# Priser og kontrakter fra ulike kraftleverandører
# Teoretisk og empirisk analyse

## Masteroppgave i samfunnsøkonomi

**Kari Margrethe Fløtre**

**Institutt for økonomi**

**Universitetet i Bergen**

**Høst 2005**

# Forord

Takk til 1.veileder Steinar Vagstad (professor, Institutt for økonomi ved UiB) for engasjement, faglig kreativitet og informative veiledninger gjennom hele arbeidsprosessen. Takk til 2.veileder Arild Aakvik (førsteamanuensis, Institutt for økonomi ved UiB) for pedagogiske veiledninger i forbindelse med regresjonsanalysen. I tillegg vil jeg takke andre ansatte ved Institutt for økonomi for god dialog. Jeg vil også rette en stor takk til Eirik Thorsnes (overingeniør, Institutt for informatikk ved UiB) for å være tilgjengelig for spørsmål om Latex.

Jeg har samlet inn data til den empiriske analysen av kraftmarkedet med hjelp fra en rekke personer med tilknytning til kraftbransjen. Takk til Erling Mork (Senior Manager, Nord Pool ASA) for tilgang til FTP-server, Lars Olav Fosse (rådgiver, Kraftseksjonen, NVE) for opplysninger om justert innmatingsprofil, Ovadya Gideon (BKK Nett AS) og Arnfinn Tony Berg (IKT/System Fjordkraft) for data for justert innmatingsprofil, Pål Marius Bergh (SSB) for data for kontraktfordeling, samt Jostein Skaar (avdelingsdirektør, Konkurransetilsynet) for opplysninger i forbindelse om datainnsamlingen. Takk til Jeanne K. Tjomsland (Informasjonssjef, Fjordkraft AS), Trine Prestsveen Gaustad (Markedssjef, Ustekveikja Energi AS) og Thomas Mathisen (Markedsleder, Gudbrandsdal Energi AS) for data og prisinformasjon.

Takk til familie og Håkon Mastrup for interesse og råd under arbeidet med masteroppgaven om kraftmarkedet. Takk til medstudenter ved Institutt for økonomi ved UiB for et godt sosialt miljø.

# Innhold

**Sammendrag** **6**

**1 Introduksjon** **7**

**2 Det nordiske kraftmarkedet** **10**
2.1 Spotprisutvikling på Nord Pool . . . . . 11
2.2 Kraftprisavtaler . . . . . 13
2.2.1 "Standard variabel kraftpris" . . . . . 13
2.2.2 "Markedskraft" . . . . . 13
2.2.3 "Fastpris" . . . . . 14
2.2.4 Andre kraftprisavtaler . . . . . 14
2.2.5 "Standard variabel kraftpris" dominerer . . . . . 15
2.3 Omsetningleddet av kraftmarkedet . . . . . 18

**3 Konkurranseforhold** **20**
3.1 Bertrand-konkurranse . . . . . 21
3.2 Stilltiende samarbeid . . . . . 22
3.2.1 Modell for stilltiende samarbeid . . . . . 23
3.2.2 Modell for stilltiende samarbeid og stokastisk profittnivå 26
3.3 Byttekostnader . . . . . 35
3.3.1 Modell for byttekostnader . . . . . 36
3.3.2 Byttekostnader og nyetableringer . . . . . 41
3.4 Oppsummering av konkurranseforhold . . . . . 41

**4 Priser, produkter og forbruk** **43**
4.1 Forbruksveid analyse av kraftprisavtaler . . . . . 44
4.1.1 Fjordkraft . . . . . 49
4.1.2 Forbruksmønster og risikoholdning . . . . . 50
4.2 Forbruksveid analyse av kraftleverandører . . . . . 51
4.3 Deskriptiv statistikk . . . . . 54

**5 Paneldata** **58**
5.1 Paneldatamodeller . . . . . 59
5.1.1 Fast-effekt-modellen . . . . . 60

5.1.2 Tilfeldig-effekt-modellen . . . . . 63
5.2 Autokorrelasjon . . . . . 67
5.3 Tester for paneldata . . . . . 68
5.3.1 Hypotese-testing . . . . . 68
5.3.2 Hausman-testen . . . . . 69

**6 Regresjonsanalyse av "Standard variabel kraftpris" 70**
6.1 Regresjonsmodeller . . . . . 71
6.1.1 Medsyklisk samarbeidspris . . . . . 76
6.2 Marginanalyse . . . . . 77

**7 Konklusjon 81**

**8 Appendiks 83**
8.1 Forventningsretthet og konsistens . . . . . 83
8.2 Varians . . . . . 85

# Figurer


2.1 Daglig systempris 1999-2005, NOK/MWh. Kilde: Nord Pool. 12
2.2 Fordeling av kraftprisavtaler privatkunder 1999-2005, kvartalsvis. Kilde: SSB. . . . . 16
2.3 Fordeling av kraftprisavtaler tjenesteytende næringer 1999-2005, kvartalsvis. Kilde: SSB. . . . . 16
2.4 Fordeling av kraftprisavtaler industri (unntatt kraftintensiv industri og treforedling) 1999-2005, kvartalsvis. Kilde: SSB. . 17

3.1 Utvikling i profittnivå i et marked med stokastiske skift i marginalkostnad. . . . . 29

4.1 Forbruksveide priser eksklusive avgifter, nettleie og fastbeløp. Fjordkraft AS 1999-2004, øre/kWh. Kilder: KT, Nord Pool og BKK. . . . . 50
4.2 Differanse "Standard variabel kraftpris" og "Markedskraft". Fjordkraft AS 1999-2004, øre/kWh. Kilder: KT, Nord Pool og BKK. . . . . 51
4.3 Ukentlig spotpris basert på områdepris for Bergen 1999-2005, øre/kWh. Kilde: Nord Pool. . . . . 55
4.4 Prisen i "Standard variabel kraftpris" mot spotpris (korrigert for vinteren 2002-2003) 1999-2005. Kilder: Nord Pool og KT. 57

6.1 Avveining mellom samarbeid og utbrudd i forhold til spotprisnivå. . . . . 76
6.2 Margin mot spotpris Fjordkraft AS (korrigert for vinteren 2002-2003) 1999-2005. Kilder: KT og Nord Pool . . . . . 78
6.3 Margin mot spotpris Ustekveikja Energi AS (korrigert for vinteren 2002-2003) 1999-2005. Kilder: KT og Nord Pool . . . . 79
6.4 Tetthetsfunksjoner Fjordkraft AS og Ustekveikja Energi AS (korrigert for vinteren 2002-2003) 1999-2005. Kilder: KT og Nord Pool . . . . . 79

# Tabeller


2.1 Antall konsesjonærer etter virksomhetsområde 2000-2004. Kilde: NVE. . . . . 18

4.1 Forbruksveide priser eksklusive avgifter og nettleie, inklusive fastbeløp, ved 20 000 kWh etter kraftprisavtale 1999-2004, NOK*kWh. Kilder: KT, Nord Pool og BKK. . . . . 45
4.2 Uveide gjennomsnittspriser eksklusive avgifter og nettleie, inklusive fastbeløp, ved 20 000 kWh etter kraftprisavtale 1999-2004, NOK*kWh. Kilder: KT og Nord Pool. . . . . 48
4.3 Gjennomsnitt, standardavvik og konfidensintervall for variabler i forbruksveid analyse av kraftprisavtaler 1999-2004. Kilder: KT og BKK. . . . . 49
4.4 Areal for differansen mellom "Standard variabel kraftpris" og "Markedskraft" Fjordkraft AS 1999-2004. Kilder: KT, Nord Pool og BKK. . . . . 50
4.5 Forbruksveide priser eksklusive avgifter og nettleie, inklusive fastbeløp, "Standard variabel kraftpris" ved 20 000 kWh etter kraftleverandør 1999-2004, NOK*kWh. Kilder: KT og BKK. . 52
4.6 Gjennomsnitt, standardfeil og konfidensintervall for variabler i forbruksveid analyse av kraftleverandører 1999-2004. Kilder: KT og BKK. . . . . 54
4.7 Variabler i regresjon av prisen i "Standard variabel kraftpris" 1999-2005. . . . . 55
4.8 Deskriptiv statistikk for regresjon av prisen i "Standard variabel kraftpris" 1999-2005. Kilder: KT, Nord Pool og BKK. . . 56

6.1 Regresjon av prisen i "Standard variabel kraftpris" 1999-2005. Avhengig variabel: Pris. Kilder: KT, Nord Pool og BKK. . . . 72
6.2 Regresjon av prisen i "Standard variabel kraftpris" med forbruk 1999-2005. Avhengig variabel: Pris. Kilder: KT, Nord Pool og BKK. . . . . 75

# Sammendrag

I en konkurranseanalyse av det norske kraftmarkedet setter jeg fokus på priser og kontrakter for private kunder. En forbruksveid analyse av 20 kraftleverandører i perioden 1999-2004 viser at "Markedskraft" gir lavere priser enn "Standard variabel kraftpris". Prisene varierer også hos 32 ulike leverandører av "Standard variabel kraftpris". Prisene er vektet med forbruksprofilen til private konsumenter for å kontrollere for kraftige svingninger i forbruk. Sammenligninger basert på flat forbruksprofil viser i liten grad hvilke kontrakter som er prisgunstige for kunden.

Til tross for at "Markedskraft" gir lavere priser over tid, holder kundene seg til "Standard variabel kraftpris". Eksistens av byttekostnader kan forklare hvorfor kundene i liten grad bytter mellom kraftprisavtaler, eller til kraftleverandører med lavere priser.

Større handlingsrom til å påvirke prisene kan forklare hvorfor "Standard variabel kraftpris" gir høyere priser enn "Markedskraft". Regresjoner av prisen i "Standard variabel kraftpris" mot spotprisen på Nord Pool viser at prisen er mer sensitiv for spotprisnedgang enn spotprisoppgang. Marginen faller i perioder med høy spotpris, og øker i perioder med lav spotpris. Lav samarbeidspris i faser med lavt profittnivå, og høy samarbeidspris i faser med høyt profittnivå, tyder på medsyklisk samarbeidpris.

# Kapittel 1

# Introduksjon

Tilbudssjokket i det nordiske kraftmarkedet vinteren 2002-2003 førte til rekordhøye spotpriser på den nordiske kraftbørsen Nord Pool. Høye børsnoteringer som følge av lite nedbør gav utslag i høye priser for private konsumenter. Kunder med "Standard variabel kraftpris" viste seg å være spesielt utsatt for prisrisiko. Andre kraftprisavtaler som "Fastpris" og "Markedskraft" skjermer kundene bedre mot kraftig og uventet oppgang i spotprisen.

I følge NVE er "Standard variabel kraftpris" standard kraftleveringsavtale for private sluttbrukere i Norge. Standardkontrakten dominerer blant privatkundene. Tall fra SSB for 1. kvartal 2005 viser at 64,9 prosent av privatkundene har "Standard variabel kraftpris". Til sammenligning har 19,4 prosent ulike former for fastpriskontrakter. Kunder som velger fastpriskontrakter ønsker å vite hva de til enhver tid betaler i øre/ kWh for den elektriske energien de konsumerer. Kun 15,9 prosent av privatkundene har "Markedskraft". Det er et paradoks at flertallet av norske privatkunder holder seg til standardkontrakten til tross for at andre former for kraftprisavtaler gir lavere priser over tid.

I lys av tilbudssjokket vinteren 2002-2003 gir von der Fehr et al. (2004) en markedsanalyse av det nordiske kraftmarkedet. Konkurranseforhold, kontrakter i omsetningsleddet, sikkerhet i kraftforsyningen, handel med $CO_2$-kvoter og investeringsbehov innen produksjon og overføring er sentrale tema. Respons i tilbud og etterspørsel førte til at prisene justerte seg relativt raskt i etterkant av tilbudssjokket, og markedet har gradvis normalisert seg. Konklusjonen er derfor at kraftmarkedet er robust mot kraftige tilbudssjokk. Samtidig avdekker analysen potensielle svakheter. Tilbudssjokket førte til økte prisforskjeller mellom ulike kontraktytper. For at konkurransen mellom kraftleverandører skal fungere effektivt må produktene være utformet på en slik måte at sluttbrukerne i tilstrekkelig grad er skjermet mot kraftige svingninger i spotprisen. Både "Standard variabel kraftpris" og "Markedskraft" er, i motsetning til "Fastpris", kontraktformer som tillater kraftleverandøren å justere prisen for å velte kostnadsøkninger over på konsumenten. Det kan

gjøre det fristende for kraftleverandører å heve marginen i faser med kraftig oppgang i spotprisen. Siden spotprisen er forventet å være både høyere og mer variabel i framtiden er økt fokus på kontrakter nødvendig for å sikre tilfredsstillende konkurranse mellom kraftleverandører (von der Fehr, Bergman og Amundsen, 2004).

I likhet med von der Fehr et al. (2004) analyserer jeg konkurranseforhold i kraftmarkedet. Jeg setter fokus på kraftprisavtaler for privat sluttbrukere i Norge. Forbruket av elektrisk energi varierer kraftig i løpet av året. I motsetning til von der Fehr et al. (2004) veier jeg derfor prisene med forbruksprofilen til private konsumenter. Når faktisk forbruksprofil svinger kraftig i løpet av året, vil en sammenligning basert på flat forbruksprofil gi et skjevt bilde av hvilke kraftprisavtaler som er mest prisgunstig for kundene. I en forbruksveid sammenligning av prisene i "Standard variabel kraftpris" og "Markedskraft" hos 20 norske kraftleverandører i perioden 1999-2004, viser jeg at "Markedskraft" gir lavere priser over tid. I tillegg viser jeg at prisene varierer relativt mye mellom 32 leverandører av "Standard variabel kraftpris".[1]

Eksistens av byttekostnader kan forklare hvorfor flertallet av husholdningskundene holder seg til "Standard variabel kraftpris" til tross for at "Markedskraft" gir lavere priser over tid. Byttekostnader kan også forklare hvorfor kundene er lojale mot kraftleverandører med høyere priser enn konkurrentene. Til tross for at det i følge Konkurransetilsynet er kostnadsfritt å bytte kraftprisavtale eller kraftleverandør i Norge, argumenterer jeg for at kundene har byttekostnader i form av transaksjonskostnader, lærekostnader og psykologiske kostnader. I en modell med uendelig mange perioder basert på Klemperer (1995), der bedriftene ikke er i stand til å prisdiskriminere mellom kunder, viser jeg at bedriftene tjener mer på å utnytte allerede innelåste kunder enn på å senke prisene for å få økte markedsandeler, og dermed økt profitt i framtiden.

Repetert interaksjon mellom bedrifter med homogene produkter og pris som strategisk variabel fører til at bedriftene i hver periode må vurdere verdien av økt profitt ved å underkutte konkurrentene, og dermed tiltrekke seg en større del av markedet, opp mot faren for aggressiv priskrig (Tirole, 2001). Når spotprisen svinger over tid, endres forholdet mellom fristelsen til å bryte ut av samarbeidet for å få økt profitt på kort sikt og langsiktig kostnad av priskrig. Basert på Bagwell og Staiger (1997) utleder jeg en modell der endringer i spotprisen, bestemt av svingninger i tilbud og etterspørsel, virker inn på kraftleverandørenes evne til å opprettholde høy samarbeidspris. Jeg viser at samarbeidsprisen er medsyklisk, og analyserer hvordan kraftleverandørene vil veksle mellom imperfekt samarbeid, periodisk samarbeid og perfekt konkurranse gitt at utviklingen i spotprisen er positivt korrelert over tid.

Hva kan forklare at "Markedskraft" gir lavere priser enn "Standard varia-

[1] Jeg har kun hatt tilgang til data for 20 kraftleverandører med "Markedskraft" i perioden 1999-2004.

bel kraftpris" over tid? I en regresjonsanalyse av prisen i "Standard variabel kraftpris" mot spotprisen på Nord Pool undersøker jeg hvordan kraftleverandørene justerer sin pris i respons på endringer i spotprisen. Hvor mye setter kraftleverandørene opp prisen i "Standard variabel kraftpris" når spotprisen øker? Er prisjusteringen identisk når spotprisen faller? Regresjonsanalysen er basert på paneldata med ukentlige observasjoner av prisen i "Standard variabel kraftpris" for 32 norske kraftleverandører i perioden 1999-2005. Fordelen med paneldata er at det blir kontrollert for uobservert bedriftspesifikk heterogenitet. Administrasjonskostnader, bedriftledelse eller geografisk lokalisering er eksempler på uobserverte effekter som er mer eller mindre konstant over tid, og som kan påvirke prisen i "Standard variabel kraftpris". Regresjonsanalysen viser at leverandører av "Standard variabel kraftpris" har positiv margin over spotpris, og at prisen er mer sensitiv for spotprisnedgang enn spotprisoppgang. Kraftleverandørene har lave marginer i perioder med høy spotpris, og høye marginer i perioder med lav spotpris. Dette kan tyde på at samarbeidsprisen er lav i faser med lavt profittnivå, og høy i faser med høyt profittnivå. Da er samarbeidsprisen i kraftmarkedet medsyklisk.

Jeg starter med å beskrive det nordiske kraftmarkedet i kapittel 2. I kapittel 3 analyserer jeg konkurransen mellom kraftleverandører ved å sette fokus på stilltiende samarbeid og byttekostnader. I kapittel 4 sammenligner jeg prisene i "Standard variabel kraftpris" og "Markedskraft", samt prisnivå hos ulike leverandører av "Standard variabel kraftpris". Jeg forklarer hvordan paneldata kontrollerer for bedriftspesifikk heterogenitet, og viser forutsetningene for paneldatamodeller i kapittel 5. Regresjonsanalysen av prisen i "Standard variabel kraftpris" mot spotpris blir presentert i kapittel 6. Jeg avslutter med å trekke konklusjoner fra teoretisk og empirisk analyse i kapittel 7.

# Kapittel 2

# Det nordiske kraftmarkedet

Norge, Sverige, Finland og Danmark samarbeider om et felles, konkurransebasert kraftmarked.[1] Separasjon av konkurranse- og monopolaktiviteter var kjernen i liberaliseringen av kraftmarkedene i Norge (1991), Sverige (1996), Finland (1997) og Danmark (1999/2000). Kraftproduksjon og kraftomsetning er konkurranseutsatt virksomhet. Nordiske produsenter konkurrerer mot hverandre uavhengig av hvor kraftverkene er lokalisert, og hvor den elektriske energien skal konsumeres. Konkurranse innen omsetning av kraft betyr at norske sluttbrukere av elektrisk energi fritt kan velge blant landsdekkende kraftleverandører.[2] Sluttbrukermarkedene i Norge, Sverige, Finland og Danmark er i liten grad integrert som ett marked. Som en følge av dette er ikke sluttbrukerprisene i de nordiske landene nødvendigvis like (von der Fehr, Bergman og Amundsen, 2004).[3]

Den nordiske kraftbørsen Nord Pool for handel med fysiske og finansielle kontrakter for levering av elektrisk energi ble etablert som et ledd i liberaliseringen av de nordiske kraftmarkedene i 1993. Nord Pool Spot er det fysiske markedet for kontrakter for levering av elektrisk energi. I Nord Pool Spot blir det hver dag fastsatt priser for kjøps- og salgsvolum for hver time neste døgn. I følge Nord Pool er det nordiske kraftmarkedet delt inn i seks elspot-områder; Sør-Norge, Midt- og Nord-Norge, Vest-Danmark, Øst-Danmark, Sverige og Finland. Hvert elspot-område melder inn kjøp og salg for hver time neste døgn til Nord Pool Spot.

[1] De andre nordiske landene står utenfor kraftsamarbeidet.

[2] Nettvirksomhet innen sentralnett, regionalnett og distribusjonsnett er regulert monopolvirksomhet. I følge Statnett er sentralnettet hoveddelen av kraftledningsnettet. Regionalnettet er hovedfordelingsnett, og distribusjonsnettet fordeler elektrisk energi fram til sluttbrukerne.

[3] I Sverige kan private kunder inngå kraftprisavtaler med kraftleverandører i de andre nordiske landene. Kraftleverandører utenfor Sverige som vil levere elektrisitet til svenske kunder må kjøpe elektrisitet i prisområdet for Stockholm. Kun et fåtall kraftleverandører fra de andre nordiske landene del i konkurransen i det svenske sluttbrukermarkedet. Samtidig konkurrerer kun et fåtall svenske kraftleverandører utenfor Sverige (von der Fehr, Bergman og Amundsen, 2004).

Prisen som sluttbrukere betaler for elektrisk energi blir fastsatt i ulike former for kraftprisavtaler. De tre sentrale kraftprisavtalene for private sluttbrukere i Norge er "Standard variabel kraftpris", "Markedskraft" og "Fastpris". Jeg trekker fram ulike faktorer for å forklare hvordan spotprisen på Nord Pool blir bestemt. Videre karakteriserer jeg de ulike kraftprisavtalene for private kunder, og viser hvordan fordelingen av kraftprisavtaler for privatkunder, tjenesteytende næringer og industri i Norge har utviklet seg i perioden 1999-2005.

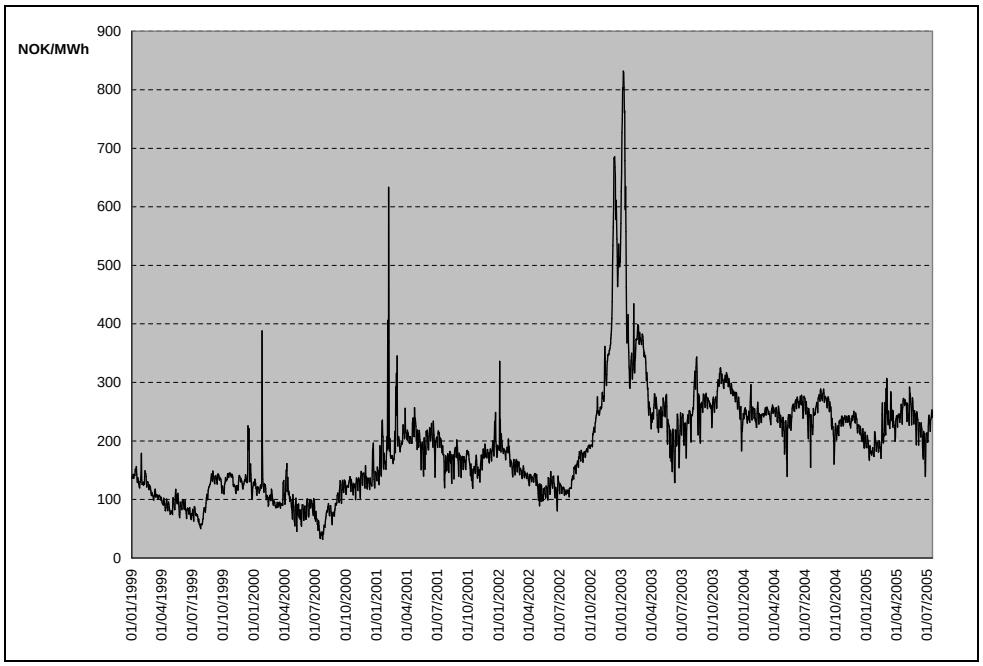
## 2.1 Spotprisutvikling på Nord Pool

Tilbudet av kraft blir blant annet påvirket av nedbørsmengde. Vannkraftprodusenter lagrer produksjonskapasitet i såkalte vannmagasiner. Normalt er tilsiget i vannmagasinene lavt om vinteren, fordi nedbøren kommer i form av snø. Derimot er tilsiget høyt om våren og tidlig om sommeren som følge av snøsmelting. Dersom spotprisen avhenger sterkt av tilsiget i vannmagasinene, betyr det lavere spotpriser om vår og sommer. Samtidig kan spotprisen på Nord Pool bli presset opp om vinteren som følge av at produsentene har kapasitetsbegrensninger i produksjon.[4] Temperaturforhold har direkte innvirkning på etterspørselen etter elektrisk energi i Norden, fordi oppvarming av boliger i de nordiske landene i stor grad skjer gjennom elektrisk energi. Derfor er forbruket høyere om vinteren enn om sommeren. Kraftsystemet er bygget opp slik at leveranse sikres også i perioder med høyt forbruk om vinteren (Sørgard, 1997).

I perioder med lite nedbør importerer Norge kraft fra de andre nordiske landene. Tilsvarende eksporteres elektrisk energi til Sverige, Finland og Danmark når produksjonskapasiteten i Norge er høy. Prisen i et separat elspot-område blir derfor påvirket av flyten av kraft mellom de nordiske landene. Systempris uttrykker gjennomsnittlig pris for elektrisk energi i Norden, og balanserer kjøp og salg i det nordiske kraftmarkedet. Dersom totalt tilbud er lavere enn total etterspørsel i et elspot-område, og det er fysisk umulig å transportere strøm inn i området, må områdeprisen opp for å klarere markedet. Resultatet er et såkalt høyprisområde, der områdeprisen er høyere enn systemprisen. Et elspot-område blir tilsvarende et lavprisområde dersom områdeprisen er lavere enn systemprisen. Da er tilbudet til gitt systempris større enn den mengden det er mulig å transportere ut av området. Såkalte flaskehalser i overføringsnettet hindrer Norge, Sverige, Finland og Danmark i perioder i å være et integrert kraftmarked. Flaskehalsene oppstår som følge av kapasitetsbegrensninger i overføringsnettet mellom de nordiske landene,

[4] Handel med $CO_2$-kvoter, innført 1.januar 2005, påvirker også tilbudet i kraftmarkedet. Høy pris på $CO_2$-kvoter gir høyere kostnader for kullkraftprodusenter, og dermed redusert tilbud. I følge Statkraft foregår 87 prosent av kraftproduksjonen i Danmark i gass- og kullkraftverk.

og gjør det umulig å tilføre nok elektrisk energi til gitt systempris (Bye, von der Fehr, Riis og Sørgard, 2003). Prismekanismer blir brukt for å løse opp flaskehalser i kraftoverføringen mellom de nordiske landene. I følge Nord Pool er det seks områder med egne priser i Norge; Bergen, Kristiansand, Kristiansund, Oslo, Tromsø og Trondheim. I områder med lav produksjonskapasiteten genereres høye priser. I områder med mye vann i magasinene genereres lave priser. Kraften flyter fra lavprisområder til høyprisområder, men også her vil det kunne oppstå flaskehalser i overføringen. I fravær av flaskehalser mellom ulike elspot-områder er områdepris lik systempris. I følge Statkraft er den prisen kraftleverandørene betaler for elektrisk energi lik områdeprisen for det området som leverandøren er lokalisert i. Prisen som sluttbrukere av elektrisk energi betaler avhenger derfor av områdepris.




Figur 2.1: Daglig systempris 1999-2005, NOK/MWh. Kilde: Nord Pool.

Figur 2.1 viser utviklingen i spotprisen på Nord Pool i perioden 1999-2005 basert på systempris. Vinteren 2002-2003 ble det nordiske kraftmarkedet rammet av et kraftig tilbudssidesjokk. Normalt øker spotprisen gradvis utover høsten og vinteren, i takt med at tilbudet faller og etterspørselen øker. Sterk reduksjon i fyllingsgraden i vannmagasinene i normalt nedbørsrike måneder høsten 2002 førte til rekordhøye spotpriser noen måneder senere. Tidlig høsten 2002 utviklet spotprisen seg som normalt. Først mot slutten av høsten økte spotprisen kraftig. På dette tidspunktet var tilsiget i vannmagasinene svært lavt i forhold til normalt. I andre halvdel av 2002 hadde vannmagasinene kun 54 prosent av gjennomsnittlig fyllingsgrad de siste 20 årene. Systemprisen på Nord Pool fortsatte å øke utover vinteren, og strakk

seg mot rekordhøye 850 NOK/MWh i januar 2003. Spotprisen falt så gradvis utover vinteren og våren 2003, men holdt seg på et relativt høyt nivå i 2003. Responsen fra sluttbrukermarkedet var redusert forbruk. Fra november 2002 til mai 2003 falt temperaturjustert etterspørsel i Norge med 7 prosent. (von der Fehr, Bergman og Amundsen, 2004).

## 2.2 Kraftprisavtaler

Private sluttbrukere kan velge mellom ulike produkter for levering av elektrisk energi. "Standard variabel kraftpris", "Markedskraft", "Fastpris" samt mindre utbredte kraftprisavtaler som kombinerer elementer av disse utgjør produktene i det norske kraftmarkedet.

Konkurransetilsynets kraftprisoversikt viser at relativt mange kraftleverandører krever et fastbeløp i tillegg til prisen.[5] Kraftleverandører som tilbyr kontrakter med todelt tariff; $T(q) = A + pq$, der $A$ er fastbeløp, $p$ pris og $q$ kvantum, gir en viss kvantumsrabatt til kunder med stort forbruk. Fastbeløpet er mindre i øre/kWh ved for eksempel 30 000 kWh enn 10 000 kWh i årlig energiforbruk. Kunder med høyt energiforbruk får derfor en lavere gjennomsnittspris enn husholdninger med lavt energiforbruk.

### 2.2.1 "Standard variabel kraftpris"

I "Standard variabel kraftpris" svinger prisen mer eller mindre i takt med sesongsvingningene i spotprisen. I følge "Standard kraftleveringsavtale", forhandlet fram av Forbrukerombudet og EBL, skal kraftleverandørene informere kundene om prisendringer i "Standard variabel kraftpris" to uker før endringen trer i kraft. Varslingen er ikke bestemt av lov, men er et krav for å stå oppført i Konkurransetilsynets kraftprisoversikt.[6] Ved vesentlige prisøkninger skal kunden varsles direkte gjennom for eksempel faktura. For at prisøkningen skal defineres som vesentlig må prisen minst øke med 2,5 øre/kWh siden sist kunden fikk tilsendt prisinformasjon direkte fra kraftleverandøren. Siden kraftleverandørene informerer kundene om prisendringer forskuddsvis, har kundene full informasjon om prisen under forbruk.

### 2.2.2 "Markedskraft"

"Markedskraft" er et spotprisbasert produkt der prisen følger utviklingen i spotprisen på Nord Pool tett. Grunnlaget for prisen i "Markedskraft" er

[5] For eksempel har Fjordkraft et årlig fastbeløp på kr 288,- i sine kraftprisavtaler.

[6] I følge ELB gjelder ikke 14 dagers varslingsplikt ved ekstraordinære forhold som for eksempel rasjonering, eller dersom Olje- og energidepartementet, NVE eller Statnett har opprettet egne prisområder for å påvirke kraftsituasjonen regionalt eller nasjonalt. I slike situasjoner skal kunden betale den prisen som blir satt av myndighetene eller gjeldende pris i "Markedskraft".

et veid månedsgjennomsnitt av den timevise spotprisen for området som kraftleverandøren er lokalisert i. For eksempel betaler kunder av Fjordkraft månedsgjennomsnittet av områdeprisen for Bergen. Siden spotprisen endres fra time til time er prisen som kunden betaler et veid gjennomsnitt av alle timevise noteringer av spotprisen i løpet av en måned. Gjennomsnittet er veid fordi spotprisen er forskjellig til ulike tider på døgnet, samtidig som forbruket svinger over døgnet. I tillegg kommer et påslag for å dekke kraftleverandørens kostnader. Kostnadspåslaget varierer fra kraftleverandør til kraftleverandør, men ligger marginalt over spotprisen.[7] Prisen som kunden betaler per kWh er ukjent inntil kraftleverandøren kan informere kunden om månedlig veid gjennomsnitt av spotprisen. Sammenlignet med "Standard variabel kraftpris" betyr det at kunder med "Markedskraft" møter et element av risiko, fordi prisen er ukjent under forbruk.

### 2.2.3 "Fastpris"

I fastpriskontrakter blir prisen bundet til et visst nivå over et lengre tidsrom. "Fastpris" er derfor uavhengig av svingninger i spotprisen på Nord Pool i avtaleperioden. Konkurransetilsynets kraftprisoversikt viser at kunder som inngår fastprisavtaler kan binde seg til å betale fastsatt pris i perioder på vanligvis ett til tre-fire år. Samtidig som kunden binder seg til å kjøpe elektrisk energi til fastsatt pris, binder kraftleverandøren seg til å levere den elektriske energien til avtalt pris i hele avtaleperioden. I følge EBL kan kundene kjøpe seg fri fra kontrakten, for å dekke kraftleverandørens tap som følge av at leveransen ikke blir fullført. Sammenlignet med "Standard variabel kraftpris" og "Markedskraft" skjermer fastprisavtalen kundene mot kraftig og uventet oppgang i spotprisen i bindingstiden. Samtidig kan prisbinding hindre kunden i å ta del i nedgang i spotprisen.

### 2.2.4 Andre kraftprisavtaler

Det finnes også kraftprisavtaler som gir garanti om pristak eller prisnivå i forhold til konkurrerende kraftleverandører. Et eksempel "Forvaltningskraft A4" fra Fjordkraft. Dette produktet kombinerer elementer fra "Fastpris" og "Markedskraft". Fjordkraft markedsfører kraftprisavtalen med at privatkunder og mindre bedrifter på linje med større kunder innen næring og industri, oppnår prissikring og forvaltning av kraftinnkjøp. Kundens forbruk inngår i en større kundeportefølje. Prisen følger spotprisen på Nord Pool, men en andel av porteføljen kan prissikres. Dersom spotprisen er forventet å stige, kan Fjordkraft binde prisen på et lavt nivå. Dersom spotprisen er forventet å falle, kan Fjordkraft la prisen følge spotprisen slik at kunden får ta

[7] Konkurransetilsynets kraftprisoversikt viser for eksempel at Ustekveikja Energi har 1 øre/kWh, Lyse 1,9 øre/kWh og Gudbrandsdal Energi 2,5 øre/kWh i kostnadspåslag i 2005.

del i spotprisnedgangen. Andelen av prissikret volum i portefølje ligger mellom ingen og full prissikring. Kunden må betale et såkalt forvaltningsgebyr på 2,48 øre/kWh. Også Fortum Markets tilbyr en kontrakt som kombinerer prissikringselementet fra fastpriskontrakten og fordelen av å følge spotprisen ved en spotpris-nedgang. Kraftprisavtalen "Fortum Aktiv" markedsføres som et produkt som gir kunden lav pris ved spotprisnedgang, men sikring mot kraftige spotprisøkninger. I tillegg til prisen kommer et forvaltningsgebyr på 2,25 øre/kWh.

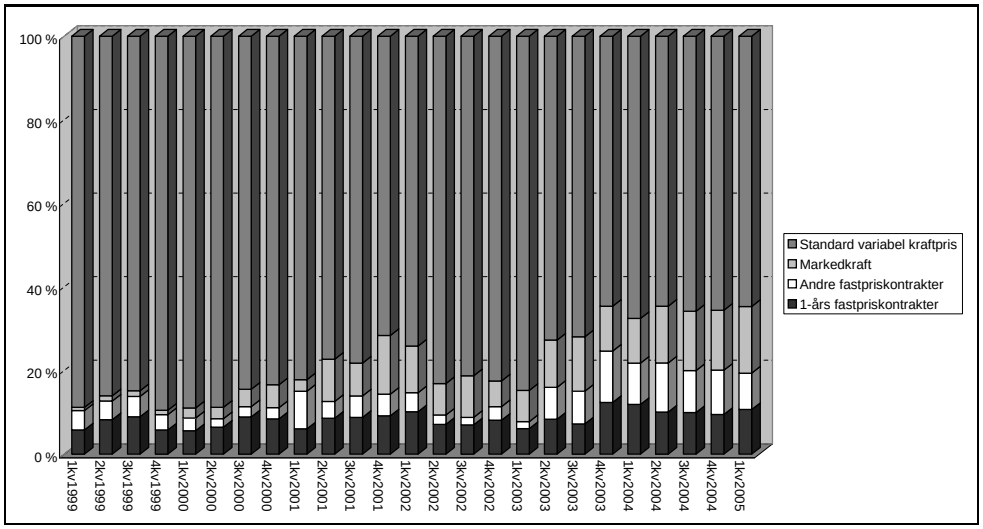
### 2.2.5 "Standard variabel kraftpris" dominerer

"Standard variabel kraftpris" dominerer blant private sluttbrukere i Norge. Tall fra SSB for 1. kvartal 2005 viser at 64,7 prosent av privatkundene har "Standard variabel kraftpris". Totalt velger 19,4 prosent å prissikre seg gjennom ulike fastprisavtaler. Disse fordeler seg ved at 10,7 prosent velger "1-års fastpris", og 8,7 prosent "Andre fastpriskontrakter" der prisen er fast i 3-4 år. Kun 15,9 prosent av privatkundene har "Markedskraft".[8] Etter den kraftige spotprisøkningen vinteren 2002-2003 har interessen for "Markedskraft" og "Fastpris" blant private sluttbrukere økt. Figur 2.2 viser prosentvis fordeling av kraftprisavtaler blant norske privatkunder i perioden 1999-2005. Ved starten av perioden var "Standard variabel kraftpris" klart dominerende. Fordelingen er noe mer variert i 2005. Antall kunder med "Markedskraft" har økt fra 1 prosent ved 1. kvartal 1999 til omtrent 16 prosent ved 1. kvartal 2005. Også antall kunder med "Fastpris" har økt i den aktuelle perioden. Ved 1. kvartal 1999 hadde totalt 10,4 prosent ulike former for fastprisavtaler. Denne andelen har vokst til 19,4 prosent ved 1. kvartal 2005.

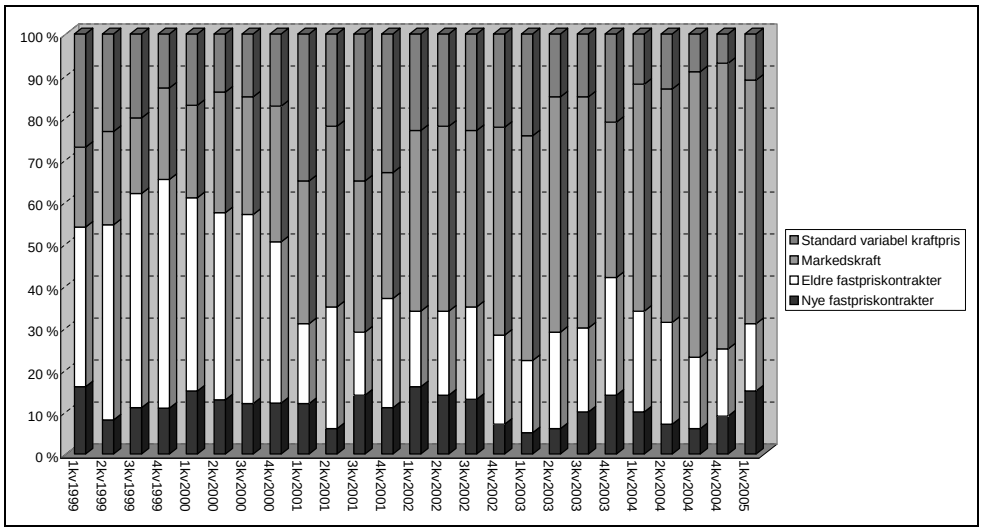
Til tross for parallell utvikling i engrosprisene i Norge, Sverige, Finland og Danmark gav tilbudssjokket vinteren 2002-2003 ulik økning i prisene for private sluttbrukere. I Sverige er det større variasjon i kontraktfordelingen blant privatkundene enn i Norge. Langsiktige fastpriskontrakter er mer utbredt. Derfor var svenske husholdningskunder bedre skjermet mot den kraftige spotprisøkningen enn norske husholdningskunder. I Danmark og Finland er fastpriskontrakter dominerende. I disse landene var også husholdningskundene mindre eksponert for tilbudssjokket enn i Norge (von der Fehr, Bergman og Amundsen, 2004). I følge NVE byttet 64 500 kunder kraftleverandør i 1. kvartal 2005. Til sammenligning byttet omkring 150 000 kraftleverandør i 1. kvartal 2003. Det tyder på stor oppmerksomhet omkring kraftprisen vinteren 2002-2003.

Til sammenligning viser figur 2.3 fordelingen av kraftprisavtaler innen tjenesteytende næringer i Norge. "Nye fastpriskontrakter" er kontrakter inngått siste 3 måneder, og "Eldre fastpriskontrakter" er kontrakter inngått før

[8] SSB gir ingen informasjon om hvor mange kunder som velger andre former for kraftprisavtaler. Dette tyder på at andre former for kraftprisavtaler per idag er nisjeprodukter.

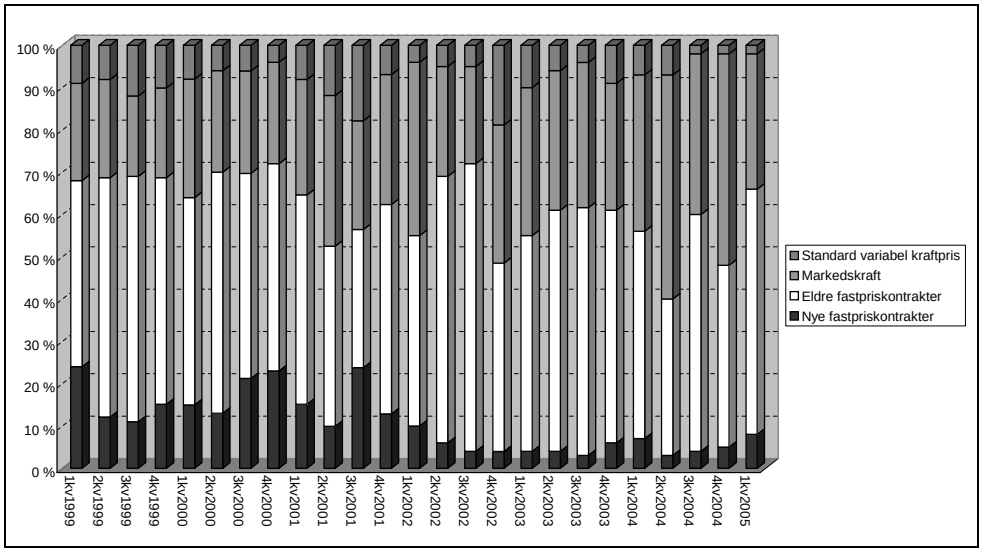



Figur 2.2: Fordeling av kraftprisavtaler privatkunder 1999-2005, kvartalsvis. Kilde: SSB.




Figur 2.3: Fordeling av kraftprisavtaler tjenesteytende næringer 1999-2005, kvartalsvis. Kilde: SSB.

siste 3 måneder. I motsetning til husholdningsmarkedet er "Standard variabel kraftpris" lite utbredt innen tjenesteytende næringer og industri. Fra starten av 2002 har "Markedskraft" vært dominerende innen tjenesteytende næringer. I 1. kvartal 2005 hadde 58 prosent innen denne sektoren "Markedskraft", 16 prosent "Eldre fastprisavtaler", 15 prosent "Nye fastprisavtaler", og kun 11 prosent "Standard variabel kraftpris". Figur 2.4 viser fordelingen av




Figur 2.4: Fordeling av kraftprisavtaler industri (unntatt kraftintensiv industri og treforedling) 1999-2005, kvartalsvis. Kilde: SSB.

kraftprisavtaler innen all industri, unntatt kraftintensiv industri og treforedling.[9] Flertallet av sluttbrukerne innen industri velger fastpriskontrakter, og "Eldre fastpriskontrakter" mest er utbredt.

Vinteren 2002-2003 økte prisene mer for husholdningene enn for tjenesteytende næringer og industri (von der Fehr, Bergman og Amundsen, 2004). Tall fra SSB viser at ved starten av 2003 hadde 85 prosent av privatkundene "Standard variabel kraftpris", 8 prosent ulike fastpriskontrakter, og kun 7 prosent "Markedskraft". Samtidig hadde 24 prosent av sluttbrukerne innen tjenesteytende næringer "Standard variabel kraftpris", 22 prosent fastpriskontrakter og 53 prosent "Markedskraft". Tilsvarende hadde 10 prosent innen industrien "Standard variabel kraftpris", 55 prosent fastpriskontrakter og 35 prosent "Markedskraft".

I motsetning til i "Fastpris" kan kraftleverandørene endre prisen i "Standard variabel kraftpris" og "Markedskraft" med få ukers varsel. Vinteren 2003 kunne kraftleverandørene endre prisen i 92 prosent av kraftprisavtalene for private sluttbrukere. Innen tjenesteytende næringer kunne prisen endres i 77 prosent av kraftprisavtalene, og i industrisektoren i 45 prosent av tilfel-

[9] SSB oppgir at "Eldre fastpriskontrakter" dekker opp mot 100 prosent av sluttbrukerne innen kraftintensiv industri og treforedling i perioden 1999-2005.

lene. Som en konsekvens av at "Fastpris" er mer utbredt innen tjenesteytende næringer og industri enn blant privatkundene, gav den kraftige økningen i spotprisen mindre utslag i form av økte priser i dette segmentet av sluttbrukermarkedet.

I tillegg til forskjeller i markedsstruktur og konkurranseforhold kan ulik fordeling av kraftprisavtaler være med på å forklare hvorfor tilbudssjokket vinteren 2002-2003 førte til høyere priser for private kunder i Norge enn i Sverige, Danmark og Finland. Dominansen av "Standard variabel kraftpris" gjorde trolig private sluttbrukere i Norge ekstra sårbare overfor spotprisøkningen (von der Fehr, Bergman og Amundsen, 2004). Fortsatt dominerer "Standard variabel kraftpris" sterkt blant privatkundene i Norge. Interessen for "Markedskraft" er klart mindre blant private kunder enn innen tjenesteytende næringer og industri.

## 2.3 Omsetningleddet av kraftmarkedet

I Norge gir NVE omsetningskonsesjoner for de ulike virksomhetsområdene i kraftmarkedet for å sikre samfunnsmessig rasjonell kraftomsetning og nettvirksomhet. Jeg gir en oversikt over antall konsesjonærer i omsetningsleddet av kraftmarkedet, og viser konsentrasjonen målt i prosent av totalt omsatt volum.

I 2004 var det 324 konsesjonærer i kraftmarkedet. Av disse var 150 selskaper aktive innen konkurranseutsatt virksomhet, 46 innen monopolvirksomhet og 128 i en kombinasjon av nettvirksomhet, omsetning og/eller produksjon. Tabell 2.1 gir en oversikt over antall konsesjonærer innen kraftomsetning i perioden 2000 til 2004. Antall konsesjonærer innen omsetning har gått ned i perioden 2000 til 2004. Men antall rene kraftleverandører har økt de siste to årene. I følge NVE har strengere krav om separering av monopol og konkurranseutsatt virksomhet ført til fisjoner. Samtidig har nye selskap etablert seg i omsetningsleddet.

Tabell 2.1: Antall konsesjonærer etter virksomhetsområde 2000-2004. Kilde: NVE.

| | 2000 | 2001 | 2002 | 2003 | 2004 |
|---|---|---|---|---|---|
| Kraftomsetning | 241 | 249 | 220 | 222 | 223 |
| Kun kraftomsetning | 81 | 88 | 72 | 71 | 77 |

Det er relativt høy konsentrasjon innen kraftomsetning. Store selskaper får en stadig større del av total omsetning i sluttbrukermarkedet. I følge NVE hadde 28 selskaper en omsetning over 500 GWh i 2003. Disse relativt store selskapene stod for 86 prosent av total omsetning i 2003. Videre hadde de tre største selskapene 42,8 prosent av totalt omsatt volum, og de ti største selskapene 67,6 prosent av omsatt volum. Til sammenligning var det 35 selskaper med omsetning over 500 GWh i 1996. Disse hadde 75 prosent av

totalt omsatt volum. Isolert sett er konsentrasjonen lavere innen omsetning av elektrisk energi til privat sluttbrukere. Tall for 2004 viser at de tre største kraftleverandørene stod for 30,9 prosent av omsatt volum til private kunder. De ti største kraftleverandørene stod for 56,6 prosent av omsatt volum. Det betyr at de siste 213 selskapene med konsesjon innen kraftomsetning hadde 43,4 prosent av totalt omsatt volum i 2004. Konsentrasjonen er derfor lavere i husholdningsmarkedet enn i sluttbrukermarkedet generelt (Giswold, 2005).

# Kapittel 3

# Konkurranseforhold

I kraftmarkedet er det sterke svingninger i spotprisen i løpet av året. Prisene i omsetningsleddet er typisk høyere om vinteren enn om sommeren. Prisene kan også øke eller falle mer uventet. Hvordan påvirker konkurranseforhold prisene til kraftleverandørene? Er kraftleverandørene i stand til å heve prisnivået gjennom stilltiende prissamarbeid? Elektrisk energi er et homogent produkt. I utgangspunktet spiller det ingen rolle for kunden om kraften blir levert av kraftleverandør $A$ eller $B$. Hvorfor beholder kraftleverandører kunder til tross for høyere priser enn konkurrentene?

I markeder med homogene produkter og priskonkurranse setter bedriftene pris lik marginalkostnad i likevekt. Paradoksalt nok kan selv bedrifter i markeder med kun et fåtall bedrifter være ute av stand til å manipulere prisene slik at de tjener positiv profitt. Stilltiende samarbeid, byttekostnader, kapasitetsbegrensninger, produktdifferensiering eller kombinasjoner av disse representerer løsninger på det såkalte Bertrand-paradokset (Tirole, 2001). Jeg argumenterer for at stilltiende samarbeid og eksistens av byttekostnader i kraftmarkedet demper konkurransen mellom kraftleverandørene. Med uendelig repetert interaksjon vil bedriftene innse at de er gjensidig avhengig av hverandre. Selv uten direkte samarbeid kan bedriftene være i stand til å heve prisen over marginalkostnad. Når bedriftene vurderer å underkutte en gitt pris, møter de en avveining mellom gevinsten av økt profitt på kort sikt, og faren for langvarig priskrig og dermed tapt profitt. Frykt for priskrig kan være nok til å hindre avvik fra samarbeid (Tirole, 2001).

Gjennom byttekostnader binder kundene seg i mer eller mindre grad til repetert kjøp av produktet til en av bedriftene i markedet. Bedriftene får en viss grad av markedsmakt over sin andel av markedet, og derfor et potensiale for å sette høyere priser enn i fravær av byttekostnader. Bedriftene må balansere insentivet til å sette høye priser for å utnytte allerede innelåste kunder mot insentivet til å sette lave priser for å få en større del av markedet, og dermed økt profitt i framtiden (Klemperer, 1995).[1]

[1] I markeder med kapasitetsbegrensninger kan bedriftene kun møte etterspørselen inn-

Jeg starter med å utdype Bertrand-paradokset. Deretter utleder jeg en generell modell for stilltiende samarbeid. Når spotprisen i kraftmarkedet svinger over tid, endres forholdet mellom kortsiktig fristelse til avvik fra samarbeid og langsiktig kostnad ved priskrig. For å balansere disse to effektene må kraftleverandørene justere samarbeidsprisen. Bagwell og Staiger (1997) har utviklet en teori for prissamarbeid i markeder der endringer i etterspørselsnivået genererer opp- og nedgangsfaser. Med utgangspunkt i Bagwell og Staiger (1997) viser jeg hvordan svingninger i spotprisen kan påvirke kraftleverandørenes evne til å opprettholde høy samarbeidspris.

For å analysere hvordan konkurransen i kraftmarkedet blir påvirket av byttekostnader utleder jeg en modell med uendelig mange perioder basert på Klemperer (1995). Jeg viser at bedriftenes insentiv til å utnytte allerede innelåste kunder dominerer over insentivet til å sette lave priser for å tiltrekke seg nye kunder. Jeg avslutter analysen av konkurranseforholdene i kraftmarkedet med å oppsummere virkninger av stilltiende samarbeid og byttekostnader.

## 3.1 Bertrand-konkurranse

I Bertrand-konkurranse er pris strategisk variabel. Anta at bedriftene produserer homogene produkter slik at konsumentene er indifferent mellom produkter fra ulike bedrifter. Anta at bedriftene har ubegrenset kapasitet, og konstant marginalkostnad lik $c$. Konsumentens etterspørsel er gitt ved:

$$q_i = D_i(p_i, p_j) \tag{3.1}$$

der $q_i$ er etterspurt kvantum av produktet til bedrift $i$, og $p_i$ prisen til bedrift $i$. Prisvektoren for markedet er $\vec{p} = (p_i, p_j)$. Etterspørselsfunksjonen er diskontinuerlig;

$$D_i(p_i, p_j) = \begin{cases} D_i(p_i) & \text{hvis } p_i < p_j \\ \frac{1}{2}D_i(p_i) & \text{hvis } p_i = p_j \\ 0 & \text{hvis } p_i > p_j \end{cases}$$

slik at det er umulig å finne maksimal profitt ved derivasjon av profittfunksjonen. Men det er mulig å foreslå fire ulike kandidater til *Nash-likevekt*. Det første tilfellet er $p_i > p_j > c$. Til disse prisene er $D_i(p_i, p_j) = 0$, så bedrift $i$ forsvinner ut av markedet. Bedrift $i$ ville ønske å sette $p_i$ marginalt under $p_j$ for å tjene positiv profitt. Dette er derfor ingen likevekt. Det andre tilfellet er $p_i > p_j = c$. Til dette settet av priser har bedrift $i$ høyere pris

til et bestemt nivå. Andre bedrifter kan utnytte residualetterspørselen til å heve prisen, og dermed tjene positiv profitt. Gjennom produktdifferensiering kan bedriftene også tjene positiv profitt. Konsumenter som er indifferent mellom produkter til lik pris kjøper produktet til bedriften med lavest pris. Når konsumentene verdsetter produktene ulikt, dempes priskonkurransen mellom bedriftene (Tirole, 2001).

enn konkurrenten. Konkurrenten får hele markedet, men tjener ingen profitt. Konkurrenten vil ønske å presse sin pris opp mot $p_j$ for å tjene positiv profitt. Dette tilfellet er derfor heller ingen likevekt. Det tredje tilfellet er $p_i = p_j > c$. Begge bedrifter kan doble sin etterspørsel ved å senke prisen marginalt under konkurrentens pris for å tiltrekke seg hele markedet. Dette gir ingen likevekt. Det fjerde tilfellet er $p_i = p_j = c$. Det finnes ingen profitable avvik fra denne prissettingen. Prisene er beste svar til hverandre. Reduserer bedrift $i$ sin pris, får bedriften hele markedet, men går med tap fordi prisen faller under marginalkostnad. Øker bedrift $i$ sin pris over konkurrenten sin pris, får bedriften fortsatt ingen gevinst, fordi konkurrenten tiltrekker seg hele markedet. Tilsvarende gjelder for bedrift $j$. Dette er derfor en Nash-likevekt. Det er et paradoks at oversiktlige markeder med et fåtall bedrifter ikke klarer å manipulere prisene slik at de tjener positiv profitt. Det at bedrifter med homogene produkter i Bertrand-konkurranse setter $p = c$, og tjener $\pi = 0$ blir kalt *Bertrand-paradokset* (Church og Ware, 2000).[2]

## 3.2 Stilltiende samarbeid

Evnen til å opprettholde stilltiende samarbeid er en balansegang mellom fristelsen til å bryte ut ved å sette lavere pris enn konkurrentene, og dermed tiltrekke seg en større del av markedet og få økt profitt på kort sikt, og frykten for langsiktige kostnader av priskrig som et slik avvik vil kunne føre til. Bagwell og Staiger (1997) isolerer effekten av stokastiske endringer i etterspørselsnivået i markedet på evnen til å opprettholde høy samarbeidspris. Opp- og nedgangsfaser blir definert som sekvenser av perioder med henholdsvis rask og langsom vekst i etterspørselsnivået i markedet. Når vekstratene til etterspørselsnivået er positivt korrelert over tid, er samarbeidsprisen svakt medsyklisk. Differansen mellom høyeste og laveste samarbeidspris øker når forventet varighet av nedgangsfasen øker, og forventet varighet av oppgangsfasen faller.

I kraftmarkedet skifter derimot marginalkostnaden til kraftleverandørene, fordi spotprisen varierer kraftig i løpet av året. Uansett om kraftleverandørene kjøper kraften på Nord Pool eller direkte fra produsenter representerer spotprisen marginalkostnaden til kraftleverandørene. Alternativkostnaden ved å selge kraften til kundene er å selge kraften til Nord Pool.[3] Jeg

[2]Dersom bedriftene har asymmetriske marginalkostnader; $c_i < c_j$, setter bedriftene $p = c_j$ (bedrift $i$ setter sin pris marginalt under $c_j$ for å tiltrekke seg hele markedet). Bedrift $i$ tjener $(c_j - c_i)D(c_j)$. Bedrift $j$ får $\pi_j = 0$. Siden bedrift $i$ setter pris over marginalkostnad er $\pi_i > 0$. Men bedrift $i$ tjener veldig liten profitt dersom $c_j$ er nær $c_i$ (Tirole, 2001).

[3]Kraftleverandørene har i tillegg administrasjonskostnader, reklamekostnader og lønnskostnader for å nevne noen eksempler. Disse kostnadene kan tolkes som faste kostnader som er uavhengig av svingningene i spotprisen på Nord Pool.

trekker en parallell mellom endringer i etterspørselsnivået i markedet hos Bagwell og Staiger (1997) og svingninger i spotprisen i kraftmarkedet gjennom at profitten endres i opp- og nedgangsperioder.

Et eksempel illustrerer sammenhengen. Anta konstant marginalkostnad lik $c$, og lineær etterspørsel gitt ved $D(p) = A - p$. Anta perfekt samarbeid mellom bedriftene, slik at bedriftene er i stand til å sette monopolpris. Monopolprofitten er gitt ved $\pi^m = (\frac{A-c}{2})^2$. Anta at i situasjon $(i)$ er $A = 1$ og $c = c_1$. Anta at marginalkostnaden faller i situasjon $(ii)$, slik at $A = 1$ og $c = c_2 = c_1 - \Delta$. Da er monopolprofitten i situasjon $(ii)$ gitt ved:

$$\begin{aligned} \pi^m &= \left(\frac{1 - c_1 + \Delta}{2}\right)^2 \\ &= \left(\frac{1 + \Delta - c_1}{2}\right)^2 \end{aligned} \tag{3.2}$$

Når marginalkostnaden faller, øker profitten. Ligning (3.2) viser at dette er ekvivalent med at $c = c_1$ og $A = 1 + \Delta$. Det betyr at profitten øker ved redusert marginalkostnad eller økt etterspørsel. Basert på Bagwell og Staiger (1997) analyserer jeg derfor hvordan kraftleverandørene veksler mellom å sette høy eller lav samarbeidspris avhengig av svingninger i spotprisen. Jeg definerer en oppgangsfase som en sekvens av perioder med fall i spotprisen, og tilsvarende en nedgangsfase som en sekvens av perioder med økning i spotprisen.

Bagwell og Staiger (1997) antar at bedriftene kan inngå perfekt samarbeid ved å sette samarbeidsprisen lik monopolprisen for markedet. Perfekt samarbeid i kraftmarkedet, der mange kraftleverandører konkurrerer mot hverandre, er urealistisk. Men kraftleverandører kan gjennom imperfekt samarbeid være i stand til å sette en samarbeidspris som ligger under monopolpris, men over prisen i perfekt konkurranse.

Jeg begynner med å utlede en generell modell for stilltiende samarbeid som illustrerer balansegangen mellom kort- og langsiktig profitt. Deretter viser jeg hvordan bedriftenes evne til å opprettholde høy samarbeidspris varierer i takt med stokastiske endringer i profittnivået i markedet. Jeg definerer samarbeidsprisen i to ulike tilstander; stasjonær vekst og Markov-vekst. Jeg relaterer konklusjonene til kraftmarkedet.

### 3.2.1 Modell for stilltiende samarbeid

I et marked med uendelig mange repetisjoner av statisk spill setter $n$ homogene bedrifter priser simultant. Anta at bedriftene har konstant marginalkostnad lik $c$. I hver periode $t$ for $t \in (1, \ldots, \infty)$ velger bedrift $i$ prisen $p_i$, og får profitten $\pi_i(p_i, p_j)$ for $i \neq j$. Anta at bedrift $i$ observerer prisen til bedrift $j$ i periode $t + 1$. Dersom bedriftene samarbeider om å sette høyere priser enn i statisk Nash-likevekt, oppnår bedriftene positiv profitt. Anta at samarbeidsprofitten er deling av monopolprofitten i markedet; $\pi_i^* = \frac{\pi^m}{n}$. Dersom bedrift

$i$ avviker fra samarbeid ved å sette $p_i$ marginalt under samarbeidspris, får bedrift $i$ hele markedet. Utbruddsprofitten er derfor $\pi_i^R = \pi^m$. Enkleste strategi for å holde en gitt pris er å straffe avvik så hardt som mulig. Maksimal straff i priskonkurranse med homogene produkter er statisk Nash-likevekt. Anta at bedriftene bruker *trigger-strategier*; bedriftene samarbeider i alle perioder, så lenge alle andre bedrifter har samarbeidet i alle perioder. Dersom bedrift $i$ oppdager avvik, velger bedriften statisk Nash-likevekt i alle framtidige perioder. Straffen ved å bryte ut av samarbeid under priskonkurranse er derfor hard. Samtidig er fristelsen for utbrudd stor. Bedriften som tidligere fikk sin del av monopolprofitten, oppnår hele monopolprofitten alene ved avvik fra samarbeid. Nåverdi av profitt for bedrift $i$ er gitt ved:

$$V_i = \sum_{t=1}^{\infty} \delta^{t-1} \pi(p_i^t, p_j^t) \qquad \text{der } 0 < \delta < 1 \tag{3.3}$$

Diskonteringsfaktoren, $\delta$, blir bestemt av to forhold; tidspreferanse og periodelengde. Jo mer tålmodige bedriftene er, jo nærmere 1 er $\delta$. I markeder med korte perioder er det forventet at bedriftene skal være relativt mye opptatt av framtidige perioder. Jo kortere perioder, jo mer nærmere 1 er $\delta$. For at bedriftene skal ha insentiv til å samarbeide i alle perioder må nåverdi av samarbeidsprofitt være minst like stor som utbruddsprofitt i en periode, og så statisk Nash-likevekt i alle framtidige perioder. Nåverdi av samarbeid i uendelig mange perioder for bedrift $i$ er gitt ved: $V_i^* = (\pi_i^* + \delta\pi_i^* + \delta^2\pi_i^* + \ldots)$, slik at neddiskontert nåverdi av samarbeid er $\delta V_i^* = (\delta\pi_i^* + \delta^2\pi_i^* + \ldots)$. Subtraksjon gir:

$$\begin{aligned} V_i^* - \delta V_i^* &= \pi_i^* \\ V_i^* &= \frac{1}{1-\delta}\pi_i^* \end{aligned} \tag{3.4}$$

Nåverdi av statisk Nash-likevekt i uendelig mange perioder for bedrift $i$ er gitt ved:

$$\begin{aligned} V_i^N &= (\delta\pi_i^N + \delta^2\pi_i^N + \ldots) \\ &= \delta(\pi_i^N + \delta\pi_i^N + \ldots) \\ &= \frac{\delta}{1-\delta}\pi_i^N \end{aligned} \tag{3.5}$$

Kun dersom straffen ved avvik rammer bedriftene hardt nok, vil bedriftene velge å samarbeide i alle perioder. Betingelse for samarbeid i alle perioder er gitt ved ligning (3.6):

$$\frac{1}{1-\delta}\pi_i^* \geq \pi_i^R + \frac{\delta}{1-\delta}\pi_i^N \tag{3.6}$$

Hvis bedriftene er opptatt av framtidig profitt, vil fordelen ved å bryte ut, $(\pi_i^R - \pi_i^*)$, veie mindre enn ulempen med redusert profitt i alle framtidige perioder som følge av utbrudd, $(\pi_i^* - \pi_i^N)$. Avveiningen mellom kort- og

langsiktig profitt avhenger derfor av $\delta$. Kritisk diskonteringsfaktor for samarbeidsbetingelsen er gitt ved, $\bar{\delta}$:

$$\begin{aligned} \pi_i^* &\geq \pi_i^R(1-\delta) + \delta\pi_i^N \\ &\Updownarrow \\ \delta &\geq \frac{\pi_i^R - \pi_i^*}{\pi_i^R - \pi_i^N} \equiv \bar{\delta} \end{aligned} \tag{3.7}$$

Ligning (3.7) uttrykker kritisk diskonteringsfaktor som forholdet mellom gevinst ved utbrudd fra samarbeid i periode $t$, og tap ved å vende tilbake til statisk Nash-likevekt fra periode $t+1$. I priskonkurranse med homogene produkter er $\pi_i^N = 0$. Da er kritisk diskonteringsfaktor gitt ved:

$$\delta \geq \frac{\pi_i^R - \pi_i^*}{\pi_i^R} \equiv \bar{\delta} \tag{3.8}$$

Kun dersom $\delta \geq \bar{\delta}$ er straffen hard nok til å sikre samarbeid i alle perioder. Dersom samarbeidsprofitten går ned, vil kritisk verdi for diskonteringsfaktoren øke, slik at området for mulig samarbeid blir mindre. Lavere samarbeidsprofitt gjør det mindre attraktivt for bedriftene å samarbeide. Hvis utbruddsprofitten går ned, vil kritisk verdi for diskonteringsfaktoren falle. Det blir mindre attraktivt for bedriftene å bryte ut, og potensielt samarbeid strykes. Ligning (3.8) viser derfor at når samarbeidsprofitten går ned, eller utbruddsprofitten går opp, vil kritisk diskonteringsfaktor øke.

Evnen til å inngå stilltiende samarbeid blir også påvirket av antall bedrifter i markedet. I markeder med et stort antall bedrifter vil bedriften som bryter ut få hele monopolprofitten. Siden bedriften tjener enormt ved avvik, øker insentivet til å bryte ut. I ligning (3.9) setter jeg inn for $\pi_i^R$ og $\pi_i^*$ for å vise at samarbeid er vanskeligere når $n$ øker:

$$\delta \geq \frac{\pi_i^R - \pi_i^*}{\pi_i^R} = \frac{\pi^m - \frac{\pi^m}{n}}{\pi^m} = \frac{n-1}{n} \equiv \bar{\delta} \tag{3.9}$$

Anta at det kun er to bedrifter i markedet. Da må $\delta \geq \frac{1}{2}$ for at bedriftene skal samarbeide i alle perioder. Jo flere bedrifter i markedet, jo mindre blir området for mulig samarbeid. Når $n$ øker, vil kritisk diskonteringsfaktor gå opp. For at samarbeid skal være mulig i markeder med et stort antall bedrifter må bedriftene verdsette framtidig profitt høyt, eller møtes hyppig i markedet (Church og Ware, 2000).

I kraftmarkedet er det et relativt stort antall kraftleverandører. For at kraftleverandørene skal være i stand til å inngå imperfekt samarbeid, $c < p_i^* < p^m$ der $p_i^*$ er samarbeidspris, må tidspreferanseraten være høy og periodelengden kort. Når det er mange offentlige og store private selskaper i omsetningsleddet av kraftmarkedet, kan det tyde på høy tidspreferanserate. Det er ikke forventet at disse selskapene skal være ensidig opptatt av

kortsiktig profitt.[4] Samtidig er periodelengden kort. Kraftleverandørene kan regulere prisen i de ulike kraftprisavtalene med korte mellomrom. Kraftleverandørene kan derfor raskt oppdage om konkurrentene har satt lavere priser enn samarbeidspris for å tiltrekke seg en større del av markedet. Det er derfor mulig for kraftleverandørene å reagere raskt på avvik.

I beslutningen om å avvike fra en gitt pris møter bedrifter i stilltiende samarbeid en avveining mellom gevinst i form av økt profitt på kort sikt, og kostnad ved langsiktig priskrig som et slikt avvik vil føre til. I priskonkurranse er straffen hard både for bedrifter som bryter ut, og for bedrifter som reagerer mot avvik. Men i likevekt vil bedriftene alltid velge å samarbeide, slik at priskrig uteblir (Tirole, 2001).

### 3.2.2 Modell for stilltiende samarbeid og stokastisk profittnivå

I hver periode $t \in \{1, \ldots, \infty\}$ setter $n \geq 2$ bedrifter priser simultant. Anta at bedriftene produserer homogene produkter til konstant marginalkostnad lik $c$. Konsumentene etterspør en enhet hver av produktet i hver periode, og fordeler seg likt mellom bedriftene med lavest pris. Bedriftene med lavest pris tjener $\pi(p) = (p - c)D(p)$. Dersom en bedrift ikke er mellom bedriftene med lavest pris er $\pi(p) = 0$. Anta at $p^m$ er unik profittmaksimum, $\pi(p)$ strengt økende og differensierbar over $p \in [0, p^m]$. Anta for enkelhets skyld at $p^m$ er asyklisk. Anta at bedriftene setter priser mellom $[0, p^m]$. Bedriftene observerer alle tidligere priser. Prisen til bedrift $i$ i periode $t$ er derfor en funksjon av alle priser til alle andre bedrifter i periode $t = \tau$ for $\tau \in \{1, \ldots, t-1\}$. Siden prisen i tillegg er en funksjon av kostnadsnivå, er prisen i periode $t$ også en funksjon av kostnadsnivå i alle tidligere perioder. Bedriftene neddiskonterer framtidig profitt med diskonteringsfaktoren $0 \leq \delta \leq 1$.

Avveiningen mellom kortsiktig og langsiktig profitt i periode $t$ blir påvirket av profittnivået i periode $t$, $\pi_t^m$, samt forventet profittnivå i framtidige perioder. Anta at hver bedrift har full informasjon om $\pi_t^m$, samt profittnivå i alle tidligere perioder. Anta at bedriftene bruker trigger-strategier, og at avvik fra samarbeid fører til maksimal straff i form av statisk Nash-likevekt i alle framtidige perioder. Siden endringene i $\pi_t^m$ er eksogent bestemt, analyserer jeg effekten av endringer i profittnivået på $p^c$. Jeg definerer den høyeste samarbeidsprisen, $p^c$, bedriftene er i stand til å sette i symmetrisk delspillperfekt likevekt.

#### Stasjonær vekst

For å vise at det er lettere for bedriftene å samarbeide når det er oppgang i markedet starter jeg med tilfellet der profittnivået vokser med en stasjonær

[4] Et unntak kan være kommunale kraftleverandører der kommunen på grunn av stramme budsjetter må realisere profitt på kort sikt (Sørgard, 1997).

rate. Tilfellet med stasjonær vekst gir også et sammenligningsgrunnlag for Markov-vekst.

Anta at $\pi_0^m > 0$. Markedet vokser med raten $g$ slik at $\pi_{t+1}^m = g\pi_t^m$. Dersom $g > 1$, øker profittnivået over tid. Dersom $g < 1$, minker profittnivået over tid. Når $g = 1$, er profittnivået konstant over tid. Nåverdi av profittnivået er endelig. Marginalkostnaden kan aldri bli negativ, slik at fallende utvikling i profittnivået over tid er avgrenset. Dersom marginalkostnaden øker utover $p = c$, tjener bedriftene ingen profitt. Stigende utvikling i profittnivået er derfor også avgrenset.

Når markedet vokser med en stasjonær rate, er avveiningen mellom kort- og langsiktig profitt lik i hver periode $t$. Derfor er samarbeidsprisen lik i alle perioder. La $\Omega(p) = \pi(p) - \frac{\pi(p)}{n} = \pi(p)\frac{(n-1)}{n}$ være gevinst ved avvik fra samarbeid, gitt at alle bedrifter setter prisen $p$. Dersom en bedrift avviker fra samarbeidsprisen ved å sette sin pris marginalt under $p$, får bedriften hele markedet. Derfor er utbruddsprofitten $\pi(p)$. Samarbeidsprofitten er $\frac{\pi(p)}{n}$. La $\omega(p) = \frac{\pi(p)}{n} - \frac{\pi(c)}{n} = \frac{\pi(p)}{n}$ være kostnad ved priskrig per periode. Avvik fører til at bedriftene ofrer framtidig profitt, fordi priskrig gjør at bedriftene erstatter samarbeidsprisen med $p = c$. Betingelsen for at bedrift $i$ skal velge å samarbeide i hver periode $t$ er:

$$\Omega(p) \leq \sum_{\tau=t+1}^{\infty} (\delta g)^{\tau-1}\omega(p) = \frac{\delta g}{1-\delta g}\omega(p) \tag{3.10}$$

I hver periode vurderer bedriftene gevinst ved avvik mot neddiskontert kostnad av priskrig i alle perioder bortsett fra periode $t$. For at bedriftene skal velge å samarbeide i alle perioder, må gevinsten ved avvik ikke være større enn neddiskontert tap ved priskrig som starter i periode $t + 1$. Bedriftene tar hensyn til at markedet vokser med raten $g$ når de neddiskonterer kostnaden av priskrig. Både gevinsten ved utbrudd, $\Omega(p)$, og kostnad ved priskrig, $\omega(p)$, øker, når $\pi(p)$ øker. Tilsvarende minker $\Omega(p)$ og $\omega(p)$, når $\pi(p)$ minker. Ved å sette inn for $\Omega(p)$ og $\omega(p)$ blir det klart at bedriftene kun vil velge å samarbeide dersom:

$$\begin{aligned} \pi(p)\frac{n-1}{n} &\leq \frac{\delta g}{1-\delta g}\frac{\pi(p)}{n} \\ n-1 &\leq \frac{\delta g}{1-\delta g} \\ \delta g &\geq \frac{n-1}{n} \end{aligned} \tag{3.11}$$

Det betyr at med stasjonær vekstrate er $p^c = p^m$ når $\delta g \geq \frac{(n-1)}{n}$. Ellers er bedriftene ute av stand til å heve prisen over marginalkostnad slik at $p^c = c$. Samarbeid er lettere når $g > 1$. Når $g > 1$, og tidspreferanseraten til bedriftene er $0 \leq \delta \leq 1$, er nåverdi av framtidig profitt relativt høy. Bedriftene har mer igjen for å samarbeid idag, fordi kostnaden av priskrig i

framtiden går opp ettersom profittnivået i markedet øker. Når $g = 1$, tilsvarer kritisk verdi for diskonteringsfaktoren utfallet i generell modell i ligning (3.9). Det er derfor lettere for bedriftene å samarbeide i oppgang.

### Markov-vekst

Anta at vekstraten i markedet er stokastisk, og bestemt av en såkalt *Markov-prosess*. Anta at $\pi_t^m$ kan vokse med to ulike rater; $g_t = b$ eller $g_t = r$, der $b > r$. Dersom $\pi_{t+1}^m = b\pi_t^m$, er periode $t$ en oppgangsperiode. Dersom $\pi_{t+1}^m = r\pi_t^m$, er periode $t$ en nedgangsperiode.[5]

Anta at $\pi_0^m > 0$. Med sannsynlighet $\rho$ går vekstraten i markedet fra $g_{t-1} = b$ til $g_t = r$, og med sannsynlighet $\lambda$ fra $g_{t-1} = r$ til $g_t = b$. Med sannsynlighet $\mu$ starter prosessen i en oppgangsperiode. Overgangen mellom perioder er derfor bestemt av:

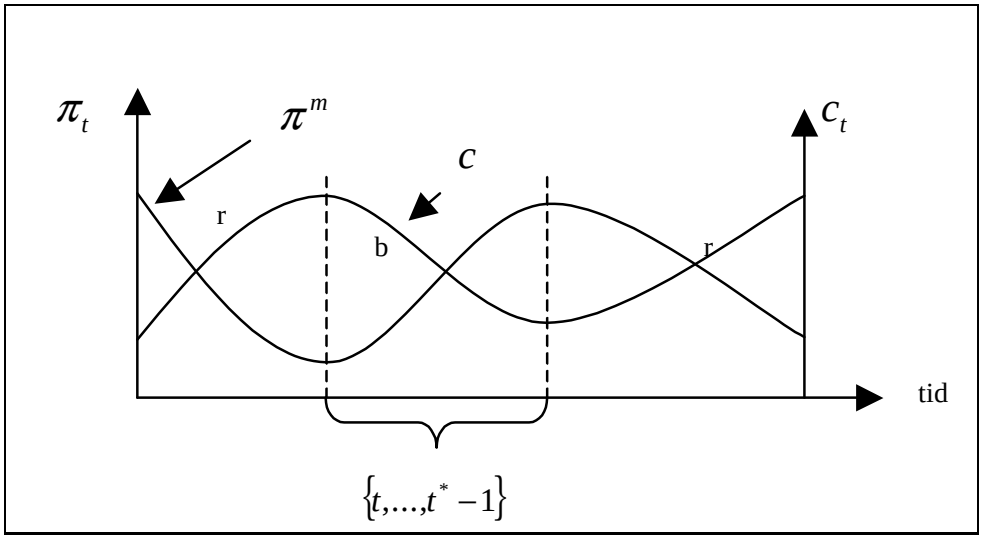
$$\begin{aligned}
\rho &\equiv prob(g_t = r | g_{t-1} = b) \\
\lambda &\equiv prob(g_t = b | g_{t-1} = r) \\
\mu &\equiv prob(g_1 = b)
\end{aligned}$$

der $\rho, \lambda, \mu \in [0, 1]$. Sannsynlighetene $\rho$ og $\lambda$ uttrykker også forventet varighet av opp- og nedgangsfasene. Anta at $g_{t-1} = r$ og $g_t = b$, slik at periode $t$ representerer starten på en oppgangsfase. La $t^* \equiv min\{\tau > t | g_\tau = r\}$, der $t^*$ er en nedgangsperiode. Jeg definerer oppgangsfasen som en sekvens av oppgangperioder i området $\{t, \ldots, t^* - 1\}$. Forventet varighet av oppgangsfasen er gitt ved $\sum_{z=1}^{\infty} z\rho(1-\rho)^{z-1} = \frac{1}{\rho}$. Tilsvarende er nedgangsfasen en sekvens av nedgangsperioder. Forventet varighet av oppgangsfasen er $\frac{1}{\lambda}$.[6] Figur 3.1 viser hvordan utviklingen i marginalkostnaden påvirker profitten i opp- og nedgangsfaser. Slik modellen er formulert vil utviklingen i marginalkostnad og profitt være karakterisert av eksponentiell vekst. Figur 3.1 er kun ment for å illustrere hvordan endringer i spotprisen på Nord Pool virker inn på profittnivået til kraftleverandørene.

Betingelsen for samarbeid er lik i alle oppgangsperioder, samt lik i alle nedgangsperioder. Jeg skal finne samarbeidprisene, $p_b^c$ og $p_r^c$, som bedriftene vil sette i likevekt i henholdsvis opp- og nedgangsperioder. La $\bar{\omega}_b(p_b, p_r)$ være forventet neddiskontert profitt fra og med periode $t + 1$ dersom $g_{t+1} = b$, gitt at bedriftene setter $p_b$ og $p_r$ i framtiden. La tilsvarende $\bar{\omega}_r(p_b, p_r)$ være forventet neddiskontert profitt når $g_{t+1} = r$. Dersom det bryter ut priskrig i periode $t + 1$, er bedriftene ute av stand til å tjene positiv profitt for all framtid. Derfor uttrykker $\bar{\omega}_b(p_b, p_r)$ og $\bar{\omega}_r(p_b, p_r)$ også kostnaden ved å bryte ut fra samarbeid i periode $t$, når periode $t + 1$ er henholdsvis opp-

[5] Jeg adopterer notasjonen til Bagwell og Staiger (1997) der $b$ står for "boom" og $r$ for "recession".

[6] Ved $g = b$, $\mu = 1$ og $\rho = 0$ er veksten stasjonær.




Figur 3.1: Utvikling i profittnivå i et marked med stokastiske skift i marginalkostnad.

og nedgangsperiode. Betingelsen for samarbeid i alle perioder er gitt ved ligning (3.12) og (3.13):

$$\Omega(p_b) \leq \delta\{\rho\bar{\omega}_r(p_b, p_r) + (1-\rho)\bar{\omega}_b(p_b, p_r)\} \tag{3.12}$$

$$\Omega(p_r) \leq \delta\{\lambda\bar{\omega}_b(p_b, p_r) + (1-\lambda)\bar{\omega}_r(p_b, p_r)\} \tag{3.13}$$

der

$$\bar{\omega}_b = \omega(p_b) + \delta\{\rho\bar{\omega}_r + (1-\rho)\bar{\omega}_b\} \tag{3.14}$$

$$\bar{\omega}_r = \omega(p_r) + \delta\{\lambda\bar{\omega}_b + (1-\lambda)\bar{\omega}_r\} \tag{3.15}$$

Ligning (3.12) viser avveiningen mellom gevinst ved avvik fra samarbeid i periode $t$ og kostnad ved priskrig, uttrykt som forventet neddiskontert profitt, i oppgangsperioder. Ligning (3.13) viser tilsvarende i nedgangsperioder. Markov-strukturen er bygget opp slik at det er mulig å utnytte gjentakelseaspektet i uttrykkene for forventet kostnad av priskrig. Forventet kostnad av priskrig er gitt ved ligning (3.14) og (3.15) ved henholdsvis opp- og nedgang i periode $t+1$. Formelt kan ligning (3.14) og (3.15) henholdsvis løses for $\bar{\omega}_b$ og $\bar{\omega}_r$:

$$\bar{\omega}_b = \omega(p_b) + \rho\delta\bar{\omega}_r + (1-\rho)\delta\bar{\omega}_b = \frac{\omega(p_b) + \rho\delta\bar{\omega}_r}{1-(1-\rho)\delta} \tag{3.16}$$

$$\bar{\omega}_r = \omega(p_r) + \lambda\delta\bar{\omega}_b + (1-\lambda)\delta\bar{\omega}_r = \frac{\omega(p_r) + \lambda\delta\bar{\omega}_b}{1-(1-\lambda)\delta} \tag{3.17}$$

For å forenkle antar jeg at i langsiktig stabil likevekt er $\rho = \lambda$. Når $\rho = \lambda$, er det ingen langsiktig økende eller fallende trend i profittnivået i markedet. I kraftmarkedet er det ikke slik at det er mer eller mindre lønnsomt å

drive omsetningsvirksomhet på lang sikt. Profittnivået svinger opp og ned på kort sikt i takt med spotprisen på Nord Pool, og det er disse kortsiktige svingningene jeg er opptatt av. Substitusjon av ligning (3.17) i ligning (3.16) gir:

$$\begin{aligned}\bar{\omega}_b &= \frac{\omega(p_b) + \lambda\delta\left(\frac{\omega(p_r)+\lambda\delta\bar{\omega}_b}{1-(1-\lambda)\delta}\right)}{1-(1-\lambda)\delta} = \frac{\omega(p_b)(1-(1-\lambda)\delta) + \lambda\delta\omega(p_r) + \lambda^2\delta^2\bar{\omega}_b}{[1-(1-\lambda)\delta]^2} \\ &= \{\omega(p_b)[1-(1-\lambda)\delta]/\delta + \omega(p_r)\lambda\}\Delta \qquad (3.18)\end{aligned}$$

der $\Delta = \delta/[(1-(1-\lambda))\delta^2 - \lambda^2\delta^2]$.[7] Tilsvarende substitusjon gir:

$$\begin{aligned}\bar{\omega}_r &= \frac{\omega(p_r) + \lambda\delta\left(\frac{\omega(p_b)+\lambda\delta\bar{\omega}_r}{1-(1-\lambda)\delta}\right)}{1-(1-\lambda)\delta} = \frac{\omega(p_r)(1-(1-\lambda)\delta) + \lambda\delta\omega(p_b) + \lambda^2\delta^2\bar{\omega}_r}{[1-(1-\lambda)\delta]^2} \\ &= \{\omega(p_r)[1-(1-\lambda)\delta]/\delta + \omega(p_b)\lambda\}\Delta \qquad (3.19)\end{aligned}$$

For å få betingelsene for samarbeid i opp- og nedgangsperioder som fullstendige uttrykk setter jeg inn for ligning (3.18) og (3.19) i ligning (3.12) og (3.13):

$$\begin{aligned}\Omega(p_b) &\leq \delta\{\lambda[(\omega(p_r)(1-(1-\lambda)\delta)/\delta + \omega(p_b)\lambda)\Delta] + (1-\lambda)[(\omega(p_b)(1-(1-\lambda)\delta)/\delta + \omega(p_r)\lambda)\Delta]\} \\ &\leq \delta\Delta\{\lambda\omega(p_r)[1-(1-\lambda)\delta + (1-\lambda)\delta)/\delta] + \omega(p_b)[(\lambda^2\delta + (1-\lambda)(1-(1-\lambda)\delta)/\delta]\} \\ &\leq \{\omega(p_r)\lambda + \omega(p_b)[1-\lambda-\delta(1-2\lambda^2)]\}\Delta \qquad (3.20)\end{aligned}$$

$$\begin{aligned}\Omega(p_r) &\leq \delta\{\lambda[(\omega(p_b)(1-(1-\lambda)\delta)/\delta + \omega(p_r)\lambda)\Delta] + (1-\lambda)[(\omega(p_r)(1-(1-\lambda)\delta)/\delta + \omega(p_b)\lambda)\Delta]\} \\ &\leq \delta\Delta\{\lambda\omega(p_b)[1-(1-\lambda)\delta + (1-\lambda)\delta)/\delta] + \omega(p_r)[(\lambda^2\delta + (1-\lambda)(1-(1-\lambda)\delta)/\delta]\} \\ &\leq \{\omega(p_b)\lambda + \omega(p_r)[1-\lambda-\delta(1-2\lambda^2)]\}\Delta \qquad (3.21)\end{aligned}$$

Ligning (3.20) viser at fristelsen til å bryte ut av samarbeid, gitt oppgang i periode $t$, ikke må være større enn forventet neddiskontert tap av framtidig profitt som følge av priskrig. Forventet neddiskontert tap reflekterer at i langsiktig stabil likevekt er forventet varighet av opp- og nedgangsfasene lik, fordi $\rho = \lambda$. Ligning (3.21) viser tilsvarende betingelse for samarbeid gitt nedgang i periode $t$.

Tilfellet med stasjonær vekst i ligning (3.11) viser at samarbeid er lettere når $g > 1$. Dersom perfekt samarbeid, $p_b^c = p_r^c = p^m$, er mulig i stasjonær vekst til $g = r$, må også perfekt samarbeid være mulig i Markov-vekst, der vekstraten også kan være høyere; $g = b$. Hvis

$$\delta r \geq \frac{n-1}{n}, \qquad \text{så er } p_b^c = p_r^c = p^m. \qquad (3.22)$$

[7] Det kan vises at $\Delta > 0$. La $\Delta \equiv \frac{\delta}{D(\delta)}$, der $D(\delta) = [1-(1-\lambda)\delta]^2 - \lambda^2\delta^2$. Da er $D(0) = [1-(1-\lambda)0]^2 - \lambda^2 0^2 = 1$.

Anta at det kun er to bedrifter i markedet, slik at kritisk verdi for diskonteringsfaktoren lik $\frac{1}{2}$. Kun dersom $\delta r \geq \frac{1}{2}$, rammer neddiskontert kostnad av priskrig bedriftene så hardt at samarbeid også er mulig i nedgangsperioder. Når ligning (3.22) holder, vil bedriftene alltid samarbeide.

Dersom bedriftene ikke er i stand til å opprettholde samarbeidspriser over marginalkostnad i stasjonær vekst er utfallet perfekt konkurranse; $p^c = c$. Det samme er tilfellet i Markov-vekst. Hvis

$$\delta b < \frac{n-1}{n}, \qquad \text{så er } p_b^c = p_r^c = c. \tag{3.23}$$

Gevinsten ved å bryte ut i oppgang er større enn forventet neddiskontert kostnad av priskrig, gitt at bedriftenes tidspreferanserate og veksten i profittnivået over tid. Når bedriftenes tidspreferanserate er slik at det ikke er mulig for bedriftene å samarbeide i oppgang, er det heller ikke mulig for bedriftene å samarbeide i nedgang. Bedriftene vil bryte ut av samarbeidet fordi neddiskontert kostnad av priskrig, gitt at profittnivået i markedet vokser med raten $b$, ikke er tilstrekkelig høy. Når ligning (3.23) holder, er samarbeid aldri mulig. I disse tilfellene er prisene i Markov-vekst klart definert. Dersom

$$\delta r < \frac{n-1}{n} < \delta b \tag{3.24}$$

vil perfekt samarbeid kun være mulig i stasjonær vekst når $g = b$. Da er tidspreferanseraten til bedriftene slik at kostnaden av priskrig kun er høy nok til å hindre avvik dersom profittnivået vokser med raten $g > 1$. I tilfellet med Markov-vekst skifter vekstraten til profittnivået stokastisk mellom $g_t = b$ og $g_t = r$. Gitt tidspreferanseraten til bedriftene, er neddiskontert kostnad av framtidig priskrig i hver periode avhengig av om $g_{t+1} = b$ eller $g_{t+1} = r$. Enten får bedriftene en profitt som avhenger av $\delta b$ i periode $t+1$, eller så avhenger profitten av $\delta r$ i periode $t+1$. I utgangspunktet er det lettere for bedriftene å samarbeide når framtidig profitt avhenger av $\delta b$, fordi kostnaden av priskrig rammer bedriftene hardere enn når $\delta r$. Men strukturen i Markov-prosessen gjør at forventet profittnivå avhenger av om $g_t = b$ eller $g_t = r$. Evnen til å opprettholde høy samarbeidspris i periode $t$ blir bestemt av bedriftenes tidspreferanserate som avhenger av vekstraten til profittnivået i periode $t$. Med korrelasjon mellom $g_t$ og $g_{t+1}$ vil bedriftenes evne til å sette høy samarbeidspris i periode $t$ også bli bestemt av forventet profittnivå. Anta at $n$, $\delta$, $b$ og $r$ er slik at ligning (3.24) holder. I Markov-vekst avhenger bedriftenes evne til å opprettholde samarbeidspris over marginalkostnad av om vekstratene til profittnivået i markedet er karakterisert av positiv, negativ eller ingen korrelasjon over tid (Bagwell og Staiger, 1997).

### Korrelasjon under Markov-vekst

I oppgangsperioder er forventet profittnivå gitt ved $E(g_{t+1}|g_t = b) = \rho r + (1-\rho)b$. Tilsvarende er forventet profittnivå i nedgangsperioder gitt ved

$E(g_{t+1}|g_t = r) = \lambda b + (1-\lambda)r$. Siden $\rho = \lambda$ i langsiktig stabil likevekt er:

$$\begin{aligned} E(g_{t+1}|g_t = b) &= E(g_{t+1}|g_t = r) \\ \lambda r + (1-\lambda)b &= \lambda b + (1-\lambda)r \\ &\Updownarrow \\ \lambda &= \frac{1}{2} \end{aligned} \tag{3.25}$$

Når $\lambda > \frac{1}{2}$, er forventet profittnivå ved $g_t = b$ høyere enn forventet profittnivå ved $g_t = r$. Dersom marginalkostnaden er høy i periode $t$, er det forventet at marginalkostnaden også skal være høy i periode $t+1$. Det betyr at profittnivået er positivt korrelert over tid. Hvis $\lambda < \frac{1}{2}$, er forventet profittnivå ved $g_t = b$ lavere enn forventet profittnivå ved $g_t = r$. Dersom marginalkostnaden er høy i periode $t$, er det forventet at marginalkostnaden skal være lav i periode $t+1$. Det betyr at profittnivået er negativt korrelert over tid. Hvis $\lambda = \frac{1}{2}$ er det ingen korrelasjon mellom vekstratene til profittnivået over tid. Det betyr at forventet profittnivå er uavhengig av om periode $t$ er en ned- eller oppgangsperiode.

Når $\lambda$ er liten, er det stor sannsynlighet for at samme vekstrate gjelder for markedet i periode $t+1$. Gitt at $g_t = b$ vil bedriftene forvente høyt profittnivå i periode $t+1$. Gitt at $g_t = r$ vil bedriftene forvente lavt profittnivå i periode $t+1$. I så fall er forventet profittnivå høyere ved $g_t = b$ enn ved $g_t = r$.

I kraftmarkedet er det forventet at utviklingen i spotprisen er karakterisert av positiv korrelasjon over tid. Svingningene i spotprisen er sesongrelaterte. Spotprisen er relativt lav i lange perioder om sommeren, og relativt høy i lange perioder om vinteren. Jeg fokuserer derfor på hvordan evnen til å opprettholde høy samarbeidspris varierer i opp- og nedgangsfaser i tilfellet der profittnivået er positiv korrelert over tid.

Når utviklingen i profittnivået er karakterisert av positiv korrelasjon over tid, kan det være spesielt vanskelig å opprettholde høy samarbeidspris i nedgang, fordi bedriftene forventer at profittnivået også skal være lavt i framtiden. Bedriftene har da mindre profitt å tape på å bryte ut i priskrig. For å gjøre det mindre attraktivt å bryte ut fra samarbeid i nedgangsfaser setter bedriftene ned samarbeidsprisen. Effekten er at profitten minker, slik at også utbruddsprofitten minker. Lavere samarbeidspris i nedgangsfaser, $p_b^c > p_r^c$, tyder på at samarbeidsprisen er medsyklisk.

Jeg utdyper argumentasjonen for medsyklisk samarbeidspris under positiv korrelasjon ved å identifisere ulike prisområder mellom $[c, p^m]$ som er slik at betingelsene for samarbeid holder. Det første tilfellet er perfekt samarbeid. For at perfekt samarbeid skal være mulig å opprettholde i både opp- og nedgangsperioder, $p_b^c = p_r^c = p^m$, må bedriftene forvente kortvarige nedgangsfaser. Dersom periode $t$ er en nedgangsperiode vil bedriftene kun velge å samarbeid dersom forventet varighet av nedgangsfasen er tilstrekkelig kort til at gevinst ved avvik ikke er større enn kostnad av priskrig.

Det andre tilfellet er medsyklisk samarbeid. Anta at forventet varighet av nedgangsfasene er lang nok til å hindre perfekt samarbeid i en nedgangsperiode. Til tross for at bedriftene er ute av stand til å inngå perfekt samarbeid, kan de inngå imperfekt samarbeid ved å redusere samarbeidprisen under $p^m$ i nedgangsperioder. Slik kan de hindre avvik, og samtidig holde muligheten åpen for å tjene positiv profitt. Da er $p_b^c = p^m > p_r^c = \bar{p}_r$. Samtidig som bedriftene reduserer insentivet til avvik, blir betingelsen for samarbeid i alle periode blir mer troverdig. Når $p_b^c = p^m > p_r^c$, er samarbeidsprisen medsyklisk. Bedriftene setter opp samarbeidsprisen i oppgang, og reduserer samarbeidsprisen i nedgang.

Det tredje tilfellet er perfekt konkurranse. Dersom forventet varighet av oppgangsfasen er for kort relativt til forventet varighet av nedgangsfasen, vil selv imperfekt samarbeid være umulig. Bedriftene setter $p = c$, både i opp- og nedgangsperioder, slik at $p_b^c = p_r^c = c$.

Jeg har dermed identifisert tre ulike områder for samarbeidspriser; perfekt samarbeid, medsyklisk samarbeid og perfekt konkurranse. Tilfellet med medsykliske samarbeidspriser kan analyseres nærmere. Hvordan varierer $p_r^c = \bar{p}_r$? Egenskaper ved samarbeidsprisen i nedgangsperioder gir at $p_r^c$ er kontinuerlig, økende i $\lambda$ og fallende i $\rho$. Bedriftene setter opp samarbeidsprisen dersom sannsynligheten for overgang fra nedgang til oppgang øker, fordi det er lettere for bedriftene å opprettholde høy samarbeidspris i oppgang. Derimot setter bedriftene ned samarbeidsprisen dersom sannsynligheten for overgang fra oppgang til nedgang øker, fordi faren for utbrudd øker. I medsyklisk område øker $(p_b^c - p_r^c)$ når forventet varighet av nedgangsfasen øker. Jo lengre bedriftene forventer at nedgangsfasen skal vare, desto lengre under $p^m$ er det nødvendig å redusere samarbeidsprisen for å hindre utbrudd fra samarbeid. Tilsvarende skjer når bedriftene forventer kortere oppgangsfase. I området for medsyklisk samarbeidspris går $p_r^c$ mot $p^m$ når forventet varighet av nedgangsfasen er så kort at perfekt samarbeid er mulig. Når forventet varighet av oppgangsfasen er for kort relativt til forventet varighet av nedgangsfasen går $p_r^c$ mot $c$. Da er selv imperfekt samarbeid umulig. I Markov-vekst med positiv korrelasjon i vekstratene til kostnadsnivået kan samarbeidsprisen være medsyklisk, men aldri motsyklisk. I perioder med medsyklisk samarbeidspris øker differansen mellom samarbeidsprisene i opp-og nedgangsperioder når forventet varighet av nedgangsfasen øker, eller forventet varighet av oppgangsfasen faller (Bagwell og Staiger, 1997).

### Høy eller lav samarbeidspris i kraftmarkedet?

Hvorfor er det vanskelig å opprettholde høy samarbeidspris i markeder med svingninger i marginalkostnad? Rotemberg og Saloner (1986) antar i motsetning til Bagwell og Staiger (1997) at etterspørselsnivået i markedet er uavhengig og identisk fordelt i hver periode. I denne sammenheng ville en slik antakelse føre til uavhengighet mellom forventet profittnivå, og dermed

kostnad av priskrig, og profittnivået idag. Da har bedriftene mye å tjene på å bryte ut ved å sette sin pris marginalt under samarbeidspris, og dermed få hele markedet, i oppgangsperioder. For å opprettholde samarbeid må bedriftene senke samarbeidsprisen under monopolpris i oppgangsperioder. Dersom bedriftene setter ned prisen i oppgangsperioder, er det forventet at samarbeidsprisen skal være motsyklisk. I kraftmarkedet ville det bety at perioder med lav spotpris er kritiske perioder for samarbeid mellom kraftleverandører.

Bagwell og Staiger (1997) legger vekt på at dersom markedet er i oppgang i dag, vil bedriftene også forvente oppgang i framtidige perioder. Gitt at utviklingen i spotprisen er karakterisert av positiv korrelasjon over tid, kan det argumenteres for medsyklisk samarbeidspris i kraftmarkedet. Dersom spotprisen er på et lavt nivå idag, er det større sannsynlighet for lav spotpris i neste periode enn høy spotpris. Profitten er derfor ikke bare høy idag. Forventet profitt er også høy. Til tross for at høyt profittnivå gjør det fristende å bryte ut idag, veier høy kostnad av priskrig tyngre i avveiningen mellom kort- og langsiktig profitt. Dette tyder på at kraftleverandørene vil velge å holde seg til høy samarbeidspris i perioder med lav spotpris, fordi straffen i form av tapt framtidig profitt er høy. Går samarbeidet i oppløsning, fører priskrig til at den potensielt høye profitten konkurreres bort. Først når kraftleverandørene observerer en periode med høy spotpris, som representerer starten på en nedgangsfase, øker gevinsten ved å bryte ut. Siden profittnivået er lavt i perioder med høy spotpris, går framtidig kostnad av priskrig ned. Kraftleverandørene vil gradvis kunne få et sterkere insentiv til avvik etterhvert som spotprisen øker. Samarbeidsprisen må gradvis justeres ned for å redusere utbruddsprofitten. Først når spotprisen igjen begynner å falle, blir det lettere for kraftleverandørene å opprettholde høy samarbeidspris.

Med negativ korrelasjon i profittnivået over tid vil derimot oppgang idag øke sannsynligheten for nedgang i morgen. Med perfekt negativ korrelasjon vil oppgang i dag føre til at det med sannsynlighet lik 1 blir nedgang i morgen. Gitt bedriftenes tidspreferanserate vil det føre til at utbrudd fra samarbeid blir mer fristende allerede idag, fordi kostnaden ved priskrig i morgen er liten. Med et relativt høyt profittnivå idag er utbruddsprofitten større enn kostnaden av priskrig imorgen. En slik sammenheng mellom vekstratene til profittnivået ville i kraftmarkedet bety at kraftleverandørenes samarbeidspris må justeres ned i oppgang. I så fall ville samarbeidsprisen være motsyklisk.

Gitt kraftleverandørenes tidspreferanse, øker kostnaden av priskrig når forventet varighet av nedgangsfasen går ned. Tilsvarende skjer når forventet varighet av oppgangsfasen øker. I disse to tilstandene vil det bli lettere for kraftleverandørene å samarbeide. Dette tyder på at når kraftleverandørene forventer at spotprisen skal være på et lavt nivå over en lengre periode, typisk om sommeren, kan de være i stand til å opprettholde høy samarbeidspris uten å frykte at noen leverandører vil bryte ut. Dersom nedgangsfasen derimot er forventet å vare lenge, typisk om vinteren, øker faren for utbrudd fra samarbeid. Kraftleverandører som setter prisen marginalt under samar-

beidspris ved starten av en nedgangsfase kan hente ut relativt høy profitt. Nåverdi av profitten i tidlige perioder av nedgangsfasen er tross alt ikke er så lav som den vil bli i de neste nedgangsperiodene.

Dersom det er slik at noen kraftleverandører velger å stå utenfor et prissamarbeid, må forklaringen være at de har høyere kostnader enn konkurrentene. Disse kraftleverandørene kan likevel tjene på et prissamarbeid mellom konkurrentene, fordi prisene i markedet generelt er høyere. Dersom kun noen få kraftleverandører samarbeider, for eksempel dominerende kraftleverandører, kan også mindre kraftleverandører sette høyere priser som en konsekvens av den høye prisen som samarbeidet klarer å opprettholde.

Basert på Bagwell og Staiger (1997) har jeg vist at evnen til å opprettholde høy samarbeidspris avhenger av profittnivå idag, men også av profittnivå i framtiden, samt varigheten av opp- og nedgangsfasene. Gitt at veksten i profittnivået er positivt korrelert over tid, er samarbeidsprisen medsyklisk. Jo lengre nedgangsfasen er forventet å vare, og jo kortere oppgangsfasen er forventet å vare, desto mer må samarbeidsprisen avvike fra monopolpris. I kraftmarkedet kan kraftleverandørene gjennom imperfekt samarbeid lykkes i å heve prisene over prisnivået i perfekt konkurranse.

## 3.3 Byttekostnader

Eksistens av byttekostnader i kraftmarkedet kan hindre kunder i å skifte til kraftleverandører som tilbyr sine produkter til lavere priser, eller gå over til kraftprisavtaler som gir lavere priser over tid. Byttekostnader låser delvis kundene til å kjøpe produktet fra samme bedrift i mer enn en periode, og fører til at i utgangspunktet homogene produkter blir differensierte produkter i det kunden velger å binde seg til en av bedriftene i markedet. Med utgangspunkt i Klemperer (1995) viser jeg hvordan bedrifter i markeder med byttekostnader møter en avveining mellom fristelsen til å sette høye priser for å utnytte allerede innelåste kunder, og ønske om å sette lave priser for å tiltrekke seg nye kunder som vil være verdifulle gjennom repetert kjøp i framtiden. Jeg utleder en modell for byttekostnader med uendelig mange perioder, der $n$ bedrifter setter priser i hver periode uten mulighet til å prisdiskriminere mellom nye og etablerte kunder.

Flere former for byttekostnader er aktuelle i kraftmarkedet. Jeg trekker fram transaksjonskostnader, lærekostnader og psykologiske kostnader. For kunder som skal bytte kraftleverandør eksisterer det transaksjonskostnader. Å binde seg til en ny kraftleverandør er en form for langsiktig investering, fordi kundene investerer i byttekostnader for å oppnå lavere priser over tid. Kundens valg av kraftleverandør blir for eksempel påvirket av forventet prisutvikling hos de ulike leverandørene i markedet. Det koster for kunden å gi opp en slik investering dersom andre kraftleverandører viser seg å ha lavere priser i framtiden.

Investering i informasjon om en spesifikk kraftleverandør fører til lærekostnader. Ta for eksempel kundeservice. Kundene kjenner kvaliteten på kundeservice hos sin nåværende kraftleverandør. Usikkerhet om kundeservice kan hindre kunder i å bytte kraftleverandør til tross for lavere priser. Både transaksjonskostnader og lærekostnader reflekterer sosiale kostnader ved bytte av kraftleverandør.[8] I kraftmarkedet er det også lærekostnader ved å skifte av kraftprisavtale. Gjennom erfaring har kunder med "Standard variabel kraftpris" kjennskap til hvordan prisene i standardkontrakten varierer i løpet av et år. Usikkerhet om prisrisiko i "Markedskraft", "Fastpris" eller andre kraftprisavtaler kan føre til at kunder holder seg til "Standard variabel kraftpris". Det letteste er tross alt å kjøpe produktet man har kjennskap til.

Selv om kunden initialt er indifferent mellom ulike kraftleverandører, endrer det faktum at kunden konsumerer produktet til en av leverandørene i markedet den relative nytten av produktene. Å skifte til billigste landsdekkende kraftleverandør kan representerer en psykologisk kostnad, fordi kunden har sterkere preferanser for sin nåværende kraftleverandør. Det faktum at kundene må ta stilling til pris i en rekke markeder krever tid og ressurser. Det koster for kunden å bryte den innarbeidede vanen det faktisk er å ha kraftprisavtale med en spesifikk kraftleverandør.[9] Det eksisterer derfor ulike former for byttekostnader i kraftmarkedet. Gjennom byttekostnader kan kraftleverandører være i stand til å heve prisene i kraftmarkedet over prisnivået i perfekt konkurranse.

### 3.3.1 Modell for byttekostnader

I et marked med homogene produkter setter $n$ symmetriske bedrifter priser simultant i hver periode $t$ i en rekke av uendelig mange perioder. Anta at bedriftene har konstante marginalkostnader. Prisen til bedrift $F$ i periode $t$ er $p_t^F$. Til denne prisen produserer bedrift $F$ kvantum lik $q_t^F$, og tjener profitt lik $\pi_t^F$. Markedsandelen til bedrift $F$ i periode $t$ er $\sigma_t^F$. Anta at konsumentene har uelastisk etterspørsel. I hver periode etterspør konsumentene en enhet hver av produktet. Konsumenter som kjøpte produktet til bedrift $F$ i periode $t-1$, har byttekostnaden $s$ ved kjøp av produktet hos andre bedrifter i periode $t$. Anta at det er umulig for bedriftene å prisdiskriminere mellom nye og gamle kunder, slik at hver bedrift kun setter en pris i hver periode. Anta at både bedrifter og konsumenter har rasjonelle forventninger. Bedriftene neddiskontert framtidig profitt, og konsumentene framtidige kostnader, til diskonteringsfaktoren $\delta < 1$.

[8] Også kraftleverandører har byttekostnader. Det kan for eksempel være transaksjonskostnader ved etablering av kundekonto, eller lærekostnader knyttet til håndtering av et større antall kunder. Det kan også være kostbart å levere sine produkter til et begrenset antall kunder innenfor et nettområde.

[9] Et relatert fenomen til byttekostnader er søkekostnader for å finne informasjon om priser. Konkurransetilsynets prisoversikt reduserer søkekostnader for private sluttbrukere.

I Nash-likevekten er det umulig for bedrift $F$ å tiltrekke seg kunder fra bedrift $G$ uten å sette prisen minst $s$ under prisen til bedrift $G$ for $G \neq F$. Men når bedrift $F$ må kreve samme pris av alle kunder, vil et så stort priskutt føre til at bedrift $F$ gir opp mer profitt på å sette ned prisen for egne kunder, enn bedriften tjener på å stjele kunder fra de andre bedriftene i markedet. Med store nok byttekostnader vil det derfor være ulønnsomt å avvike fra likevekt.

I hver periode $t$ tar bedriftene konkurrentenes priser for gitt, og maksimerer total neddiskontert profitt. Total neddiskontert profitt for bedrift $F$ i periode $t$ er gitt ved:

$$V_t^F = \pi_t^F + \delta V_{t+1}^F(\sigma_t^F) \tag{3.26}$$

der $V_{t+1}^F$ er total profitt i alle framtidige perioder fra periode $t+1$. $V_{t+1}^F$ avhenger av markedsandel i periode $t$. Anta at bedriftene er ute av stand til å samarbeide, slik at $\pi_{t+1}^F$ kun avhenger av historien gjennom markedsandel i periode $t$. Førsteordensbetingelse for optimal $p_t^F$ er gitt ved:

$$\frac{\partial V_t^F}{\partial p_t^F} = \frac{\partial \pi_t^F}{\partial p_t^F} + \delta \frac{\partial V_{t+1}^F}{\partial \sigma_t^F} \cdot \frac{\partial \sigma_t^F}{\partial p_t^F} = 0 \tag{3.27}$$

Dersom bedrift $F$ setter opp prisen i periode $t$, faller markedsandelen til bedrift $F$ i periode $t$. Dersom bedrift $F$ derimot setter ned prisen i periode $t$, øker markedsandelen i periode $t$, og total profitt for bedrift $F$ i alle framtidige perioder øker. Gitt at $\frac{\partial \sigma_t^F}{\partial p_t^F} < 0$, og $\frac{\partial V_{t+1}^F}{\partial \sigma_t^F} > 0$, er derfor siste del av ligning (3.27) negativ. For at ligning (3.27) skal holde, må bedriftene sette lavere priser i periode $t$ enn de ville satt uten å ta hensyn til at økt markedsandel i periode $t$ gir økt profitt i periode $t+1$. Bedriftene må derfor balansere fristelsen til å sette høye priser for å utnytte allerede innelåste kunder mot ønske om å tiltrekke seg nye kunder gjennom lave priser, og dermed bygge opp markedsandeler som vil gi økt profitt i framtiden. Dette resultatet gir ingen informasjon om hvorvidt bedriftene setter høyere eller lavere priser i markeder med byttekostnader enn i ellers identiske markeder uten byttekostnader, fordi etterspørselen er mindre elastisk enn i markeder uten byttekostnader.[10] Generelt er det forventet at prisene er høyere i markeder med byttekostnader enn i fravær av byttekostnader. Det betyr at insentivet til å sette høye priser for å utnytte allerede innelåste kunder er forventet å dominere over insentivet til å sette lave priser for å få økt profitt i framtiden.

Ligning (3.26) uttrykker $V_{t+1}$ direkte som en funksjon av markedsandel i periode $t$ for å få fram at bedriftene tar hensyn til at prisene i periode $t$ påvirker markedsandeler, samtidig som bedriftene setter prisene i periode $t+1$ for å maksimere $V_{t+1}$. For å sammenligne prisene i stabil langsiktig likevekt med prisene i ellers identiske markeder uten byttekostnader omformulerer

[10] Markeder det er relevant å sammenligne med er av samme størrelse, men har kun nye kunder, og derfor ingen byttekostnader (Klemperer, 1987a).

jeg ligning (3.26). Total neddiskontert profitt for bedrift $F$ som en eksplisitt funksjon av $p_t$ og $p_{t+1}$ for alle bedrifter i markedet er:

$$V_t^F = \pi_t^F(p_t^F, p_t^G) + \delta V_{t+1}^F(p_t^F, p_t^G, p_{t+1}^F, p_{t+1}^G) \tag{3.28}$$

der $p_t^G$ og $p_{t+1}^G$ er prisene til konkurrerende bedrifter. For å forenkle antar jeg at bedrift $F$ kun har en konkurrent. Dette endrer ikke resultatene. Førsteordensbetingelse for optimal $p_t^F$ er gitt ved:

$$\frac{\partial V_t^F}{\partial p_t^F} = \frac{\partial \pi_t^F}{\partial p_t^F} + \delta\left(\frac{\partial V_{t+1}^F}{\partial p_t^F} + \frac{\partial V_{t+1}^F}{\partial p_t^G} \cdot \frac{\partial p_t^G}{\partial p_t^F} + \frac{\partial V_{t+1}^F}{\partial p_{t+1}^F} \cdot \frac{\partial p_{t+1}^F}{\partial p_t^F} + \frac{\partial V_{t+1}^F}{\partial p_{t+1}^G} \cdot \frac{\partial p_{t+1}^G}{\partial p_t^F}\right) = 0 \tag{3.29}$$

Anta at bedrift $F$ tar prisen til bedrift $G$ for gitt, slik at $\frac{\partial p_t^G}{\partial p_t^F} = 0$. Anta også at bedrift $F$ setter prisen i periode $t+1$ for å maksimere $V_{t+1}^F$, slik at $\frac{\partial V_{t+1}^F}{\partial p_{t+1}^F} = 0$. Førsteordensbetingelse for optimal $p_t^F$ kan derfor forenkles til:

$$\frac{\partial V_t^F}{\partial p_t^F} = \frac{\partial \pi_t^F}{\partial p_t^F} + \delta\left(\frac{\partial V_{t+1}^F}{\partial p_t^F} + \frac{\partial V_{t+1}^F}{\partial p_{t+1}^G} \cdot \frac{\partial p_{t+1}^G}{\partial p_t^F}\right) = 0 \tag{3.30}$$

I hver periode $t$ setter bedrift $F$ pris ved å ta hensyn til at $p_t^F$ påvirker markedsandel i periode $t$, og dermed også profitten i framtidige perioder, og samtidig prisen til konkurrenten i periode $t+1$. I markeder med byttekostnader er det to forhold som skiller prisene fra ellers identiske markeder uten byttekostnader. Gjennom byttekostnader er kundene delvis låst til å kjøpe produktet fra samme bedrift som de kjøpte produktet fra i periode $t-1$. Dersom bedriftene kun er opptatt av profitten i periode $t$, vil bedriftene sette høyere priser enn i fravær av byttekostnader for å utnytte allerede innelåste kunder. Siden byttekostnader fører til at etterspørselen er mindre elastisk enn i markeder uten byttekostnader, er $\frac{\partial \pi_t^F}{\partial p_t^F}$ større for alle $p$. For at ligning (3.30) skal være i balanse må bedriftene sette opp prisene i periode $t$.

Men bedriftene innser også at lavere priser i periode $t$ gir økt profitt i framtidige perioder gjennom at markedsandelen i periode $t$ øker. Lavere pris fører til at bedriften får flere kunder. Disse kundene vil være verdifulle gjennom repetert kjøp av bedriften i framtiden, slik at $\frac{\partial V_{t+1}^F}{\partial p_t^F} < 0$. For at ligning (3.30) skal være i balanse må bedriftene sette ned prisene.

Når $\delta < 1$, gir økt profitt i periode $t$, som følge av at bedriftene setter høye priser for å utnytte etablerte kunder, større gevinst for bedriftene enn økt profitt i periode $t+1$ gjennom lave priser i periode $t$. Gitt at $\delta < 1$ vil derfor bedriftene i større grad sette opp prisene for å holde ligning (3.30) i balanse.[11]

[11] Derimot ville de to forholdene akkurat balansere hverandre dersom $\delta = 1$, gitt at

I tillegg til diskontering av profitt mellom perioder virker rasjonalitet hos konsumentene, og bedriftenes respons på hverandres priser inn på prisnivået i markeder med byttekostnader. Jeg argumenterer for at også disse faktorene vil føre til at bedrifter i markeder med byttekostnader setter høyere priser for både nye og etablerte kunder, enn i fravær av byttekostnader. Dersom bedrift $F$ setter opp prisen idag, vil bedrift $G$ få en større andel av markedet. Bedrift $G$ vil dermed sette opp sin pris i framtidige perioder. For å få mindre aggressive konkurrenter i periode $t+1$ har derfor hver av bedriftene insentiv til å sette opp prisen i periode $t$. Siden $\frac{\partial p_{t+1}^G}{\partial p_t^F} > 0$, og $\frac{\partial V_{t+1}^F}{\partial p_{t+1}^G} > 0$ er siste del av ligning (3.30) positiv. Denne effekten motvirker at $\frac{\partial V_{t+1}^F}{\partial p_t^F} < 0$. Bedriftene tjener mer på å dempe aggressiv konkurranse gjennom høyere priser enn på å tiltrekke seg nye kunder gjennom lave priser for å få økt profitt i framtiden. Diskontering virker mot denne effekten fordi bedrift $F$ gjennom høyere priser i periode $t$ får færre kunder. Redusert etterspørsel gir mindre profitt for bedrift $F$ i periode $t$.

Etterspørselen er mindre elastisk enn i tilsvarende markeder uten byttekostnader for både nye og etablerte kunder, gitt at konsumentene har rasjonelle forventninger. Rasjonelle konsumenter innser at de gjennom byttekostnader delvis låses til bedriften. Priskutt idag betyr høyere priser i framtiden. Derfor er kundene i markeder med byttekostnader mindre opptatt av dagens priser, og mer opptatt av varige kjennetegn ved produktene enn i fravær av byttekostnader. Effekten er at $\frac{\partial \pi_t^F}{\partial p_t^F}$ er mer positiv for alle $p$. Bedriftene kan sette opp prisene idag uten å miste like mange kunder som dersom etterspørselen var perfekt elastisk. Markedsandelen til bedrift $F$ faller derfor mindre ved prisøkning enn dersom kundene kostnadsfritt kunne bytte til bedrift $G$. Det fører til at $\frac{\partial V_{t+1}^F}{\partial p_t^F}$ er mindre negativ for alle $p$. Ligning (3.30) gir derfor høyere priser i likevekt enn i fravær av byttekostnader. Effekten motvirkes av at konsumentene neddiskonterer kostnader. Når konsumentene diskonterer sine kostnader mellom perioder, blir nye kunder mer kritiske til å gå inn i markedet, fordi kjøp av et produkt i periode $t$ også innebærer kjøp av produktet i perioden $t+1$ for å unngå byttekostnaden $s$. Dette fører til at bedriftene setter ned prisene for å gjøre kjøp av sitt produkt til en mer attraktiv investering for konsumenten. Igjen virker bedriftenes tidspreferanserate mot insentivet til å sette lave priser idag for å få økt profitt i framtiden. Nåverdi av profitt i periode $t$ er høyere når bedriftene setter høye priser for slik å få økt profitt i periode $t$.

Bedriftenes ønske om å utøve monopolmakt over allerede innelåste kun-

bedriftene må binde seg til å sette en pris. Med konstante priser bytter ingen konsumenter bedrift, slik at atferden til nye kunder er som i fravær av byttekostnader. Bedriftene er indifferent mellom å sette høye priser for å utnytte gamle kunder idag, og lave priser for å få nye kunder som vil være verdifulle i framtiden. Da er prisene i markeder med byttekostnader identiske med tilsvarende markeder uten byttekostnader (Klemperer, 1995).

der forklarer hvorfor prisene er høyere i markeder med byttekostnader enn i fravær av byttekostnader, gitt at både bedrifter og konsumenter er myopiske. Men det er lite realistisk at bedriftene kan binde seg til en pris i alle perioder, og at konsumentene kun er opptatt av prisene i periode $t$ (Beggs og Klemperer, 1992). Bedriftene møter derfor en avveining mellom å sette høye priser for å utnytte etablerte kunder for å få økt profitt på kort sikt, og lave priser for å tiltrekke seg nye kunder som vil gi økt profitt i framtidige perioder. Jeg har argumentert for at byttekostnader kan føre til høyere priser for både nye og etablerte kunder enn i markeder uten byttekostnader. Neddiskontering av framtidig profitt, respons mellom konkurrenter og rasjonelle forventninger hos konsumentene virker inn på prisene. Bedriftene setter ned prisene for å vinne tilbake tapte markedsandeler som følge av aggressiv konkurranse. For å unngå aggressiv konkurranse må bedriftene derfor sette opp prisene. Svakere respons i etterspørselen ved priskutt gir bedriftene mindre insentiv til å redusere prisene. Bedriftene konkurrerer dermed mindre aggressivt om markedsandeler i periode $t$ enn i fravær av byttekostnader (Klemperer, 1987a).

Anta at bedriftene har asymmetriske markedsandeler. Når bedriftene har identiske marginalkostnader, $c^F = c^G = c$, vil markedsandelene konvergere med likhet. Dominerende bedrift tjener relativt sett mer på å sette høye priser for å utnytte etablerte kunder i periode $t$, enn på å sette lave priser for å tiltrekke seg nye konsumenter. Dermed selger bedriften til færre nye konsumenter, og vil på sikt tape markedsandeler til konkurrenten. Samtidig som markedsandelen til dominerende bedrift faller, øker markedsandelene til konkurrenten. I langsiktig, stabil likevekt er derfor $\sigma^F = \sigma^G$ (Klemperer, 1995). Generelt har bedrifter med flere etablerte kunder enn i langsiktig, stabil likevekt, høyere pris-kostnads-margin enn bedrifter med jevnere andeler av nye og gamle kunder. Slike bedrifter har færre nye kunder enn i langsiktig, stabil likevekt. Selv i markeder med ulik kostnadsstruktur vil disse bedriftene miste markedsandeler. Bedriftene selger til flere kunder totalt enn i langsiktig, stabil likevekt, og vil derfor miste kunder på sikt (Beggs og Klemperer, 1992).

Prisene i markeder med byttekostnader går ned når bedriftenes tidspreferanserate øker. Bedriftene legger mer vekt på å skaffe seg økte markedsandeler, når framtidig profitt veier relativt tyngre enn kortsiktig profitt. Bedriftene konkurrerer derfor hardere om markedsandeler ved å sette lavere priser i periode $t$. Denne effekten blir kun delvis motvirket av at bedriftene vet at mer aggressiv atferd idag vil føre til mer aggressive konkurrenter imorgen. Rasjonelle konsumentene tar hensyn til framtidige effekter av byttekostnader. Det fører til at etterspørselen idag er tilstrekkelig uelastisk til å sette ut effekten av aggressiv konkurranse om markedsandeler i periode $t$. Det derfor forventet at prisene i markeder med byttekostnader er høyere enn i fravær av byttekostnader (Klemperer, 1987a).

### 3.3.2 Byttekostnader og nyetableringer

Byttekostnader gjør markedet attraktivt for nykommere til tross for den ulempen at store deler av markedet er låst til produktene til etablerte bedrifter. I kraftmarkedet kan det være vanskelig for nyetablerte kraftleverandører å trekke til seg kunder til tross for lave priser, fordi kundene er mer eller mindre låst til kraftprisavtalen de har med sin eksisterende kraftleverandør.

Anta at det er en fast kostnad ved etablering i markedet. Dersom bedrift $A$ er monopolist og bedrift $B$ potensiell nykommer med identisk marginalkostnad, vil bedrift $B$ gå inn i markedet til større faste kostnader enn i ellers tilsvarende markeder uten byttekostnader. Selv om nykommeren har den ulempen at en stor del av markedet er låst til konkurrentens produkt gjennom byttekostnader, veier det mindre enn høyere pris-kostnadsmargin enn i fravær av byttekostnader. Dette holder også til en viss grad ved asymmetriske marginalkostnader (Beggs og Klemperer, 1992).

Anta at en bedrift med konstant marginalkostnad $c$ kan etablere seg i markedet uten etableringskostnader. Nykommeren vil sette lav pris for å tiltrekke seg kunder i periode $t$, for så å sette høy pris for å utnytte innelåste kunder i periode $t+1$. Prisen i periode $t$ må ikke avvike for mye fra prisen til de etablerte bedriftene. Det vil føre priskrig. Anta at konsumentene med sannsynlighet $\theta$ er i markedet også i periode $t+1$. Anta at byttekostnaden er så stor at ingen etablerte konsumenter bytter bedrift. Nykommer med diskonteringsrate $\delta < 1$ selger til kunder som enda ikke har bundet seg en av bedriftene i markedet. For å tiltrekke seg kunder som med sannsynlighet $\theta$ fortsatt er i markedet i periode $t+1$ reduserer nykommer prisen med $s$. Nykommer setter derfor $p = c - \theta\delta s$. Etablerte bedrifter kan øke prisen over marginalkostnad med byttekostnaden $s$ for å utnytte etablerte kunder idag. Samtidig må etablerte bedrifter redusere sin pris med $s$ for å tiltrekke seg nye kunder som med sannsynlighet $\theta$ betaler byttekostnaden $s$ i periode $t+1$. Etablerte bedrifter setter derfor $p = c + s - \theta\delta s$ i hver periode. Effekten er at nykommer vil sette en lav introduksjonspris for å bygge opp markedsandeler idag, for så å utnytte innelåste kunder i framtiden (Klemperer, 1995).

## 3.4 Oppsummering av konkurranseforhold

Stilltiende samarbeid og byttekostnader bryter med Bertrand-paradokset, og gir derfor mulighet til å tjene positiv profitt. I en modell med stokastisk skift i vekstraten til profittnivået, bygget på Bagwell og Staiger (1997), har jeg argumentert for at samarbeidsprisen i kraftmarkedet er medsyklisk, gitt at spotprisen er positivt korrelert over tid. Senker kraftleverandørene sin pris marginalt under samarbeidprisen i faser med høy spotpris, vil gevinsten av økt profitt på kort sikt være større enn neddiskontert kostnad av priskrig. For å dempe fristelsen til å bryte ut av samarbeid må kraftleverandørene nedjustere samarbeidsprisen i faser med lavt profittnivå i markedet slik at

utbruddsprofitten går ned. Dermed reduseres kortsiktig gevinst av utbrudd. I overganger mellom opp- og nedgangsfaser endres insentivene for samarbeid. Når det er et høyt profittnivå i markedet, kan samarbeidsprisen igjen settes opp.

Bagwell og Staiger (1997) viser hvordan interaksjonen mellom bedriftene varierer mellom perfekt samarbeid, medsyklisk samarbeid og perfekt konkurranse når vekstratene i profittnivået i markedet er positiv korrelert over tid. For at kraftleverandørene skal kunne opprettholde høy samarbeidspris i alle perioder uavhengig av om spotprisen på Nord Pool øker eller faller, må kraftleverandørene forvente kortvarige faser med lavt profittnivå. Ellers blir kostnaden av priskrig for høy. Dersom varigheten av nedgangsfasen er for lang til at kraftleverandørene kan opprettholde lik samarbeidspriser i alle perioder, vil samarbeidsprisen være medsyklisk. Kraftleverandørene vil da redusere samarbeidsprisen i faser med nedgang for at utbruddsprofitten skal falle, og øke samarbeidsprisen i oppgang. Jo lengre kraftleverandørene forventer at nedgangsfasen skal vare, desto lavere samarbeidspris må de sette i nedgangsfaser for å hindre avvik fra samarbeid. Jo kortere kraftleverandørene forventer at oppgangsfasen skal vare, jo mer må de nedjustere samarbeidprisen i oppgangsperioder. Dersom forventet varighet av nedgangsfasen er for lang relativt til forventet varighet av oppgangsfasen, vil både lik samarbeidspris i alle perioder og periodevis samarbeid være umulig.

Transaksjonskostnader, lærekostnader og psykologiske kostnader representerer ulike former for byttekostnader som kan være aktuelle i kraftmarkedet. Kraftleverandørene må balansere mellom høye priser for å utnytte delvis innelåste kunder og lave priser for å kunne konkurrere om nye sluttbrukere, samt sluttbrukere som ønsker å inngå ny kraftprisavtale. I kraftmarkedet er det et relativt stort antall kraftleverandører med asymmetriske markedsandeler. Dette svekker kraftleverandørenes evne til å sette høyere priser enn i fravær av byttekostnader. Typisk vil det være slik at små kraftleverandører har lite å tape, men mye å vinne på priskutt. Dermed presses prisene ned. Men eksistens av byttekostnader i kraftmarkedet vil føre til at det er avhengighet mellom markedsandel i tidligere perioder og profitten idag (Beggs og Klemperer, 1992). Svakere respons i etterspørselen ved priskutt gir kraftleverandørene et mindre insentiv til å redusere prisene. Konkurransen mellom kraftleverandører er derfor mindre aggressiv enn i fravær av byttekostnader. Dersom det er slik at eksistens av byttekostnader fører til høyere priser i kraftmarkedet, må det være attraktivt for nye kraftleverandører å etablere seg i kraftmarkedet. Jeg har argumentert for at kraftleverandørenes gevinst i form av økt profitt på kort sikt ved å utnytte allerede innelåste kunder gjennom høye priser, dominerer over insentivet til å sette lave priser for å tiltrekke seg nye kunder for å få økt profitt i framtiden. I et konkurransepolitisk perspektiv bør derfor omfanget av aktiviteter som øker byttekostnader i omsetningsleddet i kraftmarkedet begrenses. Samtidig bør det stimuleres til aktiviteter som reduserer byttekostnader.

# Kapittel 4

# Priser, produkter og forbruk

Markedet for elektrisk energi er preget av sesongrelaterte etterspørselsvingninger. Husholdningskundene i det nordiske kraftmarkedet benytter i større grad elektrisk energi som oppvarmingskilde om vinteren enn om sommeren. Jeg vurderer ulike kraftprisavtaler, og sammenligner prisnivå hos ulike kraftleverandører. Ved å la prisene avhenge av forbruksprofilen til private konsumenter kontrollerer jeg for at forbruket er kraftig sesongpreget. Med forbruksveide priser sammenligner jeg kraftprisavtaler og prisnivå hos ulike kraftleverandører basert på kundens faktiske kostnader. Når prisen settes i forhold til forbruk, får lave priser i sommermånedene mindre effekt. I motsetning til for eksempel von der Fehr et al. (2004), som ikke tar hensyn til at forbruket av elektrisk energi svinger i løpet av året, sammenligner jeg derfor kraftprisavtaler og kraftleverandører ved å vekte prisene tyngre i perioder med høyt forbruk.

I den forbruksveide analysen setter jeg fokus på prisforskjeller mellom "Standard variabel kraftpris" og "Markedskraft", samt prisforskjeller mellom ulike leverandører av "Standard variabel kraftpris".[1] For det første viser jeg prisforskjellen mellom "Standard variabel kraftpris" og "Markedskraft" hos 20 ulike kraftleverandører ved å sammenligne kostnad ved 20 000 kWh i årlig forbruk i perioden 1999-2004. I en grafisk framstilling av prisutviklingen til Fjordkraft, uke for uke i den aktuelle perioden, er prisene forbruksveid gjennom transformasjon av den horisontale tidsaksen. For det andre viser jeg prisforskjellene i "Standard variabel kraftpris" for 32 ulike kraftleverandører.

Er produktene i omsetningsleddet utformet slik at kundene i tilstrekkelig grad skjermes mot uventede spotprisøkninger? Ved å sammenligne forbruksveide priser i "Standard variabel kraftpris" og "Markedskraft" vinteren 2002-2003 viser jeg at standardkontrakten ikke skjermer kundene mot kraftige

[1] Fastpriskontrakter skiller seg fra "Standard variabel kraftpris" og "Markedspris" ved at prisen er konstant over et lengre tidsrom. En mulig framgangsmåte for å vurdere om fastprisavtaler gir høyere eller lavere priser enn "Standard variabel kraftpris" og "Markedskraft" i en forbruksveid analyse er å vurdere fastprisavtaler ut fra en sammenligning med langsiktige terminkontrakter.

svingninger i spotprisen i større grad enn "Markedskraft".

Ukentlige data for "Standard variabel kraftpris" er hentet fra Konkurransetilsynets kraftprisoversikt.[2] "Markedskraft" er satt sammen av ukentlig spotpris fra Nord Pool basert på områdepris for Bergen, og data for kostnadspåslaget fra Konkurransetilsynet.[3] Nettleien, som kunden betaler til det lokale nettselskapet, kommer i tillegg til prisen.

Prisene er forbruksveid med ukentlige data for justert innmatingsprofil fra BKK i perioden 1999-2004. Justert innmatingsprofil gir presis forbruksvekting av prisen som private konsumenter betaler for elektrisk energi, fordi profilen viser faktisk kraftuttak for private sluttbrukere time for time. I følge NVE måler private sluttbrukere sitt strømforbruk gjennom manuell avlesning av strømmåler 1 til 12 ganger årlig, avhengig av nettområde og totalt forbruk. Større kunder innen næring og industri har derimot timebasert, automatisk avlesing. Ved hjelp av justert innmatingsprofil er det mulig å skille forbruket til private kunder fra det timemålte forbruket til større forbrukere. Profilen regnes ut ved å trekke timemålt forbruk og nettap fra total mengde kraft i et nettområde.[4] Restforbruket blir fordelt på kunder med manuell avlesing. Resultatet er gjennomsnittlig uttaksprofil for private sluttbrukere i det aktuelle nettområdet per time (Jonassen, 1999).

Jeg starter med å sammenligne forbruksveide priser i "Standard variabel kraftpris" og "Markedskraft". Deretter sammenligner jeg prisene hos ulike leverandører av standardkontrakten. I tillegg presenterer jeg deskriptiv statistikk for regresjonen av prisen i "Standard variabel kraftpris" mot spotpris.

## 4.1 Forbruksveid analyse av kraftprisavtaler

I tabell 4.1 er kraftleverandørene sortert synkende etter prisforskjell mellom "Standard variabel kraftpris" og "Markedskraft" ved 20 000 kWh i årlig forbruk i perioden 1999-2004.[5] Kraftleverandørene i utvalget strekker seg over ulike geografiske områder. Enkelte tilbyr sine produkter til store deler av landet, andre kun i egen kommune. Til tross for ulik dekningsgrad har jeg satt et skille mellom landsdekkende (merket med stjerne), og ikke-landsdekkende leverandører.

[2]Prisene er uten avgifter. I følge merverdiavgiftsloven inngår forbruksavgiften i grunnlaget for merverdiavgift, slik at merverdiavgiften er fjernet før forbruksavgiften.

[3]Konkurransetilsynets kraftprisoversikt har data for kostnadspåslaget tilbake til uke 38 i 2003. Manglende data fra 1999 til uke 37 i 2003 er erstattet med observasjoner i uke 38 i 2003. Konkurransetilsynets prisoversikt viser at kraftleverandørene holder kostnadspåslaget uendret over lengre tid.

[4]Overføring av kraft krever også energi. I følge NVE blir den energien som går med til dette kalt nettap. For å minske nettapet økes spenningen når kraft overføres over lange avstander.

[5]Data for Ustekveikja Energi i 1999 er satt sammen av prisen hos Ustekveikja Energi (Hol) og gjennomsnittlig differanse mellom lokal og landsdekkende pris hos selskapet i perioden 2000-2002. Gjennomsnittlig differanse i denne perioden er 1,79 øre/kWh.

Tabell 4.1: Forbruksveide priser eksklusive avgifter og nettleie, inklusive fastbeløp, ved 20 000 kWh etter kraftprisavtale 1999-2004, NOK*kWh. Kilder: KT, Nord Pool og BKK.

| | 1999 | 2000 | 2001 | 2002 | 2003 | 2004 | Totalt |
|---|---|---|---|---|---|---|---|
| Fjordkraft AS*: | | | | | | | |
| Standard variabel kraftpris | 2773 | 2639 | 4294 | 5467 | 9150 | 6374 | 30698 |
| Markedskraft | 2653 | 2440 | 4364 | 5051 | 6874 | 5444 | 26827 |
| Differanse | 120 | 199 | -70 | 416 | 2276 | 930 | 3871 |
| JotunKraft AS: | | | | | | | |
| Standard variabel kraftpris | 2776 | 2778 | 5788 | 4187 | 8190 | 5774 | 29492 |
| Markedskraft | 2669 | 2656 | 4348 | 5035 | 6858 | 5428 | 26994 |
| Differanse | 107 | 121 | 1440 | -848 | 1332 | 346 | 2498 |
| HelgelandsKraft AS: | | | | | | | |
| Standard variabel kraftpris | 3128 | 2820 | 4109 | 4567 | 8259 | 5791 | 28647 |
| Markedskraft | 2669 | 2456 | 4148 | 4835 | 6845 | 5354 | 26307 |
| Differanse | 459 | 364 | -39 | -268 | 1414 | 437 | 2367 |
| Røyken Kraft AS: | | | | | | | |
| Standard variabel kraftpris | 2952 | 2815 | 4285 | 4586 | 8437 | 6064 | 29140 |
| Markedskraft | 2846 | 2628 | 4342 | 5029 | 6852 | 5422 | 27120 |
| Differanse | 106 | 187 | -57 | -443 | 1585 | 642 | 2020 |
| TrønderEnergi Kraft AS: | | | | | | | |
| Standard variabel kraftpris | 2847 | 2803 | 4237 | 4405 | 8219 | 5718 | 28230 |
| Markedskraft | 2719 | 2506 | 4198 | 4885 | 6708 | 5278 | 26294 |
| Differanse | 129 | 297 | 39 | -480 | 1511 | 440 | 1936 |
| Sognekraft AS*: | | | | | | | |
| Standard variabel kraftpris | 3033 | 2798 | 4201 | 4335 | 7994 | 5605 | 27966 |
| Markedskraft | 2697 | 2484 | 4176 | 4863 | 6686 | 5256 | 26162 |
| Differanse | 336 | 314 | 25 | -528 | 1309 | 349 | 1804 |
| Ishavskraft AS: | | | | | | | |
| Standard variabel kraftpris | 3286 | 3093 | 4343 | 4673 | 8016 | 5756 | 29167 |
| Markedskraft | 2709 | 2756 | 4448 | 5135 | 6958 | 5528 | 27534 |
| Differanse | 577 | 336 | -105 | -462 | 1058 | 228 | 1633 |
| Rauma Energi Kraft AS: | | | | | | | |
| Standard variabel kraftpris | 3067 | 2865 | 4252 | 4535 | 7858 | 5659 | 28236 |
| Markedskraft | 2705 | 2492 | 4184 | 5113 | 6936 | 5428 | 26858 |
| Differanse | 363 | 372 | 68 | -578 | 922 | 231 | 1378 |
| Nordmøre Energiverk AS: | | | | | | | |
| Standard variabel kraftpris | 3134 | 2858 | 4161 | 4334 | 7755 | 5676 | 27918 |
| Markedskraft | 2793 | 2580 | 4272 | 4959 | 6782 | 5352 | 26738 |
| Differanse | 341 | 278 | -111 | -625 | 973 | 324 | 1180 |
| Lyse AS*: | | | | | | | |
| Standard variabel kraftpris | 2923 | 2725 | 4118 | 4197 | 7580 | 5493 | 27035 |
| Markedskraft | 2677 | 2464 | 4156 | 4843 | 6666 | 5236 | 26042 |
| Differanse | 246 | 261 | -38 | -646 | 914 | 257 | 993 |
| Stranda Energiverk AS*: | | | | | | | |
| Standard variabel kraftpris | 2808 | 2819 | 4336 | 4394 | 7726 | 5614 | 27696 |
| Markedskraft | 2789 | 2576 | 4267 | 4954 | 6777 | 5347 | 26710 |
| Differanse | 19 | 242 | 69 | -560 | 949 | 267 | 986 |
| Stryn Energi AS: | | | | | | | |
| Standard variabel kraftpris | 2972 | 2815 | 4107 | 4095 | 7315 | 5683 | 26987 |
| Markedskraft | 2697 | 2484 | 4176 | 4863 | 6686 | 5259 | 26165 |
| Differanse | 276 | 330 | -69 | -767 | 629 | 424 | 823 |

| | | | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|
| SKS Kraftsalg AS*: | | | | | | | |
| Standard variabel kraftpris | 2742 | 2635 | 3969 | 4139 | 8396 | 5619 | 27500 |
| Markedskraft | 2793 | 2580 | 4272 | 4959 | 6782 | 5352 | 26738 |
| Differanse | -51 | 55 | -303 | -820 | 1614 | 267 | 762 |
| Kvam Kraftverk AS: | | | | | | | |
| Standard variabel kraftpris | 2969 | 2748 | 4183 | 4217 | 7855 | 5537 | 27509 |
| Markedskraft | 2797 | 2584 | 4276 | 4963 | 6786 | 5353 | 26759 |
| Differanse | 172 | 163 | -93 | -746 | 1069 | 184 | 750 |
| Luster Energi AS*: | | | | | | | |
| Standard variabel kraftpris | 2717 | 2904 | 3886 | 4299 | 7749 | 5522 | 27078 |
| Markedskraft | 2743 | 2530 | 4222 | 4909 | 6732 | 5302 | 26438 |
| Differanse | -25 | 374 | -336 | -610 | 1017 | 220 | 640 |
| Tussa-24 AS: | | | | | | | |
| Standard variabel kraftpris | 2987 | 2765 | 4108 | 4167 | 7653 | 5580 | 27256 |
| Markedskraft | 2827 | 2614 | 4306 | 4993 | 6816 | 5386 | 27256 |
| Differanse | 160 | 151 | -198 | -831 | 837 | 194 | 314 |
| Ustekveikja Energi AS*: | | | | | | | |
| Standard variabel kraftpris | 2724 | 2581 | 3874 | 3838 | 7432 | 5319 | 25768 |
| Markedskraft | 2617 | 2404 | 4095 | 4782 | 6605 | 5175 | 25678 |
| Differanse | 107 | 176 | -221 | -944 | 827 | 144 | 90 |
| Lier Energi AS: | | | | | | | |
| Standard variabel kraftpris | 2964 | 2729 | 4125 | 4084 | 7125 | 5461 | 26487 |
| Markedskraft | 2795 | 2583 | 4274 | 4961 | 6678 | 5232 | 26523 |
| Differanse | 169 | 146 | -149 | -877 | 447 | 229 | -35 |
| Gudbrandsdal Energi AS*: | | | | | | | |
| Standard variabel kraftpris | 3049 | 2880 | 4193 | 4150 | 7101 | 5275 | 26648 |
| Markedskraft | 2793 | 2580 | 4272 | 4959 | 6782 | 5352 | 26738 |
| Differanse | 256 | 300 | -79 | -808 | 319 | -77 | -90 |
| Ustekveikja Energi AS (Hol): | | | | | | | |
| Standard variabel kraftpris | 2367 | 2180 | 3531 | 3499 | 7042 | 5319 | 23938 |
| Markedskraft | 2617 | 2404 | 4095 | 4782 | 6605 | 5175 | 25678 |
| Differanse | -250 | -224 | -564 | -1283 | 437 | 144 | -1740 |
| Uveid gjennomsnitt: | | | | | | | |
| Standard variabel kraftpris | 2911 | 2763 | 4205 | 4308 | 7843 | 5642 | 27671 |
| Markedskraft | 2730 | 2540 | 4245 | 4944 | 6771 | 5333 | 26562 |
| Differanse | 181 | 222 | -40 | -635 | 1072 | 309 | 1109 |

"Markedskraft" gav lavere pris enn "Standard variabel kraftpris" hos 17 av de 20 kraftleverandørene i utvalget i den aktuelle perioden. Kun hos Lier Everk, Gudbrandsdal Energi og Ustekveikja Energi (Hol) gav "Standard variabel kraftpris" lavere pris enn "Markedskraft". Legg merke til at prisforskjellen i praksis er svært liten hos Lier Energi og Gudbrandsdal Energi. Det betyr at Ustekveikja Energi (Hol) reelt sett skiller seg ut som den eneste leverandøren i utvalget som tilbyr et sett av kontrakter der standardkontrakten gir lavere pris enn kraftprisavtalen som følger spotprisen direkte. Totalt gav "Standard variabel kraftpris" 7 prosent lavere pris enn "Markedskraft" hos Ustekveikja Energi (Hol).[6]

Kunder av Fjordkraft med "Standard variabel kraftpris" betalte 13 prosent mer enn kunder med "Markedskraft" i perioden 1999-2004. Men samtidig som standardkontrakten gav høyere priser enn hos andre kraftleverandører, tilbyr Fjordkraft et konkurransedyktige produkt i "Markedskraft". Også kunder av Fjordkraft kan derfor oppnå relativt lave priser. Dette tyder på at Fjordkraft tilbyr "Markedskraft" for prisbevisste kunder. Samtidig kan høye priser i "Standard variabel kraftpris" gi uttrykk for at Fjordkraft utnytter kunder som delvis er låst til standardkontrakten gjennom byttekostnader. Uten å tilby et alternativ til prisbevisste kunder ville Fjordkraft i større grad miste kunder til andre kraftleverandører med lavere priser.[7]

Prisforskjellene varierer fra år til år i den aktuelle perioden, men analysen viser at "Markedskraft" gjør det bedre enn "Standard variabel kraftpris" over tid. Dette til tross for at "Standard variabel kraftpris" var relativt prisgunstig i forhold til "Markedskraft" i 2002. Dette året gav "Standard variabel kraftpris" lavere priser enn "Markedskraft" hos alle kraftleverandørene i utvalget, bortsett fra Fjordkraft. Standardkontrakten var for eksempel 20 prosent billigere enn "Markedskraft" hos Ustekveikja Energi og 18 prosent billigere hos Lier Energi i 2002. Uten at det er tatt hensyn til markedsandelene til kraftleverandørene i utvalget var "Standard variabel kraftpris" i gjennomsnitt 13 prosent billigere enn "Markedskraft" i 2002.

Derimot fikk kundene mest igjen for å velge "Markedskraft" framfor "Standard variabel kraftpris" i 2003. Dette året var "Markedskraft" billigere enn "Standard variabel kraftpris" hos alle leverandørene i utvalget. Prisforskjellen mellom kraftprisavtalene var størst hos 15 av de 20 kraftleverandørene i 2003. Hos Fjordkraft gav "Markedskraft" 25 prosent lavere priser enn "Standard variabel kraftpris". Men også hos JotunKraft, Helgelandskraft,

[6]Det uveide gjennomsnittet i tabell 4.1 tar ikke høyde for at kraftleverandørene i utvalget har ulike markedsandeler.

[7]Tabell 4.1 viser at "Standard variabel kraftpris" var billigere for lokale kunder av Ustekveikja Energi (Hol) i årene 1999-2003 enn for kunder bosatt andre steder i landet. Forklaringen ligger i at kommuner med egne kraftverk ofte subsidiere innbyggerne i kommunen gjennom lavere strømpriser. Lokal kunder av Ustekveikja Energi (Hol) har ingen fordeler i forhold til kunder bosatt andre steder i landet dersom de velger "Markedskraft". Hvorfor straffes de lokale kundene for å velge "Markedskraft"?

Røyken Kraft, TrønderEnergi Kraft, Sognekraft og SKS Kraftsalg var prisforskjellen over 15 prosent. Gjennomsnittlig prisforskjell mellom kontraktene var 14 prosent i 2003.

Den forbruksveide analysen viser at kraftleverandørene prisdiskriminere mot kunder med "Standard variabel kraftpris". Ved å la være å bytte kontrakt gir disse kundene uttrykk for at de er lite prissensitive. Det må være fristende for kraftleverandørene å utnytte denne informasjonen til å sette høyere priser for disse kundene (von der Fehr, Bergman og Amundsen, 2004).

von der Fehr et al. (2004) hevder at høye sluttbrukerpriser for norske privatkunder vinteren 2002-2003 kom som et resultat av den sterke dominansen av "Standard variabel kraftpris" i Norge sammenlignet med de andre nordiske landene. Det tyder på at "Standard variabel kraftpris" er en kraftprisavtale som tillater kraftleverandøren å justere kraftprisen for slik å velte kostnadsøkninger over på konsumenten. Det er et paradoks at flertallet av kundene holder seg til en kraftprisavtale som både gir høyere priser over tid, og som i mindre grad gir kundene beskyttelse mot prissjokk.

Til sammenligning viser tabell 4.2 gjennomsnittet for utvalget uten forbruksvekting av prisene. Differanse mellom kontraktene er tilnærmet uendret. Det viser at prisforskjellen mellom kontraktene påvirkes lite av at prisene veies med forbruk. Men beregning basert på gjennomsnittlig forbruk gir lavere kostnad enn beregning basert på eksakt forbrukskurve, bortsett fra i 2004. Dette tyder på at analyser basert på gjennomsnittlig forbruk undervurderer faktiske kostnader.

Tabell 4.2: Uveide gjennomsnittspriser eksklusive avgifter og nettleie, inklusive fastbeløp, ved 20 000 kWh etter kraftprisavtale 1999-2004, NOK*kWh. Kilder: KT og Nord Pool.

| | 1999 | 2000 | 2001 | 2002 | 2003 | 2004 | Totalt |
|---|---|---|---|---|---|---|---|
| Standard variabel kraftpris | 2779 | 2621 | 4203 | 3991 | 7258 | 5723 | 26575 |
| Markedskraft | 2626 | 2407 | 4188 | 4406 | 6396 | 5485 | 25507 |
| Differanse | 153 | 214 | 15 | -415 | 862 | 238 | 1068 |

For å vurdere om resultatene av den forbruksveide analyse er gyldig utover utvalget beregner jeg deskriptive mål samt konfidensintervall. Tabell 4.3 viser gjennomsnitt, standardavvik og konfidensintervall for utvalget. Antall observasjoner er $N = 6240$, og antall perioder er $T = 312$. Gjennomsnittlig ukentlig forbruk er 48,2 GWh. Standardavviket for prisen i "Standard variabel kraftpris" i det aktuelle utvalget er 10,36 øre/kWh. Standardavviket for prisen i "Markedskraft" er 9,80 øre/kWh. Det viser at spredningen i kraftprisavtalene er relativt lik. Dette peker i retning av at "Markedskraft" beskytter kundene mot prisrisiko på lik linje med "Standard variabel kraftpris". Konfidensintervallet i tabell 4.3 tyder på at punktestimatene ligger tett opptil populasjonsverdien. Dette tyder at analysen er basert på et utvalg som gir gyldige resultater også utover den aktuelle perioden.

Tabell 4.3: Gjennomsnitt, standardavvik og konfidensintervall for variabler i forbruksveid analyse av kraftprisavtaler 1999-2004. Kilder: KT og BKK.

| Variabel | Gjennomsnitt | Standardavvik | | 95% |
|---|---|---|---|---|
| Forbruk | 48,1762 | 16,2256 | 47,7736 | 48,5789 |
| Standard variabel kraftpris | 21,5633 | 10,2828 | 21,3082 | 21,8185 |
| Markedskraft | 20,8017 | 9,8175 | 20,5580 | 21,0453 |

### 4.1.1 Fjordkraft

Figur 4.1 viser forbruksveid prisutviklingen i "Standard variabel kraftpris" og "Markedskraft" hos Fjordkraft uke for uke i perioden 1999-2004. Prisene er forbruksveid gjennom transformasjon av den horisontale tidsaksen. Transformasjonen fører til at lengden på uke $i$ for $i = 1, \ldots, 52$ blir bestemt av forbruket i uke $i$. Uker med høyt forbruk strekkes ut for å veie tyngre, og uker med lavt forbruk krympes inn for å veie mindre. Antall uker i hvert år er uendret etter transformasjonen.[8] Arealene under kurvene for "Standard variabel kraftpris" og "Markedskraft" i uke $i = 1, \ldots, 52$ tilsvarer ukentlig kostnad for gjennomsnittskunden til Fjordkraft.[9] Figur 4.1 viser at det er mindre variasjoner i "Standard variabel kraftpris" enn "Markedskraft". Dette tyder på at "Standard variabel kraftpris" glatter ut spotprissvingninger lokalt i tid. Men lite tyder på at standardkontrakten skjermer kundene bedre mot kraftige spotprisøkninger enn "Markedskraft". Vinteren 2003 nådde prisen i "Standard variabel kraftpris" et høyere nivå enn prisen i "Markedskraft". Standardkontrakten fra Fjordkraft gav dermed høyere kostnader under tilbudssjokket enn "Markedskraft".

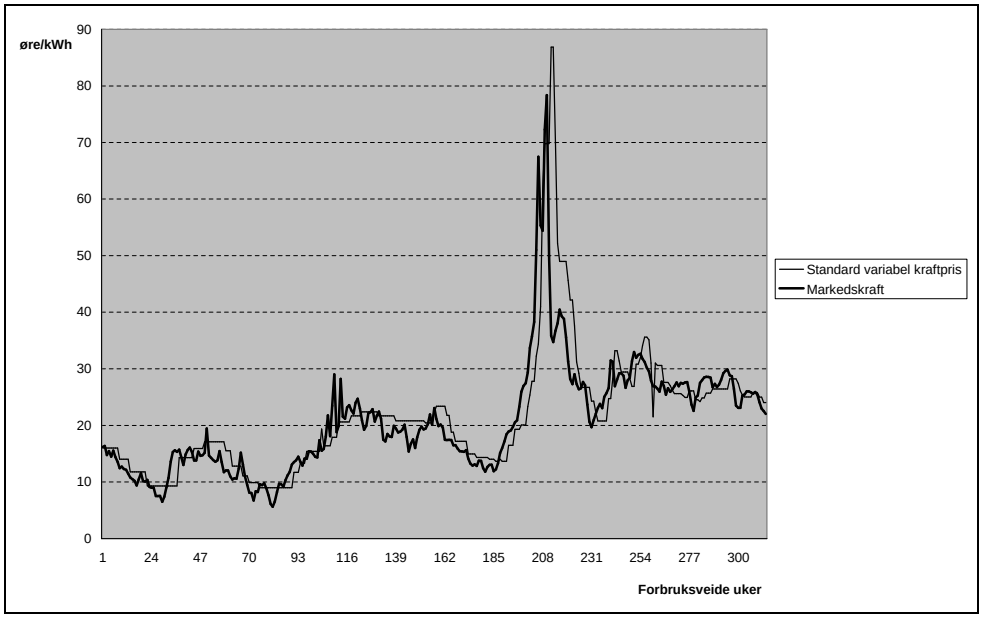
Figur 4.2 viser prisdifferansen mellom "Standard variabel kraftpris" og "Markedskraft". I perioder med positive verdier er kostnaden ved "Standard variabel kraftpris" høyere enn ved "Markedskraft". I perioder med negative verdier er kostnaden ved "Standard variabel kraftpris" lavere enn ved "Markedskraft".[10]

Tabell 4.4 viser årlige areal for differansen mellom "Standard variabel

[8] Matematisk er lengden på uke $i$ gitt ved $l_i = f_i \cdot 52$, der $f$ er forbruk. Normalisert forbruk i uke $i$ bestemt av forholdet $\frac{f_i}{F}$, der $F = \sum_{i=1}^{52} f_i$. Summen av normalisert forbruk er gitt ved $\frac{\sum_{i=1}^{52} f_i}{F} = 1$. Første uke starter i origo på den horisontale aksen. Startpunkt for uke $j$ er $s_j = \sum_{i=1}^{j-1} f_j \cdot 52$, der $i \neq j$. Siste uke i et år starter i $\sum_{i=1}^{52-1} f_i \cdot 52$. For å holde alle startpunkt for uke $i = 1, \ldots, 52$ innenfor året må startpunktene normaliseres. Normalisert startpunkt for uke $j$ er gitt ved $s_j = \frac{\sum_{i=1}^{j-1} f_j \cdot 52}{F}$. Normalisert start for siste uke er $s_i = \frac{\sum_{i=1}^{52-1} f_i \cdot 52}{F}$. Summen av normalisert start på uke er $\frac{\sum_{i=1}^{52} f_i \cdot 52}{F} = 52$.

[9] Basert på normalisert ukelengde er kostnaden gitt ved $c_i^S = p_i^S \cdot \frac{l_i}{l^*}$. Normalisert ukelengde er forholdet mellom ukelengde $l$ og referanseverdi, $l_i$. Som referanseverdi har jeg for hvert år brukt høyeste verdi for $l_i$ for $i = 1, \ldots, 52$. Tilsvarende er kostnaden med "Markedskraft" i uke $i$ gitt ved; $c_i^M = p_i^M \cdot \frac{l_i}{l^*}$

[10] Arealet i uke $i = 1, \ldots, N$ er gitt ved prisdifferanse, $d$, multiplisert med normalisert ukelengde; $d_i \cdot \frac{l_i}{l^*}$




Figur 4.1: Forbruksveide priser eksklusive avgifter, nettleie og fastbeløp. Fjordkraft AS 1999-2004, øre/kWh. Kilder: KT, Nord Pool og BKK.

Tabell 4.4: Areal for differansen mellom "Standard variabel kraftpris" og "Markedskraft" Fjordkraft AS 1999-2004. Kilder: KT, Nord Pool og BKK.

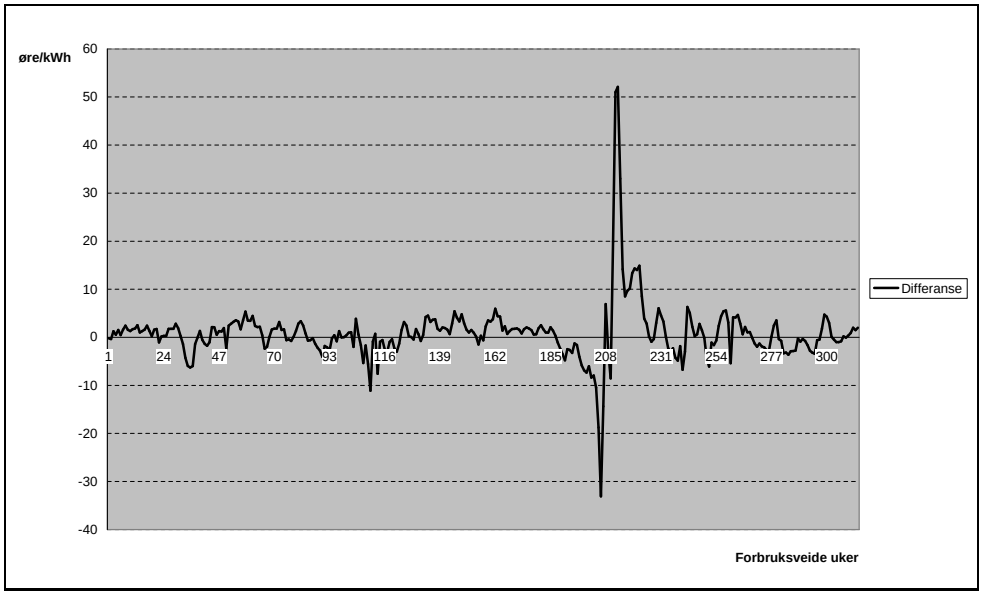
| | 1999 | 2000 | 2001 | 2002 | 2003 | 2004 | Totalt |
|---|---|---|---|---|---|---|---|
| Positiv differanse | \|34,9\| | \|41,9\| | \|34,3\| | \|43,0\| | \|259,8\| | \|36,4\| | \|450,4\| |
| Negativ differanse | \|16,8\| | \|14,1\| | \|46,6\| | \|117,4\| | \|35,9\| | \|27,8\| | \|258,6\| |

kraftpris" og "Markedskraft" oppgitt i absoluttverdier for å kunne sammenligne positive og negative størrelser. Spesielt i 2003 opererte Fjordkraft med høyere priser i "Standard variabel kraftpris".

Kontrollert for forbruksprofil viser analysen at "Markedskraft" gir lavere priser enn "Standard variabel kraftpris" over tid. Når "Markedskraft" gav lavere priser enn "Standard variabel kraftpris" vinteren 2002-2003, kan dette tyde på at standardkontrakten er utformet på en slik måte at kunden, i større grad enn kraftleverandøren, får økte kostnader veltet over på seg.

### 4.1.2 Forbruksmønster og risikoholdning

Hva kan forklare at flertallet av privatkundene velger "Standard variabel kraftpris" når "Markedskraft" gir lavere pris over tid? Forbruksmønster og risikoholdning kan tenkes å påvirke valget av kraftprisavtale. Rasjonelle konsumenter velger kraftprisavtale tilpasset forbruk og holdning til risiko. Kunder med store svingninger i forbruket av elektrisk energi er typisk tjent med andre kraftprisavtaler enn kunder med svært jevn forbruksplan. Dersom kun-




Figur 4.2: Differanse "Standard variabel kraftpris" og "Markedskraft". Fjordkraft AS 1999-2004, øre/kWh. Kilder: KT, Nord Pool og BKK.

den kan substituere seg bort fra en økning i prisen på elektrisk energi gjennom for eksempel vedfyring vil dette kunne påvirke kundens forbruksplan. Anta at det er mulig å dele private sluttbrukere inn i ulike grupper basert på forbruksmønster. Kunder med substitusjonsmuligheter vil kunne nyte godt av lavprisperioder, og substituere seg bort fra høyprisperioder. Kunder uten slike substitusjonsmuligheter vil kunne oppleve kraftigere svingninger i elektrisitetskostnadene. Anta at den tredje kundegruppen er basert på et gjennomsnitt av de to første kundegruppene. Dersom ulike kraftprisavtaler fungerer like bra uavhengig av forbruksmønster, kan utjevning i pris og forbruk over tid forklare hvorfor ikke flere kunder skifter kraftprisavtale. Holdning til risiko splitter kundene mellom ulike kraftprisavtaler. "Fastpris" fjerner kundens usikkerhet i forhold til prissvingninger i avtaleperioden. Rasjonell-kunde-hypotesen kan gi en mulig forklaring på hvorfor ikke flere kunder reforhandler kraftprisavtale. Forbruksmønster og risikoholdning kan påvirke kundens oppfatning av produktene i kraftmarkedet.

## 4.2 Forbruksveid analyse av kraftleverandører

I tabell 4.5 er 32 ulike leverandører av "Standard variabel kraftpris" sortert synkende etter totalkostnad ved 20 000 kWh i årlig forbruk i perioden 1999-2004. Kontrollert for forbruksprofilen til private konsumenter varierer prisene relativt mye mellom de ulike kraftleverandørene. I den aktuelle perioden lå prisnivået til Fjordkraft 11 prosent over gjennomsnittet. Ustekveikja Energi er den billigste landsdekkende kraftleverandøren i utvalget. Total kostnads-

Tabell 4.5: Forbruksveide priser eksklusive avgifter og nettleie, inklusive fastbeløp, "Standard variabel kraftpris" ved 20 000 kWh etter kraftleverandør 1999-2004, NOK*kWh. Kilder: KT og BKK.

| | 1999 | 2000 | 2001 | 2002 | 2003 | 2004 | Totalt |
|---|---|---|---|---|---|---|---|
| Fjordkraft AS* | 2773 | 2639 | 4294 | 5467 | 9159 | 6374 | 30698 |
| JotunKraft AS | 2776 | 2778 | 5788 | 4187 | 8190 | 5774 | 29492 |
| Ishavskraft AS | 3286 | 3039 | 4343 | 4673 | 8016 | 5756 | 29167 |
| Røyken Kraft AS | 2952 | 2815 | 4285 | 4586 | 8437 | 6064 | 29140 |
| HelgelandsKraft AS | 3128 | 2820 | 4109 | 4567 | 8259 | 5791 | 28674 |
| Istad Kraft AS | 2971 | 3025 | 4294 | 4467 | 8100 | 5775 | 28632 |
| Nordvest Kraft AS* | 3097 | 2907 | 4144 | 4540 | 8268 | 5635 | 28591 |
| Trondheim Energiverk Kraftsalg AS | 2995 | 2778 | 4288 | 4465 | 8038 | 5763 | 28325 |
| Rauma Kraft AS | 3067 | 2865 | 4252 | 4535 | 7858 | 5659 | 28236 |
| TrønderEnergi Kraft AS | 2847 | 2803 | 4237 | 4405 | 8219 | 5718 | 28230 |
| Sognekraft AS | 3033 | 2798 | 4201 | 4335 | 7994 | 5605 | 27966 |
| Nordmøre Energiverk AS | 3134 | 2858 | 4161 | 4334 | 7755 | 5676 | 27918 |
| Stranda Energiverk AS* | 2808 | 2819 | 4336 | 4394 | 7726 | 5614 | 27696 |
| Fauske Lysverk AS | 2779 | 2635 | 3969 | 4139 | 8379 | 5619 | 27521 |
| Valdres Energiverk AS | 2950 | 2815 | 4180 | 4140 | 7554 | 5874 | 27512 |
| Kvam Energiverk AS | 2969 | 2748 | 4183 | 4217 | 7855 | 5537 | 27509 |
| SKS Kraftsalg AS* | 2742 | 2635 | 3969 | 4139 | 8396 | 5619 | 27500 |
| Dragefossen Kraftanlegg AS | 2939 | 2633 | 3969 | 4159 | 8155 | 5619 | 27474 |
| Tussa-24 AS | 2987 | 2765 | 4108 | 4162 | 7653 | 5580 | 27256 |
| Fitjar Kraftlag PL* | 2968 | 2744 | 4031 | 4234 | 7712 | 5418 | 27105 |
| Midt-Telemark Energi AS | 2952 | 2775 | 4149 | 4184 | 7491 | 5531 | 27082 |
| Luster Energiverk AS* | 2717 | 2904 | 3886 | 4299 | 7749 | 5522 | 27078 |
| Lyse AS* | 2923 | 2725 | 4118 | 4197 | 7580 | 5493 | 27035 |
| Stryn Energi AS | 2972 | 2815 | 4107 | 4095 | 7315 | 5683 | 26987 |
| Dalane Energi IKS | 2862 | 2746 | 4088 | 4290 | 7528 | 5472 | 26985 |
| Voss Energi AS | 2789 | 2771 | 4086 | 4053 | 7557 | 5571 | 26828 |
| Gudbrandsdal Energi AS* | 3049 | 2880 | 4193 | 4150 | 7101 | 5275 | 26648 |
| Lier Energi AS | 2964 | 2729 | 4125 | 4084 | 7125 | 5461 | 26487 |
| Indre Hardanger Kraftsalg AS | 2581 | 2649 | 3965 | 4167 | 7019 | 5451 | 25832 |
| Ustekveikja Energi AS* | 2724 | 2581 | 3874 | 3838 | 7432 | 5319 | 25768 |
| Ustekveikja Energi AS (Hol) | 2367 | 2180 | 3531 | 3499 | 7042 | 5319 | 23938 |
| Vest-Telemark Kraftlag AS | 2628 | 2398 | 3639 | 3688 | 6380 | 5034 | 23767 |
| Uveid gjennomsnitt | 2898 | 2754 | 4153 | 4272 | 7782 | 5612 | 27471 |

forskjell mellom Fjordkraft og Ustekveikja Energi er kr 4930,-. Det betyr at kunder av Fjordkraft med "Standard variabel kraftpris" betalte 16 prosent mer enn kunder av Ustekveikja Energi med samme kraftprisavtale i det aktuelle tidsrommet.

Utnytter Fjordkraft mer eller mindre innelåste kunder til å sette høy pris i "Standard variabel kraftpris"? I følge Fjordkraft har selskapet 325 000 private kunder. Målt i antall kunder gir det Fjordkraft 14,1 prosent av markedet. Bedrifter med relativt store markedsandeler vil typisk sette høye priser for å utnytte allerede innelåste kunder framfor å sette lave priser for å trekke til seg nye kunder (Klemperer, 1995). Siden kundene har byttekostnader kan Fjordkraft tillate seg å sette opp prisene uten å miste kunder. Samtidig har Fjordkraft en relativt stor andel av markedet. Dette tyder på at Fjordkraft er i en posisjon der verdien av økt profitt veier tyngre enn verdien av økt markedsandel. Lave priser tyder på at Ustekveikja Energi er i en fase der bedriften har som målsetning å tiltrekke seg flere nye kunder. Tall fra Ustekveikja Energi viser at leverandøren i 2000 hadde 6573 private kunder. Lave priser i perioden 1999-2004 har hatt tiltrekningskraft på kundene. I 2005 har Ustekveikja Energi økt sin kundegruppe til 34 550 kunder. Ustekveikja har dermed 1,5 prosent av markedet. Gjennom byttekostnader vil disse kundene være med på å gi Ustekveikja Energi økt profitt i framtiden. I avveiningen mellom å sette lave priser for å få enda flere nye kunder, eller høye priser for å utnytte etablerte kunder, vil Ustekveikja Energi gradvis få et sterkere insentiv til å sette høye priser for å utnytte etablerte kunder når markedsandelen øker. Med høye priser er Fjordkraft, i kontrast til Ustekveikja Energi, mindre attraktiv for kunder som i dag skal bytte kraftleverandør. På sikt vil høye priser kunne føre til at Fjordkraft taper markedsandeler til mindre konkurrenter. Samtidig har Fjordkraft insentiv til å la være å senke prisene for å unngå at konkurrenter med lavere priser skal redusere prisene ytterligere. Dersom Ustekveikja Energi kan tilby sine produkter til enda lavere priser, vil Fjordkraft i større grad kunne miste markedsandeler til fordel for Ustekveikja Energi. Fjordkraft har insentiv til å sette opp prisene for å hindre aggressive konkurrenter.

Også Gudbrandsdal Energi har hatt en økning i antall kunder i den aktuelle perioden. I følge Gudbrandsdal Energi har antall husholdningskunder økt fra 12 700 i 2000 til 37 200 i 2005. Tabell 4.5 viser at leverandøren, i likhet med Ustekveikja Energi, har hatt et relativt lavt prisnivå i perioden 1999-2005. I 2005 har Gudbrandsdal Energi har 1,6 prosent av privatmarkedet.

Tabell 4.6 viser gjennomsnitt, standardavvik og konfidensintervall som med 95 prosent sannsynlighet inneholder ukjent populasjonsparameter. Antall observasjoner er $N = 9984$, og antall perioder er $T = 312$. Punktestimat for forbruk og prisen i "Standard variabel kraftpris" ligger nært opptil populasjonsverdi.

Kontrollert for forbruksprofilen til private sluttbrukere viser sammenlig-

Tabell 4.6: Gjennomsnitt, standardfeil og konfidensintervall for variabler i forbruksveid analyse av kraftleverandører 1999-2004. Kilder: KT og BKK.

| Variabel | Gjennomsnitt | Standardavvik | | 95% |
|---|---|---|---|---|
| Forbruk | 48,1762 | 16,2251 | 47,8580 | 48,4946 |
| Standard variabel kraftpris | 21,5717 | 10,2372 | 21,3707 | 21,7723 |

ningen at prisene i "Standard variabel kraftpris" varierer forholdsvis mye mellom ulike kraftleverandører. Kraftleverandører med relativt store markedsandeler setter typisk høyere priser, for å utnytte allerede innelåste kunder, enn mindre kraftleverandører som typisk bygger opp markedsandeler. Byttekostnader kan derfor forklare hvorfor Fjordkraft har hatt et høyere prisnivå enn konkurrenter med mindre markedsandeler som for eksempel Ustekveikja Energi og Gudbrandsdal Energi. Vektet med forbruksprofilen til private sluttbrukere, gjenspeiler prisene kundenes faktiske kostnader i løpet av et år. I motsetning von der Fehr et al. (2004), tar jeg hensyn til at forbruket av elektrisk energi varierer. Resultatet viser at "Markedskraft" gir lavere priser enn "Standard variabel kraftpris" over tid, og at prisene varierer mellom leverandører av standardkontrakten.

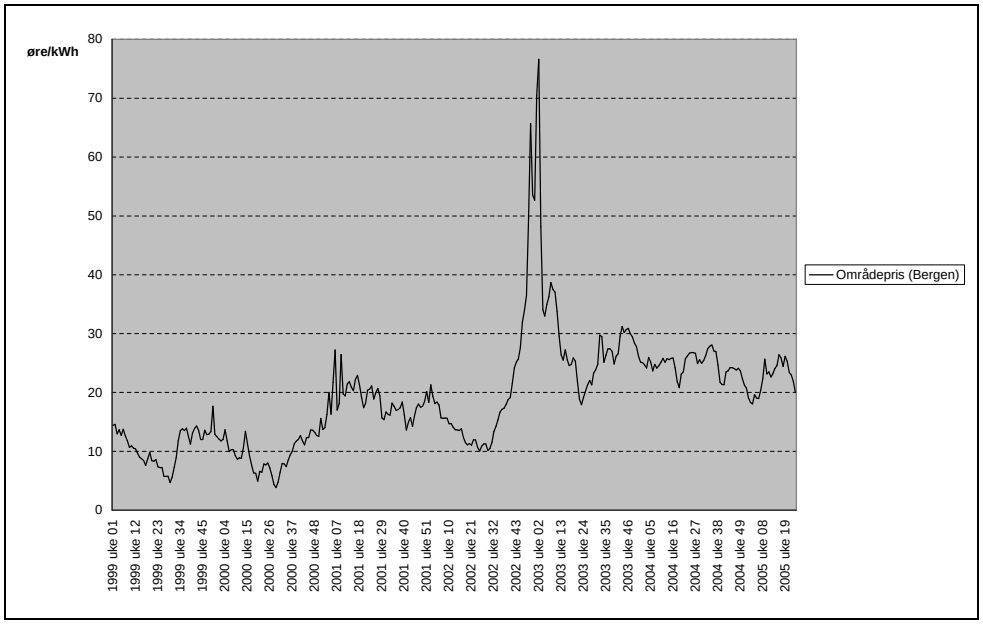
## 4.3 Deskriptiv statistikk

Jeg baserer regresjonsanalysen av prisen i "Standard variabel kraftpris" mot spotpris på paneldata med ukentlige observasjoner av 32 norske kraftleverandører,[11] Figur 4.3 viser utviklingen områdepris for Bergen i perioden 1999-2005. Det kraftige tilbudssidesjokket vinteren 2002-2003 førte til at områdeprisen ved starten av 2003 var 76,59 øre/kWh. I utvalget strakk prisen i "Standard variabel kraftpris" seg til 89,11 øre/kWh i denne perioden. Til tross for at spotprisen raskt falt tilbake til et mer normalt nivå, kan denne perioden karakteriseres om en ekstremperiode (von der Fehr, Bergman og Amundsen, 2004). Selv om det nordiske kraftmarkedet viste seg å være robust for kraftige sjokk, forteller denne perioden lite om trender i kraftmarkedet generelt. For å kunne fokusere på langsiktige trender i kraftmarkedet har jeg valgt å korrigere for vinteren 2002-2003. Jeg har fjernet uke 48-52 i 2002 og uke 1-10 i 2003 fra dataserien.

Tabell 4.7 gir en oversikt over variablene i analysen. Pris er avhengig variabel. Spotpris, oppgang, spotpris-oppgang, tidstrend og forbruk er uavhengige variabler. I tillegg er margin avhengig variabel i en marginanalyse av Fjordkraft og Ustekveikja Energi.

Tabell 4.8 viser gjennomsnitt, standardavvik, minimum- og maksimumsverdi for variablene i regresjonsanalysen. Antall observasjoner er $N = 10272$ for alle variabler, unntatt pris og margin. Kraftleverandørene må varsle pris-

[11] Prisene er uten avgifter. Nettleie og eventuelle fastbeløp kommer i tillegg.




Figur 4.3: Ukentlig spotpris basert på områdepris for Bergen 1999-2005, øre/kWh. Kilde: Nord Pool.

endringer to uker før endringen trer i kraft. For å kunne observere kraftleverandørenes respons på endringer i spotprisen i periode $t$ er prisen i "Standard variabel kraftpris" justert fram til periode $t+2$. Dette fører til at to observasjoner av prisen for hver leverandør faller bort, slik at $N = 10272 - (2 \cdot 32) = 10208$. Antall perioder er i utgangspunktet $T = 336$, men korrigert for ekstremperioden vinteren 2002-2003 er $T = 336 - 15 = 321$ for alle variabler, unntatt pris og margin. For disse variablene er $T = 319$, fordi det i tillegg generert to manglende verdier som følge av at prisen varsles forskuddsvis.

Tabell 4.7: Variabler i regresjon av prisen i "Standard variabel kraftpris" 1999-2005.

| Variabel | Beskrivelse |
|---|---|
| Pris | Ukentlig pris i "Standard variabel kraftpris" målt i øre/kWh |
| Spotpris | Ukentlig gjennomsnitt av områdepris for Bergen målt i øre/kWh |
| Oppgang | Dummy-variabel for endring i spotpris |
| Spotpris-Oppgang | Interaksjonsledd mellom spotpris og oppgang |
| Tidstrend | Trendvariabel som fanger opp trender i datasettet |
| Forbruk | Ukentlig forbruk av kunder i nettområdet til BKK målt i GWh |
| Margin | Ukentlig differansen mellom pris og spotpris målt i øre/kWh |

I tabell 4.8 er de deskriptive målene delt inn i kategoriene total, mellom og innen. Gjennomsnittet for variablene gjelder for hele utvalget. I paneldata avhenger standardavvik, minimums- og maksimumsverdi av om fokus er rettet mot variasjon totalt i utvalget, mellom kraftleverandører eller innen kraftleverandører. I denne analysen har spotpris, oppgang, spotpris-oppgang,

Tabell 4.8: Deskriptiv statistikk for regresjon av prisen i "Standard variabel kraftpris" 1999-2005. Kilder: KT, Nord Pool og BKK.

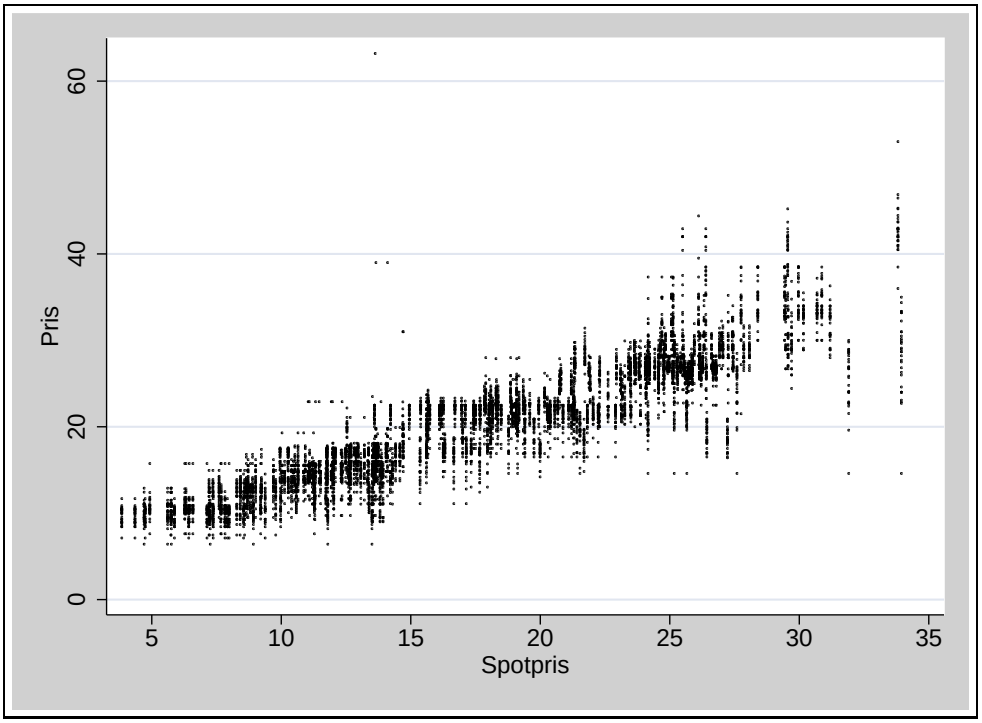
| Variabel | | Gjennomsnitt | Standardavvik | Min | Maks |
|---|---|---|---|---|---|
| Pris | Total | 20,32711 | 6,87317 | 6,41772 | 63,2 |
| | Mellom | | 0,81294 | 17,57041 | 21,40858 |
| | Innen | | 6,82643 | 7,88908 | 62,77791 |
| Margin | Total | 2,53418 | 2,96311 | -19,34161 | 49,57242 |
| | Mellom | | 0,81293 | -0,22253 | 3,61564 |
| | Innen | | 2,85302 | -19,7637 | 49,15033 |
| Spotpris | Total | 17,81247 | 6,92539 | 3,84501 | 33,94484 |
| Oppgang | Total | 0,49533 | 0,5 | 0 | 1 |
| Spotpris-Oppgang | Total | 9,22496 | 10,46007 | 0 | 33,94484 |
| Tidstrend | Total | 166,514 | 98,78901 | 1 | 336 |
| Forbruk | Total | 47,58879 | 15,69882 | 14 | 84 |

tidstrend og forbruk i hver periode lik verdi for alle kraftleverandørene i utvalget. For de avhengige variablene er derfor standardavvik, minimums- og maksimumsverdi likt uansett om fokus er rettet mot variasjon totalt i utvalget, mellom eller innen kraftleverandører. Kun for de to uavhengige variablene jeg bruker i analysen varierer de deskriptive målene.

Totalt i utvalget er gjennomsnittprisen i "Standard variabel kraftpris" lik 20,33 øre/kWh. Prisen varierer fra 6,42 øre/kWh til 63,2 øre/kWh. Til sammenligning er spotprisen i gjennomsnitt lik 17,81 øre/kWh, og varierer fra 3,85 øre/kWh til 33,95 øre/kWh. Standardavviket er tilnærmet likt for prisen i "Standard variabel kraftpris" og spotpris. Når gjennomsnittet for dummy-variabelen oppgang er tilnærmet lik 0,5, er det omtrent like mange perioder med opp- og nedgang i spotprisen i det aktuelle tidsrommet.

Mellom kraftleverandørene varierer både pris og margin relativt lite. Innen kraftleverandører varierer prisen fra 7,89 øre/kWh til 62,78 øre/kWh. Margin varierer fra -19,34 til 49,57 øre/kWh. Det tyder på at pris og margin varierer relativt mye over tid, og mindre mellom kraftleverandører. Både totalt i utvalget og innen kraftleverandører er standardavviket større for pris enn margin. Det betyr at spredningen er større i pris enn margin.

Figur 4.4 gir et visuelt bilde av forholdet mellom pris og spotpris. Hvert punkt representerer en observasjon av prisen i "Standard variabel kraftpris" for hver observasjon av spotprisen. Det er 9984 spotprisobservasjoner under 30 øre/kWh, men kun 224 observasjoner over 30 øre/kWh. Den positive trenden for verdier under 30 øre/kWh indikerer sterk positiv korrelasjon mellom pris og spotpris. Til spotprisverdier over 30 øre/kWh er spotpris ikke signifikant forklaringsvariabel for prisen i "Standard variabel kraftpris".




Figur 4.4: Prisen i "Standard variabel kraftpris" mot spotpris (korrigert for vinteren 2002-2003) 1999-2005. Kilder: Nord Pool og KT.

# Kapittel 5

# Paneldata

For å kunne analysere hvordan leverandører av "Standard variabel kraftpris" regulerer sin pris i forhold til kort- og langsiktige svingninger i spotprisen bruker jeg paneldata. Med paneldata blir prisene til et utvalg av kraftleverandører observert over flere tidsperioder. Fordelen med paneldata er at det er mulig å kontrollere for bedriftspesifikk uobservert heterogenitet. Med bedriftspesifikk uobservert heterogenitet mener jeg bedriftspesifikke forklaringsvariabler som er konstant over tid, men som er utelatt fra regresjonen (Verbeek, 2004). I paneldata blir uobserverte tidskonstante variabler også kalt uobserverte effekter. Administrasjonskostnader, bedriftledelse, vertikal integrasjon mellom kraftprodusent og kraftleverandør, samt geografisk lokalisering er eksempler på bedriftspesifikk uobservert heterogenitet som er mer eller mindre konstant over tid, og som kan tenkes å påvirke prisen i "Standard variabel kraftpris".

En ulempe med paneldata er at repeterte observasjoner av de samme enhetene gjør at det kan være problematisk å anta at feilledd i ulike perioder er uavhengig av hverandre (Verbeek, 2004). Jeg diskuterer hvordan autokorrelasjon bryter med forutsetningene for paneldata.

Jeg utleder to ulike estimatorer for paneldata; *fast-effekt-estimatoren* og *tilfeldig-effekt-estimatoren*. Fast-og tilfeldig-effekt-modellene er i stand til å forklare hvordan leverandører av "Standard variabel kraftpris" opptrer som prissettere i respons på endringer i spotprisen, samtidig som det kontrolleres for uobservert bedriftspesifikk heterogenitet. I motsetning til fast-effekt-modellen som har deterministisk, bedriftspesifikk heterogenitet representert ved konstantleddet i modellen, har tilfeldig-effekt-modellen stokastisk, bedriftspesifikk heterogenitet. Jeg viser hvilke forutsetninger som må holde for at *fast-* og *tilfeldig-effekt-estimatoren* skal være effisient. Jeg forklarer også hvordan Hausman-testen kan avgjøre valget mellom fast- eller tilfeldig-effekt-estimatoren.

## 5.1 Paneldatamodeller

Et eksempel viser hvorfor uobservert bedriftspesifikk heterogenitet bryter med forutsetningene for effisient estimator. Anta at estimert modell ved enkel regresjon er gitt ved:

$$y_{it} = \alpha + \beta x_{it} + \epsilon_{it} \tag{5.1}$$

der $\alpha$ er konstantledd, $\beta$ måler effekten av uavhengig variabel, $x_{it}$, på avhengig variabel, $y_{it}$, og $\epsilon_{it}$ er feilledd. Både $\alpha$ og $\beta$ er ukjente parametre som antas å være konstant for alle $i$ og $t$. Det betyr at en endring i $x$ har samme effekt på alle $i$ over alle $t$. Et tilfeldig utvalg blir brukt til å estimere de ukjente parametrene $\alpha$ og $\beta$ for populasjonen ved hjelp av estimatorer. Det stokastiske feilleddet representerer alle uobserverte faktorer som, i tillegg til $x_{it}$, påvirker $y_{it}$, men som ikke er inkludert som forklaringsvariabel i regresjonen. Feilleddet antas å være en stokastisk variabel som er uavhengig og identisk fordelt over $i$ og $t$ med forventning lik 0, og konstant varians. Anta videre at sann modell er gitt ved:

$$y_{it} = \alpha_i + \beta x_{it} + \epsilon_{it} \tag{5.2}$$

der $\alpha_i$ for $i = 1, \ldots, N$ er bedriftspesifikke nivå for $\alpha$. Anta at $\alpha_i$ er konstant over tid. Selv om endringer i $x$ fortsatt har samme effekt på alle $i$ over alle $t$, målt med koeffisienten $\beta$, så kan gjennomsnittsnivået være ulikt for enhet $i$ og $j$ for $i \neq j$. Det bedriftspesifikke konstantleddet, $\alpha_i$, fanger derfor opp bedriftspesifikk uobservert heterogenitet.

I modeller med bedriftspesifikke skiftparametre; $\alpha_i \neq \alpha_j$, men felles helningskoeffisient for alle enhetene; $\beta_i = \beta_j$ er standard minste-kvadratmetode-estimatoren, $\hat{\beta}_{MKM}$, forventningsskjev. De generelle forutsetningene som må være oppfylt for at $\hat{\beta}_{MKM}$ skal være effisient estimator for $\beta$ blir kalt Gauss-Markov-forutsetningene. En estimator $\hat{\beta}$ er effisient estimator for $\beta$ dersom estimatoren er beste lineære forventningsrette estimator for $\beta$. For at dette skal være tilfellet må $\hat{\beta}$ blant alle lineære estimatorer for $\beta$ ha minst varians (Verbeek, 2004). Ved enkel regresjon er Gauss-Markov-forutsetningene gitt ved ligning (5.3)-(5.6):

$$E\{\epsilon_{it}\} = 0 \qquad \text{for alle } i \text{ og } t \tag{5.3}$$

$$E\{x_{it}\epsilon_{it}\} = 0 \qquad \text{for alle } i \text{ og } t \tag{5.4}$$

$$Var\{\epsilon_{it}\} = \sigma_\epsilon^2 \qquad \text{for alle } i \text{ og } t \tag{5.5}$$

$$E\{\epsilon_{it}\epsilon_{js}\} = 0 \qquad \text{for alle } i \neq j \text{ og } t \neq s \tag{5.6}$$

Ligning (5.3) uttrykket at forventningen til feilleddet er lik null. Ligning (5.4) viser at feilleddet er ukorrelert med uavhengige variabel. Ligning (5.5) gir at feilleddet har konstant varians, og ligning (5.6) uavhengighet mellom feilledd i ulike perioder. Ved multippel regresjon forutsettes i tillegg fravær av perfekt

multikollinearitet. Ingen uavhengige variabler kan være identiske. For eksempel bryter $x_{2t} = 2x_{1t}$ med denne forutsetningen. Når ulike enheter i utvalget har ulike nivå for $\alpha_i$, vil estimatoren i standard minste-kvadrat-metode lage en kombinasjon av disse. Da er $\hat{\alpha}$ forventningsskjev estimator for $\alpha$. Det er derfor nødvendig å transformere paneldata for å håndtere uobserverte effekter (Verbeek, 2004).

### 5.1.1 Fast-effekt-modellen

Fast-effekt-modellen er en lineær regresjonsmodell der de bedriftspesifikke konstantleddene, $\alpha_i$, blir behandlet som $N$ ukjente parametre. Fast-effekt-modellen kontrollerer for heterogenitet ved å eliminere den bedriftspesifikke komponenten gjennom transformasjon av data.

I likhet med standard minste-kvadrat-estimatoren blir estimatoren i fast-effekt-modellen, $\hat{\beta}_{FE}$, utledet ved å minimere avstanden til regresjonslinjen for å finne den kombinasjonen av et konstantledd og uavhengige variabler som gir beste tilnærming til avhengig variabel.[1] Med et utvalg på $N$ bedrifter observert over $T$ perioder og $k$ uavhengige variabler er en tilfeldig lineær kombinasjon gitt ved; $(\tilde{\alpha}_i + \tilde{\beta}_1 x_{1it} + \ldots + \tilde{\beta}_k x_{kit})$, der $\tilde{\alpha}_i$ og $\tilde{\beta}_k$ er valgte konstanter. Anta at ingen av forklaringsvariablene, $x_{it}$, er en eksakt lineær kombinasjon av noen andre forklaringsvariabler i regresjonen. Differansen mellom observert verdi av $y_{it}$ og lineær tilnærming er gitt ved ligning (5.7):

$$y_{it} - (\tilde{\alpha}_i + \tilde{\beta}_1 x_{1it} + \ldots + \tilde{\beta}_k x_{kit}) \tag{5.7}$$

Jeg skal finne koeffisientene $\tilde{\alpha}_i$ og $\tilde{\beta}_k$ som minimerer differansen mellom observert verdi og lineær tilnærming. Den vertikale distansen mellom en observasjon, $y_{it}$, og regresjonslinjen, $E(y_{it}|x_{it}) = \alpha_i + \beta_1 x_{it}$, er residualen, $\epsilon_{it}$, for bedrift $i$ på tidspunkt $t$. Ved å minimere summen av kvadrerte residualer oppnås beste lineære tilnærmingen til $y_{it}$. Residualene må være kvadrerte for å hindre at positive og negative avvik fra regresjonslinjen nuller hverandre ut. Minimeringsproblemet er gitt ved ligning (5.8):

$$MinS(\alpha_i, \beta) = \sum_{i=1}^{N} \sum_{t=1}^{T} (y_{it} - \alpha_i - \beta x_{it})^2 \tag{5.8}$$

Førsteordensbetingelse for optimal $\alpha_i$:

$$\frac{\partial S}{\partial \alpha_i} = -2 \sum_{t=1}^{T} (y_{it} - \alpha_i - \beta x_{it}) = 0 \tag{5.9}$$

[1] Den lineær tilnærmingen til fast-effekt-estimatoren kun gir informasjon om observasjoner i utvalget (Verbeek, 2004).

N-dimensjonen faller bort. Fokus er rettet mot partialeffekten av bedriftspesifikk komponent for bedrift $i$, $\alpha_i$, over T-dimensjonen. Jeg løser for $\alpha_i$:

$$\sum_{t=1}^{T} y_{it} - \sum_{t=1}^{T} \alpha_i - \sum_{t=1}^{T} \beta x_{it} = 0$$

$$\alpha_i = \frac{\sum_{t=1}^{T} y_{it}}{T} - \frac{\beta \sum_{t=1}^{T} x_{it}}{T} \Rightarrow \bar{y}_i - \beta \bar{x}_i \tag{5.10}$$

der $\bar{y}_i$ og $\bar{x}_i$ er gjennomsnitt for enhet $i$. Jeg setter inn for ligning (5.10) i ligning (5.8):

$$\begin{aligned} MinS(\alpha_{11}, \ldots \alpha_{N1}, \beta) &= \sum_{i=1}^{N} \sum_{t=1}^{T} [y_{it} - (\bar{y}_i - \beta \bar{x}_i) - \beta x_{it}]^2 \\ &= \sum_{i=1}^{N} \sum_{t=1}^{T} [(y_{it} - \bar{y}_i) - \beta (x_{it} - \bar{x}_i)]^2 \end{aligned} \tag{5.11}$$

Førsteordensbetingelse for optimal $\beta$ er gitt ved:

$$\frac{\partial S}{\partial \beta} = -2 \sum_{i=1}^{N} \sum_{t=1}^{T} [(y_{it} - \bar{y}_i) - \beta (x_{it} - \bar{x}_i)](x_{it} - \bar{x}_i) = 0 \tag{5.12}$$

Jeg løser for $\beta$ for å finne fast-effekt-estimatoren:

$$\sum_{i=1}^{N} \sum_{t=1}^{T} (y_{it} - \bar{y}_i)(x_{it} - \bar{x}_i) - \sum_{i=1}^{N} \sum_{t=1}^{T} \beta (x_{it} - \bar{x}_i)^2 = 0$$

$$\beta \sum_{i=1}^{N} \sum_{t=1}^{T} (x_{it} - \bar{x}_i)^2 = \sum_{i=1}^{N} \sum_{t=1}^{T} (y_{it} - \bar{y}_i)(x_{it} - \bar{x}_i)$$

$$\hat{\beta}_{FE} = \frac{\sum_{i=1}^{N} \sum_{t=1}^{T} (y_{it} - \bar{y}_i)(x_{it} - \bar{x}_i)}{\sum_{i=1}^{N} \sum_{t=1}^{T} (x_{it} - \bar{x}_i)^2} \tag{5.13}$$

for $\sum_{i=1}^{N} \sum_{t=1}^{T} (x_{it} - \bar{x}_i)^2 > 0$. Ligning (5.13) uttrykker $\hat{\beta}_{FE}$ som forholdet mellom utvalgskovariansen mellom $y_{it}$ og $x_{it}$, og utvalgsvariansen til $x_{it}$. Jeg setter inn for $\hat{\beta}_{FE}$ i ligning (5.10) for å finne $\hat{\alpha}_i$:

$$\hat{\alpha}_i = \bar{y}_i - \hat{\beta}_{FE} \bar{x}_{it} \tag{5.14}$$

Jeg har da utledet $\hat{\beta}_{FE}$ og $\hat{\alpha}_i$. Den kombinasjonen av et konstantledd og uavhengig variabel med tilhørende konstant som gir beste lineære tilnærmingen til $y_{it}$ er derfor gitt ved:

$$\hat{y}_{it} = \hat{\alpha}_i + \hat{\beta} x_{it} \tag{5.15}$$

Forskjellen mellom observert og estimert verdi av avhengig variabel er definert som residualen, $\epsilon_i$:

$$\begin{aligned} \epsilon_{it} = y_{it} - \hat{y}_{it} &= y_{it} - (\hat{\alpha}_i + \hat{\beta} x_{it}) \\ &\Updownarrow \\ y_{it} &= \hat{y}_{it} + \epsilon_{it} \end{aligned} \tag{5.16}$$

En alternativ formulering av minimeringsproblemet er derfor:

$$MinS(\alpha_i, \beta) = \sum_{i=1}^{N} \sum_{t=1}^{T} (\epsilon_{it})^2 \tag{5.17}$$

som viser at beste lineære tilnærming til $y_{it}$ er å minimere summen av kvadrerte residualer. Utledningen av $\hat{\beta}_{FE}$ viser hvordan transformasjon innen grupper av enheter fjerner tidskonstante, bedriftspesifikke komponenter. I fast-effekt-modellen blir minste-kvadrat-metode brukt for å estimere følgende modell:

$$\begin{aligned} y_{it} - \bar{y}_i &= (\alpha_i - \alpha_i) + \beta(x_{it} - \bar{x}_i) + (\epsilon_{it} - \bar{\epsilon}_i) \\ &= \beta(x_{it} - \bar{x}_i) + (\epsilon_{it} - \bar{\epsilon}_i) \end{aligned} \tag{5.18}$$

Ligning (5.18) viser avvik fra bedriftspesifikke gjennomsnitt for bedrift $i$ på tidspunkt $t$. Den uobserverte effekten, $\alpha_i$, som er konstant over tid, blir eliminert. Transformasjonen som produserer observasjoner i avvik fra individuelle gjennomsnitt blir kalt *innen-gruppe-transformasjonen* (Verbeek, 2004).[2]

Fast-effekt-estimatoren er forventningsrett estimator for $\beta$ gitt at forklaringsvariabelen, $x_{it}$, er ukorrelert med feilleddet, $\epsilon_{it}$, for alle enheter i alle perioder:

$$E\{x_{it}\epsilon_{it}\} = 0 \qquad \text{for } i = 1, \ldots, N \text{ og } t = 1, \ldots, T \tag{5.19}$$

En konsistent estimator konvergerer med sannsynlighet til populasjonsparameteren når $T \to \infty$ og $N \to \infty$. Fast-effekt-estimatoren er konsistent estimator for $\beta$ for gitt at:

$$E\{(x_{it} - \bar{x}_i)\epsilon_{it}\} = 0 \tag{5.20}$$

Både $x_{it}$ og $\bar{x}_i$ må være ukorrelert med feilleddet for at $\hat{\beta}_{FE}$ skal være konsistent estimator for $\beta$. Dette holder dersom $E\{x_{it}\epsilon_{is}\} = 0$ for alle $s, t$, slik at $x_{it}$ er strengt eksogen. En strengt eksogen variabel er uavhengig av verdier av feilleddet i alle perioder. Hvilken som helst $x_{it}$ som avhenger av historien til $y_{it}$ bryter med denne forutsetningen. Gitt at $T \to \infty$, er $\hat{\alpha}_i$ konsistent estimator for $\alpha_i$ under forutsetningen om at avvik fra individuelle gjennomsnitt

[2] Minste-kvadrat-metode-estimatoren for denne transformasjonen blir også kalt innen-gruppe-estimatoren.

i alle forklaringsvariabler er ukorrelert med alle feilledd. Ved liten $T$ er $\hat{\alpha}_i$ inkonsistent estimator for $\alpha_i$, fordi de individuelle gjennomsnittene, $\bar{y}_i$ og $\bar{x}_i$, ikke konvergerer mot noe når antall enheter øker (Verbeek, 2004). Variansen til fast-effekt-estimatoren er gitt ved:

$$Var\{\hat{\beta}_{FE}\} = \frac{\sigma_\epsilon^2}{\sum_{i=1}^{N}\sum_{t=1}^{T}(x_{it} - \bar{x}_i)^2} \qquad \text{der } \sigma_\epsilon^2 = \frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N}\epsilon_i^2 \tag{5.21}$$

der $\sigma_\epsilon^2$ er teoretisk varians til feilleddet. I appendiks i kapittel 8 viser jeg at $\hat{\beta}_{FE}$ er forventningsrett og konsistent estimator for $\beta$, og utleder variansen til $\hat{\beta}_{FE}$. Fast-effekt-modellen fokuserer på forskjeller innen grupper av enheter, og blir utledet som MKM-estimatoren i en regresjon med avvik fra individuelle gjennomsnitt. En ulempe ved fast-effekt-modellen er at det er umulig å identifisere bedriftspesifikke komponenter.[3] Jeg har utledet fast-effekt-estimatoren, og vist hvilke forutsetninger som må holde for at $\hat{\beta}_{FE}$ skal være effisient estimator for $\beta$.

### 5.1.2 Tilfeldig-effekt-modellen

I tilfeldig-effekt-modellen blir bedriftspesifikk variasjon behandlet stokastisk. Det antas at $\alpha_i$ er uavhengig og identisk fordelt over enhetene. I denne paneldatamodellen blir derfor bedriftspesifikke komponenter inkludert i det stokastiske feilleddet i modellen:

$$y_{it} = \mu + \beta x_{it} + w_{it} \qquad \text{der } w_{it} \equiv \alpha_i + \epsilon_{it} \tag{5.22}$$

I ligning (5.22) er $\mu$ er standard konstantledd. Feilleddet, $w_{it}$, inneholder i tillegg til standard feilleddskomponent, $\epsilon_{it}$, den tidskonstante bedriftspesifikke komponenten, $\alpha_i$.

Forutsetningene for tilfeldig-effekt-modellen er mer komplekse enn for fast-effekt-modellen. Begge komponentene i det stokastiske feilleddet antas å ha forventning lik 0, og konstant varians slik henholdsvis ligning (5.23)-(5.24) og (5.25)-(5.26) viser:

$$E\{\alpha_i\} = 0 \tag{5.23}$$

$$E\{\epsilon_{it}\} = 0 \tag{5.24}$$

$$E\{\alpha_i^2\} = \sigma_\alpha^2 \tag{5.25}$$

[3]Et alternativ er å behandle bedriftspesifikk heterogenitet med bedriftspesifikke dummy-variabler; $\delta_i = 1$ for bedrift $i$, og 0 ellers for $i = 1, \ldots, N$. Parametrene $\alpha_i$ og $\beta_i$ kan da estimeres med standard minste-kvadraters-metode. Estimerer da $y_{it} = \alpha_i\delta_i + \sum_{j\neq i}\alpha_i\delta_j + \beta x_{it} + \epsilon_{it}$. Ulempen er at det kan bli uoversiktlig med mange forklaringsvariabler (Verbeek, 2004). Et annet alternativ til innen-gruppe-transformasjonen er førstedifferanse-transformasjon; $y_{it} - y_{it-1} = (\alpha_i - \alpha_i) + \beta(x_{it} - x_{it-1}) + (\epsilon_{it} - \epsilon_{it-1})$. Som i innen-gruppe-transformasjonen blir det individspesifikke konstantleddet eliminert; $y_{it} - y_{it-1} = \beta(x_{it} - x_{it-1}) + (\epsilon_{it} - \epsilon_{it-1})$. Framgangsmåten gir konsistent $\hat{\beta}$, men denne estimatoren er ineffisient i forhold til $\hat{\beta}_{FE}$ (Wooldridge, 2002).

$$E\{\epsilon_{it}^2\} = \sigma_\epsilon^2 \tag{5.26}$$

Det antas at de to feilleddskomponentene, $\alpha_i$ og $\epsilon_{it}$, er gjensidig uavhengig av hverandre:

$$E\{\alpha_i \epsilon_{it}\} = 0 \qquad \text{for alle } i \text{ og } t \tag{5.27}$$

Det forutsettes fravær av autokorrelasjon for begge feilleddskomponenter, slik at $\alpha_i$ er ukorrelert med $\alpha_j$, samt at $\epsilon_{it}$ er ukorrelert med $\epsilon_{js}$:

$$E\{\alpha_i \alpha_j\} = 0 \qquad \text{for alle } i \neq j \tag{5.28}$$

$$E\{\epsilon_{it}\epsilon_{js}\} = 0 \qquad \text{for alle } i \neq j \text{ og } t \neq s \tag{5.29}$$

Det antas også at både $\alpha_i$ og $\epsilon_i$ er uavhengig av forklaringsvariabel:

$$E\{x_{it}\alpha_i\} = 0 \tag{5.30}$$

$$E\{x_{it}\epsilon_{it}\} = 0 \tag{5.31}$$

Når disse forutsetningene er oppfylt, gir standard minste-kvadrat-metode forventningsrett og konsistent estimator for $\mu$ og $\beta$ i ligning (5.22). Oppfyller også det definerte feilleddet, $w_{it}$, Gauss-Markow-forutsetningene? Kovariansen til $w_{it}$ er gitt ved ligning (5.32):

$$\begin{aligned} E\{w_{it}w_{js}\} &= E\{(\alpha_i + \epsilon_{it})(\alpha_i + \epsilon_{is})\} \\ &= E\{\alpha_i^2 + \alpha_i\epsilon_{it} + \alpha_i\epsilon_{is} + \epsilon_{it}\epsilon_{is}\} \\ &= E\{\alpha_i^2\} + E\{\alpha_i\epsilon_{it}\} + E\{\alpha_i\epsilon_{is}\} + E\{\epsilon_{it}\epsilon_{is}\} \\ &= \sigma_\alpha^2 \neq 0 \end{aligned} \tag{5.32}$$

Når $E\{w_{it}w_{js}\} = \sigma_\alpha^2 \neq 0$, er det autokorrelasjon mellom feilledd i ulike tidsperioder. Gitt at forklaringsvariabel er strengt eksogen, vil autokorrelasjon i feilleddene ikke føre til inkonsistent estimator, men til ugyldige standardfeil. Da er ikke minste-kvadrat-metode-estimatoren lengre effisient. Både fast- og tilfeldig-effekt-modellen forutsetter at $\alpha_i$ fanger opp all korrelasjon mellom uobserverte effekter i ulike tidsperioder. Dersom denne forutsetningen ikke holder, er feilleddene korrelert over $i$ og $t$. Når kovariansmatrisen til feilleddet er gitt ved $V\{\epsilon_{it}\} = \sigma_\epsilon^2 I_k$, så er de klassiske forutsetningene oppfylt:

$$E\{\epsilon_i\epsilon_i^{'}\} = V\{\epsilon_i\} = \begin{bmatrix} \sigma_\epsilon^2 & 0 & \cdots & 0 \\ \vdots & \sigma_\epsilon^2 & & \vdots \\ \vdots & & \ddots & \vdots \\ \sigma_\alpha^2 & \cdots & \cdots & \sigma_\epsilon^2 \end{bmatrix} = \sigma_\epsilon^2 I_k$$

Variansen til $w_{it}$ er gitt ved:

$$\begin{aligned} E\{w_{it}^2\} &= E\{(\alpha_i + \epsilon_{it})(\alpha_i + \epsilon_{it})\} \\ &= E\{\alpha_i^2 + 2\alpha_i\epsilon_{it} + \epsilon_{it}^2\} \\ &= E\{\alpha_i^2\} + 2E\{\alpha_i\epsilon_{it}\} + E\{\epsilon_{it}^2\} \\ &= \sigma_\alpha^2 + \sigma_\epsilon^2 \end{aligned} \tag{5.33}$$

For T observasjoner av individ $i$;

$$\mathbf{w}_i = \begin{bmatrix} w_{i1} \\ w_{i2} \\ \vdots \\ w_{iT} \end{bmatrix}$$

er kovariansmatrisen til det definerte feilleddet gitt ved:

$$E\{\mathbf{w}_i\mathbf{w}_i^{'}\} = V\{\mathbf{w}_i\} = \begin{bmatrix} \sigma_\alpha^2 + \sigma_\epsilon^2 & \sigma_\alpha^2 & \cdots & \sigma_\alpha^2 \\ \sigma_\alpha^2 & \sigma_\alpha^2 + \sigma_\epsilon^2 & & \vdots \\ \vdots & & \ddots & \vdots \\ \sigma_\alpha^2 & \cdots & \cdots & \sigma_\alpha^2 + \sigma_\epsilon^2 \end{bmatrix} \equiv \Omega$$

Når $\Omega \neq \sigma_\epsilon^2 I_k$, er det brudd med de klassiske vilkårene. Strukturen til feilleddene impliserer autokorrelasjon i $w_{it}$, med mindre $\sigma_\alpha^2 = 0$ i kovariansmatrisen til feilleddet. Standard minste-kvadrat-metode gir ikke beste lineære forventningsrette estimator. Det er derfor nødvendig å transformere variablene i ligning (5.22) slik at $w_{it}$ oppfyller de klassisk vilkårene. Det er mulig å utnytte strukturen i kovariansmatrisen til feilleddet for å få en effisient estimator kalt *generalisert-minste-kvadrat-estimatoren*. Den nødvendige transformasjonen av variablene i ligning (5.22) for at $w_{it}$ skal oppfylle de klassiske betingelsene er gitt ved:

$$(y_{it} - \vartheta\bar{y}_i) = \mu(1-\vartheta) + \beta(x_{it} - \vartheta\bar{x}_i) + u_{it} \qquad \text{for } 0 \leq \vartheta \leq 1 \tag{5.34}$$

der

$$u_{it} = (w_{it} - \vartheta\bar{w}_i) \tag{5.35}$$

En fast proporsjon, $\vartheta$, av bedriftspesifikk gjennomsnitt trekkes fra observasjonene for å få den transformerte modellen:

$$\vartheta = 1 - \psi^{\frac{1}{2}} \qquad \text{der } \psi = \frac{\sigma_\epsilon}{\sigma_\alpha^2 + T\sigma_\epsilon^2} \tag{5.36}$$

I ligning (5.36) er $\sigma_\epsilon$ standardavviket til det stokastiske feilleddet, $w_{it}$. Transformasjonen sikrer at feilleddet er ukorrelert over $i$ og $t$. Bruk av minste-kvadrat-metode på den transformerte modellen gir tilfeldig-effekt-estimatoren, $\hat{\beta}_{RE}$:

$$\hat{\beta}_{RE} = \frac{\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T (y_{it} - \bar{y}_i)(x_{it} - \bar{x}_i) + \psi T \sum_{i=1}^N (\bar{x}_i - \bar{x})(\bar{y}_i - \bar{y})}{\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T (x_{it} - \bar{x}_i)^2 + \psi T \sum_{i=1}^N (\bar{x}_i - \bar{x})^2)} \tag{5.37}$$

der $\bar{x} = \frac{\sum_{i=1}^N \sum_{i=1}^T x_{it}}{NT}$ er totalt gjennomsnitt for $x_{it}$, og $\bar{x}_i = \frac{\sum_{i=1}^T x_{it}}{T}$ er gjennomsnitt for bedrift $i$. Ligning (5.37) viser at $\hat{\beta}_{RE}$ utnytter variasjonen

både innen grupper over tid; $(y_{it} - \bar{y}_i)(x_{it} - \bar{x}_i)$, og mellom grupper; $(x_i - \bar{x})(y_i - \bar{y})$.[4]

For at $\hat{\beta}_{RE}$ skal være forventningsrett estimator for $\beta$, må det være uavhengighet mellom stokastisk feilleddskomponent og uavhengig variabel; $E\{x_{it}\epsilon_{it}\} = 0$ for alle $i, t$. I tillegg må det være uavhengighet mellom bedriftspesifikk komponent i feilleddet og uavhengig variabel; $E\{x_{it}\alpha_i\} = 0$ for alle $i, t$. For at $\hat{\beta}_{RE}$ skal være konsistent estimator for $N \to \infty$ og/eller $T \to \infty$ må i tillegg:

$$E\{\bar{x}_i\epsilon_i\} = 0 \tag{5.38}$$

$$E\{\bar{x}_i\alpha_i\} = 0 \tag{5.39}$$

$$E\{(x_{it} - \bar{x}_i)\epsilon_{it}\} = 0 \tag{5.40}$$

$$E\{(x_{it} - \bar{x}_i)\alpha_i\} = 0 \tag{5.41}$$

Forutsetningene i ligning (5.38)-(5.39) viser at tilfeldig effekt modellen krever uavhengighet mellom individuelle gjennomsnitt og begge feilleddskomponenter for at $\hat{\beta}_{RE}$ skal være konsistent. Som for fast-effekt-estimatoren må ligning (5.40) være oppfylt for at $\hat{\beta}_{RE}$ skal være konsistent. I tillegg må (5.41) være oppfylt, slik at det er uavhengighet mellom avvik fra bedriftspesifikt gjennomsnitt i forklaringsvariablene og bedriftspesifikk feilleddskomponent. Slik utnytter $\hat{\beta}_{RE}$ variasjonen *mellom* og *innen* grupper på en effisient måte. Gitt at disse forutsetningene er oppfylt er $\hat{\beta}_{RE}$ effisient estimator. Forutsetningene i ligning (5.39) og ligning (5.41) vil i mange sammenhenger føre til at tilfeldig-effekt-modellen bygger på urealistiske forutsetninger. Dette er særlig kritiske forutsetninger, fordi det ofte er avhengighet mellom uavhengig variabel og individspesifikk komponent (Verbeek, 2004). Variansen til $\hat{\beta}_{RE}$ er gitt ved:

$$Var(\hat{\beta}_{RE}) = \frac{\sigma_\epsilon^2}{\sum_{i=1}^{N}\sum_{t=1}^{T}(x_{it} - \bar{x}_i)^2 + \psi T(\bar{x}_i - \bar{x})^2} \tag{5.42}$$

En sammenligning av ligning (5.42) med variansen til $\hat{\beta}_{FE}$ i ligning (5.21) viser at telleren i begge variansuttrykkene er gitt ved variansen til feilleddet. Nevneren i variansuttrykket for $\hat{\beta}_{RE}$ har en ekstra kvadratsum i forhold til variansuttrykket for $\hat{\beta}_{FE}$. Gitt at forutsetningene i begge modellene er oppfylt, og $\psi > 0$ er

$$Var(\hat{\beta}_{RE}) < Var(\hat{\beta}_{FE}) \tag{5.43}$$

Dette betyr at så lenge $\psi > 0$ er $\hat{\beta}_{RE}$ mer effisient enn $\hat{\beta}_{FE}$ på grunn av mindre varians. I appendiks i kapittel 8 viser jeg forventningsretthet, konsistens

[4]Når $\psi = 0 \Rightarrow \vartheta = 1$. Det tilsvarer fast effekt modellen: $y_{it} - \bar{y}_i = \beta(x_{it} - \bar{x}_i) + (\epsilon_{it} - \bar{\epsilon}_i)$. Når $T \to \infty$, så $\psi \to 0$. Det innebærer at tilfeldig- og fast-effekt-modellen er tilnærmet like når $T$ er stor nok. Når $\psi = 1 \Rightarrow \vartheta = 0$. Ved $\psi = 1$ er $\sigma_\alpha^2 = 0$. Da er det ingen bedriftspesifikk variasjon i feilleddet. Tilfeldig-effekt-modellen reduseres til standard minste-kvadrat-metode-modell: $y_{it} = \mu + \beta x_{it} + \epsilon_{it}$ (Verbeek, 2004).

og varians for $\hat{\beta}_{RE}$. Tilfeldig-effekt-estimatoren er minste-kvadrat-metode-estimatoren i en regresjon der variablene er transformert for at forutsetningene for forventningsrett og konsistent estimator skal være oppfylt under uobservert heterogenitet (Verbeek, 2004).

## 5.2 Autokorrelasjon

Jeg forklarer hvordan autokorrelasjon bryter med forutsetningene for fast- og tilfeldig-effekt-modellene ved å ta utgangspunkt i en $AR(1)$-prosess. Tidsserie er observasjoner av samme enhet over mange tidsperioder. En autoregressiv modell i tidsseriedata er gitt ved

$$y_t = \alpha + \beta x_t + \gamma y_{t-1} + \epsilon_t \tag{5.44}$$

der $y_{t-1}$ er tidsforsinket endogen variabel med koeffisient $\gamma$. I tidsserier er minste-kvadrat-metode konsistent ved $E\{y_{t-1}\epsilon_t\} = 0$, $E\{y_{t-2}\epsilon_{t-1}\} = 0$ og så videre. Når feilleddet er seriekorrelert, er minste-kvadrat-metode inkonsistent. Et eksempel kan være at $\epsilon_t = \rho\epsilon_{t-1} + u_t$, slik at $\epsilon_t$ delvis er avhengig av $\epsilon_{t-1}$. Dette vil føre til at $E\{y_{t-1}\epsilon_t\} \neq 0$. Dersom feilleddet er seriekorrelert er modellen inkonsistent.

Dette kan overføres til paneldata. Jeg forenkler ved å ta bort forklaringsvariabelen $x$:

$$y_{it} = \gamma y_{it-1} + \alpha_i + \epsilon_{it} \tag{5.45}$$

I tilfeldig-effekt-modellen er $E\{y_{it}\alpha_i\} \neq 0$. Da vil også $E\{y_{t-1}\alpha_i\} \neq 0$. Da er krav om uavhengighet mellom forklaringsvariabler og feilledd brutt. Tilfeldig-effekt-modellen er derfor inkonsistent. I fast-effekt-modellen filtreres $\alpha_i$ bort:

$$y_{it} - \bar{y}_i = \gamma(y_{it-1} - \bar{y}_{i,-1}) + (\epsilon_{it} - \bar{\epsilon}_i) \tag{5.46}$$

der $\bar{y}_{i,-1}$ er gjennomsnitt for enhet $i$ med en observasjon mindre. Legg merke til at $\bar{\epsilon}_i = \frac{\sum_{t=1}^{T} \epsilon_{it}}{T}$ inkluderer hele historien til feilleddet, inkludert $\epsilon_{it-1}$. Når $E\{y_{it-1}\epsilon_{it-1}\} \neq 0$, så vil også $E\{y_{it-1}\bar{\epsilon}_i\} \neq 0$, fordi $\bar{\epsilon}_i$ inneholder $\epsilon_{it-1}$. Da er det ingen uavhengighet mellom $y_{it-1}$ og $\bar{\epsilon}_i$. Fast-effekt-estimatoren brukt på en autoregressiv modell er inkonsistent. Dette gjelder selv om den bedriftspesifikke komponenten blir filtrert bort i fast-effekt-modellen. En mulig løsning på problemet med autokorrelasjon i feilleddene er 1.differanse-transformasjon:

$$y_{it} - y_{it-1} = \gamma(y_{it-1} - y_{it-2}) + (\epsilon_{it} - \epsilon_{it-1}) \tag{5.47}$$

Ved å estimere effekten av forklaringsvariabler og feilledd på 1.differansen i stedet for $y_{it}$ elimineres $\alpha_i$, slik som ved avvik fra individuelle gjennomsnitt. Minste-kvadrat-metode brukt på denne modellen vil være inkonsistent, fordi $E\{y_{it-1}\epsilon_{it-1}\} \neq 0$. Tidsforsinket feilledd er med på å bestemme $(y_{it} - y_{it-1})$

og da også $y_{it-1}$. Når feilledd og forklaringsvariabel er korrelert er modellen inkonsistent. Det er nødvendig å finne et instrument for $(y_{it-1} - y_{it-2})$. Dette instrumentet må være mest mulig korrelert med forklaringsvariabelen, og minst mulig korrelert med feilleddet. I praksis kan det være vanskelig å finne gode instrument for $(y_{it-1} - y_{it-2})$ (Verbeek, 2004). Dette viser hvordan autokorrelasjon bryter med forutsetningene for fast- og tilfeldig-effekt-modellen.

## 5.3 Tester for paneldata

Hausman-testen er utviklet for å sammenligne to ulike estimatorer. Jeg forklarer hvordan Hausman-testen skiller mellom fast- og tilfeldig-effekt-estimatoren i regresjonsanalyser ved å identifisere effisient estimator. Jeg forklarer også hvordan F-testen tester utsagn om en rekke populasjonsparametre mot testobservator med kjent sannsynlighetsfordeling.

### 5.3.1 Hypotese-testing

F-testen viser om en gruppe forklaringsvariabler har partialeffekt på avhengig variabel. Nullhypotesen er at populasjonsparameterne samlet sett er lik 0:

$$\begin{aligned} H_0 &: \beta_1 = \beta_2 = \ldots = \beta_k = 0 \\ H_1 &: \beta_1 \neq \beta_2 \neq \ldots \neq \beta_k = 0 \end{aligned} \tag{5.48}$$

For at alternativhypotesen skal holde må minst en av parametrene være ulik 0. Under $H_0$ er t-verdien gitt ved $t = \frac{\hat{\beta}_j}{se(\hat{\beta}_j)} \sim t_{n-k-1}$, der $n - k - 1$ er antall frihetsgrader. Dersom $|t| > c$, der kritisk verdi er bestemt slik at $Pr(|t| > c) = 1 - \frac{\alpha}{2}$, forkastes $H_0$. Vanligvis er signifikansnivået $\alpha = 0,05$.[5]

Uten bedriftspesifikk variasjon i konstantleddet; $\alpha_1, \alpha_2, \alpha_3 \ldots \alpha_N = \alpha$, er standard minste-kvadrat-metode effisient. For at $\hat{\beta}_{FE}$ eller $\hat{\beta}_{RE}$ skal være effisient estimator, må F-testen rapportere bedriftspesifikk heterogenitet. F-testen tester nullhypotesen mot alternativhypotesen slik uttrykk (5.49) viser:

$$\begin{aligned} H_0 &: \alpha_1 = \alpha_2 = \ldots = \alpha_N = 0 \\ H_1 &: \alpha_1 \neq \alpha_2 \neq \ldots \neq \alpha_N = 0 \end{aligned} \tag{5.49}$$

Dersom $H_0$ holder, er det ingen individuell variasjon i konstantleddet, og $\hat{\beta}_{MKM}$ er effisient estimator. Alternativhypotesen er individuell variasjon i konstantleddet.

[5]Det minste signifikansnivået $H_0$ kan forkastes til er gitt ved p-verdien. P-verdien, $P(T) > |t|$, der $T$ er en $t$-fordelt tilfeldig variabel med $n - k - 1$ frihetsgrader, er en sannsynlighet som ligger mellom 0 og 1. Nærmere bestemt er p-verdien sannsynligheten for å observere en så ekstrem t-verdi at $H_0$ må forkastes. Til signifikansnivå $\alpha = 0,05$ forkastes $H_0$ dersom p-verdien er mindre enn 0,05 (Wooldridge, 2003).

### 5.3.2 Hausman-testen

Bør bedriftspesifikk effekt, $\alpha_i$, behandles deterministisk eller stokastisk? Generelt gir Hausman-testen en sammenligning av to estimatorer, $\hat{\beta}_0$ og $\hat{\beta}_1$. Under $H_0$ er $\hat{\beta}_0$ både konsistent og effisient, og $\hat{\beta}_1$ kun konsistent. Derimot er $\hat{\beta}_0$ inkonsistent, men $\hat{\beta}_1$ fortsatt konsistent under $H_1$. For at det skal være mulig å forkaste $H_0$ må det være en signifikant forskjell mellom estimatorene.

Anta at $E\{\epsilon_{it}x_{it}\} = 0$ for alle $t$, slik at $\hat{\beta}_{FE}$ er konsistent estimator for $\beta$ uavhengig av om $x_{it}$ og $\alpha_i$ er ukorrelert eller ikke. Siden fast-effekt-modellen eliminerer $\alpha_i$ er denne formuleringen mulig. $\hat{\beta}_{RE}$ er konsistent og effisient estimator for $\beta$ kun hvis $x_{it}$ og $\alpha_i$ er ukorrelert. I tillegg må $E\{\epsilon_{it}x_{it}\} = 0$. Dette gir at $\hat{\beta}_{FE}$ er konsistent under både $H_0$ og $H_1$. $\hat{\beta}_{RE}$ er konsistent og effisient under $H_0$, men inkonsistent og ineffisient under $H_1$:

$$\begin{aligned} H_0 &: E\{\epsilon_{it}\alpha_{it}\} = 0 \\ H_1 &: E\{\epsilon_{it}\alpha_{it}\} \neq 0 \end{aligned} \tag{5.50}$$

Generelt er $\hat{\beta}_{FE}$ mest robust, men $\hat{\beta}_{RE}$ fungerer best dersom det er uavhengighet mellom individspesifikk komponent, $\alpha_i$, og forklaringsvariabel, $x_{it}$.

For å evaluere differansevektoren $\hat{\beta}_{FE} - \hat{\beta}_{RE}$ er det nødvendig å finne kovariansmatrisen til differansevektoren ved å estimere kovariansen mellom $\hat{\beta}_{FE}$ og $\hat{\beta}_{RE}$. Fordi $\hat{\beta}_{RE}$ er effisient under $H_0$, er det mulig å vise at dersom $H_0$ holder, så vil:

$$Var\{\hat{\beta}_{FE} - \hat{\beta}_{RE}\} = Var\{\hat{\beta}_{FE}\} - Var\{\hat{\beta}_{RE}\} \tag{5.51}$$

Kovariansmatrisen til differansevektoren er grunnlaget for evaluering av $(\hat{\beta}_{FE} - \hat{\beta}_{RE})$. Generelt er det nødvendig å estimere kovariansen til vektordifferansen mellom $\hat{\beta}_{FE}$ og $\hat{\beta}_{RE}$; $cov\{\hat{\beta}_{FE} - \hat{\beta}_{RE}\}$. Uttrykket for kovariansmatrisen forenkles siden $cov\{\hat{\beta}_{FE} - \hat{\beta}_{RE}\} = 0$. Testobservator for Hausman-testen er gitt ved:

$$\xi_H = \frac{\hat{\beta}_{FE} - \hat{\beta}_{RE}}{\hat{Var}\{\hat{\beta}_{FE}\} - \hat{Var}\{\hat{\beta}_{RE}\}} \sim \chi^2_k \tag{5.52}$$

der $\hat{Var}$ er estimat for sann kovariansmatrise. Testobservatoren har en asymptotisk Chi-fordeling med $k$ frihetsgrader, der $k$ er antall $\beta$ i regresjonen. Hausman-testen tester om $\hat{\beta}_{FE}$ er signifikant forskjellig fra $\hat{\beta}_{RE}$. Signifikante forskjeller mellom estimatorene kan i tillegg til korrelasjon mellom $x_{it}$ og $\alpha_i$ komme av andre feilspesifikasjoner i regresjonsmodellen som medfører forkasting av $H_0$. Utfallet av Hausman-testen avhenger av forholdet mellom testobservator og kritisk verdi. $H_0$ må forkastes ved høye verdier for $\xi_H$. Da faller valget på $\hat{\beta}_{FE}$, som gir konsistent estimator for $\beta$. Til lave verdier for $\xi_H$ holder $H_0$, slik at $\hat{\beta}_{RE}$ riktig estimator. I så fall oppnås både konsistent og effisient estimator for $\beta$. Gitt at regresjonsmodellen er korrekt spesifisert, og at testen gir signifikante resultater viser Hausman-testen om bedriftspesifikk effekt, $\alpha_i$, og regressorene, $x_{it}$ er korrelert (Verbeek, 2004).

# Kapittel 6

# Regresjonsanalyse av "Standard variabel kraftpris"

For å forklare hvorfor "Standard variabel kraftpris" gir høyere priser enn "Markedskraft" over tid analyserer jeg kraftleverandørenes respons på endringer i spotprisen. Hvor mye setter kraftleverandørene opp prisen i "Standard variabel kraftpris" når spotprisen øker? Er prisjusteringen identisk når spotprisen faller? Dersom prisen i standardkontrakten er mer sensitiv for spotprisoppgang enn spotprisnedgang, kan dette være med på å forklare hvorfor "Markedskraft" over tid gir lavere priser enn "Standard variabel kraftpris". Dersom det derimot er slik at spotprisen er mer sensitiv for spotprisnedgang, må det være andre forklaringer på hvorfor "Standard variabel kraftpris" gir høyere priser over tid.

Jeg tester om prisen i "Standard variabel kraftpris" er mer sensitiv for opp- eller nedgang i spotprisen ved å inkludere et interaksjonsledd mellom variablene spotpris og oppgang i regresjonsmodellene. Tolkningen av interaksjonsleddet står derfor sentralt i analysen. Jeg undersøker også om "Standard variabel kraftpris" skjermer kundene mot kraftige svingninger i spotprisen ved å undersøke om kontrakten glatter ut svingninger i spotprisen. Med forbruk inkludert som uavhengig variabel tester jeg om høyt forbruk er korrelert med lav margin, slik at "Standard variabel kraftpris" demper svingninger i spotprisen.

Når "Standard variabel kraftpris" gir høyere priser enn "Markedskraft" over tid, er det grunn til å stille spørsmålstegn ved om konkurransen mellom leverandører av "Standard variabel kraftpris" fungerer effektivt. Er leverandører av "Standard variabel kraftpris" i stand til å heve prisen gjennom stilltiende prissamarbeid? Jeg viser empirisk at prissettingen i "Standard variabel kraftpris" tyder på medsyklisk samarbeidspris i omsetningsleddet av kraftmarkedet, fordi kraftleverandørene hever marginen over spotpris i perioder med lav spotpris. Det kan tyde på at kraftleverandørene setter opp samarbeidsprisen i faser med høyt profittnivå i markedet.

I en marginanalyse sammenligner jeg differansen mellom prisen i "Standard variabel kraftpris" og spotpris for Fjordkraft og Ustekveikja Energi. I motsetning til Fjordkraft som markerte seg som den dyrest kraftleverandøren i den forbruksveide analysen, har Ustekveikja Energi over lengre tid satt lave priser. Jeg analyserer margin over spotpris, og diskuterer hvor hyppig disse kraftleverandørene endrer prisen i "Standard variabel kraftpris".

Jeg starter med å teste om prisen er mer sensitiv for spotprisoppgang enn spotprisnedgang. Deretter tester jeg om "Standard variabel kraftpris" demper svingninger i spotprisen. Til slutt sammenligner jeg marginer hos Fjordkraft og Ustekveikja Energi.

## 6.1 Regresjonsmodeller

For å teste om prisen i "Standard variabel kraftpris" er mer sensitiv for spotprisoppgang enn spotprisnedgang bruker jeg et interaksjonsledd mellom spotpris og oppgang i regresjonsmodellen. Interaksjonsleddet fanger opp effekter av endringer i spotprisen. Tolkningen av interaksjonsleddet står derfor sentralt i analysen. I modell (6.1) er forklaringsvariablene spotpris, oppgang, interaksjonsleddet mellom disse, samt tidstrend inkludert som forklaringsvariabler:

$$p_{it} = \alpha_i + \beta_1 sp_t + \beta_2 sp_t^2 + \beta_3 opp_t + \beta_4 (sp_t \cdot opp_t) + \beta_5 t + \beta_6 t^2 + \epsilon_{it} \quad (6.1)$$

Avhengig variabel, $p_{it}$, er prisen til kraftleverandør $i$ i periode $t$. Anta at bedriftspesifikk heterogenitet er deterministisk som i fast-effekt-modellen i ligning (5.2). Det bedriftspesifikke konstantleddet, $\alpha_i$, inneholder uobserverte effekter som er karakteristisk for kraftleverandør $i$. Spotprisen på Nord Pool i periode $t$ er gitt ved $sp_t$. Kvadrert spotpris; $sp_t^2$, er inkludert i regresjonsmodellen for å bestemme om spotprisen utvikler seg som en konkav eller konveks funksjon over tid. Dummy-variabelen, $opp_t$, identifiserer endring i spotprisen i periode $t$ ved å skille spotprisoppgang fra spotprisnedgang. Dersom spotprisen øker i periode $t$, tar $opp_t$ verdi lik 1. Faller spotprisen i periode $t$, tar $opp_t$ verdi lik 0. Interaksjonsleddet; $(sp_t \cdot opp_t)$, kobler dummy-variabelen, som kun kan ta to verdier, med den kontinuerlige variabelen spotpris. Interaksjonsleddet differensierer derfor effektene av opp- og nedgang i spotprisen. Nærmere bestemt tester interaksjonsleddet om prisen er mer sensitiv for spotprisoppgang enn spotprisnedgang, fordi koeffisienten til interaksjonsleddet måler i hvilken grad effekten av en spotprisoppgang på pris er forskjellig fra en spotprisnedgang (Verbeek, 2004). Det er derfor kombinasjonen av spotpris, dummy-variabel og interaksjonsleddet mellom disse som tester om prisen i "Standard variabel kraftpris" er mer sensitiv for spotprisoppgang enn spotprisnedgang.[1] Tidstrenden; $t$, kontrollerer for

[1]En alternativ framgangsmåte som gir ekvivalent resultat er å dele utvalget avhengig av om spotprisen øker eller faller i periode $t$ for $t = 1, \ldots, T$, for så å estimere modell (6.1)

om $p_{it}$ vokser eller minker med $\beta_5$ over tid. Generelt fanger trendvariabler opp endringer i avhengig variabel over tid som ikke blir forklart av de andre uavhengige variablene i modellen. Ved å inkludere en kvadrert tidstrend $t^2$ er det mulig å bestemme om trenden er en konveks eller konkav funksjon. Det stokastiske feilleddet for bedrift $i$ i perioden $t$ er gitt ved $\epsilon_{it}$.

Tabell 6.1: Regresjon av prisen i "Standard variabel kraftpris" 1999-2005. Avhengig variabel: Pris. Kilder: KT, Nord Pool og BKK.

| Uavhengig variabel | Koeffisient | Standardfeil | t-verdi | P>\| t \| | | 95% |
|---|---|---|---|---|---|---|
| Konstantledd | 5,0046 | 0,1626 | 30,78 | 0,000 | 4,6858 | 5,3233 |
| Spotpris | 0,7190 | 0,0200 | 35,87 | 0,000 | 0,6797 | 0,7583 |
| Spotpris$^2$ | 0,0052 | 0,0005 | 9,89 | 0,000 | 0,0042 | 0,0063 |
| Oppgang | 0,5891 | 0,1351 | 4,36 | 0,000 | 0,3243 | 0,8540 |
| Spotpris-oppgang | -0,1546 | 0,0071 | -21,88 | 0,000 | -0,1685 | -0,1408 |
| Tidstrend | 0,0169 | 0,0011 | 15,33 | 0,000 | 0,0148 | 0,0191 |
| Tidstrend$^2$ | -2,79e-05 | 2,94e-06 | -9,48 | 0,000 | -3,36-05 | -2,21e-05 |

n=32, N=10208

Tabell 6.1 viser regresjonsresultatet for modell (6.1) basert på fast-effekt-modellen. Tilfeldig-effekt-modellen gir tilnærmet like koeffisienter. Hausman-testen er ikke i stand til å skille mellom fast- og tilfeldig-effekt-estimatoren. Siden tilfeldig-effekt-estimatoren både er konsistent og effisient under $H_0$ i ligning (5.50), blir det i slike tilfeller ofte konkludert med at forutsetningene for tilfeldig-effekt-modellen holder. Faren ved å velge tilfeldig-effekt-modellen er å begå type-II-feil; beholde $H_0$ når denne er usann. Fast-effekt-estimatoren er derimot konsistent under både $H_0$ og $H_1$, og derfor mer robust. I tillegg er fast-effekt-estimatoren funksjonell i regresjonsmodeller der forklaringsvariablene endres over $t$, men holdes konstant over $i$ slik som i modell (6.1). Derfor velger jeg å basere regresjonsanalysen på fast-effekt-modellen.

Såkalt føyningsmål viser i hvilken grad estimert regresjonslinje passer til observasjonene. Føyningsmålet, $R^2$, har verdier mellom 0 og 1. Innen kraftleverandører er $R^2 = 0,8743$. Det rapporteres fravær av korrelasjon mellom feilledd og forklaringsvariabler. Tabell 6.1 viser at alle inkluderte forklaringsvariabler er sterkt signifikante. Avhengig variabel, $p_{it}$, er derfor relatert til forklaringsvariablene i modell (6.1) på en deterministisk måte. Utfallet av F-testen ved signifikansnivå lik 0,05 er forkasting av $H_0$. Det er derfor bedriftspesifikk heterogenitet i utvalget, slik at både fast- og tilfeldig-effekt-estimatoren er mer effisient enn minste-kvadraters-metode-estimatoren.[2]

separat for underutvalgene. Fordelen er at standardfeilen kalkuleres under forutsetningen om homoskedastiske feilledd i hvert delutvalg, mot forutsetningen om homoskedastiske feilledd i hele utvalget i interaksjonsleddmetoden som jeg bruker. Estimert standardavvik i utvalgsfordelingen til $\beta_j$ blir da mer presis. Framgangsmåtene gir forskjellige standardfeil, men identiske koeffisienter (Verbeek, 2004).

[2]Kun asymptotiske egenskaper er kjent ved tilfeldigeffektestimatoren. I stedet for å rapportere resultater av F-testen, rapporteres $\chi^2$. Samlet sett er inkluderte variabler også signifikante i tilfeldig-effekt-modellen.

Hvordan endres prisen når forklaringsvariablene endres? For å svare på dette spørsmålet tar jeg utgangspunkt i $E(p_{it}|x_{kit})$ som uttrykker hvordan gjennomsnittsverdien til $p_{it}$ endres når elementer i $x_{kit}$ endres. I tillegg til inkluderte forklaringsvariabler påvirker også uobserverte faktorer avhengig variabel. Derfor definerer jeg kun partialeffekter av $x_{kit}$ på $E(p_{it}|x_{kit})$.[3] Partialeffekten av $E(p_{it}|x_{kit})$ med hensyn på $x_{1it}$, er den marginale endringen i $E(p_{it}|x_{kit})$ når $x_{1it}$ øker med en enhet, gitt at de andre forklaringsvariablene holdes konstant (Wooldridge, 2002).

Koeffisienten til konstantleddet i tabell 6.1 viser at kraftleverandørene har en gjennomsnittlig margin over spotpris på 5,01 øre/kWh i "Standard variabel kraftpris". Basert på utvalget er derfor pris ulik marginalkostnad. Kraftleverandørene i utvalget er i stand til å holde en viss margin over spotpris. Partialeffekten av spotpris gitt ved:

$$\frac{\partial p_{it}}{\partial sp_t} = \beta_1 + 2\beta_2\bar{sp} + \beta_4 opp_t = \begin{cases} \beta_1 + 2\beta_2\bar{sp} + \beta_4 & \text{hvis } opp_t = 1 \\ \beta_1 + 2\beta_2\bar{sp} & \text{hvis } opp_t = 0 \end{cases}$$

I tillegg til en konstant avhenger partialeffekten av koeffisienten til spotpris, gjennomsnittlig spotpris, gitt ved $\bar{sp}$, og verdien til dummy-variabelen i periode $t$. Gjennomsnittlig spotpris er 17,81 øre/kWh. Det betyr at ved spotprisoppgang vil en økning i spotprisen på 1 øre/kWh føre til at prisen i "Standard variabel kraftpris" øker med 0,75 øre/kWh. Ved spotprisnedgang vil en reduksjon i spotprisen på 1 øre/kWh føre til at kraftleverandørene reduserer prisen i"Standard variabel kraftpris" med 0,90 øre/kWh. Dette tyder på at prisen i standardkontrakten er mindre elastisk for spotprisoppgang enn spotprisnedgang. Det må være andre forklaringer på hvorfor standardkontrakten gir høyere priser enn "Markedskraft", enn at kraftleverandørene lettere setter prisen opp enn ned. Siden den partialderiverte av spotprisen er positiv, har prisen økt i den aktuelle perioden. Når den andrederiverte av spotprisen også er positiv, har prisen utviklet seg som en konveks funksjon i det aktuelle tidsrommet. Det tyder på at prisen har økt gradvis fra et relativt lavt nivå ved starten av perioden, flatet ut, for så å øke gradvis mot et høyere nivå.

Partialeffekten av den diskontinuerlige dummy-variabelen er en sammenligning av $E(p_{it}|x_{kit})$ i tilfellene $opp_t = 1$ og $opp_t = 0$, gitt at alle andre variabler holdes konstant (Wooldridge, 2002). Partialeffekten av oppgang er gitt ved:

$$\frac{\partial p_{it}}{\partial opp_t} = \beta_3 + \beta_4\bar{sp}$$

Partialeffekten av $opp_t$ avhenger av nivåene til oppgang og interaksjonsledd, samt gjennomsnittlig spotpris. Partialeffekten av oppgang uttrykker forholdet mellom kraftleverandørenes justering av prisen ved spotprisoppgang og

[3]Forutsetningene for å kunne definere partialeffekten av $x_{1it}$ er at funksjonen $p_{it}$ er differensierbar, samt at $x_{1it}$ er en kontinuerlig variabel.

spotprisnedgang. Partialeffekten av dummyvariabelen er lik -2,17 øre/kWh. Det betyr at prisen øker med 2,17 øre/kWh mindre ved en spotprisoppgang på 1 øre/kWh, enn den faller ved spotprisnedgang på 1 øre/kWh.

Partialeffekten av tidstrenden er gitt ved:

$$\frac{\partial p_{it}}{\partial t} = \beta_5 + 2\beta_6 \bar{t} > 0$$

Partialeffekten av $t$ avhenger av en konstant, men også av nivået til kvadrert tidstrend og gjennomsnittlig verdi av tidstrenden; $\bar{t} = 166,514$. Partialeffekten av tidstrenden er positiv. En relevant tolkning av trendvariabelen i denne sammenhengen er at marginen over spotpris har økt i den aktuelle perioden. Det tyder på at leverandører av "Standard variabel kraftpris" i større grad lykkes i å heve sin margin over spotpris i 2005 enn i 1999. Den andrederiverte av tidstrenden er negativ:

$$\frac{\partial^2 p_{it}}{\partial t} = 2\beta_6 < 0$$

Det viser at tidstrenden er en stigende konkav funksjon. Det indikere at leverandører av "Standard variabel kraftpris" hadde en lav margin over spotpris i starten av perioden, men høyere en margin ved midten av perioden. Marginen har fortsatt å stige mot slutten av perioden, men ligger på et lavere nivå. Dette kan tyde på leverandører av "Standard variabel kraftpris" i særlig grad var i stand til heve pris over marginalkostnad omkring 2002-2003. Det vil i så fall være i samsvar med den forbruksveide analysen av kraftprisavtaler som viser at "Standard variabel kraftpris" var spesielt lite prisgunstig for kundene omkring 2002-2003 sammenlignet med "Markedskraft".

Regresjon av modell (6.1) viser at kraftleverandørene har positiv margin over spotpris. Når pris er ulik marginalkostnad, tyder dette på at kraftleverandørene er i stand til å tjene positiv profitt. Prisen i standardkontrakten er mindre sensitiv for spotprisoppgang enn spotprisnedgang. Trendvariabelen tyder på at påslaget i "Standard variabel kraftpris" var størst i midten av den aktuelle perioden.[4]

For å teste hvordan prisen i "Standard variabel kraftpris" utvikler seg i forhold til svingninger i spotprisen inkluderer jeg variabelen forbruk i regresjonen. Dersom det er slik at "Standard variabel kraftpris" glatter ut svingningene i spotprisen, skal høyt forbruk være korrelert med lavt påslag. Jeg tester derfor om kraftleverandørene har lave marginer i perioder med høy

[4]Dersom jeg fjerner annenhver uke i datasettet kan det være med på å bryte opp eventuell autokorrelasjon mellom feilledd i ulike perioder. Koeffisientene er uendret. Øker spotprisen med 1 øre/kWh, øker prisen med 0,75 øre/kWh. Faller spotprisen med 1 øre/kWh, faller prisen med 0,93 øre/kWh. Heller ikke ved å ta 1.differansen endres fortegn og størrelse ved koeffisientene. Spesifikasjon av AR(1)-modell med samme forklaringsvariabler som i modell (6.1) gir bare delvis signifikante variabler. Heller ikke ved å ta bort forklaringsvariabler gir AR(1)-modellen fornuftige resultater.

spotpris og høyt forbruk, og høye marginer i perioder med lav spotpris og lavt forbruk. Modell (6.2) viser regresjonen med forbruk, $f_t$, inkludert som uavhengig variabel:

$$p_{it} = \alpha_i + \beta_1 sp_t + \beta_2 sp_t^2 + \beta_3 opp_t + \beta_4 (sp_t \cdot opp_t) + \beta_5 f_t + \beta_6 t + \beta_7 t^2 + \epsilon_{it} \quad (6.2)$$

Tabell 6.2 viser regresjonsresultatene basert på fast-effekt-modellen. Også variabelen forbruk er sterkt signifikant. Føyningsmålet innen kraftleverandører øker til $R^2 = 0,8746$. Det tyder på noe bedre føyning av regresjonslinjen gjennom observasjonene med forbruk inkludert som forklaringsvariabel.[5] Det rapporteres fortsatt ingen korrelasjon mellom feilledd og forklaringsvariabler. Koeffisientene endres lite ved inklusjon av forbruk. Det kan forklares

Tabell 6.2: Regresjon av prisen i "Standard variabel kraftpris" med forbruk 1999-2005. Avhengig variabel: Pris. Kilder: KT, Nord Pool og BKK.

| Uavhengig variabel | Koeffisient | Standardfeil | t-verdi | P>\| t \| | | 95% |
|---|---|---|---|---|---|---|
| Konstantledd | 4,8534 | 0,1658 | 29,28 | 0,000 | 4,5284 | 5,1783 |
| Spotpris | 0,6884 | 0,0211 | 32,61 | 0,000 | 0,6470 | 0,7298 |
| Spotpris$^2$ | 0,0058 | 0,0005 | 10,71 | 0,000 | 0,0048 | 0,0069 |
| Oppgang | 0,6492 | 0,1356 | 4,79 | 0,000 | 0,3833 | 0,9150 |
| Spotpris-oppgang | -0,1569 | 0,0071 | -22,16 | 0,000 | -0,1708 | -0,1430 |
| Forbruk | 0,0077 | 0,0017 | 4,58 | 0,000 | 0,0044 | 0,0110 |
| Tidstrend | 0,0178 | 0,0011 | 15,90 | 0,000 | 0,0156 | 0,0100 |
| Tidstrend$^2$ | -2,9e-05 | 2,95e-06 | -9,83 | 0,000 | -3,47e-05 | -2,32e-05 |

n=32, N=10208

med at variabelen forbruk fanger opp effekter som tidligere ble målt av andre forklaringsvariabler. Gjennomsnittlig margin over spotpris faller til 4,85 øre/kWh. Fortsatt er prisen mindre sensitiv for spotprisoppgang enn spotprisnedgang. Øker spotprisen med 1 øre/kWh, øker prisen i "Standard variabel kraftpris" med 0,74 øre/kWh. Går spotprisen ned med 1 øre/kWh, faller prisen med 0,90 øre/kWh. Partialeffekten av oppgang viser at prisen øker med 2,14 øre/kWh mindre ved en oppgang på 1 øre/kWh, enn den faller ved en nedgang i spotprisen på 1 øre/kWh. Resultatene viser derfor at kraftleverandørene i utvalget i gjennomsnitt har relativt lav margin når spotprisen er høy, og relativt høy margin når spotprisen er lav. Effekt av trendvariabelen er uendret. Partialeffekten av forbruk er gitt ved:

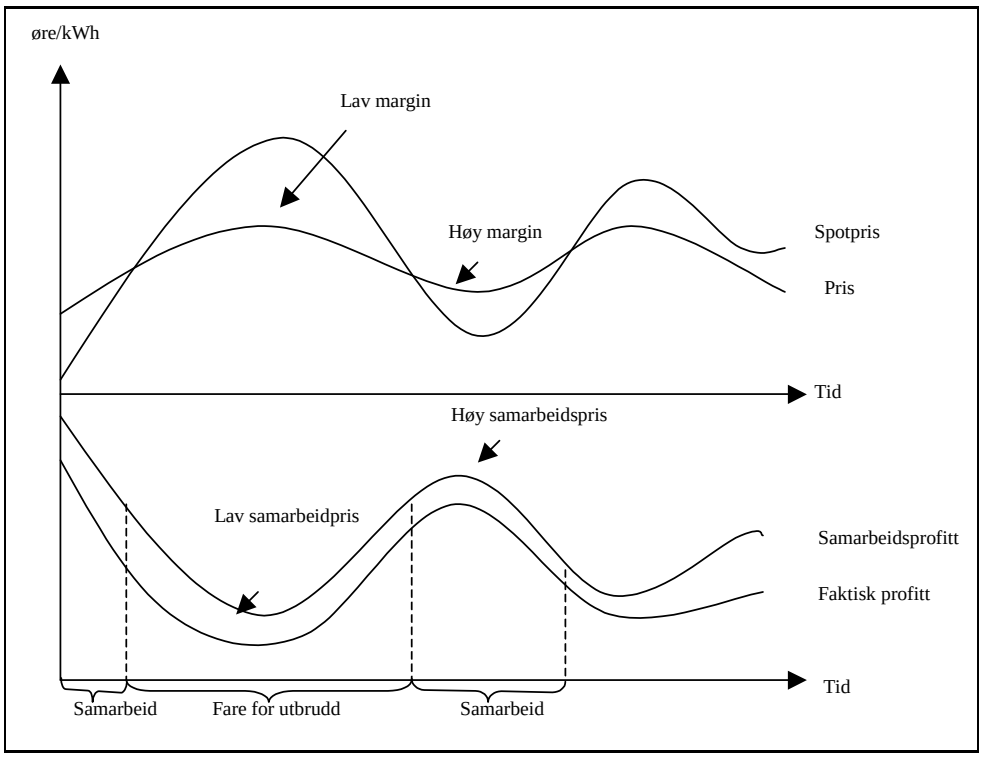
$$\frac{\partial p_{it}}{\partial f_t} = \beta_5$$

Øker forbruket med 1 GWh, så øker prisen med 0,01 øre/kWh. Når koeffisienten til forbruk er positiv, er forbruk positivt korrelert med pris. Når

[5]Forklart variasjon går aldri ned ved inklusjon av flere forklaringsvariabler. Sett ut fra føyningsmål kommer modeller med mange variabler alltid minst like bra ut som modeller med færre variabler, uten at disse modellene nødvendigvis er bedre i stand til å gi presise koeffisienter (Verbeek, 2004).

kraftleverandørene i snitt har lav margin når spotprisen er høy, og høy margin når spotprisen er lav, tyder dette på at standardkontrakten glatter ut svingninger i spotprisen. Ved å inkludere forbruk i regresjonen har jeg vist at "Standard variabel kraftpris" demper variasjoner i spotprisen lokalt i tid.[6]

### 6.1.1 Medsyklisk samarbeidspris




Figur 6.1: Avveining mellom samarbeid og utbrudd i forhold til spotprisnivå.

Figur 6.1 viser at "Standard variabel kraftpris" glatter ut svingninger i spotprisen. Kraftleverandørene har lav margin i perioder med høy spotpris, og høy margin i faser med lav spotpris. Nedre del av figur 6.1 viser en tolkning av regresjonsresultatene av prisen i "Standard variabel kraftpris" satt i sammenheng med teorien for stilltiende samarbeid i markeder med stokastiske svingninger i profittnivået i markedet bygget på (Bagwell og Staiger, 1997).

I perioder med lav spotpris har kraftleverandørene høy margin. Det tyder på at kraftleverandørene er i stand til å sette en høye samarbeidspriser

[6] I en loglineær modell, der jeg finner elastisiteter framfor marginaleffekter, har jeg inkludert spotpris, forbruk, tidstrend og oppgang. Regresjon av modellen viser at prisen øker med 9,9 prosent mindre ved en spotprisoppgang enn den faller ved en spotprisnedgang. En økning i forbruk på 1 TWh gir en økning i prisen på 3,7 prosent. Resultatene av den loglineære modellen er derfor i samsvar med regresjon av modell (6.2).

i faser med lav spotpris. I kontrast til dette har kraftleverandørene lav margin i faser med høy spotpris. Det kan tyde på lav samarbeidspris i faser med høy spotpris. Lavere margin i faser med lavt profittnivå tyder på at kraftleverandørene setter ned samarbeidsprisen i nedgang. Det tyder på at samarbeidsprisen i omsetningsleddet av kraftmarkedet er medsyklisk.

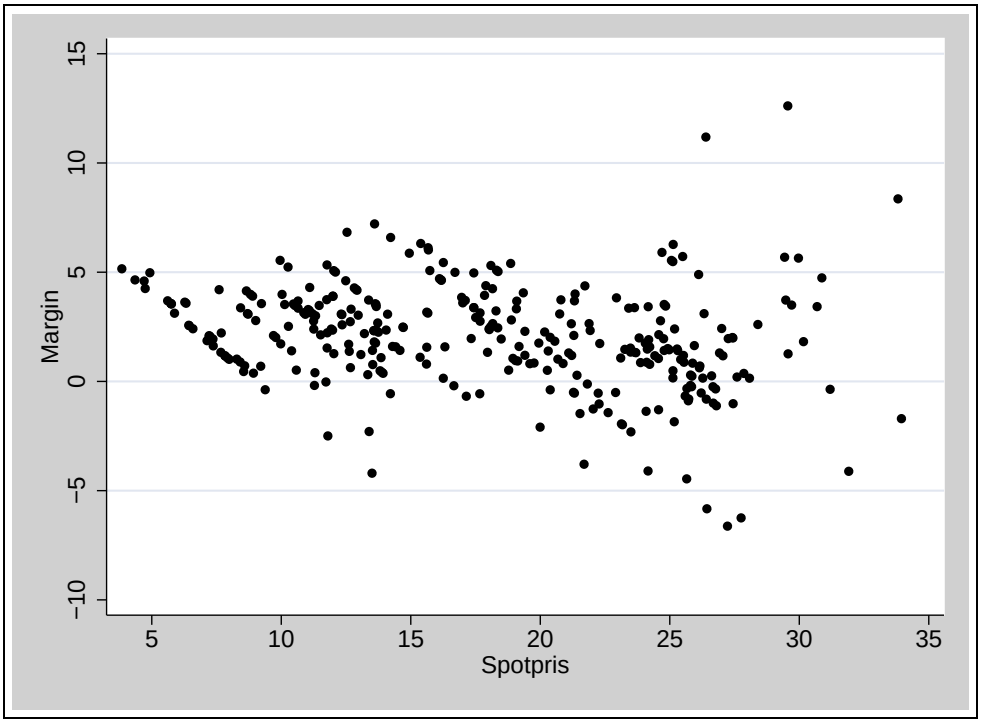
Faktisk profitt uttrykker profitt uten samarbeid. I faser med lav samarbeidsprofitt er kostnaden av priskrig lav, og faren for utbrudd fra samarbeid stor. Kostnaden ved å bryte ut i faser med lav samarbeidspris er relativt lav, fordi faktisk profitt øker i periodene etter utbrudd. Gitt at kraftleverandørene neddiskonterer framtidig profitt, taper kraftleverandørene derfor relativt lite på å bryte ut på dette tidspunktet. For å motvirke gevinsten ved avvik fra samarbeid må kraftleverandørene sette ned samarbeidsprisen slik at utbruddsprofitten går ned. Etterhvert som spotprisen faller, øker kostnaden av priskrig i framtidige perioder. Det vil føre til at kraftleverandørene igjen vil sette høyere samarbeidspriser, fordi faren for priskrig gradvis blir mindre. Samarbeidsprofitten øker. Endringene av samarbeidspris skjer ikke nødvendigvis systematisk. Varighet av fasene vil virke inn på kraftleverandørenes vurdering av gevinst og kostnad av utbrudd fra samarbeid idag.

Gjennom prissamarbeid kan leverandører av "Standard variabel kraftpris" være i stand til å heve prisene i standardkontrakten. Dette kan forklare hvorfor prisen i standardkontrakten over tid er høyere enn i "Markedskraft". I kontrakten som følger spotpris tett har kraftleverandørene ikke mulighet til å påvirke prisen i samme grad som i "Standard variabel kraftpris". Kraftleverandørene vil kunne utnytte sitt handlingsrom i standardkontrakten til å øke prisene. Når leverandører av "Standard variabel kraftpris" har lavere marginer i faser med høy spotpris, og høye marginer i faser med lav spotpris, tyder det på medsyklisk samarbeidspris.

## 6.2 Marginanalyse

Gjennom å sammenligne marginer hos Fjordkraft og Ustekveikja Energi setter jeg fokus på hvordan kraftleverandører med ulike markedsandeler setter prisen i "Standard variabel kraftpris". Samtidig viser marginanalysen hvor ofte kraftleverandørene justerer prisen i standardkontrakten.

Figur 6.2 viser margin plottet mot spotpris for Fjordkraft i perioden 1999-2005. Fjordkraft har positive marginer markert over null i diagrammet. Dersom prisen holdes konstant ved $p = A$ over flere perioder, er differansen mellom pris og spotpris i periode $t$ gitt ved den lineære funksjonen $m_{it} = A - sp_t$, der $A$ er en konstant. Grafen til denne funksjonen er en rett linje. De rette linjene i figur 6.2 viser at Fjordkraft relativt sjelden justerer prisen i "Standard variabel kraftpris". Prisen holdes konstant over mange uker. Til sammenligning viser figur 6.3 margin plottet mot spotpris for Ustekveikja Energi. I motsetning til Fjordkraft har Ustekveikja Energi marginer omkring



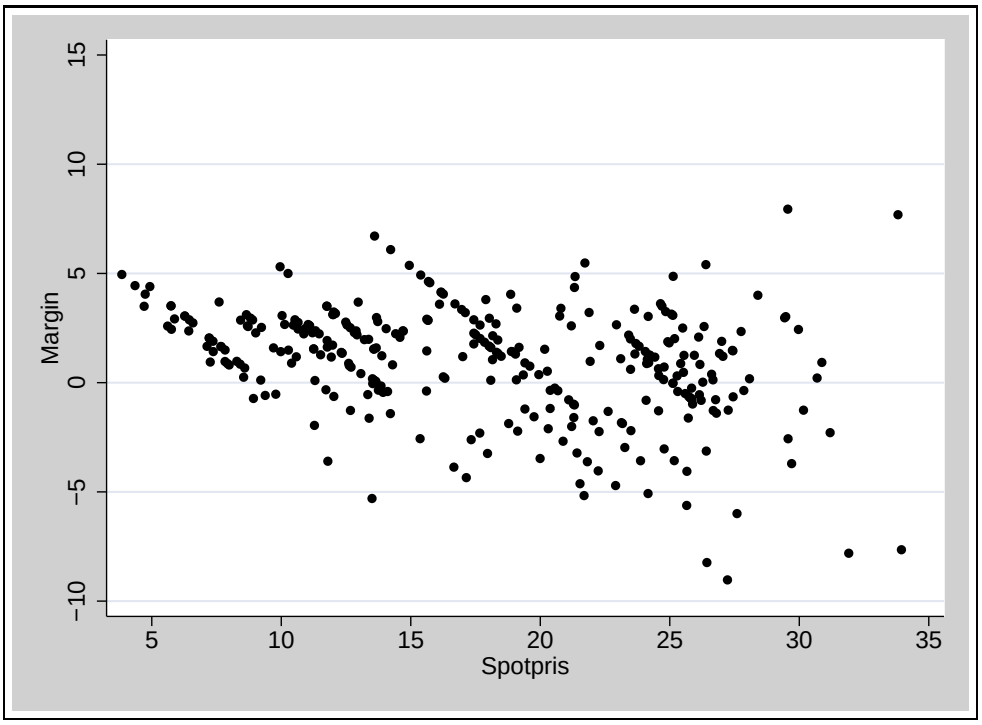

Figur 6.2: Margin mot spotpris Fjordkraft AS (korrigert for vinteren 2002-2003) 1999-2005. Kilder: KT og Nord Pool

null, men med overvekt av positive marginer. Også hos Ustekveikja Energi holdes prisen uendret i flere uker. Til spotprisverdier under 30 øre/kWh er det negativ korrelasjon mellom margin og spotpris. De to kraftleverandørene tar ut lave marginer i perioder med høy spotpris, og høye marginer i perioder med lav spotpris. I perioder der spotprisen er over 30 øre/kWh er det ingen bestemt sammenheng mellom margin og spotpris.

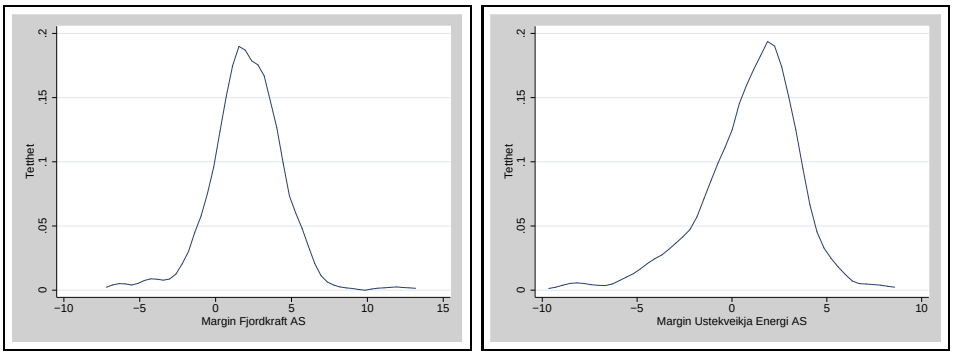
Figur 6.4 viser sannsynlighetstetthetsfunksjoner for marginen til henholdsvis Fjordkraft AS og Ustekveikja Energi AS i perioden 1999-2005.[7] Det er stor sannsynlighet for at marginen til Fjordkraft ligger mellom 0 øre/kWh og 5 øre/kWh. Til sammenligning er det stor sannsynlighet for at marginen til Ustekveikja Energi ligger i intervallet -5 øre/kWh og 5 øre/kWh.

At Fjordkraft tar ut større marginer enn konkurrenter med lavere markedsandeler, kan tyde på at Fjordkraft velger å utnytte kunder delvis innelåste kunder framfor å tiltrekke seg nye kunder gjennom lavere priser. Med lavere marginer over spotpris er trolig Ustekveikja Energi relativt sett mer opptatt av å tiltrekke seg nye kunder, framfor å melke kunder som er

[7] Sannsynlighetstetthetsfunksjonen til en kontinuerlig tilfeldig variabel, $f(x)$, har egenskapene i) $f(x) \geq 0$, ii) $\int_{-\infty}^{\infty} f(x)dx = 1$ og iii) $\int_a^b f(x)dx = P(a < x \leq b)$, der $f(x)dx$ er sannsynligheten assosiert med et lite intervall av den kontinuerlige variabelen, og $P(a < x \leq b)$ er sannsynligheten for at $x$ ligger i intervallet $a$ til $b$ (Gujarati, 1988).




Figur 6.3: Margin mot spotpris Ustekveikja Energi AS (korrigert for vinteren 2002-2003) 1999-2005. Kilder: KT og Nord Pool




Figur 6.4: Tetthetsfunksjoner Fjordkraft AS og Ustekveikja Energi AS (korrigert for vinteren 2002-2003) 1999-2005. Kilder: KT og Nord Pool

mer eller mindre låst til leverandøren. Den negative korrelasjonen mellom margin og spotpris tyder på at kraftleverandørene reduserer marginen når spotprisen øker. Samtidig holder de kraftleverandørene prisen på samme nivå over lengre perioder.

# Kapittel 7

# Konklusjon

Totalt forbruk av elektrisk energi svinger kraftig i løpet av året. I likhet med von der Fehr et al. (2004) viser resultatet av den forbruksveide analysen at "Markedskraft" gir lavere priser enn "Standard variabel kraftpris" over tid. Analysen viser også at prisene i "Standard variabel kraftpris" varierer relativt mye fra leverandør til leverandør. Jeg har korrigert for sesongsvingninger i forbruket av elektrisk energi ved å veie prisene med forbruksprofilen til private kunder. Prisene i sommermånedene har mindre betydning for kundenes totale kostnader enn prisene om vinteren. En kraftprisavtale som gir lave priser om sommeren, men høye priser om vinteren er lite prisgunstig. Når forbruksprofilen svinger kraftig, vil en sammenligning av kraftprisavtaler basert på flat forbruksprofil gi et skjevt bilde av hvor prisgunstig ulike kraftprisavtaler faktisk er. "Standard variabel kraftpris" er lite egnet til å beskytte kundene mot uventede spotprisøkninger som for eksempel tilbudssjokket vinteren 2002/2003. Den forbruksveide analysen viser at i dette tidsrommet kom kundene bedre ut med "Markedskraft" enn "Standard variabel kraftpris" i de fleste tilfeller.

Hvorfor velger de fleste privatkunder å holde seg til "Standard variabel kraftpris" når "Markedskraft" gir lavere priser over tid? Det faktum at kundene i liten grad bytter fra "Standard variabel kraftpris" til "Markedskraft", eller til kraftleverandører med lavere priser, tyder på eksistens av byttekostnader i kraftmarkedet. Gjennom byttekostnader låses kundene delvis til kraftprisavtalen de har med nåværende kraftleverandør. Eksistens av byttekostnader fører til at kraftleverandørene må balansere mellom høye priser for å utnytte mer eller mindre innelåste kunder og lave priser for å tiltrekke seg nye kunder som vil være verdifulle gjennom repetert kjøp av produktet i framtiden. Gitt at kraftleverandørene neddiskonterer framtidig profitt, vil kraftleverandørene sette høyere priser enn i fravær av byttekostnader for å melke allerede innelåste kunder.

Kraftleverandørene vil tjene mer på å dempe aggressiv priskrig enn på å tiltrekke seg nye kunder gjennom lave priser for å få økt profitt i framtiden.

Samtidig vil kraftleverandørene innse at de må redusere prisene for at deres produkter skal oppfattes som en attraktiv investering for kunder som skal inngå ny avtale om kraftleveranse. Kraftleverandører med relativt store markedsandeler ha et sterkere insentiv til å sette høye priser for å utnytte sine kunder idag, framfor å sette lave priser for å få flere kunder og økt profitt i framtiden. Det er derfor forventet at dominerende kraftleverandører vil tape markedsandeler til fordel for mindre kraftleverandører over tid.

Byttekostnader skjermer leverandører av "Standard variabel kraftpris" for konkurranse. Uansett om prisene i standardkontrakten ligger på et høyere nivå over tid velger flertallet av husholdningskundene å holde seg til "Standard variabel kraftpris". Byttekostnader beskytter også leverandører av "Standard variabel kraftpris" på den måten at kundene ikke går over til konkurrentene. Dermed kan kraftleverandørene heve prisene i standardkontrakten. En måte de kan gjøre dette på er gjennom imperfekt samarbeid. Når spotprisen på Nord Pool svinger, endres forholdet mellom kortsiktig fristelse til å avvike fra samarbeid og langsiktig kostnad av priskrig. For å balansere disse to effektene må kraftleverandørene justere samarbeidsprisen. Basert på Bagwell og Staiger (1997) har jeg vist at samarbeidsprisen er medsyklisk når vekstratene til profittnivået er positivt korrelert over tid. Regresjonsanalysen av prisen i "Standard variabel kraftpris" mot spotpris viser at kraftleverandørene i utvalget har lav margin i faser med høy spotpris, og høy margin i faser med lav spotpris. Dette kan tolkes som at samarbeidsprisen er lav i faser med lavt profittnivå i markedet, og høy i faser med høyt profittnivå. Empirisk ser det derfor ut som om samarbeidsprisen i kraftmarkedet er medsyklisk.

Dersom kraftleverandørene setter ned prisen i faser med høy spotpris, vil gevinsten av økt profitt på kort sikt være større enn neddiskontert kostnad av priskrig. For å dempe fristelsen til å bryte ut må kraftleverandørene nedjustere samarbeidsprisen slik at utbruddsprofitten går ned. For å opprettholde høy samarbeidspris i alle perioder må kraftleverandørene forvente kortvarige faser. Dersom varigheten av nedgangsfasen er for lang til at kraftleverandøren kan opprettholde høy samarbeidspris i nedgangsfase, må kraftleverandørene senke samarbeidsprisen i faser med lavt profittnivå for at utbruddsprofitten skal gå ned. Derimot vil de kunne øke samarbeidsprisen i oppgangsfaser. Dersom forventet varighet av nedgangsfasen er for lang relativt til forventet varighet av oppgangsfasen vil det være umulig for kraftleverandørene å heve samarbeidsprisen over marginalkostnad. Imperfekt konkurranse mellom kraftleverandører, som følge av prissamarbeid og byttekostnader, vil derfor føre til at kraftleverandørene vil være i stand til å heve prisene i kraftmarkedet.

# Kapittel 8

# Appendiks

## 8.1 Forventningsretthet og konsistens

Jeg viser at $\hat{\beta}_{FE}$ er forventningsrett estimator for $\beta$. Omformulering av ligning (5.13) gir at:

$$\hat{\beta}_{FE} = \frac{\sum_{i=1}^{N}\sum_{t=1}^{T}(x_{it} - \bar{x}_i)y_{it}}{\sum_{i=1}^{N}\sum_{t=1}^{T}(x_{it} - \bar{x}_i)^2} \tag{8.1}$$

Jeg setter inn for ligning (5.2) i ligning (8.1):

$$\hat{\beta}_{FE} = \frac{\sum_{i=1}^{N}\sum_{t=1}^{T}(x_{it} - \bar{x}_i)(\alpha_i + \beta x_{it} + \epsilon_{it})}{\sum_{i=1}^{N}\sum_{t=1}^{T}(x_{it} - \bar{x}_i)^2} \tag{8.2}$$

Omformulering gir:

$$\begin{aligned}\hat{\beta}_{FE} = &\frac{\alpha_i \sum_{i=1}^{N}\sum_{t=1}^{T}(x_{it} - \bar{x}_i)}{\sum_{i=1}^{N}\sum_{t=1}^{T}(x_{it} - \bar{x}_i)^2} \\ &+ \frac{\beta \sum_{i=1}^{N}\sum_{t=1}^{T}(x_{it} - \bar{x}_i)x_{it}}{\sum_{i=1}^{N}\sum_{t=1}^{T}(x_{it} - \bar{x}_i)^2} + \frac{\sum_{i=1}^{N}\sum_{t=1}^{T}(x_{it} - \bar{x}_i)\epsilon_{it}}{\sum_{i=1}^{N}\sum_{t=1}^{T}(x_{it} - \bar{x}_i)^2}\end{aligned} \tag{8.3}$$

Trekkes hver observasjon, $x_{it}$, fra observasjonsgjennomsnittet, $\bar{x}_i$, vil summen av disse avvikene bli null:

$$\sum_{i=1}^{N}\sum_{t=1}^{T}(x_{it} - \bar{x}_i) = \sum_{i=1}^{N}\sum_{t=1}^{T} x_{it} - n\bar{x}_i = n\bar{x}_i - n\bar{x}_i = 0 \tag{8.4}$$

I tillegg gir regneregel for summeoperatoren at:

$$\sum_{i=1}^{N}\sum_{t=1}^{T}(x_{it} - \bar{x}_i)x_{it} = \sum_{i=1}^{N}\sum_{t=1}^{T}(x_{it} - \bar{x}_i)^2 \tag{8.5}$$

Ligning (8.3) kan derfor skrives som:

$$\hat{\beta}_{FE} = \frac{\beta \sum_{i=1}^{N} \sum_{t=1}^{T} (x_{it} - \bar{x}_i)^2 + \sum_{i=1}^{N} \sum_{t=1}^{T} (x_{it} - \bar{x}_i)\epsilon_{it}}{\sum_{i=1}^{N} \sum_{t=1}^{T} (x_{it} - \bar{x}_i)^2} \tag{8.6}$$
$$= \beta + \frac{\sum_{i=1}^{N} \sum_{t=1}^{T} (x_{it} - \bar{x}_i)\epsilon_{it}}{\sum_{i=1}^{N} \sum_{t=1}^{T} (x_{it} - \bar{x}_i)^2}$$

Jeg definerer $d_i = (x_{it} - \bar{x}_i)$, og tar forventningen av $\hat{\beta}_{FE}$:

$$E\{\hat{\beta}_{FE}\} = \beta + E\left\{ \frac{\sum_{i=1}^{N} \sum_{t=1}^{T} d_i \epsilon_{it}}{\sum_{i=1}^{N} \sum_{t=1}^{T} (x_{it} - \bar{x}_i)^2} \right\} \tag{8.7}$$
$$= \beta + \frac{1}{\sum_{i=1}^{N} \sum_{t=1}^{T} (x_{it} - \bar{x}_i)^2} E\left\{ \sum_{i=1}^{N} \sum_{t=1}^{T} d_i \epsilon_{it} \right\}$$
$$= \beta + \frac{1}{\sum_{i=1}^{N} \sum_{t=1}^{T} (x_{it} - \bar{x}_i)^2} \sum_{i=1}^{N} \sum_{t=1}^{T} d_i E\{\epsilon_{it}\} = \beta \tag{8.8}$$

fordi forventningen til feilleddet er lik 0. Jeg viser nå at $\hat{\beta}_{FE}$ er konsistent estimator for $\beta$. Med utgangspunkt i ligning (8.6) er:

$$plim\{\hat{\beta}_{FE}\} = \beta + plim\left\{ \frac{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^{N} \sum_{t=1}^{T} (x_{it} - \bar{x}_i)\epsilon_{it}}{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^{N} \sum_{t=1}^{T} (x_{it} - \bar{x}_i)^2} \right\} \tag{8.9}$$

der *plim* står for sannsynlighetsgrense. Gitt at $plim\{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^{N} \sum_{t=1}^{T} (x_{it} - \bar{x}_i)^2\} = \sigma^2_{x_{it}} \neq 0$:

$$plim\{\hat{\beta}_{FE}\} = \beta + plim\left\{ \frac{E\{x_{it}\epsilon_{it}\}}{\sigma^2_{x_{it}}} \right\} = \beta \tag{8.10}$$

fordi kovariansen mellom $x_{it}$ og $\epsilon_{it}$ er lik 0. Jeg har dermed vist at $\hat{\beta}_{FE}$ er forventningsrett og konsistent estimator for $\beta$.

Tilsvarende viser jeg at $\hat{\beta}_{RE}$ er forventningsrett estimator for $\beta$. Tilfeldig-effekt-estimatoren i ligning (5.37) kan forenkles til:

$$\hat{\beta}_{RE} = \frac{\sum_{i=1}^{N} \sum_{t=1}^{T} (x_{it} - \bar{x}_i) y_{it}}{\sum_{i=1}^{N} \sum_{t=1}^{T} (x_{it} - \bar{x}_i)^2 + \psi TN(\bar{x}_i - \bar{x})^2} \tag{8.11}$$

når jeg antar at hver observasjon trekkes fra gjennomsnittet; $x_i - \bar{x}$. Summen av disse avvikene er alltid lik null; $\sum_{i=1}^{N} (x_i - \bar{x}) = 0$, slik at siste ledd i telleren i ligning (5.37) forsvinner. For konstanter gjelder $\psi T \sum_{i=1}^{N} = \psi TN$. Jeg setter inn for ligning (5.22) i ligning (8.11):

$$\hat{\beta}_{RE} = \frac{\sum_{i=1}^{N} \sum_{t=1}^{T} (x_{it} - \bar{x}_i)(\mu + \beta x_{it} + \alpha_i + \epsilon_{it})}{\sum_{i=1}^{N} \sum_{t=1}^{T} (x_{it} - \bar{x}_i)^2 + \psi TN(\bar{x}_i - \bar{x})^2} \tag{8.12}$$

Jeg omformulerer og bruker ligning (8.4) og (8.5):

$$\hat{\beta}_{RE} = \frac{\beta \sum_{i=1}^{N} \sum_{t=1}^{T} (x_{it} - \bar{x}_i)^2 + \sum_{i=1}^{N} \sum_{t=1}^{T} (x_{it} - \bar{x}_i)\alpha_i + \sum_{i=1}^{N} \sum_{t=1}^{T} (x_{it} - \bar{x}_i)\epsilon_{it}}{\sum_{i=1}^{N} \sum_{t=1}^{T} (x_{it} - \bar{x}_i)^2 + \psi TN(\bar{x}_i - \bar{x})^2} \tag{8.13}$$

Gitt at forventningen til en konstant er lik 0, forsvinner siste ledd i nevneren i ligning (8.13) når jeg tar forventningen til $\hat{\beta}_{FE}$:

$$E\{\hat{\beta}_{RE}\} = \beta + E\left\{ \frac{\sum_{i=1}^{N} \sum_{t=1}^{T} (x_{it} - \bar{x}_i)\alpha_i + \sum_{i=1}^{N} \sum_{t=1}^{T} (x_{it} - \bar{x}_i)\epsilon_{it}}{\sum_{i=1}^{N} \sum_{t=1}^{T} (x_{it} - \bar{x}_i)^2} \right\} = \beta \tag{8.14}$$

Fra ligning (8.7) får jeg at $E\{\hat{\beta}_{RE}\} = \beta$, fordi både $E\{\epsilon_{it}\} = 0$ og $E\{\alpha_i\} = 0$. Dette viser at $\hat{\beta}_{RE}$ er forventningsrett estimator for $\beta$. Jeg viser nå at $\hat{\beta}_{RE}$ er konsistent estimator for $\beta$. Med utgangspunkt i ligning (8.14) er:

$$plim\{\hat{\beta}_{RE}\} = \beta + plim\left\{ \frac{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^{N} \sum_{t=1}^{T} (x_{it} - \bar{x}_i)\alpha_i + \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{N} \sum_{t=1}^{T} (x_{it} - \bar{x}_i)\epsilon_{it}}{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^{N} \sum_{t=1}^{T} (x_{it} - \bar{x}_i)^2} \right\} \tag{8.15}$$

$$= \beta + plim\left\{ \frac{E\{x_{it}\alpha_i\} + E\{x_{it}\epsilon_{it}\}}{\sigma^2_{x_{it}}} \right\} = \beta \tag{8.16}$$

fordi kovariansen mellom både $x_{it}$ og $\epsilon_{it}$, samt $x_{it}$ og $\alpha_i$, er lik 0. Jeg har dermed vist forventningsretthet og konsistens for tilfeldig-effekt-estimatoren (Wooldridge, 2003).

## 8.2 Varians

Jeg finner variansen til $\hat{\beta}_{FE}$ ved å utlede variansen til $\beta$ i ligning (8.7):

$$\begin{aligned}
Var\{\hat{\beta}_{FE}\} &= Var\left\{ \beta_{FE} + \frac{1}{\sum_{i=1}^{N} \sum_{t=1}^{T} (x_{it} - \bar{x}_i)^2} \sum_{i=1}^{N} \sum_{t=1}^{T} d_i \epsilon_{it} \right\} \qquad (8.17) \\
&= Var\left\{ \frac{1}{\sum_{i=1}^{N} \sum_{t=1}^{T} (x_{it} - \bar{x}_i)^2} \sum_{i=1}^{N} \sum_{t=1}^{T} d_i \epsilon_{it} \right\} \\
&= \left( \frac{1}{\sum_{i=1}^{N} \sum_{t=1}^{T} (x_{it} - \bar{x}_i)^2} \right)^2 Var\left\{ \sum_{i=1}^{N} \sum_{t=1}^{T} d_i \epsilon_{it} \right\} \\
&= \frac{1}{\sum_{i=1}^{N} \sum_{t=1}^{T} (x_{it} - \bar{x}_i)^4} \sum_{i=1}^{N} \sum_{t=1}^{T} d_i^2 Var\{\epsilon_{it}\} \\
&= \frac{1}{\sum_{i=1}^{N} \sum_{t=1}^{T} (x_{it} - \bar{x}_i)^4} \sum_{i=1}^{N} \sum_{t=1}^{T} d_i^2 \sigma^2_{\epsilon}
\end{aligned}$$

Jeg setter inn for $\sum_{i=1}^{N}\sum_{t=1}^{T} d_i^2 = \sum_{i=1}^{N}\sum_{t=1}^{T}(x_{it}-\bar{x}_i)^2$ i ligning (8.17):

$$Var\{\hat{\beta}_{FE}\} = \frac{\sigma_\epsilon^2}{\sum_{i=1}^{N}\sum_{t=1}^{T}(x_{it}-\bar{x}_i)^2} \qquad \text{der } \sigma_\epsilon^2 = \frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N}\epsilon_i^2 \tag{8.18}$$

Teoretisk varians for feilleddet er gitt ved $\sigma_\epsilon^2$. Estimert varians for feilleddet er gitt ved ligning (8.19):

$$\hat{\sigma}_\epsilon^2 = \frac{1}{N(T-1)}\sum_{i=1}^{N}\sum_{t=1}^{T}(y_{it}-\hat{\alpha}_i-\hat{\beta}_{FE}x_{it})^2 \tag{8.19}$$

Jeg setter inn for ligning (5.14) i ligning (8.19):

$$\begin{aligned}
\hat{\sigma}_\epsilon^2 &= \frac{1}{N(T-1)}\sum_{i=1}^{N}\sum_{t=1}^{T}[y_{it}-(\bar{y}_i-\hat{\beta}_{FE}\bar{x}_{it})-\hat{\beta}_{FE}x_{it}]^2 \\
&= \frac{1}{N(T-1)}\sum_{i=1}^{N}\sum_{t=1}^{T}[(y_{it}-\bar{y}_i)-\hat{\beta}_{FE}(x_{it}-\bar{x}_{it})]^2 \\
&= \frac{1}{N(T-1)}\sum_{i=1}^{N}\sum_{t=1}^{T}\epsilon_{it}^2 \qquad (8.20)
\end{aligned}$$

Ligning (8.20) viser at konsistent estimator for $\sigma_\epsilon^2$ avhenger av forholdet mellom innen-gruppe-residualsummen og $N(T-1)$. Det kan tilsvarende vises at variansen til $\hat{\beta}_{RE}$ er:

$$Var(\hat{\beta}_{RE}) = \frac{\sigma_\epsilon^2}{\sum_{i=1}^{N}\sum_{t=1}^{T}(x_{it}-\bar{x}_i)^2+\psi T(\bar{x}_i-\bar{x})^2} \tag{8.21}$$

der $\bar{x}_i = \frac{\sum_{t=1}^{T} x_{it}}{T}$, og $\bar{x} = \frac{\sum_{t=1}^{T}\sum_{i=1}^{N} x_{it}}{NT}$. Konsistent estimator for $\sigma_\epsilon^2$ er allerede utledet fra innen-gruppe-residualene i ligning (8.20). Jeg har dermed vist varians for $\hat{\beta}_{RE}$.

# Referanser


Bagwell, Kyle og Staiger, Robert W. 1997. Collusion over the business cycle. *RAND Journal of Economics* 28, 82–106.

Beggs, Alan og Klemperer, Paul. 1992. Multi-period competition with switching costs. *Econometrica* 60, 651–666.

Bye, Torstein, von der Fehr, Nils-Henrik Mørch, Riis, Christian og Sørgard, Lars. 2003. Kraft og makt: En analyse av konkurranseforholdene i kraftmarkedet. Teknisk rapport, Arbeids- og administrasjonsdepartementet.

Church, Jeffrey og Ware, Roger. 2000. *Industrial organization : A strategic approach*. Boston: McGraw-Hill.

Giswold, Christian Johan. 2005. Omsetningskonsesjonærer, organisasjons- og strukturutvikling pr. 1. juli 2004. Teknisk rapport, NVE.

Gujarati, Damodar N. 1988. *Basic econometrics*. New York: McGraw-Hill Book Company, andre utgave.

Jonassen, Torfinn. 1999. Åpningen av kraftmarkedet 1991-1999. Teknisk rapport, NVE.

Klemperer, Paul. 1987a. The competitiveness of markets with switching costs. *The RAND Journal of Economics* 18, 138–150.

Klemperer, Paul. 1987b. Markets with consumer switching costs. *The Quarterly Journal of Economics* 102, 375–394.

Klemperer, Paul. 1995. Competition when consumers have switching costs: An overview with applications to industrial organization, macroeconomics and international trade. *The review of economic studies* 62, 515–539.

Rotemberg, Julio J. og Saloner, Garth. 1986. A supergame-theoretic model of price wars during booms. *The American Economic Review* 76, 390–407.

Sørgard, Lars. 1997. *Konkurransestrategi : Eksempler på anvendt mikroøkonomi*. Bergen: Fagbokforlaget, første utgave.

Tirole, Jean. 2001. *The theory of industrial organization*. Cambridge/ Massachusetts/ London: The MIT Press, 12. utgave.

Verbeek, Marno. 2004. *A guide to modern econometrics*. Chichester: John Wiley and Sons, andre utgave.

von der Fehr, Nils-Henrik Mørch, Bergman, Lars og Amundsen, Eirik Schrøder. 2004. The Nordic market: Signs of stress? I *Working papers in economics*, volum 15, side 1–28, Bergen: Department of Economics University of Bergen.

Wooldridge, Jeffrey M. 2002. *Econometric analysis of cross section and panel data*. Cambridge/Massachusetts/London: The MIT Press, første utgave.

Wooldridge, Jeffrey M. 2003. *Introductory econometrics : A modern approach*. Cincinnati: Thomson South-Western, andre utgave.