

FAKTORER SOM PÅVIRKER TØMMERTILBUDET PÅ KOMMUNENIVÅ

– En økonometrisk analyse av paneldata

DETERMINANTS OF NORWEGIAN TIMBER SUPPLY BASED ON MUNICIPAL
LEVEL DATA

- An econometric analysis of panel data

Hovedfagsoppgave i ressursøkonomi- og planlegging,

Institutt for Naturforvaltning,

Norges landbrukshøgskole

2004

Av

Thea Merete Kulblik

FORORD

Denne hovedoppgaven ved Norges landbrukshøgskole, institutt for naturforvaltning, har grobunn i en idé formet av professor Birger Solberg. Han har vært min hovedveileder under arbeidet med oppgaven, og hjalp meg i gang.

En stor takk må rettes til min tilleggsveileder forsker Torjus Bolkesjø for sin tålmodighet og ikke minst gode støtte og tilbakemeldinger gjennom tidvis tunge stunder. Oppgaven hadde ikke kommet i mål uten hans blide og positive personlighet.

Statistisk Sentralbyrå har vært behjelpelig med å skaffe til veie datamateriale, en stor takk til dere!

I tillegg vil jeg rette en takk til mine nærmeste, og ikke minst min samboer Sverre, for forståelse og støtte gjennom hele denne perioden. Det har vært veldig viktig for meg!

Til slutt vil jeg takke instituttet for all hjelp og service de har vist.

Ås, mai 2004

Thea Merete Kulblik

INNHOLDSFORTEGNELSE	<u>4</u>
<u>1 INNLEDNING</u>	<u>6</u>
<u>2 TIDLIGERE ARBEIDER</u>	<u>8</u>
<u>3 TEORI</u>	<u>12</u>
3.1 EN DYNAMISK MODELL FOR TØMMERTILBUDET UNDER KREDITTRASJONERING	12
3.2 HYPOTESER	16
<u>4 METODE</u>	<u>17</u>
4.1 PANELDATA	17
4.2 MINSTE KVADRATERS METODE	19
<u>5 DATAMATERIALE</u>	<u>22</u>
5.1 SKOGAVVIRKNING FOR SALG	22
5.2 TØMMERPRISER	23
5.3 DRIFTSUTGIFTER.	24
5.4 STÅENDE VOLUM	24
5.5 REALRENTE	25
5.6 PRODUKTIVT SKOGAREAL	25
5.7 STORMSKADER – STORM 83-96 (DUMMYVARIABEL)	26
5.8 BESKRIVENDE STATISTIKK	26
<u>6 RESULTATER</u>	<u>27</u>
6.1 VARIABELFORKLARING	27
6.2 RESULTATER FOR SAGTØMMERMODELLENE.	28
6.2 RESULTATER FOR MASSEVIRKEMODELLENE.	36
<u>7 DISKUSJON</u>	<u>45</u>
7.1 DATAMATERIALET	45
7.2 METODER	46
7.3 RESULTATER	47
7.4 MODELL	52
<u>8 KONKLUSJON</u>	<u>53</u>
<u>9 LITTERATURLISTE</u>	<u>54</u>

SAMMENDRAG

Skogbruk og skogindustri i Norge er viktig for økonomi og sysselsetting, ikke minst ute i distriktene.

Med utgangspunkt i økonomisk teori og statistisk metode kan man forstå hvordan tømmermarkedet fungerer. Tre hovedfaktorer bestemmer generelt resultatet av en økonometrisk analyse; økonomisk teori, kvaliteten til de empiriske data og statistisk metode.

Datamaterialet skiller denne oppgaven fra tidligere undersøkelser. Målsetningen for denne oppgaven er å analysere en økonometrisk modell for det norske sagtømmer- og massevirkemarkedet basert på kommunedata. Disse dataene er ikke benyttet i denne sammenheng i Norge tidligere. Hensikten er å beskrive hvilke faktorer som påvirker tømmertilbudet og estimere elastisiteter på kommunenivå. Jeg vil også se om det kan påvises noen kryssprisseffekt mellom sagtømmer- og massevirkemarkedet.

Med utgangspunkt i Toppinen og Kuuluvainens modell for sagtømmer- og massevirkemarkedet i Finland benyttes en tømmertilbudsfunksjon utledet fra en toperiode spare-konsum modell til en nyttemaksimerende skogeier med effektiv kredittrasjonering i kapitalmarkedet. Kredittrasjoneringen gjør den optimale bestemmelsen av tømmertilbud og konsum av varer og tjenester simultan. Toppinen og Kuuluvainen forutsetter at tømmertilbud er en funksjon av pris og forventet pris, eksogen inntekt, rente og stående volum

$$Q_{st} = Q(C_t, C_{t+1}, M_t, M_{t+1}, R_{t+1}, V_t)$$

+/- +/- - + - +

Fortegnene under parametrene viser at priselastisiteten med hensyn til pris og forventet pris er tvetydig, realrenten er negativ og stående volum er positiv. Dette er også hypotesene i analysen. I tillegg setter jeg opp hypotesen om at økt massevirkepris virker positivt inn på tilbudet av sagtømmer.

Datasettet jeg benytter er et balansert paneldatasett. I balanserte er det nøyaktig de samme telleenheter som observeres i alle perioder dataene dekker. Jeg unngår problemet med mange 0-observasjoner og kan bruke enklere metoder ved hjelp av vanlig minste kvadraters metode. Dette er en estimator som har ønskelige egenskaper når forutsetningene er oppfylt. Tester også modeller med faste og tilfeldige effekter.

Datamaterialet er hentet og bearbeidet ut fra SSBs årlige skogstatistikk med detaljert informasjon på kommunenivå, bl.a. verdi og kvantum. I tillegg ble det samlet inn informasjon om stående volum fra en del kommuner, og hentet inn tall for noen andre variable, bl.a. driftsutgifter og realrente.

Resultatene varierer mye avhengig av om det benyttes vanlig minste kvadraters metode, modell med faste effekter eller modell med tilfeldige effekter. Generelt ligger elastisitetene høyt sammenlignet med tidligere undersøkelser ved bruk av minste kvadraters metode. Modellene med tilfeldige effekter viser seg å være best egnet til denne analysen. RE-modellene tar hensyn til forskjeller mellom kommunene som ikke er observert i datamaterialet, og GLS-estimatoren er bedre egnet for analyser med høy autokorrelasjon mellom feilleddene.

Tømmerprisene virker positivt inn på tilbud, på samme måte som stående volum. Rente- og utgiftsvariablene viser derimot en mer tvetydig fremtoning. Rentevariabelen er negativ i sagtømmermodellene og positiv i massevirkemodellene. Variabelen driftsutgifter får også positivt fortegn i enkelte modeller med faste og tilfeldige effekter. Dette er overraskende, og stemmer ikke overens med teorien.

Kryssprisindeffekten ser ut til å være positiv. Massevirkeprisen har også høyere egenverdi enn sagtømmerprisen. Samtidig er sagtømmer og massevirkeprisen høyt korrelert.

SUMMARY

Forestry and forest industries in Norway are of high economic and employment importance, not least in rural areas.

In general, the result of an econometric analysis depends on three main factors; the economic theory used, the quality of empirical data and the choice of statistical method. This paper separates itself from other studies by using new empirical data. The aim of this study was to estimate an econometric model for the Norwegian sawlog and pulpwood markets based on municipal level data. Cross-price effect between sawlog and pulpwood markets was also checked.

The behavioural timber supply function that we use has been derived from a two-period consumption-savings model of a utility maximizing representative NIPF owner with effective credit rationing in the capital market. We assumed that timber supply is a function of prices, non-forestry income, interest rate and current timber stock. The elasticities of supply with respect to present and expected prices can be either positive or negative, the interest rate has a negative income effect and timber stock has a positive effect. These hypothesis was added with this one: pulpwood-prices has a positive effect on the timber supply.

We used balanced panel data on OLS-models, FE-models and RE-models. The data is from SSBs annual forestry statistics on municipal level.

The results vary with model used. The Random Effects model seem to be the best model for this study. Obviously, there are some differences between the municipals that are not observed in the data, and the RE-model may take that into account. The GLS-estimator deals with the high autokorrelation too.

The timber prices have a positive effect, as well as the timber stock. The interest rate and the costs seem to be both positive and negative. The interest rate is negative in the sawlog models and positive in the pulpwood models. The costs are positive in some FE- and RE-models, which is to my surprise and not according to theory.

The Cross-price effect seems to be positive. The pulpwood price also have a higher absolut value than the sawlog price. But sawlog and pulpwood is also highly correlated.

1 INNLEDNING

Skogbruk og skogindustri i Norge er viktig for økonomi og sysselsetting, ikke minst ute i distriktene. Betydningen av skogbruket varierer naturligvis noe med landsdelene. Mest tømmer blir hogd i Hedmark og Oppland. I 2002 ble det i disse fylkene hogd henholdsvis 2 og 1 millioner kubikkmeter for salg. Oslo og Buskerud har vist størst økning i hogsten de siste år, mens Hordaland og Nordland har vist størst nedgang. Totalt har vi en årlig avvirkning mellom 7 og 8 millioner kubikkmeter. (SSB,2002a)

Tømmermarkedet og faktorer som påvirker dette har vært i forskernes interesse over flere tiår. Tidlige studier i USA (for eksempel Adams & Haynes 1980, Newman 1987, Murray 1995) og i Skandinavia (for eksempel Brännlund 1988, Kuuluvainen et al. 1988, Hetemäki & Kuuluvainen 1992) og spesifikt for Norge (for eks. Rørstad 1990, Rørstad & Solberg 1992, Bolkesjø 1999, Sande 2000) har etablert en basis forståelse for hvilke faktorer som påvirker pris- og kvantumsbestemmelser i tømmermarkedet. (Toppinen & Kuuluvainen 1997)

For å få en forståelse for hvordan tømmermarkedet fungerer, må man ta utgangspunkt i neoklassisk økonomisk teori og statistisk metode. Man benytter økonomisk teori for å utlede tilbuds- og etterspørselsfunksjoner, mens statistisk metode skal introdusere utledet modell og empiriske data.

Tre hovedfaktorer bestemmer generelt resultatet av en økonometrisk analyse

- Økonomisk teori, som gir variablene og deres forventede fortegn
- Kvaliteten til de empiriske data tilgjengelig for disse variablene
- Valg av statistisk metode (både i forhold til relevans og antall observasjoner)

Mye av fokuset er blitt rettet mot det første punktet som omhandler økonomisk teori.

(Bolkesjø & Solberg, 2003)

Når det gjelder datamaterialet, har tidligere studier benyttet enten aggregerte data på nasjonalt nivå eller mikrodata på skogeiernivå. Aggregerte data medfører ofte få observasjoner, noe som sjeldent er problemet med mikrodata. Med mikrodata er det derimot

ofte metodiske problemer i forhold til en del 0-observasjoner i datasettet. Dette gir mye usikkerhet, og tobit-modellen må benyttes i slike tilfeller.

Målsetningen for denne oppgaven er å analysere en økonometrisk modell for det norske sagtømmer- og massevirkemarkedet basert på kommunedata. Datamaterialet skiller denne oppgaven fra tidligere undersøkelser, da tidligere undersøkelser har hatt enten aggregerte data på lands(fylkes-)nivå eller data på skogeiernivå. Datasettet i denne oppgaven er hentet fra SSBs årlige skogstatistikk hvor det gis detaljert informasjon på kommunenivå om avvirkning av skogsvirke for salg. Jeg vil beskrive hvilke faktorer som påvirker tømmertilbudet med dette datasettet som utgangspunkt, og eventuelt estimere elastisiteter på kommunenivå.

Noen sagbruk hevder at den lave massevirkeprisen vi opplever i dag, fører til at tilbudt kvantum sagtømmer går ned. Med andre ord mener de at massevirkeprisen påvirker tømmertilbudet. En problemstilling jeg vil se på i denne analysen er om det kan påvises noen kryssprisindeffekter mellom sagtømmer og massevirkemarkedene. Dvs om massevirke (sagtømmer) prisen har noen effekt på sagtømmer (massevirke) kvantumet.

2 TIDLIGERE ARBEIDER

Jeg vil presentere noen av de undersøkelser som er gjort tidligere. Analyser av tømmertilbudet har vært i forskernes interesse i lang tid, men fokuset har stort sett vært på skogeier- eller aggregert på landsnivå. Det finnes derfor ingen direkte sammenlignbare undersøkelser, men vil fremstille noe av det som er gjort. Prioriteringen i fremstillingen er gjort etter årstall.

BAARDSSEN, S., NYRUD A.Q. & VEIDAHN, A. 1997. Analyser av de norske tømmermarkedene.

Her presenteres analyser av tømmermarkedene som har vært gjennomført ved NLH frem til 1997, samt utenlandske arbeider som har hatt direkte betydning for disse. Analysene er delt i to grupper; analyser av tømmermarkedet og analyser av enkeltskogeieres tømmertilbud. For undersøkelser gjort før 1990 henviser jeg til denne artikkelen.

KUULUVAINEN (1989) Nonindustrial private timbersupply and credit rationing.

KUULUVAINEN og SALO (1991). Timber supply and life cycle harvest of nonindustrial private forest owners: an empirical analysis of the Finnish case.

Disse to undersøkelsene går litt om hverandre. Det ble undersøkt hvilke faktorer som påvirket private, ikke-industrielle, skogeieres kortsiktige tømmertilbud og hvordan avvirkingen varierte over et livsløpsperspektiv. 370 skogeiere i Sør-Finland ble intervjuet personlig, og dataene ble komplementert med skogeiernes inntekt og formue samt tømmerpriser og rente. Det ble undersøkt både aggregert og på mikronivå. Med tobit-modellen var alle variablene, unntatt lagget tømmerpris og bonde/ikke-bondevariabelen, signifikante på 1% -nivå og mikrovariablene signifikante på 0,1%-nivå. Tilbudselastisiteten med hensyn til pris var på 2,16 for alle observasjoner, mens den ved hogst var kun 0,84. Tømmertilbudet er mer avhengig av hvor mange som hogger enn av hvor mye som hogges per hektar per skogeier.

RØRSTAD (1990). Faktorer som påvirker tømmertilbudet fra private skogeiere – en økonometrisk analyse.

Rørstad tar utgangspunkt i Kuuluvainens undersøkelse i 1989, og bygger delvis på samme økonomiske teori og økonometriske metode. Datamaterialet er hentet fra Landbrukstellingene i 1979 og Utvalgstellingene for skogbruket i årene 1980-87. Til sammen omhandler det 2400 skogeiere og 15 808 observasjoner. Det ble benyttet en modell der nåverdien av skogen ble maksimert (basert på FPO-teoremet), og to modeller der skogeierne nyttemaksimerte. Ved hjelp av Tobit-modellen fant han ut at tømmerprisen (både årets og fjorårets), forventet inntekt uttrykt ved formue, rente, driftsplan, alder og andel skog på høy bonitet virket inn på skogeiernes avvirkning. Det ble også funnet klare forskjeller mellom gruppen bønder og ikke-bønder, hvor flere av forklaringsvariablene var statistisk signifikante for bønder enn for ikke-bønder, samtidig som elastisitetene hos den sistnevnte gruppen var høyere. Forskjeller distriktene imellom ble også funnet.

HETEMÄKI & KUULUVAINEN (1992). Incorporating data and theory in roundwood supply and demand estimation.

Denne artikkelen undersøker det aggregerte massevirkemarkedet i Finland ved bruk av modeller med simultane ligninger. Tømmertilbud fra private skogeiere er estimert sammen med en etterspørselsfunksjon med tre input-variable.

Resultatet indikerer at det kortsiktige tilbudet reagerer positivt på en økning i netto tømmerpris, mens den langsiktige elastisiteten er negativ og med lav verdi. Kapital er komplementær, mens arbeidskraft er et substitutt for tømmer.

TOPPINEN & KUULUVAINEN (1997). Structural changes in sawlog and pulpwood markets in Finland.

Denne artikkelen presenterer en kortsiktig økonometrisk modell for sagtømmer- og massevirkemarkeder i Finland. Spesifikt blir effekten av endringer i markedet på muligheten til kortsiktig estimering av modeller undersøkt. Massevirkeprisen var direkte proporsjonal med sagtømmerprisen i perioden, slik at kryssprisseffekten var ikke statistisk signifikant. Resultatene indikerer at prissensitiviteten på tømmertilbud i Finland øker gjennom 1980-tallet og tidlig 90-tallet. Nasjonale prisavtaler har økt tilbud og etterspørsel av massevirke, men hadde ingen effekt på verken tilbud eller etterspørsel av sagtømmer.

BOLKESJØ (1999). Evaluering av skattereformen av 1992 – effekten på tømmertilbudet fra norske skogeiere.

Det undersøkes i denne oppgaven om skattereformen, med bl.a. reduserte skattesatser på inntekt, har økt avvirkningen fra kombinerte jord- og skogbrukere. I tillegg analyseres andre faktorer som påvirker avvirkningen fra den samme gruppen. Datamaterialet er hentet fra NILFs driftsgranskninger, bestående av data fra 200 skogeiere i perioden 1976-97. Den økonomiske teorien som benyttes er utviklet av Ovaskainen i 1989, og er en nyttemaksimerende toperiodisk modell der nytte oppnås ved konsum og fra verdiene det innebærer for en skogeier å ha gammel skog. Tobit-modellen brukes for å estimere tilbudsfunksjonene. Resultatene stemmer bra overens med teorien. Det har skjedd et positivt skift i tømmertilbudet etter reformen i 1992. Høy tømmerpris, høyt stående volum, og høyt rentenivå øker tømmertilbudet. Høy skatt, høye driftskostnader, høy forventet tømmerpris og høy alder reduserer avvirkningen. Eksogene inntekter betyr lite for tømmertilbudet fra dette utvalget.

PETERSEN (1999). Kombinerte jord- og skogeiendommer – faktorer som virker inn på aktivitetsnivået i skogen.

I denne oppgaven ble det undersøkt hva som virker inn på avvirkning og investeringer i skogkultur på skogeiendommer som drives i tilknytning til jordbruk. Datamaterialet er fra NILFs driftsgranskninger, og tre statistiske metoder er brukt: vanlig minste kvadraters metode, tobit-metoden og paneldataanalyse.

Resultatene viser at tømmerpris i liten grad påvirker avvirkning, men øker investeringer i skogkultur. Inntekt per time for lønnsarbeid utenom bruket og inntekt per time i annen næringsvirksomhet virker positivt på investeringene i skogkultur. Eldre avvirker og investerer mindre enn yngre. Driftsformen i jordbruket har betydning for avvirkningen. Det er regionale forskjeller både for avvirkning og investeringer i skogkultur.

SANDE (2000). Faktorer som virker inn på tilbud av tømmer fra norske skogeiendommer – en økonometrisk analyse av paneldata.

Denne oppgaven analyserer tømmertilbudet fra norske skogeiendommer. Datamaterialet er hentet fra Utvalgstelling for landbruket og Landbrukstelling i 1989, et paneldatasett med nesten 16000 skogeiere fra 1989 til 1997. Den økonomiske teorien er basert på Kuuluvainens toperiodemodell og Tahvonens rotasjonsmodell. Benytter dummyvariable for hvert fylke, hvorpå den kortsiktige tømmerpriselastisiteten blir mindre. Resultater og teori er stort sett konsistente.

BOLKESJØ & BAARDSEN (2001). Roundwood supply in Norway: micro-level analysis of self-employed forest owners.

Denne artikkelen omhandler en kortsiktig tømmertilbudsanalyse av selvstendige norske skogeiere, og baserer på en toperiode nyttemaksimerende spare-konsum modell.

Tilbudsfunksjonen ble estimert ved tobit-modellen på et ubalansert paneldatasett bestående av 160 skogeiere fra 1976-97, totalt 3413 observasjoner.

Tømmerpris i år og stående volum per hektar virker positivt inn på tømmertilbudet, mens driftskostnader, eierens alder, skatt og forvantet tømmerpris virker negativt inn. Pris- og kostnadselastisiteter var relativt følsomme på den pris eieren står overfor i perioder hvor han ikke hogger.

3 TEORI

Analysene må baseres på en økonometrisk teori. Teorien på dette feltet som jeg skal undersøke, føles noe uryddig. Det finnes forskjellige måter å tilnærme seg problemstillingen på, men vinklingen for denne oppgaven blir å ta utgangspunkt i Toppinen og Kuuluvainen(1997), og deres modell for sagtømmer og massevirke markeder i Finland.

3.1 En dynamisk modell for tømmertilbudet under kredittrasjonering

Den tømmertilbudsfunksjonen som benyttes er utledet fra en toperiode spare-konsum modell til en nyttemaksimerende skogeier med effektiv kredittrasjonering i kapitalmarkedet.

Forutsetningene for et perfekt kredittmarked er at prisen (renta) bestemmes i likevektspunktet mellom tilbud og etterspørsel, det er ingen etableringshindringer, alle aktører er så små at den enkeltes beslutninger ikke virker inn på resten av markedet og det er tilgang på fullstendig informasjon om markedet. (Rørstad,1990)

Et imperfekt kapitalmarked oppstår av to hovedgrunner. Det ene kan være kort- og langsiktig ubalanse forårsaket av rentereguleringer (Skandinavia), og det andre er imperfekt informasjon i markedet. (Kuuluvainen & Salo, 1991)

I toperiode spare-konsummodellen antas preferansene å være separable over tid og strengt konvekse. Modellen forutsetter et imperfekt kapitalmarked i form av kredittrestriksjoner, dvs at skogeierne har begrensede muligheter til å ta opp lån – en øvre lånegrense. Innskudds- og lånerenten antas å være lik. Skogeieren maksimerer nytte over to perioder, nåtid (periode 1) og framtid (periode 2).

Nyttefunksjonen for hele planleggingsperioden er:

$$U = u(c_1) + u(c_2)(1+\delta)^{-1} \quad (3.1)$$

Og problemet løses ved å maksimere U med følgende skranker:

$$\begin{aligned} q_2 &= F(h_1, v_0) \\ c_1 &= m_1 + p_1 q_1 - a \\ c_2 &= a(1+r) + m_2 + p_2 q_2 \\ q_1, q_2, c_1, c_2 &\geq 0 \\ a &\geq -B \end{aligned} \tag{3.2}$$

c_1 og c_2 er konsum av varer og tjenester i henholdsvis periode 1 og 2, m er skogeierens eksogene inntekt og $p_1 q_1$ og $p_2 q_2$ er inntekt fra tømmer salg. Avvirkningspotensialet i de to periodene avhenger av stående volum i skogen ved starten av første periode, v_0 . Renten som skogeieren står overfor er r , nettoformuen ved slutten av periode 1 er a , og låneskranken har betegnelsen B . I tillegg inneholder modellen en subjektiv tidspreferanserate, δ .

Maksimeringsproblemet kan omformes ved å substituere for c_1 og c_2 i ligning

$$\text{Max } U = u(m_1 + p_1 q_1 + B) + u(m_2 + p_2 F(q_1, v_0) - (1+r)B)(1+\delta)^{-1} \tag{3.3}$$

Derivasjon av dett uttrykket gir første ordens betingelse for optimal avvirkning

$$- F(q_1, v_1) p_2 / p_1 = u'(c_1)(1+\delta)^{-1} / u'(c_2) \tag{3.4}$$

Partiell derivasjon av (3.4) med hensyn på de forskjellige variablene gir den endelige tilbudsfunksjonen, med forventede fortegn under hver variabel.

$$Q_1 = Q_1(p_1, p_2, m_1, m_2, r, B, \delta, v_0) \tag{3.5}$$

? ? - + - - + +

Dersom kredittrasjoneringsen ikke er bindende, vil tømmer tilbudsfunksjonen bli:

$$Q_1 = Q_1(p_1, p_2, r, v_0) \tag{3.6}$$

+ - + +

Her ser vi at hogstbeslutningen ikke avhenger av preferanser, og at tømmertilbudet minker med økende pris i neste periode og øker i forhold til de andre variablene. (Rørstad og Solberg, 1994)

I Toppinen og Kuuluvainen benyttes en modell som er utledet fra denne toperiode spare-konsum modellen, for å kunne forklare sagtømmer- og massevirkemarkedet i Finland. Når man tar utgangspunkt i et imperfekt kapitalmarked (Kuuluvainen, 1990), eller usikkerhet (Koskela, 1989), må optimalt tømmertilbud og konsum bestemmes simultant. Variable som angår optimale konsumbestemmelser, angår også optimale hogstbeslutninger. (Hetemäki og Kuuluvainen, 1992)

Kredittrasjoneringen gjør altså den optimale bestemmelsen av tømmertilbud og konsum av varer og tjenester simultan. Av den grunn avhenger ikke tømmertilbudet bare av dagens og forventet (andre periode) tømmerpris (pris levert vei), forventet rente og stående volum, men også av dagens og forventet eksogen inntekt for skogeieren.

Toppinen og Kuuluvainen forutsetter derfor at tømmertilbudet er en funksjon av priser, eksogen inntekt, rente og stående volum

$$Q_{st} = Q(C_t, C_{t+1}, M_t, M_{t+1}, R_{t+1}, V_t) \quad (3.7)$$

+/- +/- - + - +

hvor Q er avvirket kvantum, c er tømmerpris levert vei, m er eksogen inntekt, r er markedets realrente og v er stående volum ved begynnelsen av hver observasjonsperiode (år). I den empiriske analysen går de ut ifra to separate delmarkeder, et for sagtømmer og et for massevirke, og benytter samme modell for å estimere tilbudsfunksjonene separat. Fortegnene under parametrene i modellen indikerer den komparative statiske effekten. Disse viser at priselastisiteten med hensyn til pris og forventet pris vil være enten positiv eller negativ. Under effektiv kredittrasjonering, har realrenten kun en negativ effekt på inntekten. Den positive substitusjonseffekten i et perfekt kapitalmarked er fraværende. Stående volum vil ha en positiv effekt.

Nåværende periode (periode 1 i toperiode modellen) i ligning (1) er markert med t , og $t+1$ viser til verdiene i andre periode i modellen. Verdiene i den andre perioden, som vites med

sikkerhet i den teoretiske modellen, må erstattes med forventede verdier i den empiriske tilnærmingen.

I følge toperiode modellen vil eierkarakteristiske faktorer som alder, kredittgrense og lignende være med på å påvirke tilbudsfunksjonen, men disse var ikke mulig å måle med aggregerte data på nasjonalt nivå. I mitt tilfelle, hvor jeg har data på kommunenivå, vil det også være vanskelig å måle ekstern inntekt. Disse variablene blir derfor utelatt fra tilbudsfunksjonen. Disse variablene forventes derimot å opptre tilfeldig i datasettet, slik at deres effekt vil bli fanget opp av feilleddet.

Toppinnen og Kuuluvainen opererer med aggregerte data på nasjonalt nivå for å se hvilke faktorer som påvirker sagtømmer- og massevirkemarkedet i Finland. I slike tilfeller hvor man har et imperfekt kapitalmarked, må, som tidligere nevnt, tilbud og konsum bestemmes simultant. Forandringer i tilbudet nasjonalt vil også kunne påvirke pris. I mitt tilfelle, hvor jeg har data på kommunenivå, forutsetter jeg at endringer i tilbudet i den enkelte kommune ikke har så stor effekt at det vil kunne påvirke prisen. Jeg ser derfor bort i fra etterspørselsfunksjonen i min oppgave.

3.2 Hypoteser

Med utgangspunkt i den økonomiske teorien som er presentert, kan vi sette opp følgende hypoteser:

1. Tømmerpris i år påvirker tømmertilbudet. Teorien sier at fortegnet til koeffisienten er tvetydig, dvs at den første deriverte av h_1 m.h.p. variabelen kan anta både positive og negative verdier.
2. Tømmerpris neste år påvirker tømmertilbudet. I teorien er fortegnet til denne koeffisienten også tvetydig.
3. Eksogen inntekt i år (inntekt fra andre kilder enn skog) har en negativ virkning på tømmertilbudet
4. Eksogen inntekt neste år virker positivt inn på tømmertilbudet
5. Stående volum har en positiv innvirkning på tømmertilbudet
6. Økt rentenivå virker negativt inn på tømmertilbudet
7. Driftsutgifter virker negativt inn på tømmertilbudet

I tillegg vil jeg sette opp følgende hypotese:

8. Økt massevirkepris virker positivt inn på tilbudet av sagtømmer

Det er ikke mulig med mitt datasett å teste alle hypotesene. For hypotese 3. og 4. er det vanskelig å kvantifisere variablene på kommunenivå. Disse hypotesene blir derfor ikke testet.

4 METODE

4.1 Paneldata

Paneldata, eller kombinerte tidsserie-tverrsnittsdata, brukes i økonometri og statistikk som en fellesbetegnelse på datasett som inneholder gjentatte observasjoner av de enkelte telleenheter. Vi kan si at observasjonsmaterialet samtidig dekker tidsdimensjonen og romdimensjonen.

Det finnes flere typer av paneldata, hvor den viktigste er de balanserte paneldata. I balanserte paneldata er det nøyaktig de samme telleenheter som observeres i alle perioder dataene dekker. Det er ingen frafall av telleenheter, og det kommer heller ingen nye telleenheter til i løpet av observasjonsperioden.

Bruker vi i som indeks for observasjonsenhet og t som indeks for tidsperiode og datasettet dekker N observasjonsenheter og T tidsperioder, kan omfanget av et balansert paneldatasett symboliseres ved (Biørn 2000)

$$i = 1, \dots, N; \quad t = 1, \dots, T \quad (4.1)$$

Den andre hovedtype av paneldata er de ubalanserte paneldata. I slike paneldatasett er det ikke de samme individer eller telleenheter som observeres i hver periode. I denne oppgaven benytter jeg et balansert paneldatasett.

Det er mange fordeler man kan oppnå ved å benytte paneldata i en økonometrisk undersøkelse sammen lignet med å disponere enten rene tidsseriedata eller rene tverrsnittsdata.

- 1) Rene tidsseriedata inneholder ingen informasjon om individuelle forskjeller
- 2) Rene tverrsnittsdata inneholder ingen informasjon om periodespesifikke forskjeller.

Paneldata har ikke – eller har i meget mindre grad – disse begrensningene.

Noen eksempler:

Vi betrakter en økonometrisk relasjon hvor vi ønsker å forklare en variabel y ved hjelp av tre variable, x , z og q . Vi forutsetter at y og x er todimensjonale, mens z er individspesifikk og q periodespesifikk. Relasjonen er

$$y_{it} = k + x_{it}\beta + z_i\alpha + q_t\gamma + u_{it} , \quad (4.2)$$

hvor k er et konstantledd, u_{it} er et restledd og β , α og γ er koeffisienter. Vi antar at x_{it} , z_i , q_t , β , α og γ er skalarer. Denne relasjonen forutsettes å beskrive sammenhengen mellom (y , x , z , q , u) uansett hvilke verdier i og t løper over. Har vi balanserte paneldata som dekker N individer i T perioder, gjelder spesielt

$$y_{it} = k + x_{it}\beta + z_i\alpha + q_t\gamma + u_{it} , \quad \begin{array}{l} i = 1, \dots, N, \\ t = 1, \dots, T. \end{array} \quad (4.3)$$

Vi er først og fremst interessert i å estimere β uten skjevheter, men vi kan ofte også ønske å tallfeste α og γ . I alle tilfelle inkluderer vi z_i og q_t i relasjonen, og regner med at også de har innvirkning på y . Hvis restleddet u_{it} har forventning null [betinget med hensyn på de tre høyresidevariablene i (4.3)], er homoskedastisk og ikke er autokorrelert, kan vi ut fra de NT sammenhørende observasjoner av $(y_{it}, x_{it}, z_i, q_t)$ estimere $(k, \beta, \alpha, \gamma)$ ved vanlig minste kvadraters metode.

Paneldata åpner muligheten for å kontrollere for individspesifikk og /eller tidsspesifikk heterogenitet. Av (4.3) følger, ved å ta differansen mellom ligningene for individ i i periode t og i periode s , at

$$y_{it} - y_{is} = (x_{it} - x_{is})\beta + (q_t - q_s)\gamma + (u_{it} - u_{is}) , \quad \begin{array}{l} i = 1, \dots, N, \\ t, s = 1, \dots, T, s \neq t \end{array} \quad (4.4)$$

Ved denne differensieringen forsvinner den individspesifikke variabelen z_i . Vi får følgende ”kontrollert for” virkningen på y av z og ”slipper løs” bare variasjonen i x og q . Å kunne gjøre dette vil ha stor betydning hvis z_i er uobserverbar, men likevel antas å påvirke y_{it} på en systematisk måte. Det samme kan gjøres for den periodespesifikke variabelen q_t . Ved dobbel differensiering kan vi samtidig få ”kontrollert for” virkningen på y av både z og q og ”slipper løs” bare variasjonen i x .

Når vi benytter paneldata, kan vi velge å ”slippe løs” (i) verken tidsvariasjon eller individvariasjon, (ii) bare tidsvariasjon, (iii) bare individvariasjon eller (iv) begge typer av variasjon samtidig.

Paneldata gjør det mulig å skille intraindividuelle forskjeller (forskjeller ”innen” individer) fra interindividuelle forskjeller (forskjeller mellom individer). Videre innebærer bruk av paneldata, sammenlignet med å benytte rene tidsseriedata eller rene tverrsnittsdata, i alminnelighet en økning i antall observasjonssett og dermed en økning i antall estimeringsmessige frihetsgrader. Bruk av paneldata vil samtidig vanligvis bidra til å redusere graden av multikollinearitet i det sett av forklaringsvariable som en vil benytte i modellen, og i større utstrekning gjøre det mulig å teste konkurrerende modellspesifikasjoner mot hverandre. Endelig åpner paneldata for enkeltindivider – det vi kunne kalle genuine paneldata – muligheten for å utføre livssyklusanalyser og å analysere forskjellige former for dynamikk i økonomiske aktørers adferd.

Bruk av balanserte paneldata har imidlertid også visse ulemper. Gradvis økende frafall, slik at utvalget gradvis blir mindre ”representativt” for den underliggende populasjon, uten at det er tale om selvseleksjon, kan være et betydelig problem i praksis. Dette kalles for ”nedsliting” av utvalget. Hvis vi binder oss til alltid å ”barbere” et ”nedslitt” paneldatasett slik at det blir et balansert paneldatasett, dvs slik at vi for alle individer får komplette tidsserier, kan vi komme til å kaste vekk en betydelig del av datasettet. (Biørn 2000)

4.2 Minste kvadraters metode

Tidligere undersøkelser har enten benyttet aggregerte data eller mikrodata på skogeiernivå. Aggregerte data medfører ofte få observasjoner, mens mikrodata kan ha mange observasjoner. Med mikrodata er det derimot noen metodiske problemer i og med at det kan være en god del 0-observasjoner i datasettet, som medfører mye usikkerhet. Tobit-modellen må benyttes i slike tilfeller. I mitt tilfelle benytter jeg et balansert paneldatasett, noe som gjør analysen mye enklere. Jeg kan benytte meg av enklere metoder vha minste kvadraters metode.

Minste kvadraters metode (OLS – Ordinary Least Squares) er en mye benyttet metode i regresjonsanalyser.

Ut ifra en vanlig lineær regresjonsfunksjon har vi at (Gujarati, 1995)

$$Y_i = \beta_1 + \beta_2 X_i + u_i \quad (4.5)$$

Ettersom denne funksjonen ikke er direkte observerbar, estimerer vi

$$\begin{aligned} Y_i &= \hat{\beta}_1 + \hat{\beta}_2 X_i + \hat{u}_i \\ &= Y_i^{\wedge} + \hat{u}_i \end{aligned} \quad (4.6)$$

hvor $\hat{Y}_i$ er den estimerte verdien av Y_i . Residualet blir da

$$\begin{aligned} \hat{u}_i &= Y_i - Y_i^{\wedge} \\ &= Y_i - \hat{\beta}_1 - \hat{\beta}_2 X_i \end{aligned} \quad (4.7)$$

Multipel regresjon er i store trekk bare en generalisering av enkel regresjon.

Regresjonsfunksjonene er vanligvis:

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 x_{1i} + \beta_2 x_{2i}, \dots, + \beta_k x_{ki} + u_i \quad (4.8)$$

For $i = 1, 2, \dots, n$ observasjoner og $j = 1, 2, \dots, k$ forklaringsvariable. Antar at $k = 2$:

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 x_{1i} + \beta_2 x_{2i} + u_i \quad (4.9)$$

(4.7) viser at residualet (avviket) ganske enkelt er differansen mellom den faktiske og den estimerte Y -verdien. Minste kvadraters metode går ut på å minimere summen av kvadratet av slike avvik: (Baardsen, 1999)

$$OLS = \text{Min } Q = \text{Min } \sum \hat{u}_i^2 = \text{Min } \sum (Y_i - \beta_0 - \hat{\beta}_1 x_{1i} - \hat{\beta}_2 x_{2i})^2 \quad (4.10)$$

Minimum finner vi vha førsteordensbetingelsene, dvs ved å sette

$$\begin{aligned} \frac{\partial Q}{\partial \hat{\beta}_0} &= 0, & \frac{\partial Q}{\partial \hat{\beta}_1} &= 0, & \frac{\partial Q}{\partial \hat{\beta}_2} &= 0 \end{aligned} \quad (4.11)$$

OLS er en estimator som har ønskelige egenskaper når følgende forutsetninger er oppfylt:

1. Forventning. Residualene skal fordeles likt over og under regresjonslinjen.

$$E(\hat{u}_i) = 0$$

2. Homoskedastisitet. Variansen skal være konstant gjennom hele utvalget.

$$\text{Var}(\hat{u}_i) = \sigma^2 \text{ for alle } i$$

3. Ingen autokorrelasjon. Det skal ikke finnes noe mønster i residualene.

$$\hat{u}_i \text{ og } \hat{u}_j \text{ er uavhengige for alle } i \text{ og } j, i \neq j$$

4. Ingen simultanitet.

$$\hat{u}_i \text{ og } X_i \text{ er uavhengige for alle } i$$

Under disse forutsetningene gir OLS-estimatoren av β^1 og β^2 de beste lineære forventningsrette estimatene. Oftest legger vi også til følgende forutsetning:

5. Normalitet. Sammen med 1, 2 og 3 har vi dermed at

$$\hat{u}_i \sim \text{IN}(0, \sigma^2)$$

5 DATAMATERIALE

5.1 Skogavvirkning for salg

Denne statistikken er hentet fra SSBs årlige skogstatistikk, hvor det gis tall på kommune-, fylkes- og nasjonalt nivå. Formålet med denne statistikken er å gi detaljert informasjon på kommunenivå om avvirkning av skogsvirke for salg.

Statistikken omfatter alt skogsvirke som er avvirket for salg. Den registrerte avvirkningen er netto avvirkning. Avfall i form av råde, ikke nyttbar topp mv er ikke med. Avvirket kvantum gis i kubikkmeter fast mål uten bark og blir fordelt på sortimenter, selgergrupper og kjøpergrupper.

Statistikken over industrivirke bygger på opplysninger fra Landbruksdepartementets virkesdatabase for skogavgift og måleopplysninger (VSOP). Databasen drives av SKOG-DATA AS.

Statistikken omfattet frem til 1995/96 det virket som var levert i løpet av driftsåret (1.august – 31.juli). Fra og med 1.januar 1996 følger statistikken kalenderåret. (SSB, 2002b)

I denne oppgaven ville jeg se på skogavvirkningen fra 1970 til 2000. Det viste seg imidlertid at tømmerpriser ikke var tilgjengelig på kommunenivå for årene 1970-79, kun på fylkesnivå. Disse årene ble derfor tatt ut av datasettet. Da den ene variabelen baserer seg på fjorårets pris, måtte også året 1980 tas ut av datasettet. Nåværende datasett omfatter årene 1981 til 2000.

Det har skjedd en del endringer i kommunebildet i denne perioden, med kommunedelinger og –sammenslåinger. Jeg tok utgangspunkt i dagens kommunefordeling, og tilpasset dataene slik at alle årene er like. Informasjon om kommuneendringer er hentet fra SSB.

I løpet av denne perioden har det skjedd en endring i statistikken, fra og følge driftsåret til å følge kalenderåret f.o.m. 1996. Vadla fant i 1987 ut at i et driftsår fordeler 40 % av avvirkningen seg til før nyttår, mens 60 % av avvirkningen fordeler seg til etter nyttår. For

driftsårene 1979/80 tom 1995 /96 ble det gjort en omregning slik at de følger kalenderåret. (Vadla 1987)

I skogstatistikken fra SSB er avvirkingen fordelt på sortiment og treslag. For å gjøre analysen enklere og for å unngå multikollinearitet, ble noen av sortimentene slått sammen. Jeg laget en variabel for sagtømmer og en for massevirke, begge med gran og furu samlet. I variabelen for sagtømmer inngår sortimentene prima skurtømmer, sekunda skurtømmer og annet skurtømmer, med både gran og furu. Variablene spesial skurtømmer og sams skurtømmer ble utelatt pga meget varierende og spesielle priser for enkelte områder. I variabelen for massevirke inngår massevirke for gran og furu.

På tross av sammenslåing av gran og furu, ble det registrert en del 0-observasjoner i enkelte kommuner/fylker. Fylkene Troms, Finnmark og Nordland ble utelatt fra datasettet, pluss en del kommuner fra Sør-Trøndelag, Nord-Trøndelag, Møre og Romsdal, Sogn og Fjordane, Hordaland og Rogaland.

Til sammen er 182 kommuner med i datasettet.

Variabelbetegnelsen for kvantum skurtømmer: QS

Variabelbetegnelsen for kvantum massevirke: QM

Det er også regnet ut relativ avvirkning, dvs kvantum avvirket /hektar.

Variabelbetegnelse skurtømmer: QSHAA

Variabelbetegnelse massevirke: QMHAA

5.2 Tømmerpriser

Tømmerprisene er blitt beregnet ut fra verdiene ved de ulike sortiment og treslag. Disse verdiene blir samlet inn sammen med avvirket kvantum fra hver enkelt kommune. Prisen finnes da ved å dividere samlet verdi med samlet kvantum.

Når de ulike sortimentene er slått sammen til en ”samlevariabel” er prisene selvfølgelig blitt vektet mot antall kubikkmeter i det enkelte sortiment.

Tømmerprisene er deflatert med SSBs konsumprisindeks. 1998 er lik 100,0. (SSB, 2004a)

Variabelbetegnelsen for pris skurtømmer: PS

Variabelbetegnelsen for pris massevirke: PM

5.3 Driftsutgifter

Driftsutgiftene er regnet ut som gjennomsnittlige driftsutgifter per kubikkmeter for hvert fylke ut fra Utvalgstellingene for Landbruket. Denne informasjonen finnes ikke på kommunenivå, kun på fylkesnivå. Driftsutgiftene blir publisert i NOS Skogstatistikk.

Driftsutgiftene er blitt registrert hvert år på 1980-tallet, men registreringene er dessverre ikke så utfyllende på 1990-tallet. På grunn av at bearbeidingen av datasettet tok lenger tid enn beregnet, har jeg benyttet samme tall for driftsutgifter på 1990-tallet som Jon Bingen Sande beregnet i sin hovedoppgave i 2000. (Sande, 2000) Han benyttet en lineær regresjon for hvert fylke for å estimere driftsutgiftene for de årene det ikke finnes data (med år som uavhengig variabel). Kun estimerte driftsutgifter ble benyttet videre i analysen. Regresjonen gjør at eventuelle effekter på driftsutgifter, av for eksempel spesielle føreforhold i enkelte år, forsvinner.

Alle driftutgiftene er deflatert med SSBs konsumprisindeks. 1998 er lik 100,0. (SSB,2004a)

Variabelbetegnelse for driftsutgifter: UTGIFT

5.4 Stående volum

Det finnes veldig lite informasjon om stående volum på kommunenivå. Landskogtakseringen har ikke totaltall på kommuner. Jeg kontaktet de enkelte kommunene for å få den beste informasjonen. Det var ikke alle som hadde oversikt over dette, så totalt antall kommuner som er med i datasettet er 182.

Informasjonen fra kommunene er stort sett hentet fra områdetakster, sånn at årstallet vil variere mellom de forskjellige kommunene. Tilvekstprosenten ble oppgitt for en del kommuner, for de andre ble gjennomsnittlig tilvekstprosent i fylket benyttet. Ut fra stående

volum i takstår og differansen mellom tilvekst og avvirkning , ble stående volum beregnet for de resterende årene.

Variabelbetegnelse for stående volum: VOLUM

5.5 Realrente

Realrenten er nominell rente korrigert for prisstigning (inflasjon). Dataene er hentet fra SSBs tabell for gjennomsnittlig utlånsrente, prisstigning, beregnet realrente, innskuddsrente, og effektiv rente for innenlands obligasjoner 31. Des. 1953-2002. Her blir realrenten definert som utlånsrente minus prisstigning, hvor prisstigningen er satt lik konsumprisindeksen.

Utlånsrenten gjelder forretnings- og sparebanker. Kilde for tabellen er Låne- og verdipapirmarkedet, Statistisk sentralbyrå og Norges Bank. (SSB 2004b)

I teorien bruker de fremtidig rente, men da jeg fant det vanskelig å predikere fremtidig rente, benytter jeg meg kun av ”aktuell” rente.

Variabelbetegnelse for rente: RENTE

5.6 Produktivt skogareal

Produktivt skogareal i haa for den enkelte kommune er hentet fra Landbrukstellingen i 1989. Forutsetter at denne variabelen er konstant over tidsperioden for datasettet.

Variabelbetegnelse for produktivt skogareal: HAA

5.7 Stormskader – Storm 83-96 (dummyvariabel)

I tidsrommet mellom 1980 og 2000 har det vært en del omfattende stormer rundt om i landet. Dette medfører høyere avvirkning i enkelte kommuner i enkelte år. De årene avvirkningen i enkelte kommuner skiller seg merkbart ut i forhold til gjennomsnittet, er blitt plukket ut og sammenlignet med Skogbrands statistikker over stormskader. Utskillelsen av år med ”høyere avvirkning” er gjort ved skjønn. De tilfeller hvor høyere avvirkning sammenfaller med Skogbrands tall, er markert som dummyvariabel. Dummyvariabelen er markert som 1 hvis avvirkningen er høyere pga stormskader, og 0 hvis avvirkningen ikke er påvirket av storm.

Variabelbetegnelse stormskader: STORM 83-96

5.8 Beskrivende statistikk

Tabell 5.1. Beskrivende statistikk for variablene kvantum sagtømmer, kvantum sagtømmer/hektar, pris sagtømmer, forventet pris sagtømmer, kvantum massevirke, kvantum massevirke/hektar, pris massevirke, forventet pris massevirke, driftsutgifter, realrente og stående volum.

Variable Cases	Mean	Std.Dev.	Minimum	Maximum
QS 3660	16122.9025	21878.4852	7.00000000	143918.000
QSHAA 3660	.654087978	.518391623	.100000000	3.72400000
PS 3660	416.015301	45.1750086	64.0000000	535.000000
PST 3660	417.123224	43.9050860	64.0000000	558.000000
QM 3660	13502.7219	15740.2129	10.0000000	109593.000
QMHA 3660	.592936612	.461618634	.100000000	6.74100000
PM 3660	279.051639	41.3136082	142.000000	369.000000
PMT 3660	281.338798	38.5352896	142.000000	369.000000
UTGIFT 3660	150.225410	25.2968332	101.000000	240.000000
RENTE 3660	.700500000	.300015571	-.400000000	.120000000
VOLUM 3660	1561988.94	1594693.70	59586.0000	10000000.0

6 RESULTATER

Modellene som presenteres og testene som utføres er valgt på bakgrunn av den teoretiske gjennomgangen og de økonometriske forutsetningene som foreligger.

6.1 Variabelforklaring

S	Samleverdi for sortimentene prima sagtømmer, sekunda sagtømmer og annet sagtømmer, gran og furu
M	Samleverdi for sortimentet massevirke, gran og furu
PS	Sagtømmerpris
PM	Massevirkepris
PST	Forventet sagtømmerpris
PMT	Forventet massevirkepris
UTGIFT	Driftsutgifter
RENTE	Realrente
VOLUM	Stående volum i den enkelte kommune
STORM	Dummyvariabel for stormskader, oppgitt med aktuelt årstall (f.eks Storm 91)
L	Logaritmisk form

6.2 Resultater for sagtømmermodellene.

Modell 1

$$\ln QS = \alpha + \beta_1 \ln PS + \beta_2 \ln PST + \beta_3 \ln PM + \beta_4 \ln PMT + \beta_5 \ln UTGIFT + \beta_6 RENTE + \beta_7 \ln VOLUM + \beta_8 STORM91 + \beta_9 STORM92 + \beta_{10} STORM93 + u_{it}$$

Denne modellen ble estimert med vanlig minste kvadraters metode, og modellen har absolutt avvirkning som avhengig variabel. Alle variablene, bortsett fra rentevariabelen og dummyvariablene storm 91-93, er transformert til logaritmisk form.

Tabell 6.1. Tilbudsfunksjon estimert med vanlig minste kvadraters metode. Absolutt avvirkning av sagtømmer (målt som m³/år) som avhengig variabel.

Variable	Coefficient	Standard Error	b/St.Er.	P[Z >z]	Mean of X
Constant	-16.15626754	1.0699122	-15.101	.0000	
PSL	1.444506337	.18905280	7.641	.0000	6.0244750
PSTL	-.2525912501	.20429025	-1.236	.2163	6.0275274
PML	1.342491269	.18435536	7.282	.0000	5.6201375
PMTL	1.369818715	.18055360	7.587	.0000	5.6300998
UTGIFTL	-2.556401156	.10405936	-24.567	.0000	4.9981342
RENTE	-2.198275601	.55561301	-3.956	.0001	.70050000
VOLUML	1.116407831	.15153796	73.672	.0000	13.841511
STORM91	.9917217360	.27727702	3.577	.0003	.21857923E-02
STORM92	1.662260219	.20632366	8.057	.0000	.40983607E-02
STORM93	1.574459753	.21319960	7.385	.0000	.38251366E-02

R² = 0,73

I tabell 6.1 ser vi at variabelen prisforventning til sagtømmer ikke er signifikant, men alle andre variabler er signifikante på 1%-nivå.

Priselastisiteten for sagtømmer (=1,44) ligger litt i overkant av hva som er funnet ved tidligere undersøkelser. Priselastisiteten for massevirke ligger også høyt og har et positivt fortegn.

Driftsutgifter og pris på sagtømmer har fortegn som forventet ut fra teorien. Rente og pris for massevirke har en mer tvetydig forventning, i dette tilfellet er fortegnet henholdsvis negativt og positivt.

Modellen er også testet med vanlige lineære spesifikasjoner, og resultatene viste samme tendens som for den log-lineære modellen.

I log-lineære modeller vil også koeffisientestimatene være elastisiteter, derfor er den videre fremstillingen basert på log-lineære modeller.

Modell 2.

$$\ln QSHAA = \alpha + \beta_1 \ln PS + \beta_2 \ln PST + \beta_3 \ln PM + \beta_4 \ln PMT + \beta_5 \ln UTGIFT + \beta_6 RENTE + \beta_7 \ln VOLUM + \beta_8 STORM91 + \beta_9 STORM\ 92 + \beta_{10} STORM\ 93 + u_{it}$$

Den samme modellen blir her testet, men har nå relativ avvirkning av sagtømmer som avhengig variabel. Relativ avvirkning vil kunne redusere eventuelle heteroskedastisetsproblemer.

Variablene prisforventning av sagtømmer og rente ikke er signifikante på 5%-nivå, mens de andre variablene er signifikante på 1%-nivå. Se tabell 6.2.

Priselastisitetene er generelt høye ved bruk av denne modellen. Priselastisiteten til skurtømmer er 1,76 og priselastisiteten til massevirke er 1,57. Begge disse verdiene er høye, og også elastisiteten til driftsutgifter er meget høy (-4,17). Disse verdiene er høyere enn de vi fant i modell 1. Fortegnene viser samme tendens som i modell 1.

Tabell 6.2. Tilbudsfunksjon estimert med vanlig minste kvadraters metode. Relativ avvirkning av sagtømmer (m³/haa/år) som avhengig variabel.

Variable	Coefficient	Standard Error	b/St.Er.	P[Z >z]	Mean of X
Constant	-10.98422345	1.1539125	-9.519	.0000	
PSL	1.762661260	.20389560	8.645	.0000	6.0244750
PSTL	-.2675124881	.22032937	-1.214	.2247	6.0275274
PML	1.572090796	.19882936	7.907	.0000	5.6201375
PMTL	1.738603793	.19472912	8.928	.0000	5.6300998
UTGIFTL	-4.166607180	.11222921	-37.126	.0000	4.9981342
RENTE	-.7373904291	.59923498	-1.231	.2185	.70050000
VOLUML	.2395982979	.16343543	14.660	.0000	13.841511
STORM91	.9894806021	.29904643	3.309	.0009	.21857923
STORM92	1.773219277	.22252243	7.969	.0000	.40983607
STORM93	1.844161881	.22993821	8.020	.0000	.38251366

R² = 0,48

I noen tidligere undersøkelser hvor man ikke opererer med data på mikronivå, er absolutt avvirkning (m³/år) brukt som avhengig variabel, bl.a. i Toppinnen & Kuuluvainen (1997). Resultatene av modellene kjørt med relativ avvirkning som avhengig variabel varierer lite fra de med absolutt avvirkning som avhengig variabel. Videre modeller vil derfor bli vist med absolutt avvirkning som avhengig variabel, for å gjøre fremstillingen mer oversiktlig.

Modell 3

Her vil jeg teste hvordan en modell med faste effekter vil virke inn på resultatet. Ved en modell med faste effekter estimeres en individuell spesifikk konstant for hver enhet, i dette tilfellet for hver enkelt kommune. Forventningen til variabelen er ulik for hver kommune. Modellen kan da skrives som

$$\ln QS = \alpha_i + \beta_1 \ln PS + \beta_2 \ln PST + \beta_3 \ln PM + \beta_4 \ln PMT + \beta_5 \ln UTGIFT + \beta_6 \text{RENTE} + \beta_7 \ln VOLUM + \beta_8 \text{STORM91} + \beta_9 \text{STORM 92} + \beta_{10} \text{STORM93} + u_{it}$$

Tabell 6.3. Tilbudsfunksjon estimert med faste effekters metode. Absolutt avvirkning av sagtømmer som avhengig variabel.

Variable	Coefficient	Standard Error	b/St.Er.	P[Z >z]	Mean of X
PSL	.5424498455	.95270683	.569	.5691	6.0244750
PSTL	-.4965335586	.10687104	-4.646	.0000	6.0275274
PML	.7667440933	.99388728	7.715	.0000	5.6201375
PMTL	.1402672793	.92211876	1.521	.1282	5.6300998
UTGIFTL	-.1693049855	.10103307	-1.676	.0938	4.9981342
RENTE	-.2333139162	.29623519	-.079	.9372	.70050000
VOLUML	.7869115565	.68841417	11.431	.0000	13.841511
STORM91	1.109546028	.13498242	8.220	.0000	.21857923
STORM92	1.457627871	.10025456	14.539	.0000	.40983607
STORM93	1.173970112	.10378554	11.311	.0000	.38251366

$R^2 = 0,94$

Vi ser at resultatet blir noe annerledes enn ved vanlig (pooled) modell. Verken pris på sagtømmer, prisforventningen for massevirke, driftsutgifter eller rente blir signifikante på 5%-nivå, i følge tabell 6.3.

Elastisitetene ligger her mer rundt det som er forventet og funnet ved andre tidligere undersøkelser. Priselastisiteten til sagtømmer ($=0,54$) ligger lavere enn priselastisiteten til massevirke ($=0,76$). Fortegnene viser samme tendens som i modell 1.

Modell 4

Her testes en modell med tilfeldige effekter. Ved en modell med tilfeldige effekter har vi en individuell spesifikk variasjon, i dette tilfellet for hver enkelt kommune. Forventningen til variabelen er lik for kommunene, men den gis mulighet til å variere. Modellen kan nå skrives som

$$\ln QS = \alpha + \beta_1 \ln PS + \beta_2 \ln PST + \beta_3 \ln PM + \beta_4 \ln PMT + \beta_5 \ln UTGIFT + \beta_6 \ln RENTE + \beta_7 \ln VOLUM + \beta_8 \ln STORM91 + \beta_9 \ln STORM92 + \beta_{10} \ln STORM93 + a_i + u_{it}$$

hvor a_i er et ekstra feilledd som er spesifikt for den enkelte kommune, som kommer i tillegg til det ”vanlige” feilleddet.

Ut fra tabell 6.4 observeres noe av samme tendens som med modellen med faste effekter (tabell 6.3), men nå er det kun pris på sagtømmer og rente som ikke er signifikante.

Prisforventning for massevirke og driftsutgifter er signifikante på 5%-nivå, mens de andre variablene er signifikante på 1%-nivå.

Priselastisiteten til sagtømmer er nå ganske lav ($= 0,15$), mens priselastisiteten for massevirke er 0,90. Fortegnene har samme tendens som i modell 1.

Tabell 6.4. Tilbudsfunksjon estimert med tilfeldige effekters metode. Absolutt avvirkning av sagtømmer som avhengig variabel.

Variable	Coefficient	Standard Error	b/St.Er.	P[Z >z]	Mean of X
PSL	.1495409019	.10480758	1.427	.1536	6.0244750
PSTL	-.5066107921	.11758679	-4.308	.0000	6.0275274
PML	.9042580938	.10859713	8.327	.0000	5.6201375
PMTL	.2139349802	.10143954	2.109	.0349	5.6300998
UTGIFTL	-.2416334554	.10536024	-2.293	.0218	4.9981342
RENTE	-.5699668229	.30889162	-1.845	.0650	.70050000
VOLUML	1.114580404	.44321255	25.148	.0000	13.841511
STORM91	1.084142638	.14903101	7.275	.0000	.21857923
STORM92	1.473881986	.11070641	13.313	.0000	.40983607
STORM93	1.197812561	.11459954	10.452	.0000	.38251366
Constant	-9.509276210	1.0104273	-9.411	.0000	

$R^2 = 0,73$

Modell 5.

Krysspris-effekten, det vil si hvordan massevirkeprisen virker inn på tilbudt kvantum av sagtømmer, og motsatt, er en meget interessant variabel. Estimering av krysspriselasiteter kan imidlertid by på et metodisk problem fordi sagtømmer- og massevirkeprisene ofte er korrelerte. En får med andre ord et multikollinearitetsproblem. Toppinen og Kuuluvainen fant at massevirkeprisen var direkte proporsjonal med sagtømmerprisen, med like sykliske variasjoner, slik at krysspris-effekten ble ekskludert fra deres modell.

Ved hjelp av en korrelasjonsmatrise, kan vi se hvordan variablene er korrelert til hverandre.

Tabell 6.5. Korrelasjonsmatrise for variablene sagtømmerpris, forventet sagtømmerpris, massevirkepris, forventet massevirkepris, driftsutgifter, rente og stående volum.

	PSL	PSTL	PML	PMTL	UTGIFTL	RENTE	VOLUML
PSL	1.00000	.69605	.68128	.52080	.07623	.35092	.23496
PSTL	.69605	1.00000	.61906	.65514	.02269	.50344	.25111
PML	.68128	.61906	1.00000	.80676	.46251	.47641	.03124
PMTL	.52080	.65514	.80676	1.00000	.40995	.55504	.05736
UTGIFTL	.07623	.02269	.46251	.40995	1.00000	.35513	-.29227
RENTE	.35092	.50344	.47641	.55504	.35513	1.00000	.00607
VOLUML	.23496	.25111	.03124	.05736	-.29227	.00607	1.00000

Av korrelasjonsmatrisen i tabell 6.5 kan vi se at det er høy korrelasjon mellom flere av variablene. Generelt er det høy korrelasjon mellom pris og prisforventning for både sagtømmer og massevirke. Mellom sagtømmerpris og massevirkepris er korrelasjonen 0,68. Det er også høy korrelasjon mellom driftsutgifter og massevirke pris og prisforventning, og mellom driftsutgifter og rente.

I det følgende blir tilbudsfunksjonen estimert med modeller hvor massevirke- prisen og prisforventningen er ekskludert.

Først estimeres tilbudsfunksjonen med vanlig minste kvadraters metode. Modellen ser nå slik ut:

$$\ln QS = \alpha + \beta_1 \ln PS + \beta_2 \ln PST + \beta_3 \ln UTGIFT + \beta_4 RENTE + \beta_5 \ln VOLUM + \beta_6 STORM91 + \beta_7 STORM92 + \beta_8 STORM93 + u_{it}$$

Tabell 6.6. Tilbudsfunksjon estimert med vanlig minste kvadraters metode. Absolutt avvirkning av sagtømmer som avhengig variabel.

Variable	Coefficient	Standard Error	b/St.Er.	P[Z >z]	Mean of X
Constant	-19.45271523	1.0454605	-18.607	.0000	
PSL	2.382137190	.16762422	14.211	.0000	6.0244750
PSTL	1.166807806	.18708951	6.237	.0000	6.0275274
UTGIFTL	-1.688424900	.90726816	-18.610	.0000	4.9981342
RENTE	-1.095125536	.56470894	-1.939	.0525	.70050000
VOLUML	1.111599357	.15644176	71.055	.0000	13.841511
STORM91	.9923538023	.28676531	3.461	.0005	.21857923
STORM92	1.691078557	.21339001	7.925	.0000	.40983607
STORM93	1.665589701	.22024968	7.562	.0000	.38251366

$R^2 = 0,71$

Sammenlignet med modell 1 (tabell 6.1) har det skjedd to forandringer. Prisforventningen er nå blitt signifikant og med et positivt fortegn. Rentevariabelen er ikke signifikant på 5%-nivå. Se tabell 6.6.

Priselastisiteten for sagtømmer er nå 2,38. Dette er et svært høyt estimat sammenlignet med mange tidligere studier.

Modell 6

Videre estimeres tilbudsfunksjonen med en modell med faste effekter. Modellen kan skrives som

$$\ln QS = \alpha_i + \beta_1 \ln PS + \beta_2 \ln PST + \beta_3 \ln UTGIFT + \beta_4 RENTE + \beta_5 \ln VOLUM + \beta_6 STORM91 + \beta_7 STORM92 + \beta_8 STORM93 + u_{it}$$

Tabell 6.7. Tilbudsfunksjon estimert med faste effekters metode. Absolutt avvirkning av sagtømmer som avhengig variabel.

Variable	Coefficient	Standard Error	b/St.Er.	P[Z >z]	Mean of X
PSL	.3756950412	.85455744	4.396	.0000	6.0244750
PSTL	-.1001005505	.90425283	-1.107	.2683	6.0275274
UTGIFTL	.3739721789	.77600173	4.819	.0000	4.9981342
RENTE	-.5303848426	.29743756	-.178	.8585	.70050000
VOLUML	.7254102611	.69107396	10.497	.0000	13.841511
STORM91	1.098325190	.13635470	8.055	.0000	.21857923
STORM92	1.435808320	.10126991	14.178	.0000	.40983607
STORM93	1.142496238	.10474925	10.907	.0000	.38251366

$$R^2 = 0,94$$

Sammenlignet med modell 3 (tabell 6.3) er nå pris på sagtømmer og driftsutgifter signifikante, mens prisforventningen for sagtømmer og rente ikke er signifikant. En interessant observasjon er at driftsutgifter får positivt fortegn ved denne modellen, noe som er overraskende. Se tabell 6.7.

Priselastisiteten for sagtømmer er nå på et forventet nivå, og lavere enn elastisiteten i modell 3 hvor krysspriseffekten blir observert.

Modell 7

Tilbudsfunksjonen estimeres så med en modell med tilfeldige effekter. Modellen blir da

$$\ln QS = \alpha + \beta_1 \ln PS + \beta_2 \ln PST + \beta_3 \ln UTGIFT + \beta_4 RENTE + \beta_5 \ln VOLUM + \beta_6 STORM91$$

$$+ \beta_7 \text{STORM 92} + \beta_8 \text{STORM93} + a_i + u_{it}$$

Tabell 6.8. Tilbudsfunksjon estimert med tilfeldige effekters metode. Absolutt avvirkning av sagtømmer som avhengig variabel.

Variable	Coefficient	Standard Error	b/St.Er.	P[Z >z]	Mean of X
PSL	.5236615853	.84471524	6.199	.0000	6.0244750
PSTL	-.1219614507	.90053181	-.135	.8923	6.0275274
UTGIFTL	.4512990993	.71020521	6.354	.0000	4.9981342
RENTE	-.6340941874	.28116728	-2.255	.0241	.70050000
VOLUML	1.070690536	.43346559	24.701	.0000	13.841511
STORM91	1.072048017	.13626611	7.867	.0000	.21857923
STORM92	1.448715332	.10122777	14.311	.0000	.40983607
STORM93	1.159724146	.10470015	11.077	.0000	.38251366
Constant	-11.30782543	.94223959	-12.001	.0000	

$R^2 = 0,71$.

Sammenlignet med modell 4 (tabell 6.4) er prisforventningen ikke signifikant, men alle de andre variablene er signifikante på 5%-nivå. Variabelen for driftsutgifter har fortsatt et positivt fortegn. Priselasiteteten for sagtømmer er nå 0,52, rundt det nivået som er forventet. Se tabell 6.8.

6.2 Resultater for massevirkemodellene.

Modell 1

$$\begin{aligned} \ln QM = & \alpha + \beta_1 \ln PM + \beta_2 \ln PMT + \beta_3 \ln PS + \beta_4 \ln PST + \beta_5 \ln UTGIFT + \beta_6 \text{RENTE} \\ & + \beta_7 \ln VOLUM + \beta_8 \text{STORM85} + \beta_9 \text{STORM86} + \beta_{10} \text{STORM91} + \\ & \beta_{11} \text{STORM92} + \beta_{12} \text{STORM 93} + \beta_{13} \text{STORM 94} + u_{it} \end{aligned}$$

Denne modellen ble estimert med vanlig minste kvadraters metode, og modellen har absolutt avvirkning som avhengig variabel. Alle variablene, bortsett fra rentevariabelen og dummyvariablene storm 85-93, er transformert til logaritmisk form.

Tabell 6.9. Tilbudsfunksjon estimert med vanlig minste kvadraters metode. Absolutt avvirkning av massevirke som avhengig variabel.

Variable	Coefficient	Standard Error	b/St.Er.	P[Z >z]	Mean of X
PML	1.590909122	.15758066	10.096	.0000	5.6201375
PMTL	1.379939469	.15434551	8.941	.0000	5.6300998
PSL	.7278763294	.16160703	4.504	.0000	6.0244750
PSTL	-.9600332714	.17481729	-.549	.5829	6.0275274
UTGIFTL	-1.691607603	.88929130	-19.022	.0000	4.9981342
RENTE	.7984411415	.47524077	1.680	.0929	.70050000
VOLUML	1.022999770	.12952434	78.981	.0000	13.841511
STORM85	1.000850860	.47113091	2.124	.0336	.54644809
STORM86	.9279930123	.38470830	2.412	.0159	.81967213
STORM91	.9835875650	.23684783	4.153	.0000	.21857923
STORM92	1.624244055	.17624024	9.216	.0000	.40983607
STORM93	1.944640067	.18211700	10.678	.0000	.38251366
STORM94	1.546513057	.38575320	4.009	.0001	.81967213
Constant	-17.46943751	.91544703	-19.083	.0000	

$R^2 = 0,74$

I følge tabell 6.9 er prisforventningen for sagtømmer ikke signifikant, mens renten er signifikant på 10%-nivå. Storm 85 og Storm 86 er signifikante på 5%-nivå, de andre variablene er signifikante på 1%-nivå.

Priselastisiteten for massevirke er 1,59, som er et ganske høyt estimat. Priselastisiteten for sagtømmer er 0,72, og ligger dermed lavere enn priselastisiteten for massevirke. Dette styrker den trenden vi så for sagtømmermodellen, hvor priselastisitetene til massevirke var høyere enn de for sagtømmer i enkelte modeller.

Legg merke til at renten her har positiv forventning, altså motsatt av hva den hadde i modellene for sagtømmer.

Modell 2.

$$\ln QMHAA = \alpha + \beta_1 \ln PM + \beta_2 \ln PMT + \beta_3 \ln PS + \beta_4 \ln PST + \beta_5 \ln UTGIFT + \beta_6 RENTE + \beta_7 \ln VOLUM + \beta_8 STORM86 + \beta_9 STORM91 + \beta_{10} STORM92 + \beta_{11} STORM93 + \beta_{12} STORM94 + u_{it}$$

Den samme modellen blir her testet, men har nå relativ avvirkning av massevirke som avhengig variabel. Relativ avvirkning vil kunne redusere eventuelle heteroskedastisitetsproblemer.

Prisforventningen for sagtømmer er ikke signifikant, og Storm 85 og Storm 86 er signifikante på 5%-nivå. Alle andre variable er signifikante på 1%-nivå. Se tabell 6.10.

Priselastisiteten er estimert høyere i denne modellen enn i den foregående, og følger derfor modellene for sagtømmer. Rentevariabelen har et positivt fortegn også her.

Tabell 6.10. Tilbudsfunksjon estimert med vanlig minste kvadraters metode. Relativ avvirkning av massevirke som avhengig variabel.

Variable	Coefficient	Standard Error	b/St.Er.	P[Z >z]	Mean of X
Constant	-12.33761756	1.0202908	-12.092	.0000	
PML	1.823228927	.17562796	10.381	.0000	5.6201375
PMTL	1.750748856	.17202230	10.177	.0000	5.6300998
PSL	1.039691292	.18011545	5.772	.0000	6.0244750
PSTL	-.1021591514	.19483865	-.524	.6001	6.0275274
UTGIFTL	-3.302482539	.99113948	-33.320	.0000	4.9981342
RENTE	2.241138545	.52966884	4.231	.0000	.70050000
VOLUML	.1464236659	.14435842	10.143	.0000	13.841511
STORM85	.7224856643	.52508828	1.376	.1688	.54644809

STORM86	1.006186196	.42876792	2.347	.0189	.81967213
STORM91	.9817428218	.26397339	3.719	.0002	.21857923
STORM92	1.735685705	.19642457	8.836	.0000	.40983607
STORM93	2.215507740	.20297438	10.915	.0000	.38251366
STORM94	1.992887296	.42993249	4.635	.0000	.81967213

$R^2 = 0,45$

Videre modeller blir testet med absolutt avvirkning som avhengig variabel.

Modell 3

Her vil jeg teste hvordan en modell med faste effekter vil virke inn på massevirketilbudet.

Modellen kan da skrives som

$$\begin{aligned} \ln QM = & \alpha_i + \beta_1 \ln PM + \beta_2 \ln PMT + \beta_3 \ln PS + \beta_4 \ln PST + \beta_5 \ln UTGIFT + \beta_6 RENTE \\ & + \beta_7 \ln VOLUM + \beta_8 STORM85 + \beta_9 STORM86 + \beta_{10} STORM91 + \\ & \beta_{11} STORM92 + \beta_{12} STORM93 + \beta_{13} STORM94 + u_{it} \end{aligned}$$

Tabell 6.11. Tilbudsfunksjon estimert med faste effekters metode. Absolutt avvirkning av massevirke som avhengig variabel.

Variable	Coefficient	Standard Error	b/St.Er.	P[Z >z]	Mean of X
PML	.9849997069	.11422996	8.623	.0000	5.6201375
PMTL	.2999643059	.10603009	2.829	.0047	5.6300998
PSL	.7640819944	.10950260	.070	.9444	6.0244750
PSTL	.7744918701	.12290523	.063	.9498	6.0275274
UTGIFTL	.4050739807	.11609674	3.489	.0005	4.9981342
RENTE	1.585606783	.34051869	4.656	.0000	.70050000
VOLUML	1.342521132	.79085436	16.976	.0000	13.841511
STORM85	.6554138859	.30905229	2.121	.0339	.54644809
STORM86	.7430457642	.25218200	2.946	.0032	.81967213
STORM91	.9626578116	.15506363	6.208	.0000	.21857923
STORM92	1.468613338	.11517773	12.751	.0000	.40983607
STORM93	1.666562990	.11924517	13.976	.0000	.38251366
STORM94	1.753590148	.25272616	6.939	.0000	.81967213

$$R^2 = 0,90$$

Vi observerer at pris for sagtømmer og prisforventningen for sagtømmer ikke er signifikant i tabell 6.11, mens alle andre variablene er signifikante.

Priselastisiteten for massevirke har gått noe ned sammenlignet med modell 1, mens for sagtømmer har den gått svakt opp.

Både rentevariabelen og variabelen for driftsutgifter har positive estimater.

Modell 4.

Tilbudsfunksjonen for massevirke testes med en modell med tilfeldige effekter. Modellen ser da slik ut:

$$\begin{aligned} \ln QM = & \alpha + \beta_1 \ln PM + \beta_2 \ln PMT + \beta_3 \ln PS + \beta_4 \ln PST + \beta_5 \ln UTGIFT + \beta_6 RENTE \\ & + \beta_7 \ln VOLUM + \beta_8 STORM85 + \beta_9 STORM86 + \beta_{10} STORM91 + \\ & \beta_{11} STORM92 + \beta_{12} STORM93 + \beta_{13} STORM94 + a_i + u_{it} \end{aligned}$$

Tabell 6.12. Tilbudsfunksjon estimert med tilfeldige effekters metode. Absolutt avvirkning av massevirke som avhengig variabel.

Variable	Coefficient	Standard Error	b/St.Er.	P[Z >z]	Mean of X
PML	1.073318653	.11534391	9.305	.0000	5.6201375
PMTL	.4268280675	.10804919	3.950	.0001	5.6300998
PSL	.5104473037	.11177611	.457	.6479	6.0244750
PSTL	-.6446526008	.12534305	-.514	.6070	6.0275274
UTGIFTL	.2827798363	.10905502	.259	.7954	4.9981342
RENTE	1.906720332	.32599950	5.849	.0000	.70050000
VOLUML	1.170682079	.37189814	31.479	.0000	13.841511
STORM85	.6879066327	.31716596	2.169	.0301	.54644809
STORM86	.7678745854	.25879895	2.967	.0030	.81967213
STORM91	.9636069659	.15910513	6.056	.0000	.21857923
STORM92	1.476365548	.11820404	12.490	.0000	.40983607
STORM93	1.696747493	.12235802	13.867	.0000	.38251366
STORM94	1.763565915	.25937605	6.799	.0000	.81967213
Constant	-16.02321386	.93961555	-17.053	.0000	

$$R^2 = 0,74$$

Resultatene i tabell 6.12 viser at heller ikke driftsutgifter gir signifikant verdi ved bruk av denne modellen. Pris og prisforventning for sagtømmer har samme tendens som ved foregående modell, dvs ikke signifikante.

Priselastisiteten for massevirke har en svak stigning, mens priselastisiteten for sagtømmer har gått noe ned sammenlignet med modell 3. Fortegnene er de samme som foregående modell.

Modell 5.

Også for massevirkemodellen tester vi hvordan korrelasjonen mellom pris på massevirke og pris på skurtømmer virker inn på resultatet. I denne modellen fjerner vi derfor variablene for sagtømmer. Se korrelasjonsmatrise i tabell 6.5

Først estimeres tilbudsfunksjonen med vanlig minste kvadraters metode. Modellen ser nå slik ut:

$$\begin{aligned} \ln QM = & \alpha + \beta_1 \ln PM + \beta_2 \ln PMT + \beta_3 \ln UTGIFT + \beta_4 RENTE \\ & + \beta_5 \ln VOLUM + \beta_6 STORM85 + \beta_7 STORM86 + \beta_8 STORM91 + \\ & \beta_9 STORM92 + \beta_{10} STORM 93 + \beta_{11} STORM 94 + u_{it} \end{aligned}$$

Tabell 6.13. Tilbudsfunksjon estimert med vanlig minste kvadraters metode. Absolutt avvirkning av massevirke som avhengig variabel.

Variable	Coefficient	Standard Error	b/St.Er.	P[Z >z]	Mean of X
Constant	-15.18491045	.60387352	-25.146	.0000	
PML	2.009577576	.12945689	15.523	.0000	5.6201375
PMTL	1.290997321	.14419191	8.953	.0000	5.6300998
UTGIFTL	-1.790385144	.80859617	-22.142	.0000	4.9981342
RENTE	1.035004851	.45127635	2.294	.0218	.70050000
VOLUML	1.033666536	.12693017	81.436	.0000	13.841511
STORM85	1.000252571	.47229350	2.118	.0342	.54644809
STORM86	.9510716500	.38572574	2.466	.0137	.81967213

STORM91	.9540117477	.23739334	4.019	.0001	.21857923
STORM92	1.518008182	.17526630	8.661	.0000	.40983607
STORM93	1.840284385	.18103054	10.166	.0000	.38251366
STORM94	1.583704610	.38622076	4.101	.0000	.81967213

$R^2 = 0,74$

Sammenlignet med modell 1 er renten nå signifikant på 5%-nivå og stadig positiv. Estimatet på elastisitetene ligger noe høyere for denne modellen, og ligger høyt sammenlignet med tidligere studier. Se tabell 6.13.

Modell 6

Videre estimeres tilbudsfunksjonen med en modell med faste effekter. Modellen kan skrives som

$$\begin{aligned} \ln QM = & \alpha_i + \beta_1 \ln PM + \beta_2 \ln PMT + \beta_3 \ln UTGIFT + \beta_4 RENTE \\ & + \beta_5 \ln VOLUM + \beta_6 STORM85 + \beta_7 STORM86 + \beta_8 STORM91 + \\ & \beta_9 STORM92 + \beta_{10} STORM\ 93 + \beta_{11} STORM\ 94 + u_{it} \end{aligned}$$

Tabell 6.14. Tilbudsfunksjon estimeres med faste effekters metode. Absolutt avvirkning av massevirke som avhengig variabel.

Variable	Coefficient	Standard Error	b/St.Er.	P[Z >z]	Mean of X
PML	.9918690871	.94035051	10.548	.0000	5.6201375
PMTL	.3019800476	.96150947	3.141	.0017	5.6300998
UTGIFTL	.4011633274	.10725125	3.740	.0002	4.9981342
RENTE	1.596691020	.31978782	4.993	.0000	.70050000
VOLUML	1.341752589	.78746418	17.039	.0000	13.841511
STORM85	.6548930390	.30888901	2.120	.0340	.54644809
STORM86	.7431935307	.25208403	2.948	.0032	.81967213
STORM91	.9627507204	.15494405	6.214	.0000	.21857923
STORM92	1.467642075	.11425992	12.845	.0000	.40983607
STORM93	1.665103074	.11828793	14.077	.0000	.38251366
STORM94	1.753389445	.25237613	6.948	.0000	.81967213

$R^2 = 0,90$

Som i modell 3 (tabell 6.11) er alle aktuelle variable i tabell 6.14 signifikante på 5%-nivå. Samtidig er alle fortegn positive. Elastisitetene avviker lite fra resultatene i modell 3.

Modell 7

Tilbudsfunksjonen estimeres så med en modell med tilfeldige effekter. Modellen blir da

$$\begin{aligned} \ln QM = & \alpha + \beta_1 \ln PM + \beta_2 \ln PMT + \beta_3 \ln UTGIFT + \beta_4 RENTE \\ & + \beta_5 \ln VOLUM + \beta_6 STORM85 + \beta_7 STORM86 + \beta_8 STORM91 + \\ & \beta_9 STORM92 + \beta_{10} STORM 93 + \beta_{11} STORM 94 + a_i + u_{it} \end{aligned}$$

Tabell 6.15. Tilbudsfunksjon estimert med tilfeldige effekters metode. Absolutt avvirkning av massevirke som avhengig variabel.

Variable	Coefficient	Standard Error	b/St.Er.	P[Z >z]	Mean of X
PML	1.076219483	.90919572	11.837	.0000	5.6201375
PMTL	.3961975555	.95705282	4.140	.0000	5.6300998
UTGIFTL	.6049694774	.98639341	.613	.5397	4.9981342
RENTE	1.863464478	.29895695	6.233	.0000	.70050000
VOLUML	1.173739620	.37035368	31.692	.0000	13.841511
STORM85	.6893604692	.30857791	2.234	.0255	.54644809
STORM86	.7687893235	.25183041	3.053	.0023	.81967213
STORM91	.9609795853	.15475981	6.209	.0000	.21857923
STORM92	1.469491346	.11415875	12.872	.0000	.40983607
STORM93	1.691850680	.11814710	14.320	.0000	.38251366
STORM94	1.770365874	.25212868	7.022	.0000	.81967213
Constant	-16.14839255	.75130088	-21.494	.0000	

$R^2 = 0,74$

I tabell 6.15, som i modell 4, er ikke variabelen for driftsutgifter signifikant, og har samtidig et positivt fortegn. Elastisitetene til variablene er rimelig lik de resultatene fra modell 4.

7 DISKUSJON

7.1 Datamaterialet

Det datamaterialet som er grunnlaget for undersøkelsen, er nytt i denne sammenhengen. Det er benyttet årlige statistikker for kvantum og pris av skurtømmer og massevirke på kommunenivå. Det ble hentet inn informasjon om stående volum fra kommunene. Dessverre var det ikke mulig å få tallene fra hver enkelt kommune i landet, men datasettet bygger på de kommunene hvor det var mulig å få tak i denne informasjonen. Spørsmålet er hvor representativt dette utvalget er. Dekningen av kommuner varierer litt for hvert fylke. For Agder-fylkene og Telemark er det så å si full dekning, for Østlandet er det ca 60% dekningen, for Vestlandet ligger det en del lavere, mens dekningen i Trøndelag er ganske dårlig. Det er Trøndelag og Østlandet som har størst avvirkning, mens Vestlandet har lavest avvirkning. Dekningen er ganske jevnt fordelt, men er noe usikker på hvor representativt det blir.

De kommunene med variabelen stående volum danner et balansert paneldatasett med forholdsvis mange observasjoner (=3660). Siden dataene er på kommunenivå, unngår vi problemet med mange 0-observasjoner. Estimering av paneldata modeller blir derfor enklere.

Når det gjelder noen av variablene som blir benyttet i modellene, er det gjort noen tilnærminger som man kan stille spørsmål ved.

Rentevariabelen varierer kun for år og ikke for kommune, dvs det er den samme renten for hele landet. Denne tilnærmingen gjør dataene noe usikre, da rentevariabelen skal illustrere den renten skogeieren står overfor. Det er mest trolig at renten vil variere mellom ulike skogeiere, og at denne tilnærmingen derfor blir litt ”grov”. Renten i mitt datasett er også dagens rente, og ikke fremtidig rente som i teorien.

Driftsutgifter blir kun samlet inn på distrikts- eller fylkesnivå, og heller ikke for hvert år. Tallene for driftsutgifter for årene 1990 til 2000 er kun estimerte verdier på fylkesnivå basert på enkelte års observasjoner. De estimerte verdiene er kommet frem til ved lineær regresjon, og gir en tydelig synkende tendens. Det er usikkert hvor riktig dette blir i forhold til den reelle driftsutgiften den enkelte skogeier i den enkelte kommune står overfor.

Prisforventningen (fremtidig pris) bygger på tidligere års priser, og teorien om at skogeieren venter at tømmerprisen går mot et ”normalt nivå”. Det ligger noe usikkerhet i hvor ”riktig” dette er.

7.2 Metoder

OLS, eller vanlig minste kvadraters metode, er den metoden som er benyttet i denne undersøkelsen. I tillegg har vi kjørt tester med modeller med faste effekter og modeller med tilfeldige effekter.

I modellene med vanlig minste kvadraters metode er det ett felles konstantledd for alle kommunene, dvs at forventningen til kommunene er lik. I modellene med faste effekter er det ett individuelt spesifikt konstantledd for hver enkelt kommune. Her kan mye av variasjonen i datamaterialet ”brukes” og fanges opp i konstantleddet. Modellene med tilfeldige effekter er en slags mellomting mellom disse to variantene. Forventningen til variabelen er lik for de forskjellige kommunene, men det gis mulighet til tilfeldig variasjon.

Priselastisitetene i modellene med faste effekter og modellene med tilfeldige effekter er mer realistiske enn i modellene med vanlig minste kvadraters metode, sammenlignet med tidligere studier og det som var forventet. Resultatene viser at det er forskjeller i tilbudet i kommunene som ikke blir observert i datamaterialet, og da er modeller som tar hensyn til dette å foretrekke. I modeller med tilfeldige effekter gis det muligheter for å variere konstantleddet, uten at for mye av variasjonen i materialet fanges opp i konstantleddet (Som i for eksempel modeller med faste effekter).

I modellene har det også vært en tendens til at Durbin-Watson testen har gitt noe lave verdier, noe som tyder på at det er autokorrelasjon i feilleddene. Dette er et brudd på forutsetningene til OLS-estimatoren, og gjør at andre estimatorer er mer egnet til denne analysen. I slike tilfeller vil GLS (Generalized Least Squares) være en bedre egnet metode, og gi den beste lineære forventningsrette estimatoren. RE-modeller, eller modeller med tilfeldige effekter, er

basert på GLS-estimatoren, og flere ting tyder på at denne metoden vil være den beste i dette tilfellet.

7.3 Resultater

Sagtømmer

Jeg vil først se på resultatene for sagtømmer. Under følger en tabell med oppsummering av de forskjellige modellene og deres resultater.

Tabell 7.1. Estimerte koeffisienter og p-verdier for sagtømmermodeller

	Modell 1		Modell 2		Modell 3		Modell 4	
	Koeffisient	P-verdi	Koeffisient	P-verdi	Koeffisient	P-verdi	Koeffisient	P-verdi
Konstant	-16,16	0,0000	-10,98	0,0000			-9,51	0,0000
PSL	1,44	0,0000	1,76	0,0000	0,54	0,5691	0,15	0,1536
PSTL	-0,25	0,2163	-0,27	0,2247	-0,49	0,0000	-0,51	0,0000
PML	1,34	0,0000	1,57	0,0000	0,77	0,0000	0,90	0,0000
PMTL	1,37	0,0000	1,74	0,0000	0,14	0,1282	0,21	0,0349
UTGIFTL	-2,55	0,0000	-4,16	0,0000	-0,17	0,0938	-0,24	0,0218
RENTE	-2,20	0,0001	-0,74	0,2185	-0,23	0,9372	-0,57	0,0650
VOLUML	1,12	0,0000	0,24	0,0000	0,79	0,0000	1,11	0,0000
STORM91	0,99	0,0003	0,99	0,0009	1,11	0,0000	1,08	0,0000
STORM92	1,66	0,0000	1,77	0,0000	1,46	0,0000	1,47	0,0000
STORM93	1,57	0,0000	1,84	0,0000	1,17	0,0000	1,20	0,0000

Hypotesene sier at stående volum virker positivt inn på tømmertilbudet, og at tømmerpris og forventet tømmerpris har et tvetydig fortegn. Driftsutgifter og rente skal i teorien virke negativt på tømmertilbudet. Ut fra tabell 7.1 er tendensen i modell 1-4, hvor krysspriseffekten er inkludert, at sagtømmerpris, massevirkepris, forventet massevirkepris og stående volum virker positivt inn på tømmertilbudet. Forventet sagtømmerpris, driftsutgifter og rente virker negativt inn på tømmertilbudet. Empiri og teori stemmer således bra overens. Forventet fortegn på pris og prisforventning for massevirke er i teorien tvetydig, men her ser vi en klar positiv tendens. Rentevariabelen viser en klar negativ tendens, men er kun signifikant i modell 1. Usikkerheten rundt rentevariabelen er diskutert under kapittel 7.1 Datamaterialet. Pris og

prisforventning for sagtømmer er ikke signifikant i modellene med faste og tilfeldige effekter. I tabell 6.5 ser vi at det er høy korrelasjon mellom pris på sagtømmer og pris på massevirke. Det kan kanskje forklare hvorfor PS ikke er signifikant.

Når det gjelder estimatene på elastisitetene, ser vi at de ligger generelt høyt for de modellene med vanlig minste kvadraters metode, i overkant av hva som er funnet ved tidligere undersøkelser, bl.a. Rørstad (1990), Bolkesjø (1999) og Sande (2000). I modellene med faste og tilfeldige effekter (modell 3 og 4) ser vi derimot at elastisitetene ligger generelt på et lavere nivå, og mer realistisk i forhold til forventningen. Sagtømmerprisen er derimot ikke signifikant i disse tilfellene.

En annen interessant observasjon i modell 3 og 4 er at massevirkeprisen har en høyere egenverdi enn sagtømmerprisen. Det vil si at vi har en positiv krysspriseffekt i disse modellen, og at massevirkeprisen har større betydning for avvirket kvantum av sagtømmer enn sagtømmerprisen. Noen sagbruk har hevdet at lav massevirkepris fører til at et mindre kvantum sagtømmer blir hogd. Resultatene i disse modellene bekrefter dette, men det er også høy korrelasjon mellom massevirkepris og sagtømmerpris.

På grunn av høy korrelasjon mellom pris på sagtømmer og pris på massevirke, ble det testet modeller hvor pris og prisforventning for massevirke er utelatt. Se tabell 7.2 for resultater.

Tabell 7.2. Estimerte koeffisienter og p-verdier for sagtømmermodell uten krysspriseffekt.

	Modell 5		Modell 6		Modell 7	
	Koeffisient	P-verdi	Koeffisient	P-verdi	Koeffisient	P-verdi
Konstant	-19,45	0,0000			-11,30	0,0000
PSL	2,38	0,0000	0,37	0,0000	0,52	0,0000
PSTL	1,17	0,0000	-0,10	0,2683	-0,12	0,8923
UTGIFTL	-1,69	0,0000	0,37	0,0000	0,45	0,0000
RENTE	-1,09	0,0525	-0,53	0,8585	-0,63	0,0241
VOLUML	1,11	0,0000	0,72	0,0000	1,07	0,0000
STORM91	0,99	0,0005	1,10	0,0000	1,07	0,0000
STORM92	1,69	0,0000	1,43	0,0000	1,45	0,0000
STORM93	1,66	0,0000	1,14	0,0000	1,16	0,0000

For modell 5 ser vi samme tendensen som for modell 1, bortsett fra at prisforventningen for sagtømmer er positiv. I modellen for faste effekter og modellen for tilfeldige effekter (henholdsvis modell 6 og 7) får vi derimot et ganske overraskende resultat. Her får variabelen for driftsutgifter et positivt fortegn, dvs at tømmertilbudet øker når driftsutgiftene øker. Dette stemmer ikke overens med teorien.

Usikkerheten rundt driftsutgiftene og datafeil/målefeil er diskutert under datamaterialet, og kan kanskje ha en medvirkende årsak til det avvikende resultatet. En annen forklaring kan være en form for markedssvikt, og at dette har en innvirkning på resultatet. Mange skogeierforeninger har egeninteresser i driftsapparatet, og kan på denne måten være med på å påvirke skogeiere til å avvirke i perioder hvor aktivitetsnivået i skogen er lavt og driftsutgiftene noe høyere. I andre tilfeller kan det oppstå et simultanitetsproblem. I perioder med høye tømmerpriser og stor etterspørsel etter entreprenører, kan vi få en situasjon hvor også driftsutgiftene blir høyere og vi finner simultanitet mellom tømmerpris og driftsutgifter. Hvis dette er tilfellet, burde modeller som tar hensyn til dette, for eksempel 2SLS, benyttes.

I tabell 6.5 ser vi at det er ganske høy korrelasjon mellom rente og driftsutgifter, og begge variablene har en synkende tendens over tid. Dette kan føre til at effekten av disse variablene går litt om hverandre.

Massevirke

I tabell 7.3 ser vi resultatene fra massevirkemodellene med krysspriseffekt inkludert.

I modellene med vanlig minste kvadraters metode ser vi nå at rentevariabelen er blitt positiv, i motsetning til i sagtømmermodellene. Priselastisiteten ligger også her i overkant av hva som er funnet tidligere.

I modellene for faste effekter og tilfeldige effekter får vi et litt overraskende resultat, da driftsutgiftene får et positivt fortegn. Både rentevariabelen og variablene for driftsutgifter er positive i modell 3 og 4 for massevirke, mens de hadde motsatt fortegn i de samme modellene for sagtømmer. Se tabell 7.3.

Priselastisitetene i modell 3 og 4 er derimot mer forventningsrette.

Tabell 7.3. Estimerte koeffisienter og p-verdier for massevirkemodeller

	Modell 2 -							
	Modell 1-QML		QMHAAL		Modell 3 - FE		Modell 4 - RE	
	Koeffisient	P-verdi	Koeffisient	P-verdi	Koeffisient	P-verdi	Koeffisient	P-verdi
Konstant	-17,47	0,0000	-12,34	0,0000			-16,02	0,0000
PML	1,59	0,0000	1,82	0,0000	0,98	0,0000	1,07	0,0000
PMTL	1,38	0,0000	1,75	0,0000	0,30	0,0047	0,43	0,0001
PSL	0,73	0,0000	1,04	0,0000	0,76	0,9444	0,51	0,6479
PSTL	-0,96	0,5829	-0,10	0,6001	0,77	0,9498	-0,64	0,6070
UTGIFTL	-1,69	0,0000	-3,30	0,0000	0,40	0,0005	0,28	0,7954
RENTE	0,80	0,0929	2,24	0,0000	1,58	0,0000	1,91	0,0000
VOLUML	1,02	0,0000	0,15	0,0000	1,34	0,0000	1,17	0,0000
STORM85	1,00	0,0336	0,72	0,1688	0,65	0,0339	0,69	0,0301
STORM86	0,93	0,0159	1,00	0,0189	0,74	0,0032	0,77	0,0030
STORM91	0,98	0,0000	0,98	0,0002	0,96	0,0000	0,96	0,0000
STORM92	1,62	0,0000	1,73	0,0000	1,47	0,0000	1,48	0,0000
STORM93	1,94	0,0000	2,21	0,0000	1,67	0,0000	1,70	0,0000
STORM94	1,55	0,0001	1,99	0,0000	1,75	0,0000	1,76	0,0000

Den samme tendensen kan vi observere i modellene hvor pris og prisforventning for sagtømmer er utelatt. Også her får driftsutgifter et positivt fortegn, og dette stemmer ikke overens med det vi hadde forventet. Se tabell 7.4. Priselastisitetene varierer mye mellom modellene med vanlig minste kvadraters metode og modellen med faste og tilfeldige effekter.

En overraskende tendens som er observert i modellene er at rentevariabelen er positiv i massevirkemodellen og negativ i sagtømmermodellene. Det er lite sannsynlig at det er slik i virkeligheten. Usikkerheten rundt rentevariabelen er diskutert tidligere, men trolig er rentevariabelen lite representativ for den renten den enkelte skogeier rundt om i landet står overfor. Rentevariabelen foreligger kun på landsnivå, og dette blir en veldig grov inndeling. Samtidig er rentevariabelen og driftsutgiftene høyt korrelerte, og effektene kan gå litt om hverandre.

Tabell 7.4. Estimerte koeffisienter og p-verdier for massevirkemodell uten krysspriseffekt.

	Modell 5		Modell 6		Modell 7	
	Koeffisient	P-verdi	Koeffisient	P-verdi	Koeffisient	P-verdi
Konstant	-15,18	0,0000			-16,15	0,0000
PML	2,01	0,0000	0,99	0,0000	1,07	0,0000
PMTL	1,29	0,0000	0,30	0,0017	0,40	0,0000
UTGIFTL	-1,79	0,0000	0,40	0,0002	0,60	0,5397
RENTE	1,03	0,0218	1,60	0,0000	1,86	0,0000
VOLUML	1,03	0,0000	1,34	0,0000	1,17	0,0000
STORM85	1,00	0,0342	0,65	0,0340	0,69	0,0255
STORM86	0,95	0,0137	0,74	0,0032	0,77	0,0023
STORM91	0,95	0,0001	0,96	0,0000	0,96	0,0000
STORM92	1,52	0,0000	1,47	0,0000	1,47	0,0000
STORM93	1,84	0,0000	1,66	0,0000	1,69	0,0000
STORM94	1,58	0,0000	1,75	0,0000	1,77	0,0000

Elastisiteter

Koeffisientverdiene i tabellene over uttrykker variablenes elastisiteter. Vi kan se at elastisitetene for de enkelte variablene varierer mye avhengig av hvilken modell vi benytter. I modellene med vanlig minste kvadraters metode ligger estimatet for elastisitetene svært høyt sammenlignet med tidligere undersøkelser. Sammenlignet med de resultatene Toppinen og Kuuluvainen fikk i sin undersøkelse, ligger elastisiteten for sagtømmerpris nærmest deres ($=0,16$) ved bruk av sagtømmermodellen med tilfeldige effekter ($=0,15$). Den er derimot ikke signifikant i vårt tilfelle, og krysspriseffekten er inkludert. For massevirkemodellene ligger elastisitetene i min undersøkelse høyere enn for Toppinen og Kuuluvainen ($= 0,41$).

7.4 Modell

Paneldatametoder er med på å fange opp forskjeller i tilbud mellom kommuner.

Høy autokorrelasjon mellom feilleddene i modellene tyder på at viktige forklaringsvariable er utelatt fra modellen. Ekstern inntekt inngikk i den teoretiske delen, men var ikke mulig å måle. Denne variabelen er derfor utelatt fra den empiriske delen. En annen variabel som ikke er inkludert i modellen, og som kanskje kan forklare forskjeller mellom kommuner er eiendomsstruktur. Det er mest sannsynlig at tømmertilbudet fra en kommune med mange små skogeiendommer vil variere fra en kommune med mange store skogeiendommer.

8 KONKLUSJON

Resultatene varierer mye avhengig av om det benyttes vanlig minste kvadraters metode, modell med faste effekter eller modell med tilfeldige effekter. Generelt ligger elastisitetene høyt sammenlignet med tidligere undersøkelser ved bruk av minste kvadraters metode. Det er åpenbart forskjeller mellom kommunene som ikke blir observert i datamaterialet, og det er derfor best å bruke modeller som tar hensyn til dette. Høy autokorrelasjon mellom feilleddene viser at vanlig minste kvadraters metode ikke er den beste forventningsrette estimatoren, mens GLS vil her være den beste metoden. Modeller med tilfeldige effekter er basert på GLS-estimatoren, og vil være de beste for denne analysen.

Variablene for rente og driftsutgifter gir noe overraskende resultater. Rentevariabelen er negativ for sagtømmermodellene og positiv for massevirkemodellene. Driftsutgiftene virker positivt inn på tømmertilbudet i modeller med faste og tilfeldige effekter for massevirke og i modeller med faste effekter og tilfeldige effekter uten krysspriseffekt inkludert i sagtømmermodellene. Ellers er driftsutgiftene negative, som forventet ut fra teorien.

Tømmerprisene virker positivt inn på tømmertilbudet, og det samme gjør stående volum. I modeller inkludert krysspriseffekt, virker massevirkeprisen positivt inn på tømmertilbudet og har høyere egenverdi enn sagtømmerprisen i de samme modellene. Det tyder på en positiv krysspriseffekt, men sagtømmerpris og massevirkepris er høyt korrelerte.

Priselastisitetene varierer mellom 0,15 og 2,38 for sagtømmer, og mellom 0,98 og 2,01 for massevirke. FE- og RE- modellene gir de mest "realistiske" verdiene, sammenlignet med andre undersøkelser.

9 LITTERATURLISTE

ADAMS, D. & HAYNES, R. 1980. The softwood timber assessment market model: structure, projections and policy simulations. Soc. Am. For. For. Sci. Monogr. 22: 64 pp

BAARDSSEN, S. 1999. Økonometriske emner. Forelesningsnotat til kurset RØP 204. Institutt for skogfag, NLH, Ås. 11s.

BAARDSSEN, S., NYRUD, A.Q. & VEIDAHN, A. 1997. Analyser av de norske tømmermarkedene. I: Eid, T., Hoen, H.F. og Solberg, B. (Red): Festskrift til ære for professorene John Eid, Sveinung Nersten og Asbjørn Svendsrud, Meddelser fra Skogforsk, 48. (1): 17-44.

Biørn, E. 2000. Økonometrisk analyse av paneldata – en innføring. Del I (kapitlene 1-6). Kompendium Samfunnsøkonomi, Doktorgradskurs/3.Avdelingskurs – Økonometri. Økonomisk Institutt, Universitetet i Oslo. 403s: 1-15.

BOLKESJØ, T.F. 1999. Evaluering av skattereformen av 1992 – effekten på tømmertilbudet fra norske skogeiere. Hovedoppgave ved Norges landbrukshøgskole, Institutt for skogfag. 50s.

BOLKESJØ, T.F. & BAARDSSEN, S. 2002. Roundwood supply in Norway: micro-level analysis of selfemployed forest owners. Forest Policy and Economics 4 (2002): 55-64.

BOLKESJØ, T.F. & SOLBERG, B. 2003. A panel data analysis of nonindustrial private roundwood supply with emphasis on the price elasticity. Forest Science, Vol 49, No. 4, 2003.

BRÄNNLUND, R. 1988. The Swedish roundwood market. An econometric analysis. Swedish Agricultural University, Department of Forest Economics, Umeå. Rapport 82. 187 pp. ISBN 91-576-3436-X.

GUJARATI, D.N. 1995. Basic econometrics, 3rd edition. McGraw-Hill, Inc. London, Engl. 838s: 52-87.

HETEMÄKI, L. & KUULUVAINEN, J. 1992. Incorporating data and theory in roundwood supply and demand estimation. Am. J. Agric. Econ. 74: 1010-1018.

KOSKELA, E. 1989. Forest taxation and timber supply under price uncertainty: credit rationing in the capital markets. For. Sci. 35: 160-172.

KUULUVAINEN, J. 1989. Nonindustrial private timber supply and credit rationing – microeconomic foundations with empirical evidence from the Finnish case. Sveriges lantbruksuniversitet, Institutionen för skogsekonomi, Rapport 85, 244s.

KUULUVAINEN, J. 1990. Virtual price approach to short-term timber supply under credit rationing. J. Environ. Econ. Manag. 19: 109-126.

KUULUVAINEN, J., HETEMÄKI, L., OLLONQVIST, P., OVASKAINEN, V., PAJUOJA, H., SALO, J., SEPPÄLÄ, H. & TERVO, M. 1988. The Finnish roundwood market: an econometric analysis. Finn. Econ. Pap. 1: 191-201.

KUULUVAINEN, J. & SALO, J. 1991. Timber supply and life cycle harvest of nonindustrial private forest owners: an empirical analysis of the Finnish case. Forest Science, Vol 37. No 4: 1011-1029.

MURRAY, B. C. 1995. Measuring the oligopsony power with shadow prices: U.S. markets for pulpwood and sawlogs. Rev. Econ. Stat. LXXVII: 486-498.

NEWMAN, D. 1987. An econometric analysis of the southern softwood stumpage market: 1950-80. For. Sci. 33: 932-945.

PETERSEN, A.K. 1999. Kombinerte jord- og skogeiendommer – Faktorer som virker inn på aktivitetsnivået i skogen. Hovedfagsoppgave ved Institutt for skogfag, Norges landbrukshøgskole. Ås 59s.

RØRSTAD, P.K. 1990. Faktorer som påvirker tømmertilbudet fra private skogeiere – en økonometrisk analyse. Hovedoppgave ved Institutt for skogfag, NLH. Ås 73s.

RØRSTAD, P.K. & SOLBERG, B. 1992. A tobit analysis of the non-industrial private timbersupply behaviour in Norway. In: Solberg, B. (ed.): Proceedings of the biennial meeting of the Scandinavian Society of Forest Economics, Gausdal, Norway, April 1991. Scandinavian Journal of Forest Economics 33: 352-371.

SANDE, J.B. 2000. Faktorer som virker inn på tilbud av tømmer fra norske skogeiendommer – en økonometrisk analyse av paneldata. Hovedfagsoppgave i skogøkonomi ved institutt for skogfag, Norges landbrukshøgskole, 121s.

SSB, 2002a. Skogavvirkning for salg. Foreløpige tall, 2002. Laveste hogstkvantum på 25 år. Maskinlesbar fil. URL: <http://www.ssb.no/emner/10/04/20/skogav/arkiv/>

SSB, 2002b. Om statistikken. Skogavvirkning for salg. Maskinlesbar fil. URL: <http://www.ssb.no/emner/10/04/20/skogav/om.html>

SSB, 2004a. Tabell 7. Konsumprisindeksen fra 1865. 1998 = 100. Maskinlesbar fil. URL: <http://www.ssb.no/kpi/1-7t.html>

SSB, 2004b. Gjennomsnittlig utlånsrente, prisstigning, beregnet realrente, innskuddsrente, og effektiv rente for innenlands obligasjoner 31 des 1953-2002. Maskinlesbar fil. URL: <http://www.ssb.no/histstat/aarbok/ht-11-624.html>

TOPPINEN, A. & KUULUVAINEN, J. 1997. Structural changes in sawlog and pulpwood markets in Finland. Scand. J. For. Res. 12: 382-389.

VADLA, K. 1987. Avvirkning av skogsvirke gjennom driftsåret. Rapport 5/87. Norsk institutt for skogforskning. NLH, Ås 20s.