomsnitt fordi en da står overfor ett datasett i stedet for fire separate datasett. Denne løsningen vil dessuten fange opp mer av dynamikken over tid, fordi den studerer et sammenhengende datasett. Valget falt derfor på ukentlige gjennomsnitt, og forklares i det som følger. Det beregnes en gjennomsnittlig produktpris per kalenderuke, som er gjennomsnittet av daglige produktpriser i respektiv kalenderuke. Figur 8.2.1 illustrerer at over tid fanger et ukentlig gjennomsnitt opp hovedtendensene i daglig produktprisutvikling. På tilsvarende måte beregnes gjennomsnittlig pumpepris alle kalenderuker, separat for hver stasjon. Ukedager som gjennomsnittet består av tilskrives verdien 1, og ukedager som ikke danner grunnlaget for gjennomsnittet får verdien 0. Eksempelvis; dersom et gjennomsnitt består av kun tirsdag og søndag, settes dummyvariablene "Tirsdag" og "Søndag" lik 1, mens øvrige ukedummyvariabler tildeles verdien 0. På den måten tas det høyde for at hver ukedag har en isolert effekt på pumpeprisen.



Figur 8.2.1: Utvikling i produktpris over perioden, separat for daglige størrelser og ukessgjennomsnitt

<sup>69</sup> "We did some preliminary experiments with daily price movements, but these did not give plausible results".

<sup>70</sup> Datasett for lørdag og søndag studeres ikke fordi spot- og valutamarkedet er stengt disse ukedagene.

Fordi jeg har inkludert én dummy for hver ukedag, felles for alle stasjoner, er det mest optimalt at alle stasjonene utvalget følger noenlunde samme grad av ukemønster. Årsaken er at modellen i så fall beskriver datamateriale godt. Jeg valgte å kun inkludere stasjoner hvor alle de fem oljeselskapene; Statoil, Shell, Esso, Uno-X og St1; er representert ved en stasjon innen ti minutters kjøretid. Med referanse til kapittel 5.4 som omhandler lokale karakteristika, taler fem konkurrerende stasjoner innen ti minutters kjøretid for høy konkurranse. Det at samtlige oljeselskaper er representert innen denne radiusen taler ytterligere for høy konkurranse. Videre har jeg valgt å kun fokusere på stasjoner i Oslo fordi dette er en kommune med svært høy konsentrasjon av både stasjoner og bensinkunder. Det at alle faktorer taler for høy konkurranse taler for et sterkt ukemønster ved foreliggende stasjoner, og enda viktigere, for liknende grad av ukemønster mellom stasjonene.

For å oppnå et mest mulig presist estimat på den stasjonsspesifikke konstanten har jeg kun inkludert stasjoner som har observasjoner over en lengre tidshorisont. Mer presist har jeg plukket ut stasjoner som har minst én gjennomsnittlig observasjon fra hver av tidsperiodene som fremgår i tabell 8.2.1. Årsaken til at akkurat disse tidsperiodene er valgt er at dette er tidsperioder med store endringer i produktprisen over kort tid. Identifisering av raketter og fjær krever nettopp dette. Som det fremgår av tabell 8.2.2 har jeg valgt seks tidsperioder, hvorav økning i produktprisen er tilfelle i tre av dem, og reduksjon i produktprisen er tilfelle i de øvrige tre periodene.

| Ukenummer | Antall uker | Produktprisendring |
|-----------|-------------|--------------------|
| 6-10      | 4           | Økning             |
| 12-18     | 6           | Økning             |
| 19-25     | 6           | Reduksjon          |
| 29-32     | 3           | Reduksjon          |
| 33-36     | 3           | Økning             |
| 37-40     | 3           | Reduksjon          |

Tabell 8.2.1: Samtlige stasjoner i utvalget har minst én gjennomsnittlig observasjon fra hver av tidsperiodene

En siste restriksjon er at hver gjennomsnittlige observasjon må bestå av minst fire ukedager for at den skal bli inkludert i datamaterialet. Kravet ble først satt til minst tre ukedager, men da utøvde nesten alle de dynamiske modellene seriekorrelasjon, hvilket er et dårlig utgangspunkt for empirisk analyse. Minst fire ukedager i stedet for minst tre ukedager reduserte ikke størrelsen på datasettet i betydelig grad. Hadde kravet blitt satt til minst fem ukedager ville datamaterialet krympet betraktelig, og av den grunn falt valget på minst fire ukedager.

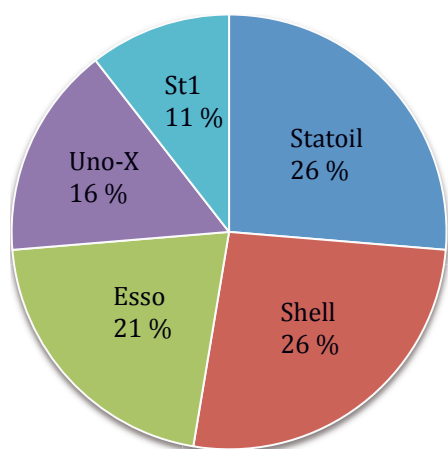
Tabell 8.2.2 beskriver datamaterialet etter nevnte restriksjoner<sup>71</sup>. Kolonnen "Kjedetilørighet" angir hvilket oljeselskap hver av de 19 stasjonene tilhører. "Daglig frekvens" forteller, for hver stasjon, antall daglige observasjoner, i forhold til det antallet dager i utvalgsperioden. Som nevnt i kapittel 8.1 strekker tidshorisonten på datasettet seg fra mandag 31.01.2011 til søndag 18.12.2012, det vil si over 321 dager. Eksempelvis har stasjon 1 observasjoner for 95% av dagene i dette tidsrommet. Det totale antallet daglige observasjoner i utvalget er 4 293. "Ukentlig frekvens" forteller på tilsvarende måte, for hver stasjon, antall ukentlige observasjoner, i forhold til det totale antallet uker i utvalgsperioden. Ukemessig strekker tidshorisonten seg fra uke 5 til uke 50 i 2011, altså over 45 uker. For eksempel har stasjon 1-4 observasjoner for samtlige uker, mens stasjon 19 har observasjoner for 70% av ukene. Tabellen forklarer altså at datasettet er ganske kompakt, i den forstand at det er mange observasjoner per stasjon i løpet av tidshorisonten som betraktes. Det totale antallet ukentlige observasjoner er 760.

| Stasjon | Kjedetilørighet | Daglig frekvens | Ukentlig frekvens |
|---------|-----------------|-----------------|-------------------|
| 1       | Esso            | 95              | 100               |
| 2       | St1             | 93              | 100               |
| 3       | Statoil         | 91              | 100               |
| 4       | Statoil         | 82              | 100               |
| 5       | Shell           | 79              | 93                |
| 6       | Uno-X           | 78              | 91                |
| 7       | Shell           | 71              | 89                |
| 8       | Statoil         | 71              | 89                |
| 9       | Statoil         | 67              | 87                |
| 10      | Esso            | 68              | 87                |
| 11      | Shell           | 69              | 89                |
| 12      | St1             | 65              | 87                |
| 13      | Esso            | 63              | 85                |
| 14      | Esso            | 59              | 76                |
| 15      | Uno-X           | 64              | 85                |
| 16      | Shell           | 58              | 76                |
| 17      | Statoil         | 59              | 74                |
| 18      | Uno-X           | 56              | 74                |
| 19      | Shell           | 50              | 70                |

Tabell 8.2.2: Kjedetilørighet, samt andelen av antall dager og antall uker med observasjoner for den enkelte stasjon

<sup>71</sup> Ronald N. Johnson, tidligere professor ved Department of Agricultural Economics & Economics ved Montana State University, takkes for forslag rundt utvalgsdatamateriale.

Figur 8.2.2 angir kjedetilørighetssammensetningen til stasjonene i datamaterialet. Dersom denne figuren samstilles med figur 4.1 i kapittel 4.1 kan det raskt sees at datamaterialet i det nevnte utvalget er ganske representativt for kjedetilørighetssammensetningen på landsbasis. Det finnes imidlertid én betydelig forskjell. På landsbasis representerer St1 2.6% av alle stasjoner, mens i denne undersøkelsen utgjør St1 11% av stasjonene. En årsak til dette er at stasjoner tilknyttet St1 utelukkende finnes på Østlandet. Med unntak av denne forskjellen kan det sies at resultatene som fremkommer i denne avhandlingen er representativt for landets stasjoner i den forstand at kjedetilørighetssammensetningen i utvalget er representativt på landsbasis.



Figur 8.2.2: Kjedetilørighetssammensetningen til stasjonene i utvalget

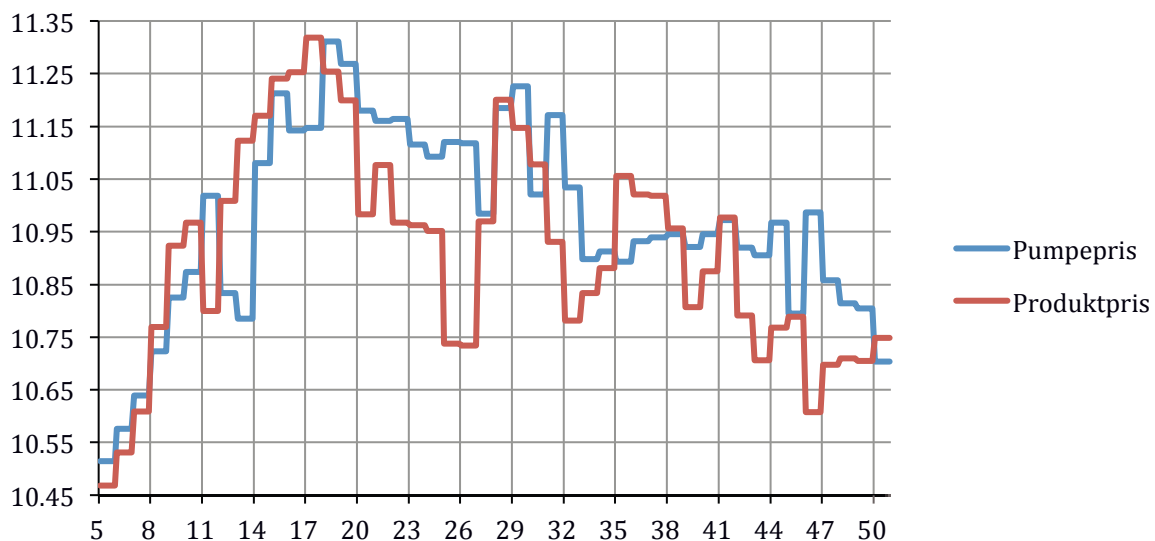
Tabell 8.2.3 presenterer antall observasjoner per ukedag i forhold til det totale antallet observasjoner. Som det fremkommer av tabellen finnes det omtrent like mange observasjoner per ukedag. Årsaken til at det er litt flere observasjoner på søndager og mandager før klokken 12:00 er at det er da pumpeprisen i gjennomsnitt er lavest i løpet av kalenderuken, og flere bensinkunder velger å kjøpe bensin på akkurat disse dagene.

| Ukedag  | Frekvens |
|---------|----------|
| Mandag  | 15       |
| Tirsdag | 14       |
| Onsdag  | 14       |
| Torsdag | 14       |
| Fredag  | 13       |
| Lørdag  | 13       |
| Søndag  | 17       |

Tabell 8.2.3: Prosentandel observasjoner per ukedag

### 8.3 Rådata

I dette kapitlet samstilles utviklingen i produktpris med utviklingen i pumpepris, for å gi et førsteinntrykk av hvorvidt raketter og fjær er tilfelle i det norske bensinmarkedet. Tilsvarende fremstilling er gjort i tidligere litteratur. I stedet for å vise utviklingen i pumpepris til hver av de 19 stasjonene i utvalget presenteres en samlet tidsserieutvikling i pumpeprisen. I figur 8.3 er "Pumpepris" gjennomsnittet av ukесgjennomsnitt fra hver stasjon den aktuelle uken, og merverdiavgift inngår ikke i beregningen. "Produktpris" er gjennomsnittet av daglige produktpriser foreliggende uke; og den er oppjustert med 6,7 kroner hvert ukenummer, for å gjøre den sammenliknbar med "Pumpepris" i respektive uke. I uke 6 til 18 økte generelt produktprisen, og pumpeprisen fulgte hakk i hel. I uke 19 til 25 var det i hovedsak en reduksjon i produktprisen, og det kan se ut til at pumpeprisen var treg med å plukke opp denne utviklingen. I uke 26 til uke 49 kan det, med unntak av uke 45, se ut til at pumpeprisen igjen er treg med å absorbere reduksjonen i produktprisen.



Figur 8.3: Ukentlig produktpris og pumpepris (gjennomsnitt for alle stasjoner), over utvalgsperioden

Selv om det kan se ut som at raketter og fjær er tilstede i det norske bensinmarkedet så er ikke figur 8.3 et empirisk bevis på dette. I figur 8.3 tas det ikke høyde for at hver stasjon kan ha et eget pumpeprisnivå, det tas ikke høyde for ukemønsteret i pumpeprisen, og generell inflasjon og lønnsutvikling er oversett. Hvorvidt raketter og fjær eksisterer basert på figur 8.3 vil derfor være mer "synsete". Av den grunn utføres empirisk analyse for å avgjøre hvorvidt raketter og fjær er tilstede i det norske bensinmarkedet. Resultatene presenteres i neste kapittel.

## 9 Resultater

I kapittel 9.1 presenteres økonometriske forutsetninger. Kapittel 9.2 presenterer resultater fra langtidssammenhengen; og kapittel 9.3 presenterer resultater fra den dynamiske modellen, herunder CRF-er. Kapittel 9.4 sammenlikner resultatene fra den dynamiske modellen med respektive resultater i tidligere studier. I kapittel 9.5 utføres robusthetstester, og kapittel 9.6 oppsummerer empiriske resultater.

### 9.1 Økonometriske forutsetninger

Gjennomgående i denne oppgaven benyttes den velkjente estimeringsmetoden MKM<sup>72</sup>. Dette er i overensstemmelse med samtlige artikler i mitt repertoar. I en økonometrisk analyse er det visse forutsetninger som bør være oppfylt. Dette kapitlet drøfter disse forutsetningene. Fremstillingen i dette kapitlet er hentet fra Heij et al. (2004).

En grunnleggende økonometrisk forutsetning som må være oppfylt for variabelen førstedifferanse produktpris og variabelen førstedifferanse pumpepris er stasjonæritet. Intuisjonen bak forutsetningen er at dersom en variabel er over eller under sitt gjennomsnitt, så vil den over tid konvergere mot sitt gjennomsnitt. I figur 8.3 kan dette se ut til å være tilfelle for begge variabler. Dette bør imidlertid testes empirisk, for hvis ikke denne forutsetningen er oppfylt kan regresjon 1 og 2 i kapittel 7 være spuriøse. Med det menes at en kan oppnå et signifikant forhold mellom de to størrelsene, men at de i virkeligheten ikke er statistisk relaterte. Et eksempel er at begge størrelser utelukkende har oppadgående trend. Konsekvensen er at standard inferens, t- og F-tester, ikke er gyldige. Empirisk test for stasjonæritet tester størrelsen på koeffisienten foran lagget variabel. I litteraturen brukes den velkjente testen Augmented Dickey-Fuller. Hvis nullhypotesen om ikke-stasjonæritet,  $\beta_1 = 1$ , kan forkastes gjelder alternativhypotesen om at  $\beta_1 < 1$ , hvilket indikerer at variabelen er stasjonær.

$$(9.1) \quad \Delta K_t = \beta_1 \Delta K_{t-1} + \beta_2 \Delta K_{t-2} + \dots + \beta_M \Delta K_{t-M}, \quad \Delta K_t = \Delta P_t, \Delta W_t$$

Ettersom mitt datasett er et panel er en mulig løsning å undersøke stasjonæritet for hver tidsserie, én for førstedifferansen til pumpepris for hver stasjon, og én for førstedifferansen til produktpris. Et tilstrekkelig antall lag må inkluderes for å fange opp seriekorrelasjonen i den aktuelle variabelen, for at testen skal være gyldig. Samtidig bør ikke for mange lag

---

<sup>72</sup> MKM – Minste kvadraters metode

inkluderes fordi dette reduserer frihetsgradene slik at en kan risikere å ikke forkaste nullhypotesen om ikke-stasjonæritet, selv om nullhypotesen er feil. Heij et al. (2004) presenterer en metode for å finne ut antallet lag som bør inkluderes, general-to-specific, hvor det tas det utgangspunkt i et stort antall lag. Dersom siste lag er signifikant bør denne modellen tas utgangspunkt i ved testing, og dersom siste lag ikke er signifikant estimeres modellen på nytt med ett mindre lag. Denne testprosedyren fortsetter inntil siste lag er signifikant. Det finnes i hovedsak to underkategorier av tester; med kun konstant, og med både konstant og trend. Dersom to variabler er stasjonære på differanseform, så er deres lineære kombinasjon på nivåform, målt ved residualet, stasjonær ifølge den velkjente artikkelen til Engle og Granger fra 1987. Dette bør imidlertid også testes empirisk ved testen Augmented Dickey-Fuller. Med det menes at det finnes en langtidssammenheng mellom de to variablene, slik at et avvik mellom dem utliknes over tid; og enda viktigere at en likevekts-korrigeringsmodell kan anvendes for å studere forholdet mellom de to variablene over tid. I litteraturen rundt raketter og fjær er implikasjonen at en asymmetrisk likevektskorrigeringsmodell kan tas i bruk.

Ved empirisk modellering ønskes ikke seriekorrelasjon, residualet til hver enkelt stasjon er korrelert over tid; eller heteroskedastisitet, residualvariansen til den enkelte stasjon varierer over tid. Årsaken til at dette ikke er ønskelig er at det i så fall finnes systematisk variasjon i pumpeprisen over tid som forklaringsvariablene i modellen ikke plukker opp. Fenomenene kan være forårsaket av utelatte forklaringsvariabler, eller det kan skyldes feilspesifisering. Ved seriekorrelasjon og heteroskedastisitet er modellens estimater fortsatt forventningsrette, men de er ikke lenger BLUE; samt at standard inferens ikke er gyldig<sup>73</sup>. Av den grunn korrigerer enkelte artikler for seriekorrelasjon og heteroskedastisitet dersom dette foreligger.

Øvrige forutsetninger som kreves er at residualet til den enkelte stasjon ikke avhenger av forklaringsvariablene, og at de er normalfordelte. Dersom førstnevnte forutsetning ikke er oppfylt er ikke estimater forventningsrette og de er heller ikke BLUE. Hvis sistnevnte forutsetning ikke er oppfylt er ikke standard inferens gyldig. To øvrige forutsetninger for at BLUE skal være oppfylt er lineæritet i parametrene og ingen perfekt multikollinearitet. Som det fremkommer av likning 1 og 2 i kapittel 7 kan det sees at første forutsetning er oppfylt. Ved estimering av likning 1-3 i kapittel 7 gav ikke Stata noen rapport om perfekt multikollinearitet, hvilket betyr at også sistnevnte forutsetning er oppfylt.

---

<sup>73</sup> BLUE – Best Linear Unbiased Estimator

## 9.2 Langtidssammenhengen

I dette kapittelet estimeres langtidssammenhengen gitt i ved likning 1 i kapittel 7, med utvalgsdatasettet beskrevet i kapittel 8.2. Resultatet er gitt i tabell 9.2.1.

| Variabel    | Koeffisient | P-verdi |
|-------------|-------------|---------|
| man         | 0.101*      | 0       |
| tirs        | 0.017       | 0.425   |
| ons         | 0.013       | 0.552   |
| tors        | 0.058*      | 0.006   |
| fre         | -0.015      | 0.449   |
| lor         | -0.08*      | 0       |
| son         | -0.123*     | 0       |
| ukenr       | 0.004*      | 0       |
| produktpris | 0.642*      | 0       |
| konstant    | 8.026*      | 0       |

|                      |         |
|----------------------|---------|
| Antall observasjoner | 760     |
| R2                   | 0.4903  |
| R2 justert           | 0.22778 |

Tabell 9.2.1: Estimerer langtidssammenhengen, likning 1 i kapittel 7

\*5%, \*\*10%, \*\*\*15%

Som det fremgår av tabell 9.2.1 eksisterer det et ukemønster ved de utvalgte stasjonene. Det kan imidlertid ikke trekkes en parallell direkte til tidligere norske studier ved sammenlikning av ukemønster fordi denne studien betrakter ukentlige størrelser, mens tidligere norske artikler betrakter daglige data. Ukemønsteret i denne avhandlingen er konsistent med tidligere norske studier som predikerer at pumpeprisen i gjennomsnitt er høyest på mandag, og at pumpeprisen i gjennomsnitt faller over kalenderuken, med unntak av torsdag hvor det i gjennomsnitt er et lite prishopp. Årsaken er at pumpeprisen på mandager drar opp gjennomsnittlig pumpepris mest, mens pumpeprisen på torsdager drar opp gjennomsnittet i mindre grad; og at lørdager og søndager begge trekker ned gjennomsnittet, hvorav søndager trekker mest ned. Tirsdag, onsdag og fredag er ikke signifikant, men deres fortegn er på tilsvarende måte forenlig med tidligere norske studier. Årsaken til at estimatene er insignifikante er at modellen anvender ukentlige størrelser i stedet for daglige størrelser<sup>74</sup>. Estimateret på den lineære tidstrenden, "ukenr", kan være vanskelig å tolke inngående ettersom den beskriver gjennomsnittlig økning i pumpepris per tidsenhet, som er ukenummer. Det fremgår imidlertid av tabellen at det er en signifikant positiv økning i pumpeprisen over tid. Dette kan virke rimelig fordi det i Norge hvert år er positiv inflasjon og lønnsutvikling, og at pumpeprisen bør plukke opp dette. Med relasjon til figur 8.3 kan det se ut som at det er rimelig med en generell økning i pumpepris over 2011.

<sup>74</sup> Daglige størrelser gav et ukemønster med signifikante størrelser på alle ukedagsdummier.



Som nevnt i kapittel 5.3 og kapittel 7.1 bør estimatet på produktpris, i forhold til økonomisk teori og tidligere empiriske undersøkelser, være nærme én. Dersom produktprisen øker med én enhet forventes det at pumpeprisen i gjennomsnitt vil øke med rundt én enhet på lengre sikt. Tidligere studier tenderer til å konkludere med et estimat langt fra én sannsynligvis er skjevt. Dette forsvarer gjerne med en kort utvalgsperiode. Noen artikler som argumenterer for dette er Lewis (2004) og Verlinda (2008). Dersom estimatet er skjevt er det grunn til å korrigere for dette. Det finnes flere korreksjonsmetoder. Lewis (2004) foreslår en svært enkel løsning hvor produktprisen flyttes over på venstre side av langtidsregresjonen, slik at venstresidevariabelen i likningen er differansen mellom pumpepris og produktpris. Det antas dermed et konstant én-til-én-forhold mellom produktpris og pumpepris. For langtids-sammenhengen i denne avhandlingen innebærer dette at likning 4 estimeres i stedet for likning 1 i kapittel 7. Resultatet av estimering av likning 4 er gitt i tabellen under.

| Variabel | Koeffisient | P-verdi |
|----------|-------------|---------|
| man      | 0.083*      | 0.001   |
| tirs     | 0.016       | 0.473   |
| ons      | 0.025       | 0.274   |
| tors     | 0.058*      | 0.009   |
| fre      | -0.014      | 0.485   |
| lor      | -0.077*     | 0       |
| son      | -0.138*     | 0       |
| ukenr    | 0.006*      | 0       |
| konstant | 6.485*      | 0       |

|                      |         |
|----------------------|---------|
| Antall observasjoner | 760     |
| R2                   | 0.3973  |
| R2 justert           | 0.23877 |

Tabell 9.2.2: Estimerer langtidssammenhengen, når produktpris settes lik én med sikkerhet, likning 4 i kapittel 7  
\*5%, \*\*10%, \*\*\*15%

Som det fremgår av tabellen over er kvalitative resultater de samme som ved estimering av likning 1 i kapittel 7, og kvantitative estimerer endres i mindre grad. Lewis (2004) påviser på sitt datasett at justeringshastigheten mot likevekt, både ved et positivt sjokk og et negativt sjokk; samt grad av asymmetri i hver periode; i liten grad er uendret ved en slik korreksjon for estimatet på produktpris. Forskeren presiserer at forskjellen mellom de to estimeringsmetodene i hovedsak er at pumpeprisen tenderer til å konvergere mot én i stedet for det opprinnelig estimat på produktpris, ved et sjokk i produktpris av positiv eller negativ karakter.

### 9.3 Dynamisk spesifisering

Som nevnt i kapittel 7.2 anvendes tostegsmetoden i denne avhandlingen, hvilket betyr at residualene fra langtidssammenhengen settes inn i den dynamiske spesifiseringen. Når dette er gjort er neste steg å finne hvilken lagstruktur som skal benyttes. Som nevnt i kapittel 7.2 gjøres forutsetningen om  $T_1 = T_2$  og  $T_3 = T_4$ ; som betyr at antall lag på positive og negative komponenter av førstedifferansen til produktpris er like lange, og at antall lag på par førstedifferansen pumpepris er like lange. Ved fastsettelse av laglengde har jeg tatt høyde for at det maksimalt kan eksistere 4 lag på par av førstedifferansen til produktpris, og maks 4 lag på par av førstedifferansen til pumpepris. Fordi jeg forutsetter at nulte lag på de to komponentene av førstedifferansen til produktpris må være tilstede i enhver modell eksisterer det 25 ulike modeller<sup>75</sup>. Hver av disse ble estimert i Stata, med en påfølgende kommando som oppgav modellens BIC-verdi. Som nevnt i kapittel 7.2 ønsker jeg ikke at antallet observasjoner som brukes i den enkelte modell skal påvirke modellens BIC-verdi, og derigjennom hvilken modell som velges. Det ble også nevnt at løsningen i denne avhandlingen er å holde antallet observasjoner konstant for alle modeller<sup>76</sup>.

BIC-verdi til hver av de 25 modellene presenteres i tabell 9.3.1, hvor modellene i stigende rekkefølge sorteres etter BIC-verdi, fra mest negativ til mindre negativ<sup>77</sup>. #x# angir lagstrukturen til den enkelte modell, hvor nummeret før og etter x viser til lagnummeret på par av positive og negative komponenter på henholdsvis produktpris og pumpepris. Eksempelvis har modell 0x0 positive og negative komponenter av førstedifferansen på produktpris i periode 0. Fordi positive og negative størrelser på førstedifferansen til pumpepris ikke inkluderes i modellen, som den dynamiske spesifiseringen gitt ved likning 2 i kapittel 7 antyder, så inkluderes disse variablene ikke i modellen 0x0. På tilsvarende måte har modell 4x4 positive og negative komponenter på både førstedifferansen til produktpris og pumpepris opptil fire perioder tilbake i tid.

---

<sup>75</sup>  $5 * 5 = 25$

<sup>76</sup> Dette antallet observasjoner velges ved å først estimere alle modeller uten noen restriksjoner på antallet observasjoner som inngår i den enkelte modell. Deretter finnes det ut hvilken av disse modellene som bruker færrest observasjoner. Til slutt estimeres alle modeller på nytt, igjen uten restriksjoner på antallet observasjoner som inngår i hver modell, og ved påfølgende kommando som oppgir BIC-verdi til den enkelte modell, testes det inn dette antallet observasjoner.

<sup>77</sup> Kommandoene ble generert i Excel, og limt inn i Stata som genererte estimatene. Estimatene ble limt inn i Excel, som luket ut BIC-verdier til den enkelte modell, og sorterte BIC-verdier i stigende rekkefølge.

| Modellnummer | Modell | BIC    | Seriekorrelasjon |
|--------------|--------|--------|------------------|
| 1            | 0x1    | -110.4 | Ja               |
| 2            | 0x0    | -107.9 | Ja               |
| 3            | 0x2    | -107   | Nei              |
| 4            | 1x1    | -103.7 | Ja               |
| 5            | 1x0    | -101.8 | Ja               |
| 6            | 2x2    | -98.1  | Nei              |
| 7            | 1x2    | -97.6  | Nei              |
| 8            | 0x3    | -96.6  | Nei              |
| 9            | 1x3    | -88.7  | Nei              |
| 10           | 2x1    | -86.6  | Ja               |
| 11           | 2x0    | -85.7  | Ja               |
| 12           | 2x3    | -84.5  | Nei              |
| 13           | 3x0    | -79.6  | Ja               |
| 14           | 3x2    | -76.6  | Nei              |
| 15           | 3x1    | -76.2  | Ja               |
| 16           | 3x3    | -72.8  | Nei              |
| 17           | 0x4    | -56.8  | Nei              |
| 18           | 1x4    | -46.3  | Nei              |
| 19           | 4x0    | -44    | Ja               |
| 20           | 4x1    | -38.7  | Ja               |
| 21           | 2x4    | -38.2  | Nei              |
| 22           | 4x2    | -34.3  | Nei              |
| 23           | 4x3    | -29.3  | Nei              |
| 24           | 3x4    | -26.6  | Nei              |
| 25           | 4x4    | -19.4  | Nei              |

Tabell 9.3.1: BIC-verdi for modeller med ulike lagstruktur, sortert i stigende rekkefølge etter BIC-verdi

Som det fremgår av tabell 9.3.1 foreslår BIC at modell 0x1 bør velges, ettersom den har lavest BIC-verdi. Det kan argumenteres for at det burde tas høyde for flere par av lag på førstedifferansen til produktpris og par av lag på førstedifferansen til pumpepris ved utarbeidelse av en tabell for BIC-verdi til den enkelte modell. Det at BIC i tabell 9.3.1 typisk foreslår at de minste modellene, modellene med få lag på paret av førstedifferanser av de to slagene, er å foretrekke fremfor de større, taler imidlertid mot at dette vil være hensiktsmessig. Det kan nevnes at det ble tatt høyde for at 8x8 og 12x12 var maksimal størrelse på lagstrukturen, hvilket gir henholdsvis 81 og 169 ulike modeller, men at dette i ubetydelig grad endret rekkefølgen til foreslåtte modeller.

For hver av modellene i tabell 9.3.1 har jeg testet for seriekorrelasjon av første og andre orden, de vanligste formene for seriekorrelasjon, og 5% signifikansnivå er brukt i testene. Fordi foreliggende datasett er ubalansert har jeg valgt en testkommando i Stata for seriekorrelasjon som tillater dette. Som det fremgår av tabell 9.3.1 kan ikke seriekorrelasjon

forkastes for de to modellene med lavest BIC-verdi, 0x1 og 0x0. Som forklart i kapittel 9.1 fører dette til at estimatene ikke lenger er BLUE, og standard inferens ikke er gyldig. Som nevnt er imidlertid estimatene forventningsrette. Dette taler for at verken 0x1 eller 0x0 bør presenteres som den "korrekte" modellen i følge BIC. Som nevnt i kapittel 7.2 er en mulig løsning for å lempe på seriekorrelasjon, inkludering av lag på paret av førstedifferansen til pumpepris. Tabell 9.3.1 vitner om at dette er en effektiv måte å fjerne seriekorrelasjonen på, i den forstand at det typisk er modellene med få lag på par av førstedifferansen til pumpepris som har seriekorrelasjon. En løsning er derfor å presentere modell 0x2 som den "korrekte" modellen i følge BIC.

I tabell 9.3.2 presenteres estimater for modell 0x2, når produktpris er satt lik én med sikkerhet. Tabell 9.3.3 angir positive og negative CRF-er beregnet med utgangspunkt i tallene fra tabell 9.3.2. Dersom produktprisen stiger med én enhet øker pumpeprisen med 0,44 enheter i gjennomsnitt i samme uke, og denne endringen er signifikant forskjellig fra null<sup>78</sup>. Dersom produktprisen i stedet faller med én enhet, så endres pumpeprisen i gjennomsnitt minimalt i respektiv periode, og denne endringen er ikke signifikant forskjellig fra null. Fordi respektiv differanse på 0,46 er signifikant forskjellig fra null eksisterer raketter og fjær i uke 0<sup>79</sup>. Uken etter et sjokk i produktprisen er 0,63 enheter og 0,39 enheter av sjokket absorbert i pumpeprisen, når sjokket er av henholdsvis positiv karakter og av negativ karakter. Begge justeringer beregnes ved hjelp av positive og negative CRF-er beskrevet i kapittel 7.3. Begge justeringer er signifikant forskjellig fra null. Respektiv differanse er signifikant forskjellig fra null, og av den grunn eksisterer raketter og fjær også uken etter et sjokk. På tilsvarende måte beregnes positive og negative CRF-er samt differansen mellom respektive CRF-er, for påfølgende perioder. Med referanse til figur 8.3 er det kanskje ikke noen overraskelse at raketter og fjær identifiseres i det norske bensinmarkedet.

---

<sup>78</sup>  $0,46 - 0,02 = 0,44$

<sup>79</sup>  $0,44 - (-0,02) = 0,46$

| Variabel                     | Koeffisient | P-verdi |
|------------------------------|-------------|---------|
| prodprisdiffo                | -0.02       | 0.883   |
| prodprisdiffo <sub>pos</sub> | 0.46*       | 0.004   |
| prisdiffo1                   | -0.31*      | 0       |
| prisdiffo2                   | -0.25*      | 0       |
| prisdiffo1 <sub>pos</sub>    | 0.08        | 0.262   |
| prisdiffo2 <sub>pos</sub>    | 0.11***     | 0.122   |
| resmin1                      | -0.39*      | 0       |
| resmin1 <sub>pos</sub>       | -0.13***    | 0.117   |

|                      |        |
|----------------------|--------|
| Antall observasjoner | 603    |
| R2                   | 0.3928 |
| R2 justert           | 0.3719 |

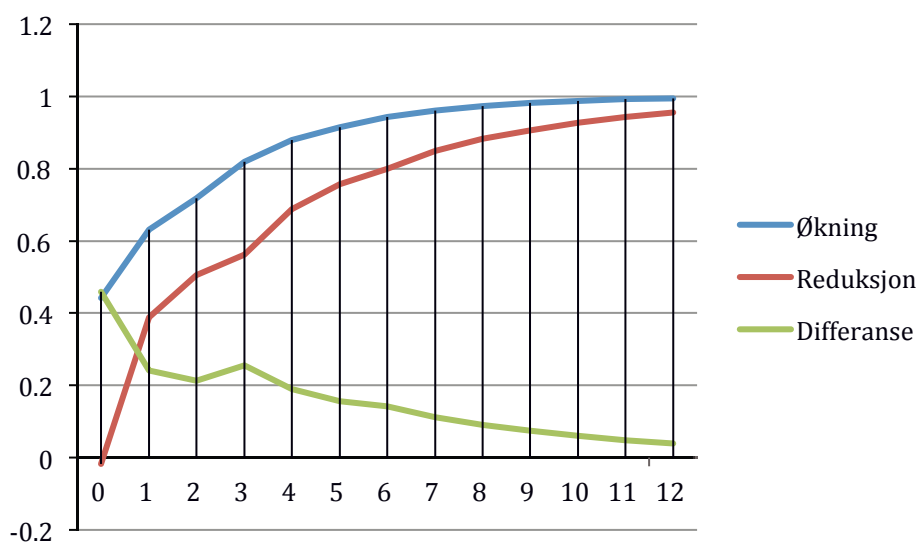
Tabell 9.3.2: Resultater dynamisk spesifisering, for modell 0x2

\*5%, \*\*10%, \*\*\*15%

| Uke | Økning | Reduksjon | Differanse | P-verdi differanse |
|-----|--------|-----------|------------|--------------------|
| 0   | 0.44*  | -0.02     | 0.46*      | 0.004              |
| 1   | 0.63*  | 0.39*     | 0.24*      | 0.005              |
| 2   | 0.72*  | 0.51*     | 0.21*      | 0.006              |
| 3   | 0.82*  | 0.56*     | 0.26*      | 0.001              |
| 4   | 0.88*  | 0.69*     | 0.19*      | 0.008              |
| 5   | 0.91*  | 0.76*     | 0.16*      | 0.015              |
| 6   | 0.94*  | 0.8*      | 0.14*      | 0.013              |
| 7   | 0.96*  | 0.85*     | 0.11*      | 0.027              |
| 8   | 0.97*  | 0.88*     | 0.09*      | 0.041              |
| 9   | 0.98*  | 0.91*     | 0.08**     | 0.06               |
| 10  | 0.99*  | 0.93*     | 0.06**     | 0.07               |
| 11  | 0.99*  | 0.94*     | 0.05**     | 0.091              |
| 12  | 0.99*  | 0.96*     | 0.04***    | 0.11               |

Tabell 9.3.3: Resultater CRF-er for modell 0x2; for økning og reduksjon i produktpris, samt respektive differanser

\*5%, \*\*10%, \*\*\*15%



Figur 9.3: Ukentlig utvikling i pumpepris ved et initilt positivt og negativt sjokk i produktpris, samt respektive differanser

Tabell 9.3.3 forteller altså at det er signifikant asymmetri på 5% inntil uke åtte, signifikant asymmetri på 10% i uke ni til elleve, og signifikant asymmetri på 15% i uke tolv. Justerings-hastigheten ved et negativt sjokk er signifikant tregere enn ved et positivt sjokk, på 11,7% signifikansnivå. Dette betyr at en mindre andel av ulikevekten utliknes i gjennomsnitt hver periode ved et negativt sjokk. Selv om signifikansnivået på 11,7% er høyere enn 5%, som er signifikansnivået vanligvis brukt i empiriske tester, så støtter dette dels oppunder hypotesen om raketter og fjær. Nesten hele sjokket er plukket opp i pumpeprisen i uke fem dersom sjokket er positivt, mens det tar lenger tid, ni uker, før et negativt sjokk er absorbert i pumpeprisen i like stor grad.

I kapittel 9.5 som omhandler robusthetstester argumenteres det for at lengden på asymmetrien samt graden av asymmetri i hver periode kan være overvurdert. Til tross for dette argumenterer kapittel 9.5 for betydelig asymmetri i det norske bensinmarkedet.

I Stata brukes kommandoen "nlcom" for å beregne p-verdier til estimatene for CRF-er samt p-verdier for differansen mellom respektive CRF-er. Kommandoen beregner standardavvik ved hjelp av deltametoden, hvilket er konsistent med tidligere litteratur rundt raketter og fjær. I motsetning til kommandoen "testnl" som er en standard testkommando ved ikke-lineære kombinasjoner av estimater, beregner "nlcom" i tillegg til p-verdi forventningsverdi, standardavvik, samt øvre og nedre konfidensintervaller. Av den grunn ble "nlcom" brukt i stedet for "testnl". Alle koeffisienter som ikke inngår i den aktuelle dynamiske spesifiseringen settes lik 0 i de positive og negative CRF-ene gitt i kapittel 7.3<sup>80</sup>. Eksempelvis; ved beregning av modell 0x2 inngår kun koeffisientene i tabell 9.3.2 i CRF-ene, og alle øvrige koeffisienter i CRF-ene settes lik null. Unntaket er selvfølgelig koeffisienten for produktpris som settes lik konstanten én, som forklart i kapittel 7.3.

---

<sup>80</sup> Takker Riemer P. Faber, postdoktor ved Netherlands Bureau for Economic Policy Analysis, for opplysningen.

## 9.4 Sammenlikning av resultater med tidligere studier

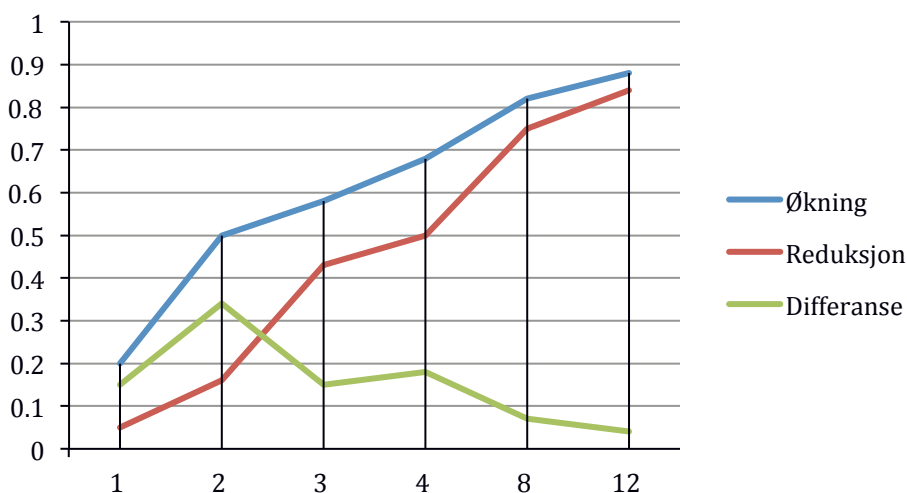
Dette kapittelet samstiller lagstrukturen til den valgte modellen i denne avhandlingen, 0x2, med lagstrukturen i tidligere litteratur. Neste bolk av kapittelet sammenlikner resultatene i denne avhandlingen med resultatene i tidligere litteratur.

Størrelsen på lagstrukturen i denne avhandlingen samstilles i hovedsak med lagstrukturen til Johnson (2002). Årsaken er at dataene i Johnsons studie også er på ukentlig frekvens; samt at hans dynamiske modell er identisk med min dynamiske modell, i den forstand at residualet deles opp i en positiv og en negativ komponent. Johnson studerer 15 ulike bensinmarkeder i USA. Forskeren inkluderer fire til fem lag på førstedifferansen til par av produktpris, og to lag på parene av førstedifferanser til pumpeprisen. Antall lag på førstedifferansen til par av produktpris som foreslås av BIC i denne avhandlingen er altså langt lavere. En mulig årsak til dette er at Johnson studerer en tidsserie, hvor en indeks på pumpeprisen representerer pumpeprisnivået i det enkelte marked. Det er grunn til å tro at paneldata som betraktes i denne oppgaven har langt større variasjon. Mer spesifikt er det grunn til å tro at det er forskjeller mellom stasjonene med hensyn til hvorvidt de priser asymmetrisk. Dette kan forklares med modellene i kapittel 6; implisitt samarbeid, herunder markedsrett; og søkekostnader til bensinkunder. Eksempelvis kan det tenkes at stasjoner med nære konkurrenter har mindre markedsrett og at deres kunder står overfor lavere søkekostnader, hvilket taler for mindre asymmetri for slike stasjoner. Faber (2011) estimerer på tilsvarende måte som i denne avhandlingen en dynamisk modell hvor positiv og negativ komponent av residualet inngår. Forskeren studerer asymmetri separat for den enkelte stasjon i sitt utvalg, og anvender ulik lagstruktur for hver stasjon. Dette taler for at det å inkludere samme lagstruktur for samtlige stasjoner i utvalget ikke er helt korrekt.

Dette avsnittet sammenlikner mine resultater vedrørende raketter og fjær, med resultater fra tidligere studier. Av samme grunn som nevnt over kan det være relevant å samstille mine resultater med resultatene fra Johnson (2002). Johnson beregner for alle de 15 bensinmarkedene gjennomsnittlig positiv og negativ CRF inntil tolvte uke etter et sjokk i produktprisen, samt respektive differanser. Resultatet er gitt i tabell 9.4.1 og illustrert i figur 9.4.1. Det at resultatene består av såpass mange bensinmarkeder taler for at det er et ekstra godt materiale for sammenlikning. I motsetning til min fremstilling av raketter og fjær inngår ikke uke null i Johnsons fremstilling.

| Uke | Økning | Reduksjon | Differanse |
|-----|--------|-----------|------------|
| 1   | 0.2    | 0.05      | 0.15       |
| 2   | 0.5    | 0.16      | 0.34       |
| 3   | 0.58   | 0.43      | 0.15       |
| 4   | 0.68   | 0.5       | 0.18       |
| 8   | 0.82   | 0.75      | 0.07       |
| 12  | 0.88   | 0.84      | 0.04       |

Tabell 9.4.1: Resultater CRF-er i Johnson (2002): Alle størrelser representerer gjennomsnitt for 15 bensinmarkeder



Figur 9.4.1: Resultater fra Johnson (2002): Ukentlig Utvikling i produktpris ved et initielt positivt og negativt sjokk i produktpris, samt respektive differanser

Alle størrelser representerer gjennomsnitt for 15 bensinmarkeder

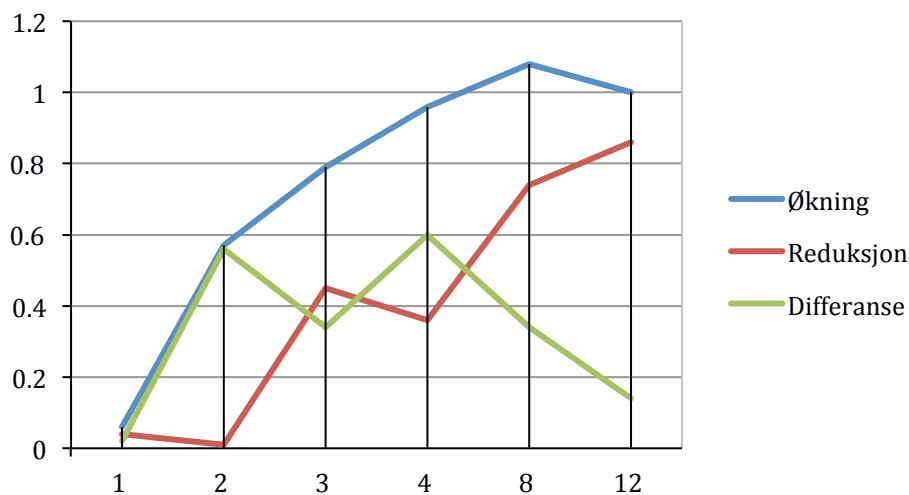
Det kan sees at modell 0x2 predikerer raskere justering mot likevekt, både når produktprissjokket er positivt og når det er negativt, enn det som er tilfelle i Johnsons artikkel. Modell 0x2 predikerer at ved et positivt sjokk så er mesteparten av justeringen absorbert i pumpeprisen allerede i uke fem og uke ni; ved henholdsvis en økning i produktprisen, og ved en reduksjon i produktprisen. Johnsons resultater tilsier at en tilsvarende absorpsjon tar minst 12 uker. En annen forskjell er at modell 0x2 predikerer en langt større størrelse på asymmetri i hver periode. Modell 0x2 fremviser asymmetri i de tre første periodene på henholdsvis 0.46, 0.24 og 0.21. Den største graden av asymmetri i Johnsons prediksjoner er 0.34, og finner sted i uke 2.

Det er imidlertid viktig å merke seg at det er store forskjeller mellom markedene i Johnsons undersøkelse med hensyn til absorpsjonshastigheter samt grad av asymmetri i hver periode. Tabell 9.4.2 og tilhørende figur 9.4.2 presenterer et utvalgt bensinmarked i Johnson (2002) som likner mer på det norske bensinmarkedet presentert ved modell 0x2.



| Uke | Økning | Reduksjon | Differanse |
|-----|--------|-----------|------------|
| 1   | 0.06   | 0.04      | 0.02       |
| 2   | 0.57   | 0.01      | 0.56       |
| 3   | 0.79   | 0.45      | 0.34       |
| 4   | 0.96   | 0.36      | 0.6        |
| 8   | 1.08   | 0.74      | 0.34       |
| 12  | 1      | 0.86      | 0.14       |

Tabell 9.4.2: Resultater CRF-er for ett utvalg bensinmarked i Johnson (2002)



Figur 9.4.2: Resultater fra ett utvalgt bensinmarked i Johnson (2002)

Ukentlig utvikling i produktpris ved et initielt positivt og negativt sjokk i produktpris, samt respektive differanser

Oppsummert er absorpsjonshastigheten ved positive og negative produktprissjokk kortere, og asymmetrien sterkere, enn ved de 15 markedene i Johnson (2002). Men ettersom det stor variasjon mellom hver enkelt marked i Johnsons artikkel, så trenger ikke det norske bensinmarkedet representert ved modell 0x2 stille i en egen klasse med hensyn til de to aspektene.

Det er imidlertid en svært kort lagstruktur i modell 0x2 sammenliknet med andre studier, hvilket taler for at det kan være interessant å se hva som skjer når lagstrukturen endres. Det kan dessuten være interessant å undersøke hvorvidt resultatet er sensitivt overfor endringer i lagstruktur. Neste kapittel undersøker nettopp dette.

## 9.5 Robusthetstester

Dette kapittelet undersøker hva som skjer når lagstrukturen i modellen endres i forhold til  $0 \times 2$ . Hver av modellene i tabell 9.3.1 estimeres, igjen med restriksjonen om at produktpris settes lik én, hvilket er konsistent med at likning 4 i kapittel 7 estimeres i steg én. Resultatene er gitt tabell 9.5. For enkelhets skyld inngår kun differansen mellom positiv og negativ CRF i hver periode i tabellene, hvilket per definisjon avgjør hvorvidt raketter og fjær er tilfelle i den enkelte periode. Røde kolonner representerer modeller hvor seriekorrelasjon, av første eller andre orden, ikke kan forkastes på 5% signifikansnivå. Med andre ord representerer røde kolonner modeller med seriekorrelasjon, og svarte kolonner modeller uten seriekorrelasjon. Som nevnt i kapittel 9.1 innebærer seriekorrelasjon kun at signifikansnivåer ikke er gyldige og at estimatene ikke er BLUE. Estimerer er fortsatt forventningsrette.

I vedlegget presenteres tilleggsinformasjon for de syv første modellene og de fem siste modellen i tabell 9.3.1. Årsaken til at akkurat disse modellene ble plukket ut er at de første modellene og de siste modellene representerer modeller som i følge BIC henholdsvis best og dårligst kan forklare mønsteret i pumpepris med hensyn til raketter og fjær<sup>81, 82</sup>.

I vedlegget fremgår det at justeringshastigheten for reduksjon og økning, henholdsvis  $resmin1$  og  $(resmin1 + resmin1pos)$  er negativ for alle modeller, hvilket som forklart tidligere er et krav for stabilitet. Dette impliserer at  $resmin1 > (resmin1 + resmin1pos)$ , hvilket betyr at justeringshastigheten mot ny likevekt er tregere dersom produktprissjokket er negativt enn dersom det er positivt<sup>83</sup>. Disse to funnene gjelder også for øvrige modeller i tabell 9.5, og de gir empirisk støtte til hypotesen om raketter og fjær. Fordi p-verdi er lik null til  $resmin1$  for samtlige modeller i vedlegget, så er signifikansnivået til at justeringshastigheten er tregere ved et negativt sjokk lik p-verdien til  $resmin1pos$ . Som det fremgår av vedlegget er justeringshastigheten signifikant tregere ved et negativt sjokk på mellom 5% og 15% for samtlige modeller, med unntak av modell  $4 \times 2$  med signifikansnivå 21,7%<sup>84</sup>.

---

<sup>81</sup> Samtlige kommandoer ble generert i Excel. For hver modell ble respektive kommandoer klippet ut fra Excel og limt inn i Stata. Estimatene fra Stata ble limt inn i en ferdig mal i Excel, som genererte bildet som kan sees for hver modell i vedlegg 3.

<sup>82</sup> Årsaken til at det rapporteres flere av de "beste" modellene enn av de "dårligste" modellene er at hele fire av fem "beste" modeller er rammet av seriekorrelasjon.

<sup>83</sup>  $resmin1$  er mindre negativ

<sup>84</sup> Formelt testes det i Stata om  $resmin1 - (resmin1 + resmin1pos) = 0$

| Uke | 0x1     | 0x0     | 0x2     | 1x1     | 1x0     | 2x2      | 1x2     | 0x3     | 1x3     | 2x1   | 2x0     | 2x3    | 3x0   |
|-----|---------|---------|---------|---------|---------|----------|---------|---------|---------|-------|---------|--------|-------|
| 0   | 0.47*   | 0.51*   | 0.46*   | 0.47*   | 0.5*    | 0.59*    | 0.37**  | 0.44*   | 0.34*** | 0.6*  | 0.59*   | 0.56*  | 0.39  |
| 1   | 0.29*   | 0.28*   | 0.24*   | 0.35*** | 0.33**  | 0.67*    | 0.4*    | 0.23*   | 0.42*   | 0.75* | 0.79*   | 0.64*  | 0.64* |
| 2   | 0.26*   | 0.14*   | 0.21*   | 0.28*   | 0.2*    | -0.29*** | 0.24*   | 0.19*   | 0.22*   | -0.28 | -0.36** | -0.25  | -0.26 |
| 3   | 0.18*   | 0.06**  | 0.26*   | 0.19*   | 0.09*   | 0.18*    | 0.24*   | 0.16*   | 0.16*   | 0.1   | -0.07   | 0.1    | -0.04 |
| 4   | 0.13*   | 0.03*** | 0.19*   | 0.13*   | 0.04**  | 0.21*    | 0.21*   | 0.13*** | 0.16*   | 0.02  | -0.01   | 0.16** | 0.03  |
| 5   | 0.09*   | 0.01    | 0.16*   | 0.08*   | 0.02*** | 0.04     | 0.16*   | 0.12**  | 0.12*** | 0.04  | 0       | 0.06   | 0.02  |
| 6   | 0.06**  | 0.01    | 0.14*   | 0.05**  | 0.01    | 0.09**   | 0.13*   | 0.1***  | 0.09*** | 0.02  | 0       | 0.05   | 0.01  |
| 7   | 0.04*** | 0       | 0.11*   | 0.03*** | 0       | 0.09**   | 0.11*   | 0.08    | 0.07    | 0.02  | 0       | 0.05   | 0     |
| 8   | 0.03    | 0       | 0.09*   | 0.02    | 0       | 0.06     | 0.08*   | 0.07    | 0.05    | 0.01  | 0       | 0.04   | 0     |
| 9   | 0.02    | 0       | 0.08**  | 0.01    | 0       | 0.05***  | 0.07**  | 0.06    | 0.04    | 0.01  | 0       | 0.04   | 0     |
| 10  | 0.01    | 0       | 0.06**  | 0.01    | 0       | 0.05***  | 0.05**  | 0.04    | 0.03    | 0.01  | 0       | 0.03   | 0     |
| 11  | 0.01    | 0       | 0.05**  | 0       | 0       | 0.03     | 0.04*** | 0.04    | 0.03    | 0     | 0       | 0.02   | 0     |
| 12  | 0       | 0       | 0.04*** | 0       | 0       | 0.03     | 0.03*** | 0.03    | 0.02    | 0     | 0       | 0.02   | 0     |

| Uke | 3x2     | 3x1    | 3x3     | 0x4     | 1x4     | 4x0      | 4x1    | 2x4     | 4x2      | 4x3      | 3x4    | 4x4     |
|-----|---------|--------|---------|---------|---------|----------|--------|---------|----------|----------|--------|---------|
| 0   | 0.47**  | 0.47** | 0.61*   | 0.41*   | 0.41**  | 0.64*    | 0.71*  | 0.57*   | 0.77*    | 0.77*    | 0.65*  | 0.75*   |
| 1   | 0.66*   | 0.67*  | 0.66*   | 0.23*   | 0.28    | 0.84*    | 0.82*  | 0.46**  | 0.82*    | 0.82*    | 0.48** | 0.77*   |
| 2   | -0.21   | -0.19  | -0.19   | 0.18*   | 0.2*    | -0.1     | -0.03  | -0.15   | 0        | 0        | -0.08  | 0.02    |
| 3   | 0.05    | 0.03   | 0       | 0.13**  | 0.14**  | 0.17     | 0.21   | 0.09    | 0.21     | 0.21     | -0.04  | 0.22    |
| 4   | 0.14*** | 0.02   | 0.14*** | 0.14*** | 0.16**  | -0.64*   | -0.54* | 0.15*** | -0.42*** | -0.42*** | 0.13   | -0.4*** |
| 5   | 0.04    | 0.05   | 0.05    | 0.17*   | 0.14**  | -0.14*** | -0.07  | 0.12    | 0.01     | 0.01     | 0.11   | 0.05    |
| 6   | 0.05    | 0.03   | 0.05    | 0.12**  | 0.13**  | -0.03    | -0.04  | 0.11    | 0.03     | 0.03     | 0.11   | 0.09    |
| 7   | 0.05    | 0.02   | 0.04    | 0.09*** | 0.09*** | -0.01    | -0.01  | 0.06    | 0.01     | 0.01     | 0.04   | 0.03    |
| 8   | 0.03    | 0.01   | 0.03    | 0.09*** | 0.08*** | 0        | 0      | 0.07    | -0.04    | -0.04    | 0.06   | -0.01   |
| 9   | 0.03    | 0.01   | 0.03    | 0.08*** | 0.07*** | 0        | 0      | 0.07*** | 0        | 0        | 0.06   | 0.03    |
| 10  | 0.02    | 0      | 0.02    | 0.07*** | 0.06    | 0        | 0      | 0.04    | 0        | 0        | 0.04   | 0.03    |
| 11  | 0.02    | 0      | 0.02    | 0.05    | 0.04    | 0        | 0      | 0.04    | 0.01     | 0.01     | 0.03   | 0.03    |
| 12  | 0.01    | 0      | 0.02    | 0.04    | 0.04    | 0        | 0      | 0.04    | 0        | 0        | 0.03   | 0.01    |

Tabell 9.5: Mål på raketter og fjær for ulike modeller: Differansen mellom positiv og negativ CRF i respektive perioder

Estimatet på produktpris er satt lik én med sikkerhet, hvilket betyr at likning 4 i kapittel 7 ble estimert i steg én

Kun for svarte kolonner kan seriekorrelasjon av første orden og andre orden forkastes på 5%

\*5%, \*\*10%, \*\*\*15%

Dette avsnittet drøfter usikkerheten til estimater i hver modell, og argumenterer for at dette kan være årsaken til at BIC foreslår en kortere lagstruktur enn lagstrukturen i tidligere studier. Av modellene i vedlegget fremgår det at den kumulative endringen i pumpepris ved et negativt sjokk i produktprisen ikke er signifikant forskjellig fra null i uke 0 for enkelte modeller, og at dette gjelder for uke 0 og uke 1 for andre modeller. Den kumulative endringen i pumpepris ved et positivt sjokk i produktprisen derimot er positiv i alle perioder, for alle modeller. En mulig forklaring er at datasettet i denne avhandlingen er på panelform. Det er grunn til å tro at stasjoner priser asymmetrisk i ulik grad, hvilket det finnes teoretisk og empirisk belegg for. Det er altså grunn til å tro at et paneldatasett av den grunn har større variasjon med hensyn til asymmetri; enn et tidsseriedatasett, som samtlige artiklene i mitt repertoar anvender. Dette kan være årsaken til BIC foreslår langt kortere lagstruktur enn det tidligere litteratur tilsier.

Som det fremgår av tabell 9.5 er resultatene svært sensitive med hensyn til endring i lagstrukturen. Selv ved små endringer i lagstrukturen er det større endringer lengden på asymmetri, graden av asymmetri i hver periode, og signifikansnivået på asymmetri i den enkelte periode. Modeller med kort lagstruktur har typisk lengre asymmetri, større grad av asymmetri i hver periode, samt lavt signifikansnivå på asymmetri hver enkelt periode. En mulig årsak til dette drøftes i den resterende delen av dette avsnittet. Tidligere studier, deriblant Johnson (2002) som har inkludert en langt mer omfattende lagstruktur enn  $0 \times 2$ , påviser større asymmetri de første periodene etter et produktprissjokk. Om en kort lagstruktur, eksempelvis  $0 \times 2$ , anvendes beregnes lengden på asymmetri samt graden av asymmetri hver periode, ut fra en lagstruktur hvor grad av asymmetri typisk er størst. I så fall kan lengden på asymmetrien og graden av asymmetri hver enkelt periode overvurderes ved kort lagstruktur. Det fremgår imidlertid i tabell 9.5 og i vedlegget at en betydelig lengde på asymmetri og en betydelig grad av asymmetri i flere perioder identifiseres for samtlige modeller; og selv om signifikansnivået til grad av asymmetri hver enkelt periode er svært høy for enkelte modeller, så taler dens forventningsverdi for asymmetri. Kort oppsummert er det for samtlige modeller en tydelig tendens til raketter og fjær.

For enkelte modeller er det negativ asymmetri enkelte perioder. Av vedlegget kommer det frem at det er fordi CRF-en for økninger faller i akkurat denne perioden, mens CRF-en for reduksjoner stiger brått i respektiv periode for så å falle i påfølgende perioder. Det kan altså se ut som at det gjøres et innhugg for å absorbere negative sjokk i produktprisen, og at dette ikke blir fulgt opp i påfølgende perioder. Hvorfor det motsatte gjøres ved et positivt sjokk, og at dette gjøres i samme periode er imidlertid vanskeligere å tolke. Selv om negativ asymmetri er tilfelle for enkelte av modellene er dette på langt nær ikke nok til å utlikne den positive asymmetrien i øvrige perioder.

Det at estimatene er såpass lite robuste overfor endringer i lagstrukturen taler for at oljeselskapene ikke er perfekt samordnet om raketter og fjær, i den forstand at hver stasjon har samme lengde på asymmetrien og samme grad av asymmetri i hver periode. Implisitt samarbeid kan likevel ikke utelukkes som en potensiell forklaring på fenomenet.

Som tidligere nevnt består datasettet i denne avhandlingen av et utvalg av stasjoner i Oslo. Det er ingen grunn til å tro at raketter og fjær ikke skulle gjelde for stasjoner utenfor Oslo. Enkelte argumenter taler for at raketter og fjær bør være av større omfang for stasjoner utenfor Oslo. Større avstander mellom stasjoner taler for høyere søkekostnader og større markedsmakt, og begge argumenter taler for mer omfattende asymmetri.

Det er ikke markedet som helhet som generer asymmetri, men hver enkelt stasjon. Dermed vil det ikke være helt korrekt å undersøke fenomenet på paneldataform. Det kan likevel argumenteres for at paneldataform kan være relevant for å identifisere raketter og fjær fordi den kan undersøke hvorvidt fenomenet karakteriserer markedet som helhet.

Avslutningsvis kan det nevnes at det mest skadelige for bensinkunders velferd ikke nødvendigvis er at oljeselskapene tjener mer i perioder produktprisen faller, men om de har gjennomgående høy profitt<sup>85</sup>.

---

<sup>85</sup> Kommentaren er lånt fra Bacon (2010)

## 10 Konklusjon

Denne masteravhandlingen studerer et utvalg av stasjoner i Oslo, hvor stasjonenes kjedetilhørighet er representativt på landsbasis. Det er tydelig at raketter og fjær er til stede i det norske bensinmarkedet; pumpeprisen stiger raskt som en rakett når spotprisen på blyfri 95 bensin målt i norske kroner øker, og faller tregt som en fjær når den reduseres. Fordi denne oppgaven studerer et paneldatasett kan det være vanskelig å kvantifisere dette mønsteret eksakt. Hva som driver mønsteret er ikke empirisk avdekket i denne avhandlingen, men to potensielle kandidater kan med rimelig sikkerhet utelukkes; begrenset lagerkapasitet og treghet i overføringen mellom de aktuelle leddene i verdikjeden, og menykostnader. To kandidater kan ikke utelukkes; asymmetrisk søkeatferd til bensinkunder; og implisitt samarbeid, herunder samarbeidspris og oligopolistisk koordinering, og markedsmakt. Hvilke av disse kandidatene som driver mønsteret avdekkes ikke i denne oppgaven.

Det demonstreres ikke i denne oppgaven om raketter og fjær medfører et større velferdstap for bensinkunder. Hvis dette er tilfelle taler det for at markedsregulerende tiltak bør iverksettes for å lempe på de negative virkningene mønsteret har på bensinkunder. Dersom en policy skal være virkningsfull på kundenes velferd trengs en policy som er rettet mot å lempe på de spesifikke mekanismene som driver raketter og fjær. Dersom søkekostnader er en bidragsgivende årsak er et botemiddel mer tilgjengelig prisinformasjon for bensinkunder. Noen eksempler er publisering av produktpriser eller økt publisering av pumpepriser. Hvis en form for implisitt samarbeid er medforklarende er en aktuell policy tiltak som gjør det implisitte samarbeidet vanskeligere å opprettholde. Noen eksempler er tiltak som gjør etablering av nye oljeselskaper så attraktivt som mulig, eller forbud mot publisering av nasjonale veiledende pumpepriser.

Et forslag til videre forskning er å finne ut om raketter og fjær påfører bensinkunder et større velferdstap. I så fall bør markedsregulerende tiltak iverksettes. Hvis årsaken til raketter og fjær avdekkes er det enklere å finne en skreddersydd policy for å lempe på raketter og fjær, og derigjennom lempe på de negative effektene dette måtte ha på bensinkundene. En mulig løsning på disse to spørsmålene er å undersøke raketter og fjær på stasjonsnivå.

# 11 Appendiks

## 11.1 Deltametoden

Kort sagt er deltametoden et verktøy for å beregne en størrelsesorden på variansen til en ikke-lineær kombinasjon av parametre. Det som følger er en kort oppsummering av Rice (1995) side 149-154, samt Stata (2005).

I stedet for å estimere variansen til den ikke-lineære kombinasjonen, lineæriseres funksjonen før dens varians beregnes. Prinsippet kan illustreres ved følgende stiliserte eksempel. Størrelsen  $Y$  avhenger av variabelen  $x$ :

$$Y = g(x)$$

Funksjonen kan lineæriseres ved å gjøre en Taylor-approksimering av  $n$ -te orden rundt forventningsverdien til  $x$ ,  $\mu_x$ . Approksimering av første orden gir:

$$Y \approx g(x) = g(\mu_x) + (x - \mu_x) * \frac{\delta\mu_x}{\delta x}$$

Deretter beregnes variansen til denne tilnærmingen:

$$\sigma[g(x)] \approx \sigma_x^2 * \left[ \frac{\delta\mu_x}{\delta x} \right]^2, \quad \sigma_x^2 \equiv \sigma(\mu_x)$$

En mer presis størrelsesorden på variansen til  $Y$  kan oppnås ved en Taylor-approksimering av høyere orden enn én, for deretter å beregne approksimeringens varians. Også i dette tilfellet gjøres det en lineærisering av  $Y$ . Forskjellen er at det i tillegg inkluderes  $x$ -deriverte av høyere orden enn én. Approksimeringen  $\sigma[g(x)]$  er nøyaktig dersom  $Y$  er en presis tilnærming til  $g(x)$ . Dette følger fra Chebyshevs teorem.

Deltametoden kan generaliseres slik at den er gjeldende for tilfellet med vektorer og mer enn én variabel:

$$\sigma[g(x)] \approx \left[ \frac{\delta\mu_x}{\delta x} \right] * \sigma_x^2 * \left[ \frac{\delta\mu_x}{\delta x} \right]^T$$

[.] er en matrise med førstederiverte, og [.]<sup>T</sup> er dens transponerte motstykke.  $\sigma_x^2$  representerer varians-kovarians-matrisen mellom variabelen x og de øvrige forklaringsvariablene i den ikke-lineære kombinasjonen av parametre.

Ytterligere presisjonsforklaring og bakenforliggende utledning er nokså komplekst og langtekkelig. De gir dessuten mindre økonomisk innsikt. Av den grunn velger jeg å herved runde av innføringen i deltametoden.



## 12 Vedlegg: Detaljerte robusthetstester

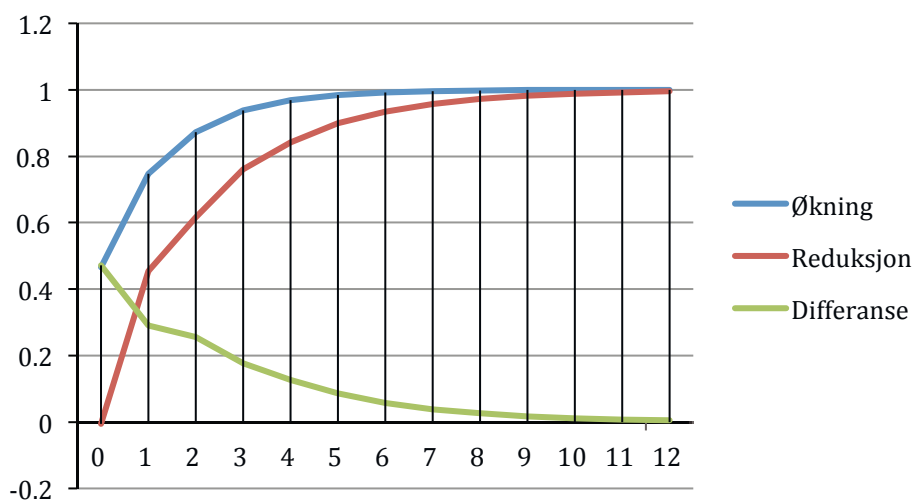
Samme notasjon som tidligere i denne oppgaven brukes for signifikansnivåer; \*, \*\*, og \*\*\* hentyder til henholdsvis 5%, 10% og 15% signifikansnivå. Utvikling i pumpepris ved et initielt produktprissjokk av positiv og negativ karakter samt respektive differanser måles fortsatt i antall uker. "Ja" og "Nei" i raden "AR(1) og/eller AR(2)" indikerer at den enkelte modell henholdsvis har og ikke har seriekorrelasjon av første orden og/eller andre orden. 5% signifikansnivå ble brukt i testen for seriekorrelasjon.

### 12.1 Modell 1: 0x1

| Variabel        | Koeffisient | P-verdi |
|-----------------|-------------|---------|
| prodprisdif0    | -0.01       | 0.959   |
| prodprisdif0pos | 0.47*       | 0.002   |
| prisdif1        | -0.19*      | 0       |
| prisdif1pos     | 0.06        | 0.401   |
| resmin1         | -0.46*      | 0       |
| resmin1pos      | -0.18*      | 0.019   |

|                      |        |
|----------------------|--------|
| Antall observasjoner | 603    |
| R2                   | 0.3928 |
| R2 justert           | 0.3719 |
| AR(1) og/eller AR(2) | Ja     |

| Uke | Økning | Reduksjon | Differanse |
|-----|--------|-----------|------------|
| 0   | 0.47*  | -0.01     | 0.47*      |
| 1   | 0.75*  | 0.46*     | 0.29*      |
| 2   | 0.87*  | 0.62*     | 0.26*      |
| 3   | 0.94*  | 0.76*     | 0.18*      |
| 4   | 0.97*  | 0.84*     | 0.13*      |
| 5   | 0.98*  | 0.9*      | 0.09*      |
| 6   | 0.99*  | 0.93*     | 0.06**     |
| 7   | 1*     | 0.96*     | 0.04***    |
| 8   | 1*     | 0.97*     | 0.03       |
| 9   | 1*     | 0.98*     | 0.02       |
| 10  | 1*     | 0.99*     | 0.01       |
| 11  | 1*     | 0.99*     | 0.01       |
| 12  | 1*     | 1*        | 0          |

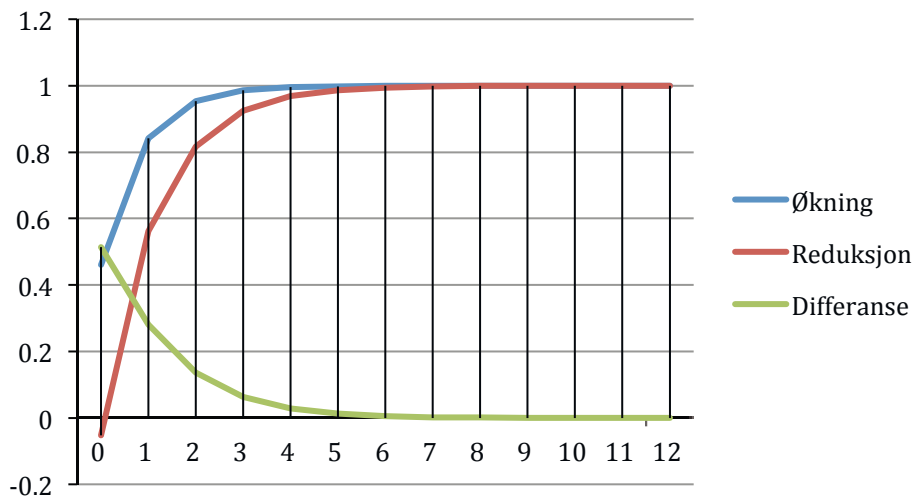


## 12.2 Modell 2: 0x0

| Variabel        | Koeffisient | P-verdi |
|-----------------|-------------|---------|
| prodprisdif0    | -0.05       | 0.619   |
| prodprisdif0pos | 0.51*       | 0.001   |
| resmin1         | -0.58*      | 0       |
| resmin1pos      | -0.12**     | 0.097   |

|                      |        |
|----------------------|--------|
| Antall observasjoner | 603    |
| R2                   | 0.3928 |
| R2 justert           | 0.3719 |
| AR(1) og/eller AR(2) | Ja     |

| Uke | Økning | Reduksjon | Differanse |
|-----|--------|-----------|------------|
| 0   | 0.46*  | -0.05     | 0.51*      |
| 1   | 0.84*  | 0.56*     | 0.28*      |
| 2   | 0.95*  | 0.82*     | 0.14*      |
| 3   | 0.99*  | 0.92*     | 0.06**     |
| 4   | 1*     | 0.97*     | 0.03***    |
| 5   | 1*     | 0.99*     | 0.01       |
| 6   | 1*     | 0.99*     | 0.01       |
| 7   | 1*     | 1*        | 0          |
| 8   | 1*     | 1*        | 0          |
| 9   | 1*     | 1*        | 0          |
| 10  | 1*     | 1*        | 0          |
| 11  | 1*     | 1*        | 0          |
| 12  | 1*     | 1*        | 0          |

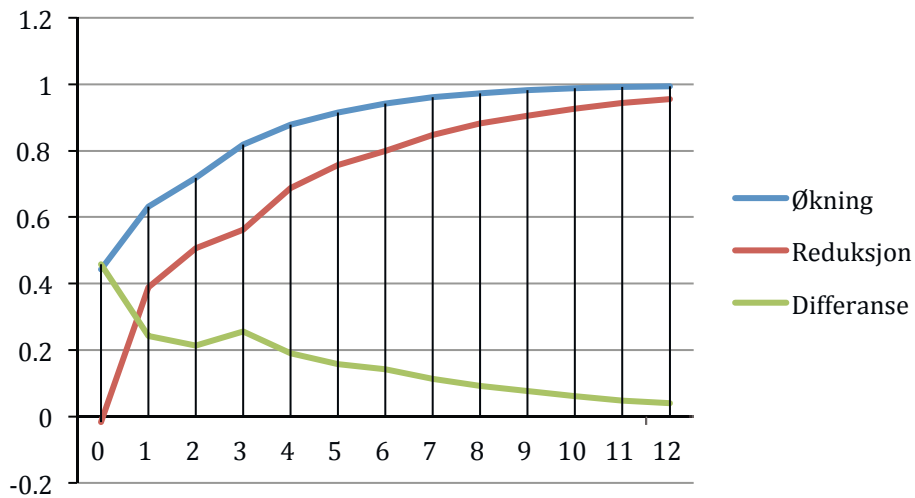


### 12.3 Modell 3: 0x2

| Variabel                     | Koeffisient | P-verdi |
|------------------------------|-------------|---------|
| prodprisdiffo                | -0.02       | 0.883   |
| prodprisdiffo <sub>pos</sub> | 0.46*       | 0.004   |
| prisdiffo1                   | -0.31*      | 0       |
| prisdiffo2                   | -0.25*      | 0       |
| prisdiffo1 <sub>pos</sub>    | 0.08        | 0.262   |
| prisdiffo2 <sub>pos</sub>    | 0.11***     | 0.122   |
| resmin1                      | -0.39*      | 0       |
| resmin1 <sub>pos</sub>       | -0.13***    | 0.117   |

|                      |        |
|----------------------|--------|
| Antall observasjoner | 603    |
| R2                   | 0.3928 |
| R2 justert           | 0.3719 |
| AR(1) og/eller AR(2) | Nei    |

| Uke | Økning | Reduksjon | Differanse |
|-----|--------|-----------|------------|
| 0   | 0.44*  | -0.02     | 0.46*      |
| 1   | 0.63*  | 0.39*     | 0.24*      |
| 2   | 0.72*  | 0.51*     | 0.21*      |
| 3   | 0.82*  | 0.56*     | 0.26*      |
| 4   | 0.88*  | 0.69*     | 0.19*      |
| 5   | 0.91*  | 0.76*     | 0.16*      |
| 6   | 0.94*  | 0.8*      | 0.14*      |
| 7   | 0.96*  | 0.85*     | 0.11*      |
| 8   | 0.97*  | 0.88*     | 0.09*      |
| 9   | 0.98*  | 0.91*     | 0.08**     |
| 10  | 0.99*  | 0.93*     | 0.06**     |
| 11  | 0.99*  | 0.94*     | 0.05**     |
| 12  | 0.99*  | 0.96*     | 0.04***    |

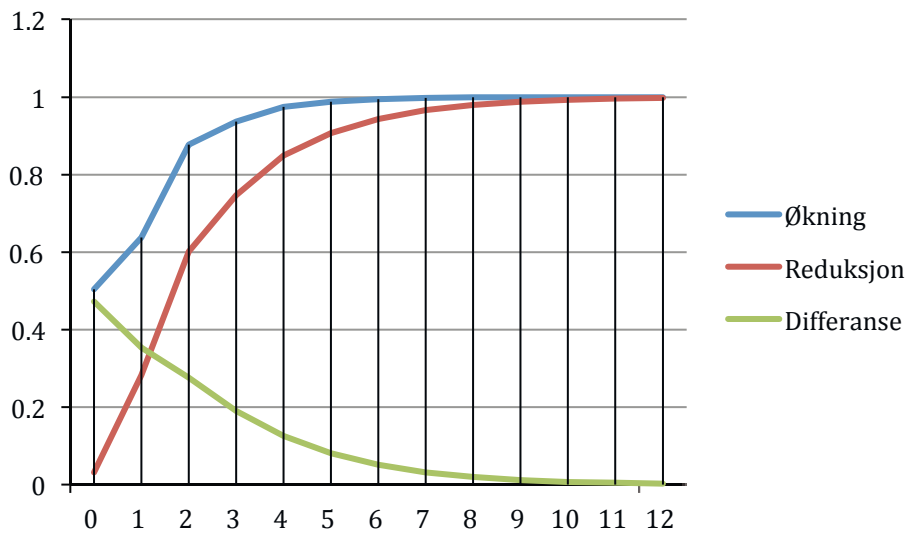


## 12.4 Modell 4: 1x1

| Variabel        | Koeffisient | P-verdi |
|-----------------|-------------|---------|
| prodprisdif0    | 0.03        | 0.796   |
| prodprisdif1    | -0.23**     | 0.074   |
| prodprisdif0pos | 0.47*       | 0.02    |
| prodprisdif1pos | 0.07        | 0.726   |
| prisdif1        | -0.18*      | 0.001   |
| prisdif1pos     | 0.07        | 0.332   |
| resmin1         | -0.5*       | 0       |
| resmin1pos      | -0.2*       | 0.014   |

|                      |        |
|----------------------|--------|
| Antall observasjoner | 603    |
| R2                   | 0.3928 |
| R2 justert           | 0.3719 |
| AR(1) og/eller AR(2) | Ja     |

| Uke | Økning | Reduksjon | Differanse |
|-----|--------|-----------|------------|
| 0   | 0.5*   | 0.03      | 0.47*      |
| 1   | 0.64*  | 0.28*     | 0.35**     |
| 2   | 0.88*  | 0.6*      | 0.28*      |
| 3   | 0.94*  | 0.75*     | 0.19*      |
| 4   | 0.97*  | 0.85*     | 0.13*      |
| 5   | 0.99*  | 0.91*     | 0.08*      |
| 6   | 0.99*  | 0.94*     | 0.05**     |
| 7   | 1*     | 0.97*     | 0.03***    |
| 8   | 1*     | 0.98*     | 0.02       |
| 9   | 1*     | 0.99*     | 0.01       |
| 10  | 1*     | 0.99*     | 0.01       |
| 11  | 1*     | 1*        | 0          |
| 12  | 1*     | 1*        | 0          |

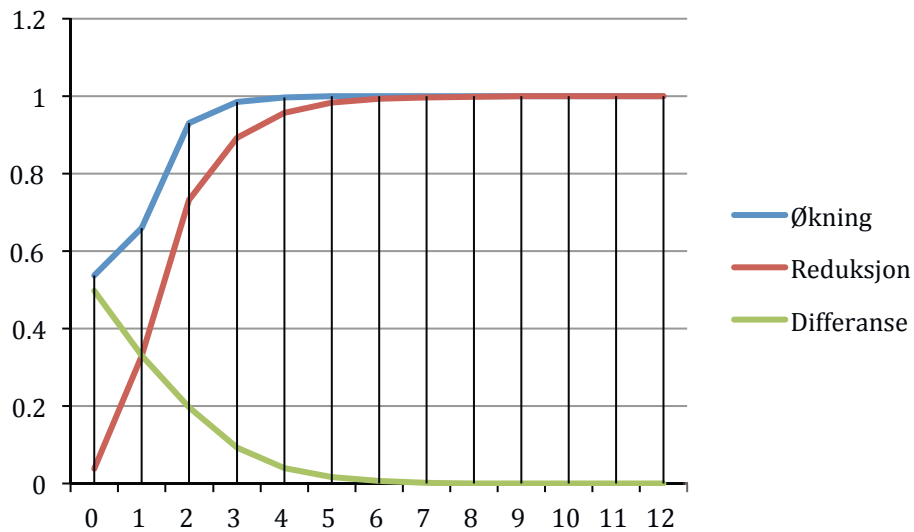


## 12.5 Modell 5: 1x0

| Variabel        | Koeffisient | P-verdi |
|-----------------|-------------|---------|
| prodprisdif0    | 0.04        | 0.751   |
| prodprisdif1    | -0.29*      | 0.028   |
| prodprisdif0pos | 0.5*        | 0.015   |
| prodprisdif1pos | 0.04        | 0.843   |
| resmin1         | -0.6*       | 0       |
| resmin1pos      | -0.19*      | 0.015   |

|                      |        |
|----------------------|--------|
| Antall observasjoner | 603    |
| R2                   | 0.3928 |
| R2 justert           | 0.3719 |
| AR(1) og/eller AR(2) | Ja     |

| Uke | Økning | Reduksjon | Differanse |
|-----|--------|-----------|------------|
| 0   | 0.54*  | 0.04      | 0.5*       |
| 1   | 0.66*  | 0.33*     | 0.33**     |
| 2   | 0.93*  | 0.73*     | 0.2*       |
| 3   | 0.99*  | 0.89*     | 0.09*      |
| 4   | 1*     | 0.96*     | 0.04**     |
| 5   | 1*     | 0.98*     | 0.02***    |
| 6   | 1*     | 0.99*     | 0.01       |
| 7   | 1*     | 1*        | 0          |
| 8   | 1*     | 1*        | 0          |
| 9   | 1*     | 1*        | 0          |
| 10  | 1*     | 1*        | 0          |
| 11  | 1*     | 1*        | 0          |
| 12  | 1*     | 1*        | 0          |

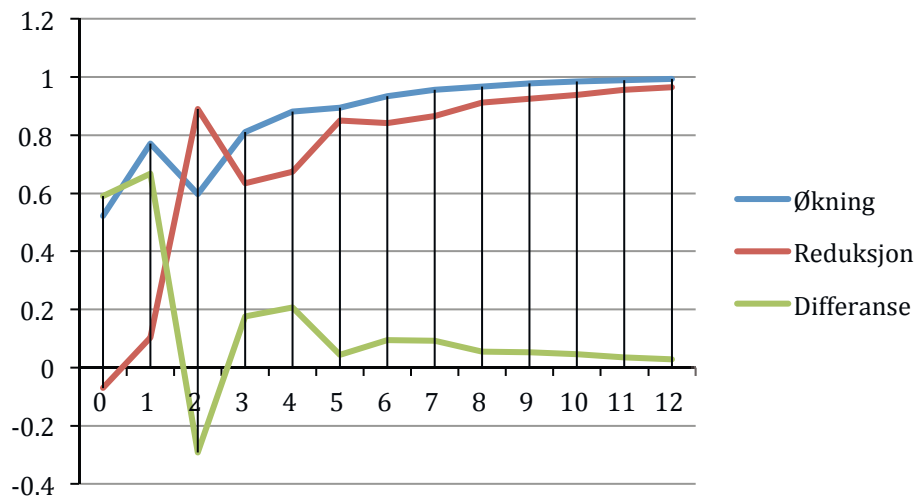


## 12.6 Modell 6: 2x2

| Variabel        | Koeffisient | P-verdi |
|-----------------|-------------|---------|
| prodprisdif0    | -0.07       | 0.586   |
| prodprisdif1    | -0.27**     | 0.055   |
| prodprisdif2    | 0.47*       | 0.001   |
| prodprisdif0pos | 0.59*       | 0.006   |
| prodprisdif1pos | 0.4**       | 0.087   |
| prodprisdif2pos | -0.63*      | 0.004   |
| prisdif1        | -0.33*      | 0       |
| prisdif2        | -0.24*      | 0       |
| prisdif1pos     | 0.08        | 0.255   |
| prisdif2pos     | 0.09        | 0.208   |
| resmin1         | -0.39*      | 0       |
| resmin1pos      | -0.12***    | 0.141   |

|                      |        |
|----------------------|--------|
| Antall observasjoner | 603    |
| R2                   | 0.3928 |
| R2 justert           | 0.3719 |
| AR(1) og/eller AR(2) | Nei    |

| Uke | Økning | Reduksjon | Differanse |
|-----|--------|-----------|------------|
| 0   | 0.52*  | -0.07     | 0.59*      |
| 1   | 0.77*  | 0.1       | 0.67*      |
| 2   | 0.6*   | 0.89*     | -0.29***   |
| 3   | 0.81*  | 0.63*     | 0.18*      |
| 4   | 0.88*  | 0.67*     | 0.21*      |
| 5   | 0.89*  | 0.85*     | 0.04       |
| 6   | 0.93*  | 0.84*     | 0.09**     |
| 7   | 0.96*  | 0.86*     | 0.09**     |
| 8   | 0.97*  | 0.91*     | 0.06       |
| 9   | 0.98*  | 0.93*     | 0.05***    |
| 10  | 0.99*  | 0.94*     | 0.05***    |
| 11  | 0.99*  | 0.96*     | 0.03       |
| 12  | 0.99*  | 0.96*     | 0.03       |

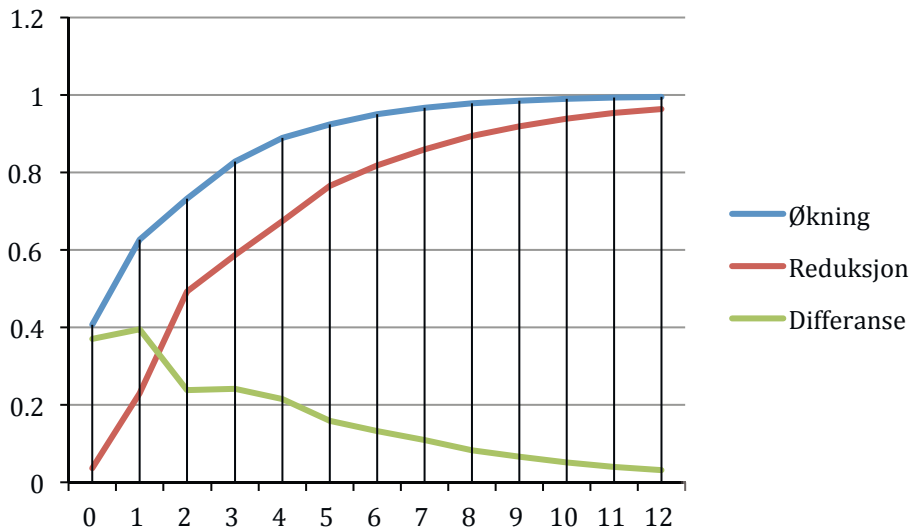


## 12.7 Modell 7: 1x2

| Variabel        | Koeffisient | P-verdi |
|-----------------|-------------|---------|
| prodprisdif0    | 0.04        | 0.77    |
| prodprisdif1    | -0.21***    | 0.119   |
| prodprisdif0pos | 0.37**      | 0.076   |
| prodprisdif1pos | 0.18        | 0.381   |
| prisdif1        | -0.3*       | 0       |
| prisdif2        | -0.23*      | 0       |
| prisdif1pos     | 0.08        | 0.268   |
| prisdif2pos     | 0.1         | 0.169   |
| resmin1         | -0.43*      | 0       |
| resmin1pos      | -0.13***    | 0.119   |

|                      |        |
|----------------------|--------|
| Antall observasjoner | 603    |
| R2                   | 0.3928 |
| R2 justert           | 0.3719 |
| AR(1) og/eller AR(2) | Nei    |

| Uke | Økning | Reduksjon | Differanse |
|-----|--------|-----------|------------|
| 0   | 0.41*  | 0.04      | 0.37**     |
| 1   | 0.63*  | 0.23**    | 0.4*       |
| 2   | 0.73*  | 0.49*     | 0.24*      |
| 3   | 0.83*  | 0.59*     | 0.24*      |
| 4   | 0.89*  | 0.67*     | 0.21*      |
| 5   | 0.92*  | 0.77*     | 0.16*      |
| 6   | 0.95*  | 0.82*     | 0.13*      |
| 7   | 0.97*  | 0.86*     | 0.11*      |
| 8   | 0.98*  | 0.89*     | 0.08*      |
| 9   | 0.99*  | 0.92*     | 0.07**     |
| 10  | 0.99*  | 0.94*     | 0.05**     |
| 11  | 0.99*  | 0.95*     | 0.04***    |
| 12  | 1*     | 0.96*     | 0.03***    |

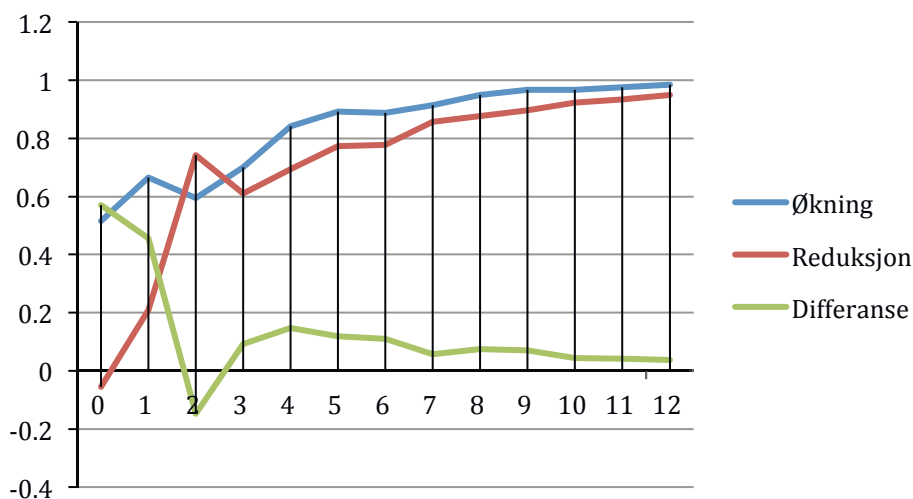


## 12.8 Modell 21: 2x4

| Variabel        | Koeffisient | P-verdi |
|-----------------|-------------|---------|
| prodprisdif0    | -0.06       | 0.705   |
| prodprisdif1    | -0.18       | 0.267   |
| prodprisdif2    | 0.29**      | 0.064   |
| prodprisdif0pos | 0.57*       | 0.025   |
| prodprisdif1pos | 0.18        | 0.499   |
| prodprisdif2pos | -0.4**      | 0.096   |
| prisdif1        | -0.34*      | 0       |
| prisdif2        | -0.21*      | 0.003   |
| prisdif3        | -0.04       | 0.557   |
| prisdif4        | -0.09       | 0.158   |
| prisdif1pos     | 0.11        | 0.228   |
| prisdif2pos     | 0           | 0.978   |
| prisdif3pos     | -0.16*      | 0.046   |
| prisdif4pos     | 0.11        | 0.162   |
| resmin1         | -0.41*      | 0       |
| resmin1pos      | -0.16***    | 0.114   |

|                      |        |
|----------------------|--------|
| Antall observasjoner | 603    |
| R2                   | 0.3928 |
| R2 justert           | 0.3719 |
| AR(1) og/eller AR(2) | Nei    |

| Uke | Økning | Reduksjon | Differanse |
|-----|--------|-----------|------------|
| 0   | 0.51*  | -0.06     | 0.57*      |
| 1   | 0.66*  | 0.21      | 0.46**     |
| 2   | 0.59*  | 0.74*     | -0.15      |
| 3   | 0.7*   | 0.61*     | 0.09       |
| 4   | 0.84*  | 0.69*     | 0.15***    |
| 5   | 0.89*  | 0.77*     | 0.12       |
| 6   | 0.89*  | 0.78*     | 0.11       |
| 7   | 0.91*  | 0.86*     | 0.06       |
| 8   | 0.95*  | 0.88*     | 0.07       |
| 9   | 0.97*  | 0.9*      | 0.07***    |
| 10  | 0.97*  | 0.92*     | 0.04       |
| 11  | 0.98*  | 0.93*     | 0.04       |
| 12  | 0.98*  | 0.95*     | 0.04       |



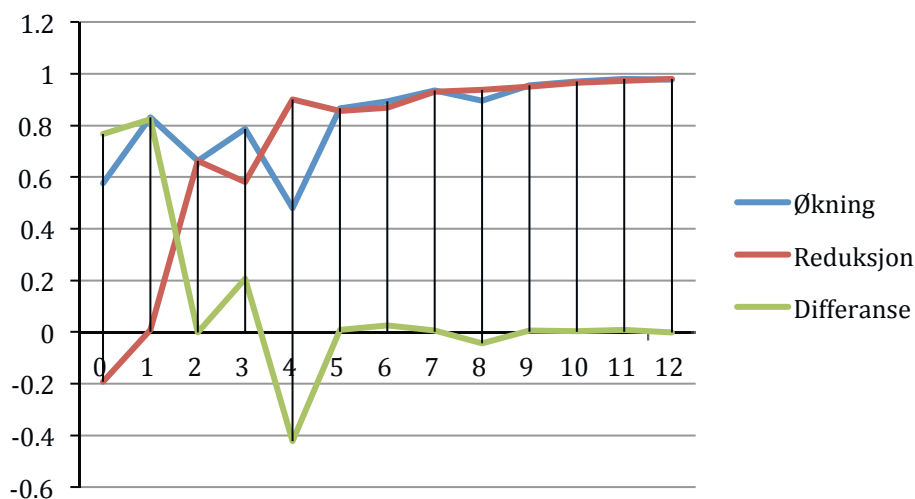


## 12.9 Modell 22: 4x2

| Variabel        | Koeffisient | P-verdi |
|-----------------|-------------|---------|
| prodprisdif0    | -0.16       | 0.33    |
| prodprisdif1    | -0.45*      | 0.012   |
| prodprisdif2    | 0.24***     | 0.139   |
| prodprisdif3    | -0.04       | 0.805   |
| prodprisdif4    | 0.21        | 0.211   |
| prodprisdif0pos | 0.7*        | 0.018   |
| prodprisdif1pos | 0.59*       | 0.047   |
| prodprisdif2pos | -0.39***    | 0.137   |
| prodprisdif3pos | 0.03        | 0.908   |
| prodprisdif4pos | -0.7*       | 0.021   |
| prisdif1        | -0.27*      | 0       |
| prisdif2        | -0.16*      | 0.012   |
| prisdif1pos     | 0.11        | 0.224   |
| prisdif2pos     | 0.06        | 0.476   |
| resmin1         | -0.5*       | 0       |
| resmin1pos      | -0.12       | 0.217   |

|                      |        |
|----------------------|--------|
| Antall observasjoner | 398    |
| R2                   | 0.3687 |
| R2 justert           | 0.3423 |
| AR(1) og/eller AR(2) | Nei    |

| Uke | Økning | Reduksjon | Differanse |
|-----|--------|-----------|------------|
| 0   | 0.57*  | -0.19     | 0.77*      |
| 1   | 0.83*  | 0.01      | 0.82*      |
| 2   | 0.66*  | 0.66*     | 0          |
| 3   | 0.79*  | 0.58*     | 0.21       |
| 4   | 0.48*  | 0.9*      | -0.42***   |
| 5   | 0.86*  | 0.86*     | 0.01       |
| 6   | 0.89*  | 0.87*     | 0.03       |
| 7   | 0.93*  | 0.93*     | 0.01       |
| 8   | 0.9*   | 0.94*     | -0.04      |
| 9   | 0.95*  | 0.95*     | 0          |
| 10  | 0.97*  | 0.97*     | 0          |
| 11  | 0.98*  | 0.97*     | 0.01       |
| 12  | 0.98*  | 0.98*     | 0          |

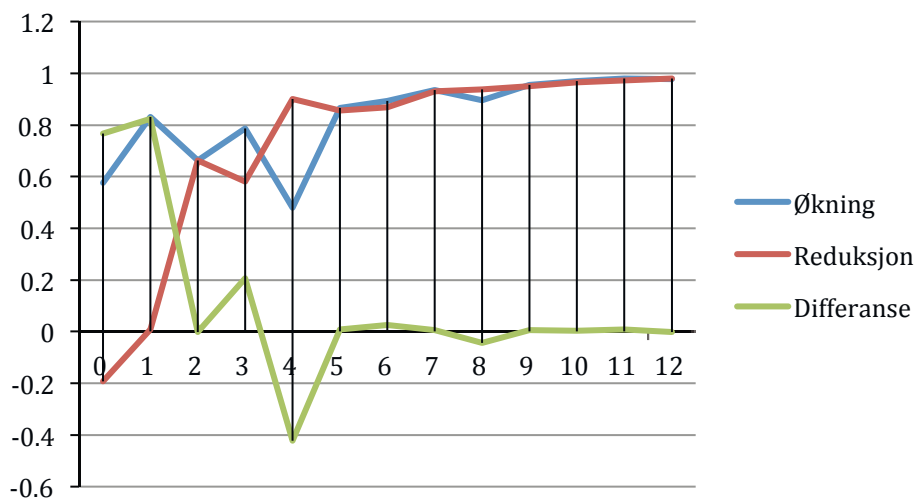


## 12.10 Modell 23: 4x3

| Variabel        | Koeffisient | P-verdi |
|-----------------|-------------|---------|
| prodprisdif0    | -0.19       | 0.247   |
| prodprisdif1    | -0.38*      | 0.031   |
| prodprisdif2    | 0.24***     | 0.132   |
| prodprisdif3    | 0.02        | 0.916   |
| prodprisdif4    | 0.25***     | 0.142   |
| prodprisdif0pos | 0.77*       | 0.01    |
| prodprisdif1pos | 0.51**      | 0.084   |
| prodprisdif2pos | -0.35       | 0.173   |
| prodprisdif3pos | 0.01        | 0.981   |
| prodprisdif4pos | -0.64*      | 0.032   |
| prisdif1        | -0.32*      | 0       |
| prisdif2        | -0.21*      | 0.006   |
| prisdif3        | -0.01       | 0.92    |
| prisdif1pos     | 0.1         | 0.257   |
| prisdif2pos     | 0.03        | 0.686   |
| prisdif3pos     | -0.16*      | 0.05    |
| resmin1         | -0.44*      | 0       |
| resmin1pos      | -0.16***    | 0.119   |

|                      |        |
|----------------------|--------|
| Antall observasjoner | 398    |
| R2                   | 0.3798 |
| R2 justert           | 0.3504 |
| AR(1) og/eller AR(2) | Nei    |

| Uke | Økning | Reduksjon | Differanse |
|-----|--------|-----------|------------|
| 0   | 0.57*  | -0.19     | 0.77*      |
| 1   | 0.83*  | 0.01      | 0.82*      |
| 2   | 0.66*  | 0.66*     | 0          |
| 3   | 0.79*  | 0.58*     | 0.21       |
| 4   | 0.48*  | 0.9*      | -0.42***   |
| 5   | 0.86*  | 0.86*     | 0.01       |
| 6   | 0.89*  | 0.87*     | 0.03       |
| 7   | 0.93*  | 0.93*     | 0.01       |
| 8   | 0.9*   | 0.94*     | -0.04      |
| 9   | 0.95*  | 0.95*     | 0          |
| 10  | 0.97*  | 0.97*     | 0          |
| 11  | 0.98*  | 0.97*     | 0.01       |
| 12  | 0.98*  | 0.98*     | 0          |

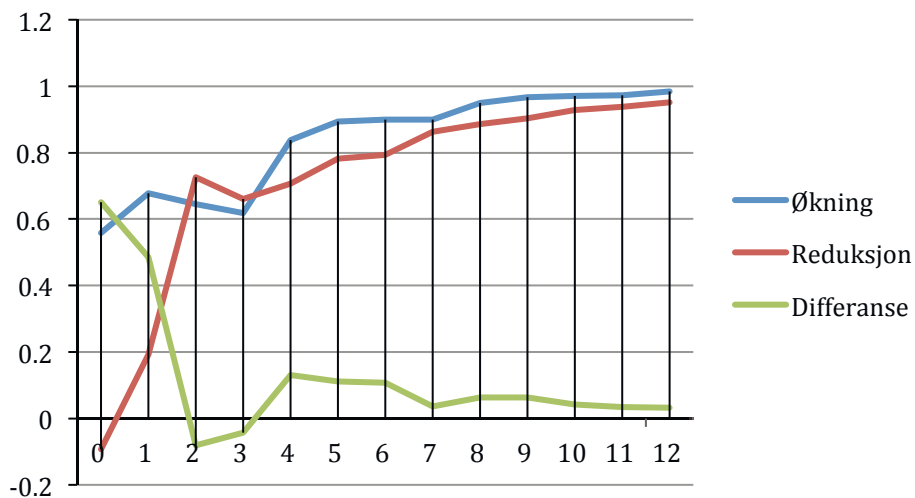


## 12.11 Modell 24: 3x4

| Variabel        | Koeffisient | P-verdi |
|-----------------|-------------|---------|
| prodprisdif0    | -0.09       | 0.564   |
| prodprisdif1    | -0.2        | 0.242   |
| prodprisdif2    | 0.28**      | 0.085   |
| prodprisdif3    | 0.06        | 0.72    |
| prodprisdif0pos | 0.65*       | 0.027   |
| prodprisdif1pos | 0.19        | 0.48    |
| prodprisdif2pos | -0.35       | 0.176   |
| prodprisdif3pos | -0.16       | 0.564   |
| prisdif1        | -0.34*      | 0       |
| prisdif2        | -0.21*      | 0.005   |
| prisdif3        | -0.04       | 0.615   |
| prisdif4        | -0.08       | 0.183   |
| prisdif1pos     | 0.11        | 0.21    |
| prisdif2pos     | 0.01        | 0.948   |
| prisdif3pos     | -0.17*      | 0.045   |
| prisdif4pos     | 0.11        | 0.18    |
| resmin1         | -0.41*      | 0       |
| resmin1pos      | -0.16***    | 0.124   |

|                      |        |
|----------------------|--------|
| Antall observasjoner | 398    |
| R2                   | 0.3755 |
| R2 justert           | 0.3459 |
| AR(1) og/eller AR(2) | Nei    |

| Uke | Økning | Reduksjon | Differanse |
|-----|--------|-----------|------------|
| 0   | 0.56*  | -0.09     | 0.65*      |
| 1   | 0.68*  | 0.19      | 0.48**     |
| 2   | 0.64*  | 0.73*     | -0.08      |
| 3   | 0.62*  | 0.66*     | -0.04      |
| 4   | 0.84*  | 0.71*     | 0.13       |
| 5   | 0.89*  | 0.78*     | 0.11       |
| 6   | 0.9*   | 0.79*     | 0.11       |
| 7   | 0.9*   | 0.86*     | 0.04       |
| 8   | 0.95*  | 0.89*     | 0.06       |
| 9   | 0.97*  | 0.9*      | 0.06       |
| 10  | 0.97*  | 0.93*     | 0.04       |
| 11  | 0.97*  | 0.94*     | 0.03       |
| 12  | 0.98*  | 0.95*     | 0.03       |

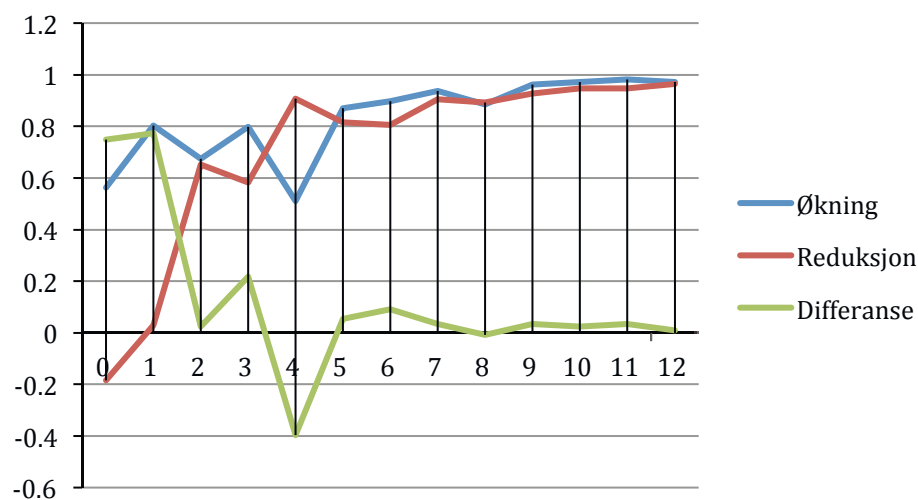


## 12.12 Modell 25: 4x4

| Variabel        | Koeffisient | P-verdi |
|-----------------|-------------|---------|
| prodprisdif0    | -0.18       | 0.268   |
| prodprisdif1    | -0.34**     | 0.058   |
| prodprisdif2    | 0.24***     | 0.132   |
| prodprisdif3    | 0.03        | 0.877   |
| prodprisdif4    | 0.26***     | 0.138   |
| prodprisdif0pos | 0.75*       | 0.012   |
| prodprisdif1pos | 0.45***     | 0.135   |
| prodprisdif2pos | -0.32       | 0.216   |
| prodprisdif3pos | 0.03        | 0.924   |
| prodprisdif4pos | -0.63*      | 0.035   |
| prisdif1        | -0.33*      | 0       |
| prisdif2        | -0.22*      | 0.007   |
| prisdif3        | -0.04       | 0.634   |
| prisdif4        | -0.08       | 0.233   |
| prisdif1pos     | 0.1         | 0.241   |
| prisdif2pos     | 0.02        | 0.82    |
| prisdif3pos     | -0.15**     | 0.073   |
| prisdif4pos     | 0.11        | 0.187   |
| resmin1         | -0.42*      | 0       |
| resmin1pos      | -0.17**     | 0.09    |

|                      |        |
|----------------------|--------|
| Antall observasjoner | 398    |
| R2                   | 0.3829 |
| R2 justert           | 0.3503 |
| AR(1) og/eller AR(2) | Nei    |

| Uke | Økning | Reduksjon | Differanse |
|-----|--------|-----------|------------|
| 0   | 0.56*  | -0.18     | 0.75*      |
| 1   | 0.8*   | 0.03      | 0.77*      |
| 2   | 0.68*  | 0.65*     | 0.02       |
| 3   | 0.8*   | 0.58*     | 0.22       |
| 4   | 0.51*  | 0.91*     | -0.4***    |
| 5   | 0.87*  | 0.82*     | 0.05       |
| 6   | 0.9*   | 0.81*     | 0.09       |
| 7   | 0.94*  | 0.9*      | 0.03       |
| 8   | 0.89*  | 0.89*     | -0.01      |
| 9   | 0.96*  | 0.93*     | 0.03       |
| 10  | 0.97*  | 0.95*     | 0.03       |
| 11  | 0.98*  | 0.95*     | 0.03       |
| 12  | 0.97*  | 0.96*     | 0.01       |



## Referanseliste

Asplund, M., Eriksson, R., & Friberg, R. (2000). *Price Adjustments by a Gasoline Retail Chain*. The Scandinavian Journal of Economics Volume 102, Issue 1, 101–121.

Asplund, M., Eriksson, R., & Friberg, R. (1997). *Price adjustments by a gasoline retail chain*. Working Paper Series in Economics and Finance No 194. Hentet 14.03.2012 fra <http://ideas.repec.org/e/pas45.html>

Bacon, R. W. (1991). *Rockets and feathers: The asymmetric speed of adjustment of UK retail gasoline prices to cost changes*. Energy Economics, Volume 13, Issue 3, 211-218.

Bacon, R. W., & Kojima, M. (2010). *Asymmetric Petroleum Product Pricing in Developing Countries*. Hentet 14.03.2012 fra [http://siteresources.worldbank.org/EXTOGMC/Resources/336929-1266963339030/eifd18\\_rockets\\_feathers.pdf](http://siteresources.worldbank.org/EXTOGMC/Resources/336929-1266963339030/eifd18_rockets_feathers.pdf)

Borenstein, S., & Shepard, A. (1996). *Dynamic Pricing in Retail Gasoline Markets*. Rand Journal of Economics, Autumn 1996, Vol. 27, no. 3, 429-451.

Borenstein, S., Cameron, A. C., & Gilbert, R. (1997). *Do Gasoline Prices Respond Asymmetrically to Crude Oil Price Changes?* The Quarterly Journal of Economics 112, 305-339.

Dagbladet. (2011). *Slik får du billigere drivstoff*. Hentet 14.03.2012 fra <http://www.dagbladet.no/2011/04/10/tema/bil/motor/klikk/16137386/>

Dagens Næringsliv. (2009:1). *Den store myten om bensinprisen*. Hentet 14.03.2012 fra <http://www.dn.no/energi/article1705665.ece>

Dagens Næringsliv. (2009:2). *Har bensinkjedene lurt oss?* Hentet 14.03.2012 fra <http://www.dn.no/energi/article1493709.ece>

Dagens Næringsliv. (2011:1). *Må sette pumpeprisen høyt pga. alle rabattkortene*. Hentet 14.03.2012 fra <http://www.dn.no/privatokonomi/article2203112.ece>

Dagens Næringsliv. (2008). *NAF skyter pianisten*. Hentet 14.03.2012 fra <http://www.dn.no/privatokonomi/article1492913.ece>

Dagens Næringsliv. (2011:2). *Statoil: Ja, vi har veldig stor fortjeneste på drivstoff*. Hentet 14.03.2012 fra <http://www.dn.no/privatokonomi/article2190313.ece>

DinSide. (2011). *Forskjell på sommer- og vinterbensin*. Hentet 14.03.2012 fra <http://www.dinside.no/885130/forskjell-paa-sommer-og-vinterbensin>

Eckert, A. (2011). *Empirical Studies of Gasoline Retailing: A Guide to the Literature*. Journal of Economic Surveys.

Faber, R. P. (2011). *More evidence on asymmetric gasoline price responses*. Hentet 14.03.2012 fra <http://www.webmeets.com/files/papers/earie/2011/116/Asymmetric%20Gasoline%20Price%20Responses%20-%202011.pdf>

Flasnes, E. (2006). *Ukemønsteret i bensinmarkedet - En empirisk analyse*. Hentet 14.03.2012 fra [http://brage.bibsys.no/nhh/handle/URN:NBN:no-bibsys\\_brage\\_23117](http://brage.bibsys.no/nhh/handle/URN:NBN:no-bibsys_brage_23117)

Foros, Ø., & Steen, F. (2011). *Vertical control and price cycles in gasoline retailing*. SNF Working Paper No 07/2011. Hentet 14.03.2012 fra [http://brage.bibsys.no/nhh/bitstream/URN:NBN:no-bibsys\\_brage\\_24272/1/A07\\_11.pdf](http://brage.bibsys.no/nhh/bitstream/URN:NBN:no-bibsys_brage_24272/1/A07_11.pdf)

Gabrielsen, T. G., & L., S. (2009). *Sykliske bensinpriser*. (Samfunnsøkonomen, 1-2009, 4-11) Hentet 14.03.2012 fra <http://www.google.no/url?sa=t&rct=j&q=&esrc=s&source=web&cd=1&ved=0CEgQFjAA&url=http%3A%2F%2Fwww.nhh.no%2FAdmin%2FPublic%2FDWSDownload.aspx%3FFile%3D%252FFiles%252FFiler%252Finstututter%252Fsam%252FSamfunnsok%2BDebatt%252F2009%252F03.pdf&ei=iVgoUK7nN7H24QTPw4GIDQ&usg=AFQjCNHR5KYaQ8zsOR8kXSpRwEqr3CjLbg>

Gupta, B., & Venkatu, G. (2002). *Tacit Collusion in a Spatial Model with Delivered Pricing*. Journal of Economics, 76, 49–64.

Haltiwanger, J., & Harrington, J. E. (1991). *The Impact of Cyclical Demand Movements on Collusive Behavior*. RAND Journal of Economics, Vol. 22, 89-106.

Handelshøgskolen ved Universitetet for miljø- og biovitenskap (UMB). (2012). *Strømkundene taper på variabel strømpris*. Hentet 14.03.2012 fra <http://www.umb.no/forsiden/artikkel/stromkundene-taper-pa-variabel-strompris>

Heij, J., de Boer, P., Franses, P. H., Kloek, T., & van Dijk, H. K. (2004). *Econometric Methods with Applications in Business and Economics*. Oxford University Press.

Johnson, R. N. (2002). *Search Costs, Lags and Prices at the Pump*. Review of Industrial Organization Volume 20, Number 1, 33-50.

Konkurransetilsynet. (2010). *Det norske drivstoffmarkedet*. Hentet 14.03.2012 fra [http://www.konkurransetilsynet.no/ImageVaultFiles/id\\_4607/cf\\_5/Det\\_norske\\_drivstoffmarkedet.PDF](http://www.konkurransetilsynet.no/ImageVaultFiles/id_4607/cf_5/Det_norske_drivstoffmarkedet.PDF)

Kristiansen, M. (2009). *Marginer og prisendringer i det norske drivstoffmarkedet*. Hentet 14.03.2012 fra [http://brage.bibsys.no/nhh/handle/URN:NBN:no-bibsys\\_brage\\_23586](http://brage.bibsys.no/nhh/handle/URN:NBN:no-bibsys_brage_23586)

Kvernenes, I., & Vangsnes, Å. T. (2009). *Prisstøttesystemet i bensinmarkedet - Hvem bestemmer bensinprisene i praksis oljeselskapene eller stasjonene?* Hentet 14.03.2012 fra [http://brage.bibsys.no/nhh/handle/URN:NBN:no-bibsys\\_brage\\_23684](http://brage.bibsys.no/nhh/handle/URN:NBN:no-bibsys_brage_23684)

Lewis, M. S. (2004). *Asymmetric Price Adjustment and Consumer Search - An Examination of the Retail Gasoline Market*. Hentet 14.03.2012 fra <http://escholarship.org/uc/item/9pv2d9fn>

Lewis, M. S. (2011). *Asymmetric Price Adjustment and Consumer Search: An Examination of the Retail Gasoline Market*. Journal of Economics & Management Strategy Volume 20, Issue 2, 409–449.

Meyer, J., & von Cramon-Taubadel, S. (2004). *Asymmetric Price Transmission: A survey*. Journal of Agricultural Economics, Volume 55, number 3, 581-611.

Neset, G. P. (2010). *Prisstøttesystemet i bensinmarkedet: Hvem bestemmer bensinprisene i en kjede bestående av selveide bensinstasjoner? – Leverandør eller forhandler?* Hentet 14.03.2012 fra [http://brage.bibsys.no/nhh/handle/URN:NBN:no-bibsys\\_brage\\_23774](http://brage.bibsys.no/nhh/handle/URN:NBN:no-bibsys_brage_23774)

Norsk Petroleumsinstitutt. (2012). *Oljeselskapenes tankanlegg*. Hentet 14.03.2012 fra [www.np.no/getfile.php/Filer/Statistikk/Tankanlegg/Oljetankanlegg.pdf](http://www.np.no/getfile.php/Filer/Statistikk/Tankanlegg/Oljetankanlegg.pdf)

NRK. (2010). *Bensinkrig i Grenland?* Hentet 14.03.2012 fra <http://www.nrk.no/nyheter/distrikt/ostafjells/telemark/1.7377653>

NRK. (2012:1). *Bensinprisen mot rekordhøgder*. Hentet 14.03.2012 fra [http://nrk.no/nyheter/distrikt/nrk\\_sogn\\_og\\_fjordane/1.7988072](http://nrk.no/nyheter/distrikt/nrk_sogn_og_fjordane/1.7988072)

NRK. (2012:2). *Prisen skremmer ikke kundene*. Hentet 14.03.2012 fra [http://www.nrk.no/nyheter/distrikt/nrk\\_trondelag/1.7987996](http://www.nrk.no/nyheter/distrikt/nrk_trondelag/1.7987996)

Peltzman, S. (2000). *Prices rise faster than they fall*. *Journal of Political Economy*, Vol. 108, No. 3, 466-502.

Regjeringen. (2010). *Prop. 1 LS*. Hentet 14.03.2012 fra <http://www.regjeringen.no/nb/dep/fin/dok/regpubl/prop/2010-2011/prop-1-ls-20102011/4/7.html?id=618445>

Rice, J. (1995). *Mathematical Statistics and Data Analysis*. Avsnitt 4.6, 149-154.

Rotemberg, J. J., & Saloner, G. (1986). *A Supergame-Theoretic Model of Price Wars During Booms*. *American Economic Review*, Vol. 76, 390-407.

Stata. (2012). *Stata 12 help for BIC note*. Hentet 14.03.2012 fra [http://www.stata.com/help.cgi?bic\\_note](http://www.stata.com/help.cgi?bic_note)

Stata. (2005). *What is the delta method and how is it used to estimate the standard error of a transformed parameter?* Hentet 14.03.2012 fra <http://www.stata.com/support/faqs/stat/deltam.html>



Tappata, M. (2009). *Rockets and feathers: Understanding asymmetric pricing*. The RAND Journal of Economics Volume 40, Issue 4, 673–687.

Verlinda, J. (2008). *Do rockets rise faster and feathers fall slower in an atmosphere of local market power? - Evidence from the retail gasoline market*. The Journal of Industrial Economics Volume 56, Issue 3, 581–612.