

Magne Holstad og Finn Erik L. Pettersen

**Hvordan reagerer strømforbruket i alminnelig
forsyning på endringer i spotpris?**

Rapporter I denne serien publiseres analyser og kommenterte statistiske resultater fra ulike undersøkelser. Undersøkelser inkluderer både utvalgsundersøkelser, tellinger og registerbaserte undersøkelser.

© Statistisk sentralbyrå, mai 2011 Ved bruk av materiale fra denne publikasjonen skal Statistisk sentralbyrå oppgis som kilde.	Standardtegn i tabeller	Symbol
ISBN 978-82-537-8101-3 (trykt)	Tall kan ikke forekomme	.
ISBN 978-82-537-8102-0 (elektronisk)	Oppgave mangler	..
ISSN 0806-2056	Oppgave mangler foreløpig	...
Emne: 10.08.10/01.03.10	Tall kan ikke offentliggjøres	:
Trykk: Statistisk sentralbyrå	Null	-
	Mindre enn 0,5 av den brukte enheten	0
	Mindre enn 0,05 av den brukte enheten	0,0
	Foreløpig tall	*
	Brudd i den loddrette serien	—
	Brudd i den vannrette serien	
	Desimaltegn	,

Forord

Vinteren 2011 har vært preget av rekordlav fyllingsgrad i norske vannmagasiner og høye elektrisitetspriser. Statnett karakteriserte kraftsituasjonen i Sør-Norge som anstrengt i mars. I perioder med svært stram tilbudsside, vil det være interesse knyttet til hvordan strømforbruket vil reagere på en prisøkning. I denne rapporten drøfter vi hvordan strømforbruket i alminnelig forsyning vil tilpasse seg endringer i spotpris med utgangspunkt i månedsdata for perioden 1996-2010 og en økonometrisk feiljusteringsmodell. Alminnelig forsyning utgjør om lag 70 prosent av det totale nettoforbruket av elektrisitet i Norge. Rapporten er utarbeidet av Finn Erik L. Pettersen ved Seksjon for analyse i Norges Vassdrags- og energidirektorat og Magne Holstad ved Seksjon for energistatistikk i Statistisk sentralbyrå.

Vi er takknemlig for gode kommentarer og innspill fra Terje Skjerpen, Bodil Larsen og Bjørn Bleskestad.

Sammendrag

Formålet med denne rapporten er å analysere hvordan strømforbruket i alminnelig forsyning vil tilpasse seg endringer i spotpris. Vi benytter månedsdata for perioden 1996-2010 og en økonometrisk feiljusteringsmodell. Alminnelig forsyning utgjør om lag 70 prosent av det totale nettoforbruket av elektrisitet i Norge. Husholdninger, tjenesteytende sektor og annen industri enn den kraftintensive står for det meste av dette forbruket.

For å estimere spotprisens nettoeffekt på strømforbruket i alminnelig forsyning, er det viktig å kontrollere for andre variabler som også har betydning for forbruket. Siden mye av elektrisiteten i alminnelig forsyning brukes til oppvarming, er en opplagt og viktig forklaringsvariabel temperatur. Ved siden av pris og temperatur er forbruket antatt å være avhengig av økonomisk aktivitet, prisen på lett fyringsolje, andelen virkedager i den respektive måneden og en fellesferiedummy. I forbruksligningen kan ikke pris betraktes som en eksogen forklaringsvariabel, fordi forbruk påvirker pris og motsatt. Vi har derfor valgt å supplere med en prisligning som kan betraktes som en invertert tilbudsligning. Både forbruks- og tilbudsligningen er spesifisert dynamisk for å tillate eventuelle tregheter i tilpasning til tilbud og etterspørsel.

Modellens to ligninger estimeres ved to-trinns minste kvadraters metode (2SLS). Full information maximum likelihood (FIML) er den mest effisiente estimeringsmetoden i store utvalg, men et absolutt krav for konsistent FIML-estimering er at restleddene skal være normalfordelte. Jarque-Bera test av restleddene gir ikke støtte for denne antakelsen i dataene våre.

R^2 i forbruksligningen er høy. Hele 96 prosent av variasjonen i relativ endring i forbruk er forklart. I prisligningen er R^2 vesentlig lavere. Vi finner at hvis spotprisen for Norge som helhet øker med 1 prosent fra en måned til en annen og øvrige forklaringsvariabler ligger fast, vil elektrisitetsforbruket i alminnelig forsyning reduseres med 0,05 prosent. Mesteparten av forbrukernes respons skjer i samme måned som prisøkningen finner sted. Etter to måneder er det kun marginale endringer i forbruket.

Siden begynnelsen av dataperioden har det skjedd flere, store endringer i kraftmarkedet. Mens 1990-tallet var preget av mer stabile elektrisitetspriser, har prisene variert betydelig mer på 2000-tallet med fire pristopper i 2003, 2006, 2008 og 2010. Hyppigere bytte av strømleverandører, mer innslag av elspotkontrakter og gjennomføring av elektrisitetsøkonomiserende tiltak skulle tilsi at strømkundene har blitt mer bevisste på hva de betaler for strømmen utover perioden. Det er imidlertid støtte i dataene for at priselastisiteten har blitt mindre i absoluttverdi i siste del av dataperioden. En grunn kan være at elkjelforbruket, som har gode substitusjonsmuligheter mot olje, står for en mindre andel av det totale forbruket i alminnelig forsyning i siste årene i dataperioden enn i første delen av perioden. En annen grunn kan være at andelen husholdninger med kombinasjonen elektrisk ovn og vedovn eller peis har gått ned i siste del av analyseperioden.

Abstract

The purpose of this report is to analyse how electricity consumption excluding power intensive manufacturing¹ will react on changes in the spot price on the basis of monthly data of the period 1996-2010 and an econometric error correction model. General consumption accounts for approximately 70 percent of the total net consumption of electricity in Norway. Households, services and other manufacturing than the power intensive account for the majority of this consumption.

In order to estimate the net effect of the spot price on general electricity consumption, it is important to control for other variables that also affect the consumption. Since much of the electricity in general consumption is used for heating, one obvious and important explanatory variable is temperature. In addition to electricity price and temperature we assume that general consumption also depends on economic activity, price on light heating oil, the share of working days in the current month and a summer holiday dummy. In the consumption equation price can not be considered as an exogenous explanatory variable, since consumption affects price and vice versa. Hence, we have added a price equation that can be considered as an inverted supply equation. Both the consumption and the supply equation are specified dynamically in order to allow for slow adjustment of supply and consumption.

The two equations of the model are estimated by two stage least square (2SLS). Full information maximum likelihood (FIML) is the most efficient estimation method in large samples, but a crucial assumption for consistent FIML-estimation is that the disturbance terms are normally distributed. A Jarque-Bera test of the error terms does not support this assumption in our data.

R^2 in the consumption equation is high. 96 per cent of the variation in the relative change in consumption is explained. In the price equation R^2 is considerably lower. We find that if the spot price for Norway increases by 1 percent from one month to another and assume that the value of the other variables remain unchanged, the general electricity consumption falls by 0.05 per cent. Most of the change in the consumption takes place in the current month as the price changes. After two months there are only marginal changes in the consumption.

Since the beginning of the data period several changes have taken place in the power market. While the electricity prices were more stable in the 90s, the prices have fluctuated considerably more since 2000 with four price spikes in 2003, 2006, 2008 and 2010. Households have more frequently chosen to switch electric power supplier and/ or contract type. The share of contracts directly linked to the spot price has increased. Together with more implementation of electricity-saving measures this indicates that electricity customers have become more conscious about how much they pay for electricity in the last part of the sample. Nevertheless there is support in the data that the price elasticity has become lower in absolute value in the last part of the data period. One reason can be that the electric boiler consumption which has good substitution possibilities to oil, accounts for a smaller share of the total general electricity consumption in the last years of the data period compared with the first part of the period. Another reason can be that the share of households with the combination electric stove and stove for solid fuels have been reduced in the last part of the period.

¹ From now on we will use the term general consumption or general electricity consumption about electricity consumption excluding power intensive manufacturing.

Innhold

Forord	3
Sammendrag	4
Abstract	5
1. Innledning	7
2. Spesifikasjon av økonometrisk modell	8
2.1. Modellantagelser	9
2.2. Antagelser om dynamikk	9
2.3. Nærmere om valg av modellspesifikasjon	10
2.4. Valg av estimeringsmetode	11
3. Data	12
4. Resultater	13
4.1. Generelle modellresultater	13
4.2. Hvordan reagerer alminnelig forsyning på prisendringer?	14
4.3. Har priselastisiteten utviklet seg over tid?	16
4.4. Modellens evne til å predikere	19
5. Konklusjon	20
Referanser	21
Vedlegg A: Resultater fra Dickey Fuller tester	22
Vedlegg B: Tidsserieplott av alle variabler	23
Vedlegg C: Presentasjon av data	24
Vedlegg D: Prosentvis fordeling av kontraktstyper for alminnelig forsyning	25
Vedlegg E: Korrelogram	26
Figurregister	27
Tabellregister	27

1. Innledning

Siden det norske kraftmarkedet ble deregulert i 1991, bestemmes kraftprisen i samspillet mellom etterspørsel og tilbud av kraft. I perioder med stor tilgang på vann og høye temperaturer blir prisen lav, mens i perioder med knapphet på kraft blir prisen høy. På 1990-tallet var strømprisene mer stabile og relativt sett lavere enn på 2000-tallet. Økning i realprisen på elektrisitet utover på 2000-tallet henger blant annet sammen med en markant økning i prisene på olje, kull og gass. Vinteren 2002-2003, høsten 2006 og 2008 samt de to siste vintrene var preget av høye elektrisitetspriser. I perioder med stram tilbudsside vil det være interessant å vite hvordan forbruket vil reagere på en økning i prisen. Siden høye priser signaliserer knapphet på kraft, er det viktig at forbruket responderer på prisendringer. Ellers kan tvangsmessige utkoblinger bli nødvendig.

I denne artikkelen drøfter vi hvordan strømforbruket i alminnelig forsyning vil tilpasse seg spotprisendringer med utgangspunkt i en økonometrisk modell og månedsdata for perioden 1996-2010. Januar 1996 er et naturlig starttidspunkt, fordi det var da Norge og Sverige gikk sammen og dannet en felles kraftbørs. Forbruksgruppen alminnelig forsyning omfatter alt strømforbruk utenom kraftintensiv industri. Husholdninger, tjenesteytende sektor og annen industri enn den kraftintensive utgjør hhv. om lag 45, 30 og 20 prosent av dette forbruket. I tillegg omfatter alminnelig forsyning noe forbruk innenfor jordbruk, skogbruk og fiske samt bygge- og anleggsvirksomhet.

Mange nasjonale økonometriske analyser av prisfølsomhet knyttet til strømforbruk har blitt gjort på time-, døgn- og ukesdata (Se for eksempel Johnsen og Lindh 2001 og Bye og Hansen 2008). Når en skal studere hvordan strømforbruket i alminnelig forsyning reagerer på prisendringer, har imidlertid månedsfrekvens flere fordeler. For store deler av forbruket i alminnelig forsyning vil ikke time-, døgn- og ukevariasjon i prisene være det sentrale. Dette kommer av at de fleste husholdninger og mesteparten av tjenesteytende sektor blir avregnet på måneds- eller kvartalsbasis. Timesmåling av strømforbruket er ikke vanlig for disse forbrukerne.

I kapittel 2 presenteres den økonometriske modellen som er brukt i analysen, og vi forklarer hvorfor simultanitetsproblemet gjør seg gjeldende for forbruk og pris. I tillegg gis det en motivasjon for modellvalg. I kapittel 3 presenterer vi data som er benyttet i estimeringen. Deretter presenterer vi og tolker estimeringsresultatene. I de to siste avsnittene i kapittel 4 vurderer vi om prisfølsomheten kan ha endret seg over tid, og vi tester modellens prediksjonsevne. Til slutt i artikkelen kommer en konklusjon.

2. Spesifikasjon av økonometrisk modell

I denne artikkelen fokuserer vi på hvordan spotprisen påvirker strømforbruket i alminnelig forsyning. For å isolere betydningen av spotprisen er det viktig å kontrollere for betydningen av andre variabler som har effekt på strømforbruket til enhver tid. Siden husholdninger og tjenesteyting i alminnelig forsyning i stor grad benytter strøm til oppvarmingsformål vil temperatur være en viktig variabel.

Det er en gjensidig avhengighet mellom forbruk og pris. Å spesifisere en modell bestående av én likning med forbruk som avhengig variabel og pris som forklaringsvariabel ville således ikke tilfredsstillende kravet til eksogene forklaringsvariabler. Vi har derfor valgt en modell med to likninger pris (p) som endogen variabel i tillegg til forbruk (q). Forbrukslikningen kan betraktes som en etterspørselsrelasjon og prisligningen kan betraktes som en invertert tilbudsrelasjon. Likningene er spesifisert dynamisk for å tillate eventuelle tregheter i tilpasningen til tilbud og etterspørsel.

Modellens likninger er angitt ved (1) og (2). Små bokstaver i variabelnavn indikerer logtransformerte variabler, mens Δ angir at variablene er målt på endringsform, dvs. $\Delta q_t \equiv q_t - q_{t-1}$

$$(1) \quad \Delta q_t = \alpha_o + \alpha_1 \Delta p_t + \alpha_2 \Delta vki_t + \alpha_3 \Delta fo_t + \alpha_4 GD_t + \alpha_5 VDU_t + \alpha_6 FDU_t + \alpha_7 q_{t-1} + \alpha_8 p_{t-1} + \alpha_9 vki_{t-1} + \alpha_{10} fo_{t-1} + u_t$$

$$(2) \quad \Delta p_t = \beta_o + \beta_1 \Delta q_t + \beta_2 \Delta kp_t + \beta_3 \Delta nuc_t + \beta_4 SDU_t \Delta nuc_t + \beta_5 T_t + \beta_6 T_{t-1} + \beta_7 p_{t-1} + \beta_8 q_{t-1} + \beta_9 kp_{t-1} + v_t$$

Ved siden av pris er etterspørselen antatt å være avhengig av økonomisk aktivitet målt ved varekonsumindeksen (vki), prisen på fyringsolje (fo), temperatur målt som graddager (GD). Det er tatt hensyn til at det månedlige forbruket varierer med andelen virkedager (dager som ikke er helg eller helligdag) i den respektive måneden (VDU). FDU angir hvor stor andel av fellesferieukene som faller i juli og august.

Det norske kraftsystemet er dominert av vannkraftproduksjon. Hvor mye norske vannkraftprodusenter ønsker å produsere til enhver tid avhenger av hvordan de vurderer verdien til vannet sitt. Vannkraftprodusentene verdsetter vannet basert på forventninger om fremtidige priser. Siden Norge handler kraft med land hvor termisk kraftproduksjon ofte er på marginen, ventes kullprisen (kp) å påvirke verdsettingen av det norske magasin vannet. Tilsiget (T) påvirker magasin fyllingen til enhver tid i tillegg til den uregulerte elvekraftproduksjonen. Vi har valgt ikke å inkludere magasin fyllingen direkte som forklaringsvariabel i (2), da den er sterkt avhengig av produksjonen og således vil være endogen. Sverige har en betydelig andel kjernekraftproduksjon (nuc). Som følge av lave marginalkostnader og betydelig start- og stoppkostnader, opptrer kjernekraften som grunnlast. Hvor mye kapasitet som er tilgjengelig til enhver tid vil således påvirke prisen og den svenske kjernekraftproduksjonen har variert betydelig. Kjernekraften er modellert med en interaksjonsdummy (SDU), som åpner for at kjernekraftproduksjonens effekt på prisen kan være forskjellig fra og med mai til og med september sammenlignet med de øvrige månedene. I denne perioden skyldes stort sett reduksjoner i kjernekraftproduksjonen planlagte revisjoner og vedlikehold som foretas når etterspørselen og prisen forventes å være lav. I vinterhalvåret er reduksjoner i kjernekraftproduksjonen stort sett knyttet til uforutsette tekniske feil som kan få stor betydning for kraftprisen også i Norge.

Det nordiske kraftmarkedet

Handelen i det nordiske kraftmarkedet er organisert i en felles nordisk kraftbørs, Nord Pool Spot. Sverige og Norge har hatt en felles kraftbørs siden 1996. I løpet av 1999 og 2000 ble også Finland og de danske områdene Jylland og Sjælland tilsluttet børsen. Det nordiske markedet er tilknyttet Europa forøvrig gjennom kabler til Tyskland, Nederland, Russland, Estland og Polen.

Kraftleverandører, produsenter og enkelte store forbrukerenheter melder inn til børsen hvor mye de ønsker å selge/kjøpe for ulike priser i hver time neste dag. Nord Pool Spot klarer så markedet og offentliggjør priser for hver time påfølgende dag. Det beregnes en systempris. Systemprisen bestemmes av skjæringspunktet for den aggregerte tilbuds- og etterspørselskurven for hele børsområdet uten å ta hensyn til hvor mye overføringskapasitet som er tilgjengelig mellom de ulike markedsområdene. Systemprisen er en referansepris for finansielle kontrakter og vil bare sammenfalle med prisene i de ulike markedsområdene når overføringskapasiteten mellom dem ikke er bindende. Hvis systemprisen innebærer en kraftflyt som overskrider tilgjengelig overføringskapasitet, vil områdene med overskudd av kraft få en lavere områdepris og områder med underskudd få en høyere områdepris slik at alle markedsområder blir klarert gitt hvor mye kraft som er mulig å overføre mellom de ulike markedsområdene.

Sverige, Finland, Jylland og Sjælland har vært separate markedsområder frem til i dag. I Norge har områdeinndelingen variert fra to til fem områder. Statnett har benyttet markedsområder som et virkemiddel til å håndtere mer langvarige strukturelle flaskehalsen i overføringsnettet. Midlertidige og kortvarige flaskehalsen håndteres gjennom markedet for regulerkraft i driftfasen.

2.1. Modellantagelser

(1) og (2) utgjør en partiell to-likningsmodell på feilkorrigeringsform som impliserer en rekke antagelser.

I modellen inkluderer vi kun strømforbruket i alminnelig forsyning, og vi modellerer ikke eksport og import til og fra utlandet. Vår modell tar således ikke fullt ut høyde for at den norske kraftprisen bestemmes i samspillet mellom samlet norsk kraftetterspørsel, tilbudet til norske kraftprodusenter samt utenlandsk tilbud og etterspørsel. Hvor mye kraft som kan overføres til og fra utlandet er videre avhengig av hvor mye overføringskapasitet som er tilgjengelig for markedet til en hver tid.

Det samlede norske forbruket inkluderer foruten forbruket til alminnelig forsyning i all hovedsak forbruket til kraftkrevende industri. At vi utelater denne delen av etterspørselen innebærer at forbruket i denne kategorien antas konstant. I virkeligheten varierer forbruket i kraftkrevende industri med internasjonale konjunkturer og metallpriser. Blir spotprisen tilstrekkelig høy vil nok den også kunne påvirke strømforbruket til kraftkrevende industri. Endringer i det kraftintensive industriforbruket vil normalt skje mer gradvis enn i alminnelig forsyning, og vi observerer ikke store endringer fra en måned til den neste i denne kategorien.

De ovenfor nevnte forenklingene i modelleringen viser seg først og fremst som svakheter ved prislikningen. Vårt fokus er på forbruket i alminnelig forsyning, og prislikningen er i første rekke inkludert for å løse problemet med at pris er endogen i forbruksrelasjonen som følge av at pris og forbruk bestemmes simultant.

2.2. Antagelser om dynamikk

Modellen inneholder både stasjonære og ikke-stasjonære variabler. Ved å studere grafer av variablene samt utføre Dickey Fuller tester², konkluderer vi med at q , p ,

² Se vedlegg A for resultater fra Dickey Fuller tester

vki , fo , nuc og kp er integrerte av orden null, $I(1)$. Det innebærer at variablene blir stasjonære når man differensierer de en gang med hensyn på tid. Øvrige variabler er stasjonære, dvs. integrert av orden null, $I(0)$.

Ved å differensiere de ikke-stasjonære variablene, vil vi kunne estimere den kort-siktige sammenhengen mellom variablene. Ved å differensiere tidsserier, mister vi imidlertid informasjon om den langsiktige nivåsammenhengen mellom variablene. En feilkorrigeringsmodell har den fordelen at den gjør det mulig å studere sammenhenger på både kort og lang sikt. Likning (1) og (2) kan omskrives til henholdsvis (3) og (4):

$$(3) \quad \Delta q_t = \alpha_o + \alpha_1 \Delta p_t + \alpha_2 \Delta vki_t + \alpha_3 \Delta fo_t + \alpha_4 GD_t + \alpha_5 VDU_t + \alpha_6 FDU_t + \alpha_7 \left\{ q_{t-1} - \frac{a_8}{-a_7} p_{t-1} - \frac{a_9}{-a_7} vki_{t-1} - \frac{a_{10}}{-a_7} fo_{t-1} \right\} + u_t$$

$$(4) \quad \Delta p_t = \beta_o + \beta_1 \Delta q_t + \beta_2 \Delta kp_t + \beta_3 \Delta nuc_t + \beta_4 SDU_t \Delta nuc_t + \beta_5 T_t + \beta_6 T_{t-1} + \beta_7 \left\{ p_{t-1} - \frac{\beta_8}{-\beta_7} q_{t-1} - \frac{\beta_9}{-\beta_7} kp_{t-1} \right\} + v_t$$

Uttrykkene i klammeparentes er feilkorrigeringsledd som angir hvor mye hhv. Forbruket og prisen avviker fra sin langsiktige sammenheng i foregående periode. α_7 og β_7 er justeringsparametere som sier hvor mye av avviket i foregående periode som korrigeres inn i inneværende periode. I forbrukslikningen antar vi en langsiktig sammenheng mellom q , p , vki og fo . I prislikningen antar vi en langsiktig sammenheng mellom p , q og kp .

Hvis det eksisterer en langsiktig likevektssammenheng som integrerte variabler tenderer mot over tid, sier vi at de er kointegrerte. Kointegrasjon i en partiell to-likningsmodell kan testes for ved å benytte en modifisert form av Johansen-prosedyren (Harris og Sollis, 2003). I tillegg til å identifisere kointegrerende sammenhenger er det også mulig å teste for modellens eksogenitetsantagelser gjennom denne prosedyren.

I denne studien støtter vi oss i hovedsak på at våre antagelser er rimelige ut fra vår kunnskap om markedet uten å teste eksplisitt for kointegrasjon. Vi mener at en feilkorrigeringsmodell er interessant å benytte når vi studerer strømforbruket i alminnelig forsyning og spesielt sammenhengen mellom forbruk og pris. Det kan være tregheter i hvordan forbruket tilpasser seg endringer i pris. En feilkorrigeringsmodell gir oss mulighet til å studere hvor mye av en eventuell tilpasning som skjer umiddelbart og hvor mye som inntreffer i senere perioder.

Det er viktig å merke seg at hvis kointegrasjon foreligger, skal justeringsparametere α_7 og β_7 være negative og større enn -1. Er justeringsparameteren nær -1 vil tilpasningen mot likevekt gå raskt. Er den derimot nær null, vil vi ha en treg tilpasning. Dette illustrerer også et viktig poeng om at vi aldri behøver å befinne oss i den langsiktige likevekten. Nye sjokk representert ved u_t eller v_t vil stadig kunne bringe systemet ut av likevekt. Det er likevel mulig å estimere en langsiktig sammenheng.

2.3. Nærmere om valg av modellspesifikasjon

Den datagenererende prosessen eller simultane sannsynlighetsfordelingen til variablene er komplisert. Det er i så måte viktig ikke bare å basere seg på teoretiske vurderinger når man spesifiserer en modell, men også støtte seg på informasjonen i utvalgsdataene. Det taler for å starte med en relativt generell modell. Hvis det ikke er støtte for å inkludere variabler, kan man legge på nullrestriksjoner og dermed

redusere antallet parametre. Å redusere antallet parametre i forhold til antallet observasjoner er ønskelig fordi det gir flere frihetsgrader og skarpere estimater.

Vi har som utgangspunkt testet modeller med flere lag enn den som er angitt ved likningene (3) og (4). I og med at vi er spesielt opptatt av effekten av pris på strømforbruket, har vi også testet modeller som tillater ikke-lineære sammenhenger mellom forbruk og pris³. Den månedlige prisvariasjonen har ikke vært stor nok til å finne noen signifikant ikke-lineær sammenheng der effekten av pris varierer med prisnivået.

Vi mener at modellen vi ender opp med gir rimelige resultater ut fra a priori forventninger. Den har dessuten god prediksjonsevne som redegjort for i avsnitt 4.4.

2.4. Valg av estimeringsmetode

Likningene (3) og (4) kan estimeres simultant. Full information maksimum likelihood (FIML) er den mest effisiente estimeringsmetoden i store utvalg, men hviler på antagelse om normalfordelte støyledd. Vi har ikke funnet støtte for denne antagelsen i dataene våre.

Vi har valgt å benytte to-trinns minste kvadraters metode (2SLS). Et naturlig alternativ er tre-trinns minste kvadraters metode (3SLS). Den gir lavere standardfeil ved at den utnytter informasjon om samtidig autokorrelasjon (dvs. at restledd for de to ligningene datert på samme tidspunkt er korrelerte) mellom restleddene. Ut fra en test på restleddene estimert ved 2SLS kan vi imidlertid ikke konkludere med at det foreligger samtidig autokorrelasjon. I et mindre utvalg vil det da kunne være fordelaktig å bruke 2SLS siden 2SLS ikke innebærer bruk av frihetsgrader til å estimere kovariansmatrisen til støyleddene.

³ Ikke-lineære sammenhenger mellom forbruk og pris er testet gjennom både annengradspolynomer og interaksjonsdummys der vi tillater priselastisiteten å være forskjellig for ulike nivåer på pris.

3. Data

Vi har benyttet månedsdata ved estimering, og datasettet består i alt av 180 observasjoner for perioden januar 1996 - desember 2010⁴. Forbruk i alminnelig forsyning er hentet fra den månedlige elektrisitetsstatistikken til Statistisk sentralbyrå. Vi har benyttet spotprisnoteringer fra Nord Pool til å lage en spotpris for Norge som helhet. I utledningen av spotpris for landet har vi av praktiske grunner definert *Midt-Norge* som Møre og Romsdal, Sør-Trøndelag og Nord-Trøndelag, *Nord-Norge* som Nordland, Troms og Finnmark og *Sør-Norge* som de resterende fylkene⁵. Vi beregner en samlet pris for Norge ved å vekte spotprisene med elektrisitetsforbruket i elspotområdene slik vi har definert dem. Elforbruket i elspotområdene er basert på det fylkesvise elforbruket hentet fra den årlige elektrisitetsstatistikken til SSB. Siden fylkesfordelt forbruk bare er tilgjengelig på årlig frekvens, antar vi at forbruksvektene til den nasjonale elspotprisen er konstante gjennom et kalenderår.

Det er viktig å presisere at forbrukerne innenfor alminnelig forsyning ikke står direkte ovenfor elspotprisen som dannes på Nord Pool Spot. Kraftprisen hver enkelt forbruker står ovenfor avhenger av hva slags kontrakt de har tegnet med sin kraftleverandør. I og med at kraftleverandører kan kjøpe og selge kraft på Nord Pool Spot vil imidlertid variasjonen i sluttbrukerprisene følge variasjonen i spotprisene over tid. Forbrukere som har spotpriskontrakter vil være eksponert mot spotprisen ved at de betaler en gjennomsnittlig månedlig spotpris pluss et påslag. For standard variabel- og fastpriskontrakter vil prisen være fast over lengre perioder (se Ericson, Halvorsen og Hansen, 2008 for mer informasjon).

Vi benytter daglige gjennomsnittsmålinger for temperatur fra byene Oslo, Bergen, Trondheim og Tromsø til å lage et temperaturmål for Norge som helhet. Den målte temperaturen for et døgn trekkes fra en basistemperatur på 17 grader. Dette gir antall graddager denne dagen. Alle temperaturer over 17 grader er satt til null graddager. Det vil si at oppvarmingsbehovet ikke forventes å bli redusert når temperaturen stiger fra 17 til 18 grader, fra 18 til 19 grader osv. For å ta høyde for at mesteparten av strømforbruket i husholdninger og tjenesteytende næringer er i Sør-Norge, vektet antall graddager for de ulike byene med byenes folketall per 2008.

Siden husholdninger er den største forbruksgruppen i alminnelig forsyning, har vi valgt å benytte den ujusterte volumindeksen for varekonsum (rensket for elforbruk) som en indikator for økonomisk aktivitet. En stor fordel med denne konsumvariabelen er at den er tilgjengelig på månedsbasis. BNP for Fastlands-Norge er kun tilgjengelig på kvartal og gir ikke nødvendigvis et godt bilde på den økonomiske utviklingen for alminnelig forsyning. Dette kommer av at den også inneholder eksport, noe som er mer relevant for kraftintensiv industri.

⁴ Se vedlegg B for tidsserieplott av alle variabler og vedlegg C for en komplett beskrivelse av data.

⁵ Gjennom mesteparten av 2010 har Sør-Norge vært delt opp i to eller tre markedsområder. I denne perioden er det benyttet et uvektet snitt av prisen i de sørnorske områdene og samme vekter for de ulike landsdelene.

4. Resultater

Vi vil i de følgende avsnittene drøfte resultatene vi får fra estimering av likningene (1) og (2). Datasettet inneholder i alt 180 observasjoner. En utfordring ved å arbeide med månedsdata er sesongmessig avhengighet og seriekorrelasjon i dataene. Ved å estimere (1) og (2) finner vi både autokorrelasjon og sesongmessig avhengighet i restleddene. For å bedre inferensegenskapene til modellen, har vi valgt å inkludere en "moving average" spesifisering i støyleddet (se faktaboks).

4.1. Generelle modellresultater

Tabell 4.1 viser estimerte parametre, standardavvik og t-verdier i tillegg til R^2 og sigma (dvs. regresjonslikningens standardavvik) som er mål for modellens føyning. MA(1) og MA(12) gjelder estimerte koeffisienter som forekommer i støyleddsspesifikasjonen.

Tabell 4.1. Resultater ved bruk av 2SLS på data fra 1996-M1 til 2010- M12⁶

Variabel	Koeffisient	t-verdi	p-verdi
Δforbruk_t			
Konstant	7,2982	23,35	0,0000
Δpris _t	-0,0374	-2,09	0,0384
Δvki _t	0,0309	0,90	0,3685
Δpris på fyringsolje _t	-0,0549	-0,93	0,3561
Graddager _t	0,0013	31,93	0,0000
Virkedagsdummy _t	0,0020	3,48	0,0007
Feriedummy _t	-0,0892	-4,83	0,0000
forbruk _{t-1}	-0,9726	-33,63	0,0000
pris _{t-1}	-0,0477	-4,55	0,0000
vki _{t-1}	0,0961	1,96	0,0523
pris på fyringsolje _{t-1}	0,0992	4,41	0,0000
MA(1)	0,3239	3,87	0,0002
MA(12)	0,4166	3,79	0,0002
Δpris_t			
Konstant	-0,5801	-1,40	0,1626
Δforbruk _t	0,5004	4,94	0,0000
Δkullpris _t	0,4259	2,23	0,0272
Δkjernekraft _t	0,2869	2,84	0,0051
SDU _t *Δkjernekraft _t	-0,5519	-3,67	0,0003
Tilsgavvik _t	0,0000	-7,60	0,0000
Tilsgavvik _{t-1}	0,0000	-3,06	0,0025
pris _{t-1}	-0,2171	-6,43	0,0000
forbruk _{t-1}	0,1188	2,41	0,0172
kullpris _{t-1}	0,1797	5,23	0,0000
Langsiktige elastisiteter:			
Forbruk		Pris	
Pris	-0,0490	Forbruk	0,5470
VKI	0,0988	Kullpris	0,8276
Pris på fyringsolje	0,1020		
Modellens føyning:			
	R2	Sigma	
Forbrukslikning	0,96	0,03	
Prislikning	0,46	0,16	

Alle parameterestimaterne i forbrukslikningen er i tråd med våre forventninger bortsett fra den kortsiktige koeffisienten til prisen på lett fyringsolje. Med unntak av de estimerte koeffisientene på kort sikt for prisen på lett fyringsolje og varekonsumindeksen inngår alle forklaringsvariablene meget signifikant. R^2 i forbrukslikningen er høy. Hele 96 prosent av variasjonen i den avhengige variabelen forklares av variasjonen i forklaringsvariablene. Justeringsparameteren er estimert til -0,97, noe som betyr at avvik fra likevekt i forrige måned korrigeres inn med 97 prosent i hver av de påfølgende månedene. Dette må sies å innebære en veldig rask tilpasning.

⁶ Små bokstaver i variabelnavn indikerer logtransformerte variabler, mens Δ angir at variablene er målt på endringsform, dvs. $\Delta q_t = q_t - q_{t-1}$

Moving average spesifikasjon av støyleddet

Den estimerte forbrukslikningen inneholder en moving average spesifikasjon av støyleddet angitt ved koeffisientene til MA(1) og MA(12). Relatert til likning (1) innebærer det at støyleddet er definert slik:

$$u_t = q_1 e_{t-1} + q_{12} e_{t-12} + e_t, \text{ der } e_t \text{ antas å følge en hvit støy prosess.}$$

Hvis vi estimerer likning (1) uten denne støyleddspesifikasjonen finner vi at restleddene er seriekorrelerte. Mer spesifikt er både det første og tolvte lagget til autokorrelasjonsfunksjonen og den partielle autokorrelasjonsfunksjonen signifikante. At det tolvte lagget er signifikant indikerer at der er sesongeffekter vi ikke har klart å fange opp med høyresidevariablene, først og fremst graddager og feriedummyer. At støyleddet er generert av en hvit støy prosess, er viktig gitt ønske om pålitelige estimater og konfidensintervaller.

E-views beregner først de ubetingede restleddene \hat{u}_t for deretter å benytte framlengs rekursiv metode til å finne \hat{e}_t . Verdier for \hat{e}_t før estimeringsperioden finnes ved baklengs rekursiv metode. Til sammen går de første 14 observasjonene av det totale datamaterialet med til bestemmelse av predeterminerte verdier. Med MA-ledd av høyere orden ville en enda mindre andel av utvalget kunne benyttes i estimeringen. Laggede verdier av alle regressorene opp til lag 14 benyttes i instrumentlisten for forbrukslikningen.

Vi går ikke detaljert inn på bakgrunnen for valgte spesifikasjon her. Generelt er vi i et begrenset utvalg der vi også må legge vekt på en modellering som ikke involverer alt for mange parametre. Vi vurderte ulike ARMA (autoregressiv moving average) spesifikasjoner opp til det tolvte lagget. Vi støttet oss på korrelogrammer samt prediksjonstester som redegjort for i kapittel 4.4. Den valgte spesifikasjonen predikerte vesentlig bedre enn en modell uten ARMA-støyledds spesifikasjon samtidig som korrelogrammet viste en tilnærmet hvit støy prosess (se vedlegg E).

I prisligningen samsvarer alle parameterestimaterne med våre forventninger bortsett fra at den estimerte koeffisienten til svensk kjernekraftproduksjon er positiv for månedene mai - september. Dette kan ha sammenheng med at lavere svensk produksjon av kjernekraft (blant annet grunnet vedlikehold) i disse månedene ofte sammenfaller med lavt forbruk og lav pris. Likevel vil vi forvente at en nedgang i svensk kjernekraftproduksjon når de øvrige forklaringsvariablene ligger fast, skal føre til høyere pris i sommer- og høstmånedene. I vintersesongen oktober – april er fortegnet til svensk kjernekraftproduksjon rimelig. Hvis svensk produksjon av kjernekraft reduseres med 1 prosent og øvrige forklaringsvariabler ligger fast, vil spotprisen for Norge som helhet øke med 0,3 prosent. R^2 i prisligningen er vesentlig lavere enn i forbrukslikningen. Om lag 46 prosent av variasjonen i relativ endring i pris er forklart. At prisligningen har lavere forklaringskraft enn forbrukslikningen er som forventet, jf. drøfting i avsnitt 2.1.

4.2. Hvordan reagerer alminnelig forsyning på prisendringer?

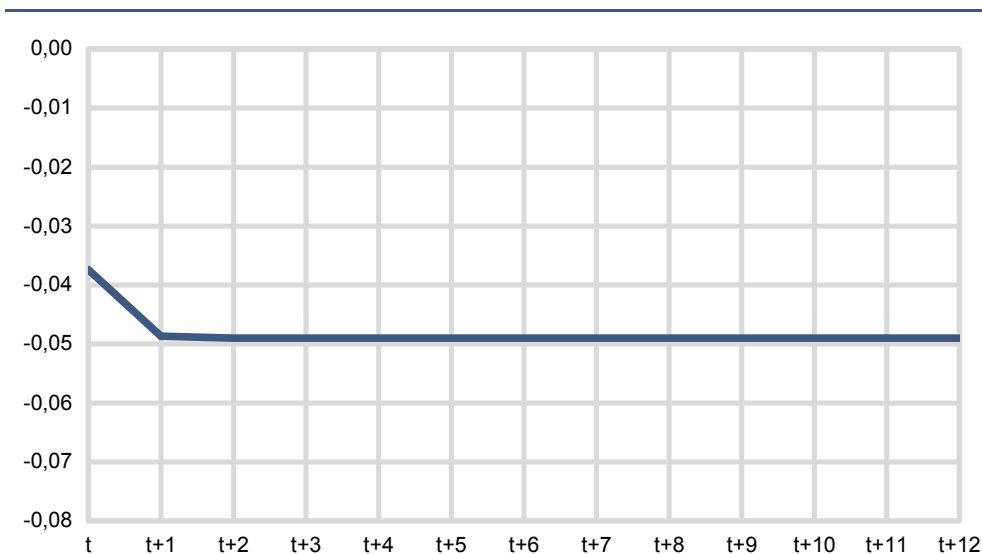
I figur 4.1 viser vi hvordan strømforbruket i alminnelig forsyning vil tilpasse seg når spotprisen for Norge som helhet øker med 1 prosent fra måned t-1 til t og deretter blir liggende på det nye nivået (øvrige forklaringsvariabler ligger fast). Vi ser av figuren at strømforbruket vil falle med 0,04 prosent i måned t, og at elastisiteten vil være -0,05 prosent på lang sikt. Nesten hele forbruksresponsen skjer i måned t. I påfølgende måned reduseres forbruket med 0,01 prosent. Deretter har prisøkningen bare en marginal effekt på strømforbruket. Det kan være flere grunner til at tilpasningen skjer raskt.

Siden modellen er estimert på månedsdata, kan det være en tilstrekkelig tids-horisont for alminnelig forsyning til å ta inn over seg høyere priser. Et Google-søk på "høyere strømpriser" gir om lag 369 000 treff, og nyhetsartiklene som kommer

opp indikerer en bred dekning av utviklingen i spotpriser både på kort og lang sikt. For forbruksgrupper i alminnelig forsyning med elspotkontrakter vil det være rasjonelt å dempe strømforbruket når en mottar informasjon (nyheter) om tiltagende strømpriser. Dette kommer av at kunder med elspotkontrakter betaler en gjennomsnittlig spotpris med et påslag for det månedlige kraftforbruket. Standard variabel priskontrakter følger også utviklingen i engrospriser, men disse oppdateres med et etterslep i forhold til spotprisen.

Treforedling, som er den største industrielle aktør når det gjelder strømforbruk i alminnelig forsyning, har mulighet til å skifte raskt mellom el- og oljekjeler og vil bruke den energibæreren som er rimeligst. Siden treforedlingsbedriftene bruker el- og oljekjeler til prosess, vil det være rimelig å anta at en endring i prisforholdet mellom elektrisitet og olje vil slå likt ut gjennom året.

Figur 4.1. Virkning på strømforbruket av at spotprisen øker med 1 prosent fra måned t-1 til t. Prosent



Høyere strømpriser påvirker forbruket gjennom en *substitusjons-* og *inntektseffekt*. Når strømprisen øker relativt til prisen på lett fyringsolje og andre alternative oppvarmingskilder (for eksempel ved og fyringsparafin), vil aktører ønske å bruke mindre elektrisitet (*substitusjonseffekt*). Samtidig har man en *inntektseffekt* ved at høyere priser vil føre til lavere realinntekt og forbruk. Husholdninger vil ønske å redusere sitt strømforbruk (mindre belysning, lavere innetemperatur etc.) når strømprisene er høye. Det er likevel mest rimelig å anta at inntektseffekten er svært lav, siden mye av elektrisitetsforbruket går til å dekke "daglige behov" som dusjing, klesvask, oppvask etc. Oppvarming, som mye av elektrisiteten i alminnelig forsyning benyttes til, er knyttet til komfort. Derfor vil nok ikke "den typiske" husholdning være villig til å redusere innetemperaturen når strømprisen øker. Høyere strømpriser vil også kunne gjøre det lønnsomt for den ikke-kraftintensive delen av industrien å redusere produksjonen og dermed også strømforbruket.

Nærmere om substitusjonseffekt

I en del næringsbygg, boliger og offentlige virksomheter (skoler, sykehus) har man mulighet til å skifte raskt mellom el- og oljekjeler. For disse kategoriene er det imidlertid ikke sikkert at lønnsomhetskriterier er like avgjørende for forbruksresponsen på kort sikt som for treforedling. For eksempel i boligblokker er det ofte vanlig å kjøpe inn et stort kvantum med fyringsolje på sommeren til bruk for vinteren.

Ifølge statistikken Husholdningenes energibruk i Statistisk sentralbyrå⁷ hadde om lag 39 prosent av husholdningene kombinasjonen elektrisk ovn og vedovn eller peis i 2009. Når strømprisen øker relativt til prisen på ved, vil disse husholdningene ønske å bruke mer ved. Denne effekten vil imidlertid kun gjelde i måneder hvor oppvarming er nødvendig.

Det er viktig å understreke at priselastisiteten i modellen per definisjon vil være den samme om prisen øker med 1 prosent fra juni til juli eller fra desember til januar. Videre gjelder det at en økning i prisen påvirker forbruket like mye om spotprisen øker med 1 prosent fra et høyt nivå eller et lavt nivå. Den estimerte priselastisiteten på -0,05 prosent kan tolkes som hvordan en "gjennomsnittlig" forbruker i alminnelig forsyning vil reagere på en prisendring.

4.3. Har priselastisiteten utviklet seg over tid?

Det har vært store endringer i kraftmarkedet siden begynnelsen av observasjonsmaterialet i 1996 til slutten av 2010. De første årene etter liberaliseringen var markedet preget av lave kraftpriser. Med unntak av 1996 var fyllingsgraden i de norske vannmagasinene stort sett høyere enn normalt. Selv om 1996 var et tørt år med svært lav fyllingsgrad, nådde aldri kraftprisen samme nivåer som under tørrårene utover på 2000-tallet. I 1996 var den vektete månedsprisen på Nord Pool aldri høyere enn 33,5 øre/kWh. I slutten av 2002 var månedsprisen for første gang over 50 øre/kWh.

Kraftprisen varierte betydelig i andre halvdel av 2000-tallet. Den hydrologiske balansen er en viktig forklaring. Det norske markedet har også vært sterkt påvirket av utviklingen i brenselkostnadene til termiske kraftverk gjennom integrasjonen med resten av Norden og Europa. Både prisen på kull og gass har variert mer på slutten av 2000-tallet. Samtidig har det vært en forbruksvekst gjennom perioden.

Perioder med høye priser har vært ledsaget av stor medieoppmerksomhet. Dette taler for at forbrukerne blir oppmerksomme på markedet og prisene. En indikator på husholdningskundenes bevissthet og aktivitet i kraftmarkedet er antallet leverandørskifter som foretas til enhver tid. I kjølvannet av de høye prisene vinteren 2002/2003 var det et rekordhøyt antall leverandørskifter. Det ble foretatt i underkant av 450 000 leverandørskifter i 2003.⁸ Aktiviteten rundt leverandørskifter har også vært stor i år etter dette (opp mot 300 000 leverandørskifter i enkelte år), særlig i tilknytning til perioder med høye priser.

Det har skjedd en vridning mot mer innslag av elspotkontrakter for alle forbruksgruppene i alminnelig forsyning i løpet av perioden. Tabellen i vedlegg D viser at blant *husholdninger*, *tjenesteytende sektor* og *industri utenom kraftintensiv industri* hadde henholdsvis 1,5, 13,9 og 18,4 prosent kontrakter som var direkte tilknyttet elspotpris ved utgangen av 1998. I 4. kvartal 2010 var innslaget av elspotkontrakter for *husholdninger*, *tjenesteytende sektor* og *industri utenom kraftintensiv industri* steget til hhv. 57,5, 64,3 og 43,9 prosent.

Strømavgiftene kan også reduseres gjennom investeringer i energieffektiviserende tiltak eller reduksjoner i strømforbruket. Mens elektrisitetsforbruket per årsverk i bygge- og anleggsvirksomhet og tjenesteyting gikk ned fra 16 GWh/1000 årsverk i 1993 til 14 GWh/1000 årsverk i 2009, ble strømforbruket per husholdning redusert fra om lag 18 000 kWh i 1993 til rundt 16 000 kWh i 2009. Stigning i realprisen på elektrisitet for de to forbruksgruppene siden 2000 kan ha stimulert til elektrisitetsøkonomiserende tiltak som for eksempel bedre isolasjon av bygninger og mindre energikrevende utstyr (Holstad, 2011).

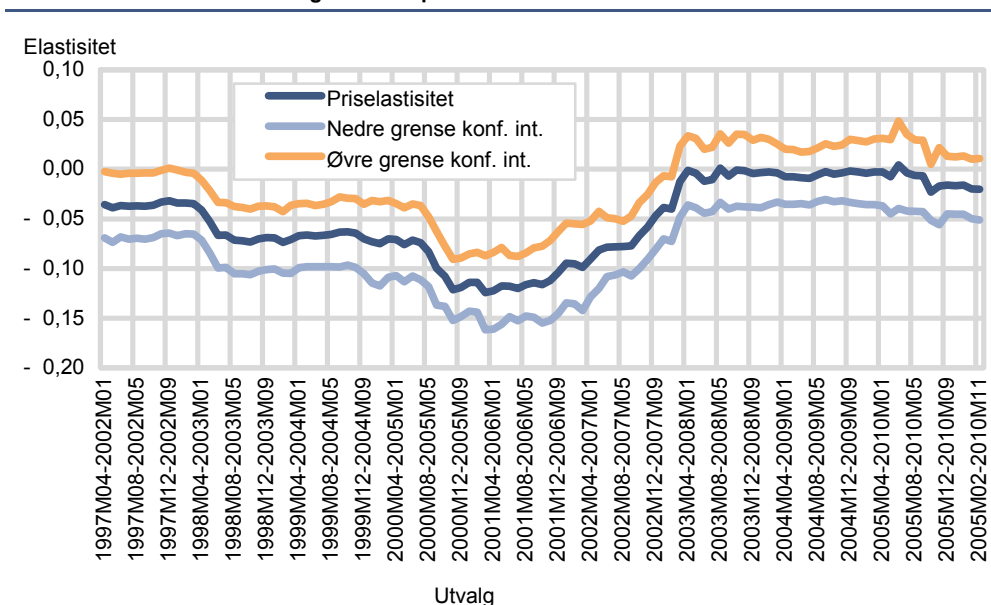
⁷ For mer informasjon om Husholdningenes energibruk, se <http://www.ssb.no/emner/01/03/10/husenergi/>

⁸ J.f. NVEs leverandørskifteundersøkelse 4. Kvartal 2010 (<http://www.nve.no/>)

Hyppigere bytte av strømlleverandør, mer innslag av elspotkontrakter og gjennomføring av elektrisitetsekonomiserende tiltak indikerer at strømkundene har blitt mer bevisst på hva de betaler for strømmen utover i dataperioden. Spørsmålet vårt er om forbruksresponsen på prisendringer fra måned til måned også kan ha endret seg i løpet av perioden.

I utgangspunktet er modellen vår estimert under forutsetning av at priselastisiteten er konstant. Den fanger således ikke opp mulige atferdsendringer i dataperioden. En måte å undersøke stabiliteten til ulike koeffisienter i modellen, er å estimere modellen for ulike delperioder. Figur 2 viser utviklingen til priselastisiteten når vi estimerer modellen på rullende delperioder ("rolling regressions"). Utvalgsstørrelsen er på 72 observasjoner eller seks år. For hver estimering fjerner vi den første observasjonen og legger til en ny observasjon til slutt i utvalget.⁹

Figur 4.2. Priselastisitet estimert på rullende delperioder. Koeffisientens estimerte usikkerhet er angitt ved 95 prosent konfidensintervall¹



¹ Standardavviket til den langsiktige elastisiteten er beregnet med utgangspunkt i metoden som står beskrevet i (Bårdsen, 1989).

Vi får naturlig nok betydelig mer usikre parameterestimater når vi reduserer utvalgsstørrelsen fra 180 til 72 observasjoner. Priselastisiteten virker lite stabil også når vi tar usikkerheten i betraktning. Priselastisiteten som er estimert på hele datamaterialet (-0,05), ligger for flere delperioder utenfor konfidensintervallet. Etter hvert som vi inkluderer flere observasjoner fra første halvdel av 2000-tallet og færre fra siste halvdel av 1990-tallet, blir elastisiteten høyere i absoluttverdi. Elastisiteten synker imidlertid ned mot null i absoluttverdi når observasjoner fra andre halvdel av 2000-tallet utgjør en større andel av grunnlaget for estimeringen. Konfidensintervallet er på sitt smaleste når vi i stor grad benytter observasjoner fra og med 2003 til og med 2009. Stor variasjon i datagrunnlaget i denne perioden bidrar til skarpere estimater. Selv om resultatene må tolkes med varsomhet på grunn av få observasjoner i delperiodene, indikerer grafen i figur 2 at elastisiteten har blitt mindre i absoluttverdi i de senere årene.

Hvis vi deler samplet i to uavhengige utvalg og tester om vi får signifikant forskjellig elastisitet i de to utvalgene, finner vi støtte for å forkaste nullhypotesen om lik priselastisitet i begge delperiodene for konvensjonelle valg av signifikansnivå. Resultatene av testen er vist i Tabell 4.2.

⁹ Vi starter med mars 1997 som første observasjon i første underutvalg, da modellen benytter de 14 første lag som predeterminerte. Det følger av den dynamiske spesifikasjonen av strukturlikningen og støyledet.

Tabell 4.2. Hypotesetest om forskjellig koeffisient i to uavhengige underutvalg

	Koeffisient				
	Utvalg 1 (b1)	Utvalg 2 (b2)	T-observator	p-verdi	Konklusjon
H0:	D=b1-b2=0				
H1:	D<>0				
T-observator:	T=D/sd(D)		Frihetsgrader: 75		
Utvalg 1:	1996.1-2003.6 (76+14 første observasjoner som brukes for initialisering)				
Utvalg 2:	2003.7-2010.12 (76+14 første observasjoner som brukes for initialisering)				
Priselastisitet	-0,0775	-0,0154	-2,6965	0,0086	Forkaster H0
Graddager	0,0014	0,0013	1,0723	0,2870	Beholder H0

På bakgrunn av drøftingen i begynnelsen av avsnittet kan det virke noe kontrainuitivt at det er støtte i data for at priselastisiteten har blitt lavere i absoluttverdi i de siste årene i perioden sammenlignet med de første årene i perioden. Det er likevel flere forhold som kan understøtte en slik utvikling.

Det er rimelig å anta at strømbesparende tiltak, som å redusere innetemperatur og endre daglige rutiner som krever strøm (for eksempel mindre bruk av vaske- og oppvaskmaskin, mindre dusjing), av mange vil oppleves som en betydelig reduksjon i komfort og trivsel. Derfor er det således grunn til å tro at det er substitusjonseffekten som dominerer den totale priselastisiteten til strømkundene i alminnelig forsyning.

Ifølge statistikken Husholdningenes energibruk i Statistisk sentralbyrå hadde om lag 43 og 39 prosent av husholdningene kombinasjonen elektrisk ovn og vedovn eller peis i hhv. 2006 og 2009. I perioden 1993-1995 og 2001 hadde hhv. 46 og 50 prosent av husholdningene denne kombinasjon. Tallene trekker isolert sett i retning av en lavere prisfølsomhet i siste delen av perioden, fordi andelen husholdninger som kan skifte mellom elektrisitet og ved har gått ned. Tallene må imidlertid tolkes med varsomhet, siden statistikken Husholdningenes energibruk er en utvalgsundersøkelse.

I den månedlige elektrisitetsstatistikken til Statistisk sentralbyrå samles det inn data over elkjelforbruket til treforedlingsbedriftene i Norge. Mens elkjelforbruket i treforedling utgjorde i gjennomsnitt 6 prosent av det totale elektrisitetsforbruket i alminnelig forsyning i perioden 1993-2003, utgjorde det 3 prosent i tidsrommet 2004-2010. Reduksjonen henger blant annet sammen med flere nedleggelse av treforedlingsbedrifter. I den årlige elektrisitetsstatistikken til Statistisk sentralbyrå deles elektrisitetsforbruket inn i prioritert og uprioritert forbruk. Elkjeler utgjør en stor andel av det uprioriterte forbruket. I perioden 1996-2002 utgjorde det uprioriterte forbruket i alminnelig forsyning i gjennomsnitt 7,3 prosent av det totale forbruket, mens i årene 2003-2009 utgjorde andelen 5,6 prosent. Siden forbrukskategorien elkjeler har gode substitusjonsmuligheter mot olje, vil utviklingen i elkjelforbruket trekke isolert sett i retning av lavere prisfølsomhet i de senere årene i dataperioden.

Ifølge statistikken Husholdningenes energibruk hadde om lag 4 prosent av husholdningene varmepumpe i 2004, mens i 2009 var andelen økt til om lag 18,5 prosent. Substitusjonseffekten trekker i retning av at husholdninger med varmepumpe vil bruke mer elektrisitet enn for eksempel ved og olje, siden elektrisitet isolert sett blir relativt billigere enn andre energikilder. Statistikken Husholdningenes energibruk for 2009 viser at husholdninger med varmepumpe bruker mindre ved og olje enn husholdninger uten varmepumpe. Mindre substitusjon til andre energikilder i husholdninger med varmepumpe kan ha bidratt til en lavere priselastisitet i absolutt verdi i den siste delen av dataperioden.

Tabell 4.2 inneholder også en hypotesetest for koeffisienten til graddager. Denne koeffisienten hadde et lavere punkttestimat i siste halvdel av dataperioden enn i den første. Det taler for at forbruket øker mindre ved kaldere vær i siste del av perioden enn i den første delen av perioden. Endringen er imidlertid ikke signifikant. Først på et signifikansnivå på 29 prosent kan nullhypotesen om lik koeffisient forkastes.

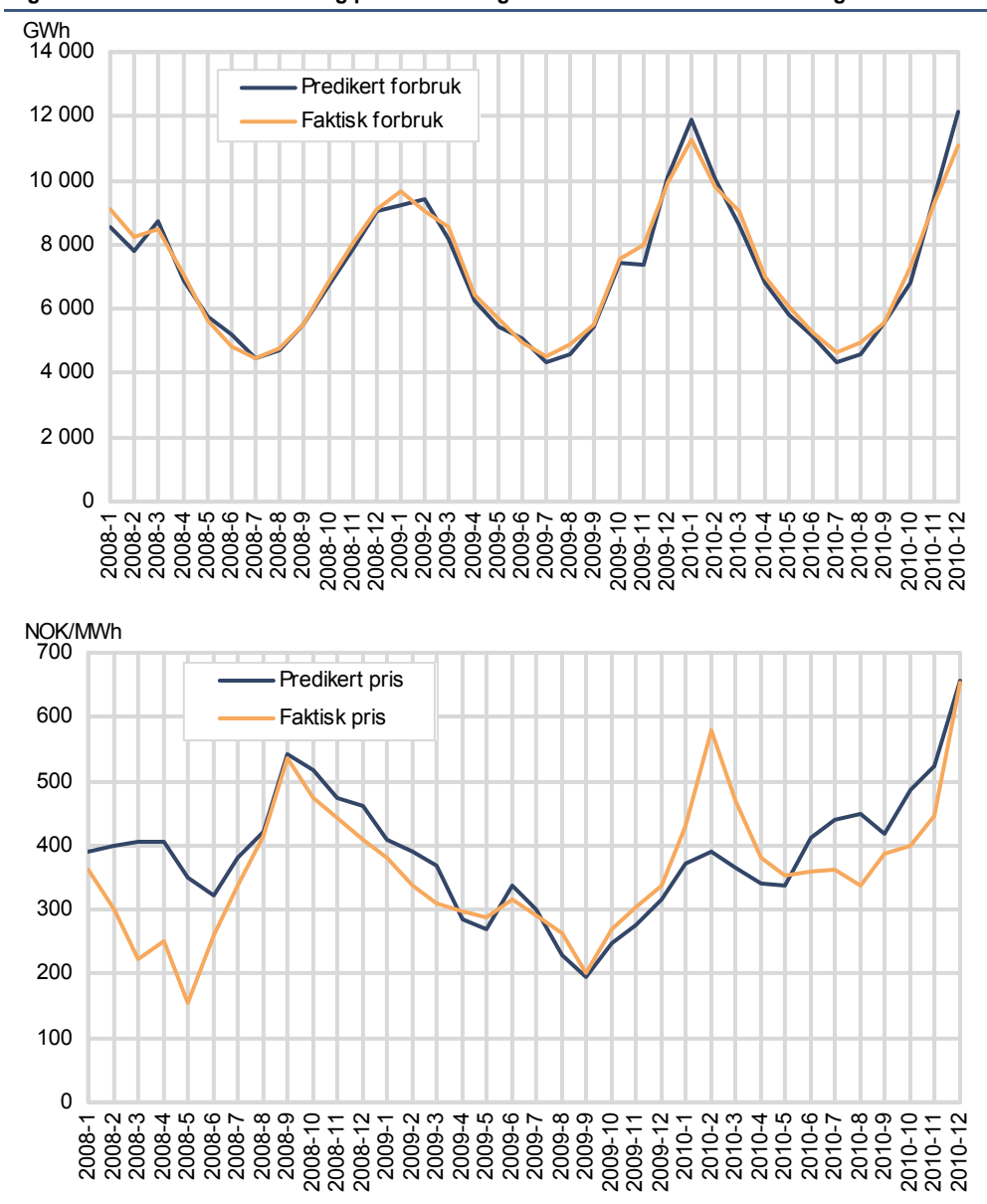
4.4. Modellens evne til å predikere

For å teste hvor godt spesifisert modellen er, har vi undersøkt hvor godt modellen predikerer i de siste tre årene av dataperioden. Først har vi estimert modellen basert på observasjoner til og med 2007, for deretter å predikere utviklingen til de endogene variablene fra 2008 til 2010. Verdien på de eksogene variablene betraktes som kjent til enhver tid. Prediksjonene er dynamiske i den forstand at prediksjonene senere enn januar 2008 avhenger av modellberegnete verdier. Prediksjonsfeil for de endogene variablene i en måned får dermed betydning for predikerte verdier neste måned.

Vi ser av figur 4.3 at det predikerte forbruket følger det faktiske forbruket tett. Avvik mellom predikert og faktisk verdi ser ut til å bli justert raskt inn og modellen sporer ikke av. Dette henger sammen med den høye forklaringskraften til forbrukslikningen samt at den estimerte justeringsparameteren er nær 1 i absoluttverdi. Prisligningen har mindre forklaringskraft. Sjokk i pris blir dessuten korrigert vesentlig langsommere inn mot langsiktig likevekt, da absoluttverdien til justeringsparameteren bare er 0,2. Vi ser likevel av figur 3 at med unntak av våren 2008 og vinteren 2010 følger de predikerte verdiene de faktiske prisene godt.

Det er en styrke at modellen treffer så godt basert på data som ikke har vært med i estimeringen, og det indikerer at modellen er velspesifisert.

Figur 4.3. Predikert forbruk og pris sammenlignet med faktiske verdier. GWh og NOK/MWh



5. Konklusjon

Priser er informasjonsbærere og høye priser skal stimulere produsenter til å produsere mer kraft og forbrukere til å redusere strømforbruket. På denne måten får man klarering mellom produksjon og forbruk. Vi finner i vårt arbeid at elektrisitetsforbruket i alminnelig forsyning reduseres med 0,05 prosent når spotprisen for Norge som helhet øker med 1 prosent fra måned t-1 til t og deretter blir liggende på det nye, høyere nivået. Selv om prisfølsomheten isolert sett er liten, er det likevel svært viktig for markedsklareringen at det er en prisfleksibilitet i forbruket i alminnelig forsyning. I perioder med stram tilbudsside og kaldt vær vil elektrisitetsprisene stige mye. For eksempel har den vektete spotprisen for landet som helhet økt med mer enn 40 prosent sammenlignet med foregående måned 11 ganger i vårt datamateriale. Hvis spotprisen øker med 40 prosent og øvrige forklaringsvariabler ligger fast, vil forbruket i alminnelig forsyning i følge vår modell reduseres med 2 prosent.

Vi finner støtte for at forbrukerne innenfor alminnelig forsyning tilpasser seg prisendringer raskt. 80 prosent av forbrukernes respons skjer i samme måned som prisendringen. Etter to måneder er det bare marginale endringer.

Hyppigere bytte av strømleverandører, mer innslag av elspotkontrakter og gjennomføring av elektrisitetsøkonomiserende tiltak indikerer at strømkundene har blitt mer bevisste på hva de betaler for strømmen utover perioden. Vi finner imidlertid støtte i data for at forbruksresponsen på prisendringer på månedsbasis har blitt mindre i løpet av perioden. En forklaring kan være at elkjølforkbruket utgjør en mindre andel av det totale forbruket i alminnelig forsyning i de siste årene i dataperioden enn i første delen av perioden. En annen grunn kan være at andelen husholdninger med kombinasjonen elektrisk ovn og vedovn eller peis har gått ned i siste del av analyseperioden.

Referanser

Bye, T. og P.V. Hansen (2008): How do Spot Prices Affect Aggregate Electricity Demand? *Discussion Papers* 527, Statistisk sentralbyrå.

Bårdsen, G. (1989): Estimation of Long Run Coefficients in Error Correction Models, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 51(3), 345-350.

Ericson, T., B. Halvorsen og P.V. Hansen, 2008. Hvordan påvirkes strømprisene i alminnelig forsyning av endret spotpris? *Rapporter 2008/54*. Statistisk sentralbyrå.

Harris, R. og R. Sollis (2003). *Applied Time Series Modelling and Forecasting*. Chichester: Durham University.

Holstad, M. (2011): Tilgang og anvendelse av elektrisitet i perioden 1993-2009, *Rapporter 2/2011*, Statistisk sentralbyrå.

Johnsen, T.A. og C. Lindh (2001): Økende knapphet i kraftmarkedet: Vil prisopp- gang påvirke forbruket? *Økonomiske analyser* 6/2001, Statistisk sentralbyrå.

Vedlegg A: Resultater fra Dickey Fuller tester

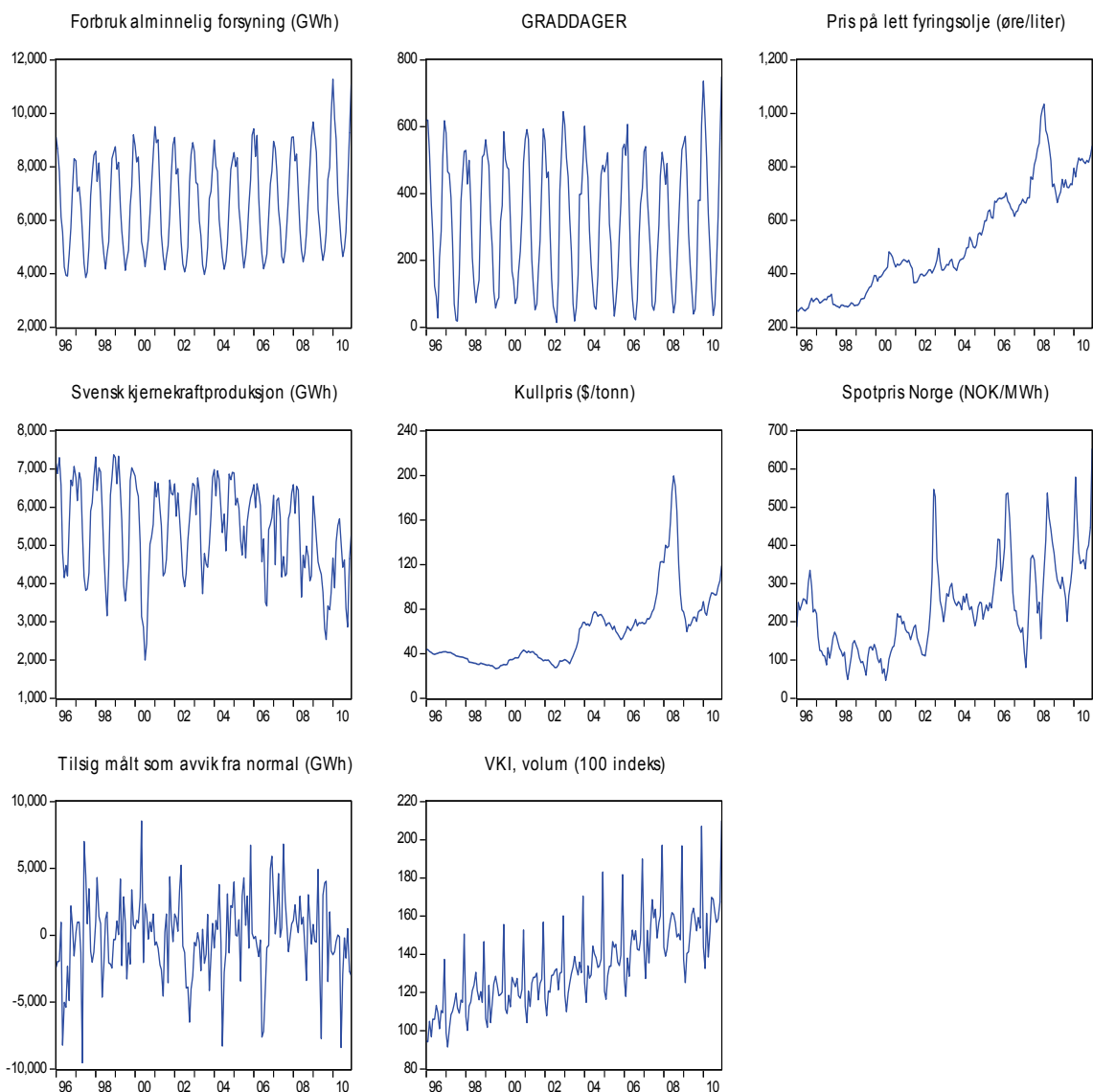
	Antall lag	Konstant	Trend	Testobservator
Variabelnavn				
forbruk i alminnelig forsyning	11	ja	nei	0,20
spotpris for Norge som helhet	0	ja	nei	-2,24
vki	11	ja	ja	-1,44
pris på lett fyringsolje	0	ja	ja	-2,51
Graddager	0	ja	nei	-3,93(***)
kullpris	1	ja	nei	-1,01
svensk kjernekraftproduksjon	11	ja	nei	-1,59
Tilslig målt som avvik fra normal	4	nei	nei	-5,22(***)
Variabelnavn				
Δ forbruk i alminnelig forsyning	1	nei	nei	-5,55(***)
Δ spotpris for Norge som helhet	0	nei	nei	-11,18(***)
Δ vki	0	nei	nei	-19,26(***)
Δ pris på lett fyringsolje	11	nei	nei	-3,18(***)
Δ kullpris	2	nei	nei	-5,41(***)
Δ svensk kjernekraftproduksjon	0	nei	nei	-11,60(***)
(***), (**) og (*) viser forkastelse av H_0 -hypotesen om enhetsrot på hhv. 1, 5 og 10 % nivå.				
Variabelnavn				
forbruk i alminnelig forsyning	Integrasjonsorden			
spotpris for Norge som helhet	I(1)			
vki	I(1)			
pris på lett fyringsolje	I(1)			
Graddager	I(0)			
kullpris	I(1)			
svensk kjernekraftproduksjon	I(1)			
Tilslig målt som avvik fra normal	I(0)			

Små bokstaver i variabelnavn indikerer logtransformerte variabler, mens Δ angir at variablene er målt på endringsform.

Vi har benyttet en modifisert versjon av Schwarz informasjonskriterium for å bestemme antall lag i estimeringene.

Vi har benyttet MacKinnon (1996) ensidige p-verdier.

Vedlegg B: Tidsserieplott av alle variabler



Vedlegg C: Presentasjon av data

Forbruk i alminnelig forsyning (GWh): Forbruket i alminnelig forsyning omfatter både prioritert og uprioritert forbruk og er hentet fra den månedlige elektrisitetsstatistikken til SSB.

Spotpris for Norge som helhet (NOK/MWh): Månedsspotprisnoteringer fra kraftbørsen Nord Pool.

Pris på lett fyringsolje (Øre/liter): Fra Norsk Petroleumsinstitutt har vi daglige noteringer for pris på lett fyringsolje. Vi utleder månedspriser ved å beregne et gjennomsnitt for dagene i den aktuelle måneden. For de siste månedene i perioden er pris på lett fyringsolje hentet fra statistikken salg av petroleumsprodukter i SSB.

Graddager: Daglige gjennomsnittstemperaturer fra Oslo, Bergen, Trondheim og Tromsø vektet med byenes folketall per 2008. Den målte temperaturen for et døgn trekkes fra en basistemperatur på 17 grader. Dette gir antall graddager denne dagen. Alle temperaturer over 17 grader gir null graddager. Temperaturdata er hentet fra klimadatabasen til Metereologisk institutt, mens tall for byenes befolkning er hentet fra befolkningsstatistikk i Statistisk sentralbyrå.

Ujustert volumindeks for varekonsum: Måneddataene har blitt renset for elforbruk og er utledet fra den ujusterte volumindeksen for varekonsum. Kilde: Statistisk sentralbyrå.

Virkedagsdummy: Vi lager en virkedagsdummy ved å telle opp antall virkedager i hver måned og benytter deretter følgende formel:

$$D_i = \text{AntallVirkedager}_i - (5/2) * \{ \text{Antalldager}_i - \text{AntallVirkedager}_i \}$$

Å multiplisere med 5/2 innebærer at i en måned med 4 uker og 8 fridager blir dummyen lik null. Positiv dummy indikerer mange virkedager i forhold til normalt, mens negativ dummy indikerer mange fridager. I vår opptelling har vi definert 1. januar, skjærtorsdag - 2. påskedag, 1. mai, 17. mai, Kristi Himmelfartsdag, 2. pinse- dag, 24. desember - 26. desember og 31. desember som fridager.

Fellesferiedummy: I tillegg til en virkedagsdummy ønsker vi å ha en egen dummy for fellesferien i juli og august. I stedet for å la juli og august være dummyer, ønsker vi å få fram at andelen feriedager som faller i henholdsvis juli og august varierer fra år til år. Dette gjøres ved at vi definerer fellesferien i uke 28-32 og gir datoer innenfor disse ukene verdi 1. Deretter benytter vi følgende formel til å lage feriedummy for juli og august:

$$D_{\text{August}} = \frac{\text{Antalldager i uke 28 - 32 som faller i juli}}{31} \quad \text{og}$$

$$D_{\text{August}} = \frac{\text{Antalldager i uke 28 - 32 som faller i august}}{31}$$

Tilslig målt som avvik fra normalen (GWh): Definert som avviket mellom faktisk og normalt tilslig til norske vannmagasiner. Vi tar høyde for at flere uker deler seg mellom måneder i perioden 1996-2010. For eksempel multipliseres tilsliget i uke 13 i 2010 med vekten 3/7 i utledningen av tilsliget for mars måned. Kilde: NVE.

Kjernekraft (GWh): Månedstall for netto kjernekraftproduksjon i Sverige. Kilde: Statistiska Centralbyråen i Sverige.

Kullpris (Dollar/tonn): Spotpriser for API2 front. Kilde: SysPower.

Vedlegg D: Prosentvis fordeling av kontraktstyper for alminnelig forsyning

	4. kvartal 1998	4. kvartal 2010	Endring i prosentpoeng
Husholdninger			
1-års fastpriskontrakter	6,5	2,9	-3,6
Andre fastpriskontrakter	4,2	1,8	-2,4
Kontrakter tilknyttet elspotprisen	1,5	57,5	56
Variabel pris (ikke tilknyttet elspot)	87,8	37,7	-50,1
Tjenesteytende næringer			
Nye fastpriskontrakter	26,6	1,2	-25,4
Eldre fastpriskontrakter	40,7	4,3	-36,4
Kontrakter tilknyttet elspotprisen	13,9	64,3	50,4
Variabel pris (ikke tilknyttet elspot)	18,8	30,2	11,4
Industri, unntatt kraftintensiv industri			
Nye fastpriskontrakter	30,4	1,2	-29,2
Eldre fastpriskontrakter	42,3	42,1	-0,2
Kontrakter tilknyttet elspotprisen	18,4	43,9	25,5
Variabel pris (ikke tilknyttet elspot)	8,8	12,8	4

Kilde: Kvartalsvise priser på elektrisk kraft, Statistisk sentralbyrå

Vedlegg E: Korrelogram

Autokorrelasjonsfunksjon (AC) og partiell korrelasjonsfunksjon (PAC) av opp til og med orden 36. Det er angitt 95 prosent konfidensintervall i grafen. Q-stat med tilhørende p-verdi ("prob") refererer til Ljung-Box Q-observatoren som gjelder nullhypotesen om ingen autokorrelasjon opp til orden k.

Date: 03/18/11 Time: 08:25
 Sample: 1997M03 2010M12
 Included observations: 166
 Q-statistic probabilities adjusted for 2 ARMA term(s)

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1 -0.025	-0.025	0.1022	
		2 0.088	0.087	1.4094	
		3 0.103	0.108	3.2390	0.072
		4 -0.121	-0.126	5.7738	0.056
		5 -0.084	-0.113	7.0018	0.072
		6 -0.039	-0.033	7.2635	0.123
		7 -0.034	0.011	7.4623	0.188
		8 0.012	0.026	7.4868	0.278
		9 -0.052	-0.068	7.9663	0.336
		10 0.047	0.025	8.3680	0.398
		11 0.118	0.126	10.868	0.285
		12 -0.070	-0.060	11.753	0.302
		13 0.135	0.090	15.081	0.179
		14 -0.056	-0.069	15.657	0.207
		15 -0.031	-0.010	15.833	0.258
		16 0.101	0.107	17.741	0.219
		17 -0.007	0.039	17.750	0.276
		18 -0.043	-0.064	18.106	0.318
		19 0.090	0.058	19.651	0.292
		20 -0.198	-0.175	27.109	0.077
		21 -0.065	-0.077	27.922	0.085
		22 0.055	0.091	28.504	0.098
		23 -0.050	0.012	28.989	0.114
		24 0.210	0.180	37.669	0.020
		25 -0.083	-0.114	39.032	0.020
		26 0.063	-0.016	39.829	0.022
		27 -0.067	-0.112	40.726	0.025
		28 -0.073	-0.004	41.791	0.026
		29 0.031	0.039	41.992	0.033
		30 -0.073	-0.057	43.086	0.034
		31 -0.009	0.064	43.103	0.045
		32 0.045	-0.015	43.527	0.053
		33 -0.052	-0.016	44.093	0.060
		34 -0.081	-0.143	45.467	0.058
		35 0.033	-0.059	45.694	0.070
		36 0.068	0.209	46.695	0.072

Figurregister

- 4.1. Virkning på strømforbruket av at spotprisen øker med 1 prosent fra måned t-1 til t. Prosent 15
- 4.2. Priselastisitet estimert på rullerende delperioder. Koeffisientens estimerte usikkerhet er angitt ved 95 prosent konfidensintervall 17
- 4.3. Predikert forbruk og pris sammenlignet med faktiske verdier. GWh og NOK/MWh 19

Tabellregister

- 4.1. Resultater ved bruk av 2SLS på data fra 1996-M1 til 2010- M12 13
- 4.2. Hypotesetest om forskjellig koeffisient i to uavhengige underutvalg 18