

En økonometrisk analyse av tilbud og
etterspørsel etter tømmer i sju europeiske land

An econometric analysis of supply and
demand of roundwood in seven European
countries

Av
Torgrim Tunes

Mastergradsoppgave, Ås 31. mai 2004.
Institutt for naturforvaltning
Norges landbrukshøgskole



Forord

Dette arbeidet er en mastergradsoppgave ved Institutt for naturforvaltning (INA), Norges landbrukshøgskole. Den er skrevet innenfor fagfeltet ressursøkonomi og planlegging og markerer slutten på et femårig mastergradstudium i Skog, Miljø og Industri.

Økonomi og statistikk er fagretninger som jeg finner meget interessante og da denne oppgaven ble presentert visste jeg at dette var det jeg ville fordype meg i på slutten av studiet.

Jeg vil rette en kjempestor takk til mine veiledere, professor Birger Solberg og forsker Torjus Folsland Bolkesjø ved Institutt for naturforvaltning. Uten deres råd, veiledning og tilgjengelighet gjennom hele prosessen, ville utarbeidelsen av denne oppgaven blitt vanskelig.

Jeg vil også takke andre ansatte ved Institutt for naturforvaltning for gode råd og tips.

Til slutt vil jeg takke medstudentene for et trivelig og inspirerende miljø på lesesalen som ga pågangsmot under veis.

Ås, 31.mai 2004

Torgrim Tunes

Sammendrag	5
Summary	7
1 Innledning	9
1.1 Bakgrunn	9
1.2 Tidligere arbeider	9
1.3 Problemstilling og struktur i oppgaven	9
2 Teori.....	11
2.1 Etterspørsel etter skogprodukter.....	11
2.2 Tilbud av skogindustriprodukter	12
2.2.1 Tilpasningen i det helt korte løp.....	12
2.2.2 Tilpasningen i det korte løp.....	12
2.2.3 Tilpasningen i det lange løp	12
2.2.4 Den økonomiske tilpasningen	13
2.3 Tilbud av tømmer	14
2.3.1 Langløpsmodeller.....	15
2.3.2 Kortløpsmodeller.....	16
3 Materiale og statistisk metode.....	17
3.1 Innsamling av data	17
3.2 Valg av statistisk modell	18
3.2.1 Log-lineære modeller for tilbud av sagtømmer og massevirke.....	18
3.2.2 Log-lineære modeller for etterspørsel etter sagtømmer og massevirke	19
3.2.3 Lineære modeller.....	20
3.2.4 Semi log-lineære modeller	21
3.2.5 Andre modeller.....	22
3.2.6 Modeller der regionene Niedersachsen og Bayern ble fjernet	22
3.2.6.1 Modeller slik som de var tenkt i utgangspunktet, men med Bayern og Niedersachsen fjernet.....	22
3.2.6.2 Modeller med aggregert kvantum av sagtømmer og massevirke.....	23
3.2.6.3 Et alternativ til modellen beskrevet i kapittel 3.2.6.2.....	24
3.2.6.4 Modell med reell rente i stedet for nominell rente som forklaringsvariabel	24
3.2.7 Hvordan analysen ble kjørt i Limdep	24
3.3 Problemer som kan forekomme i datamaterialet.....	25
3.3.1 Heteroskedastisitet	25
3.3.2 Autokorrelasjon	27
3.3.2.1 Durbin-Watson test	29
3.3.2.2 Breusch-Godfrey testen.....	30
3.3.3 Simultanitet	31
3.4 Generelt om tolking av resultatene i Limdep	32
3.5 Litt om dummyvariabler.....	33
3.6 Priselastisitet.....	35
4 Resultater	36
4.1 Innledning.....	36
4.2 Log-lineære modeller	37
4.3 Lineære modeller.....	38
4.4 Semi log-lineære modeller	39
4.5 Andre modeller.....	40

4.6	Modeller der regionene Niedersachsen og Bayern ble fjernet	41
4.6.1	Log-lineære modeller	41
4.6.2	Lineære modeller.....	43
4.6.3	Semi log-lineære modeller	44
4.6.4	Modeller med aggregert kvantum av sagtømmer og massevirke.....	46
4.6.4.1	Et alternativ til modellen beskrevet i kapittel 3.2.6.2.....	48
4.6.4.2	Modell med reell rente i stedet for nominell rente som forklaringsvariabel	49
5	Diskusjon.....	50
5.1	Materiale og metode.....	50
5.2	Bestemme en modell	51
5.2.1	Log-lineære modeller	52
5.2.2	Lineære modeller.....	53
5.2.3	Semi log-lineære modeller	54
5.3	Andre modeller.....	56
5.4	Modeller der regionene Niedersachsen og Bayern ble fjernet	56
5.4.1	Log-lineære modeller	56
5.4.2	Lineære modeller.....	57
5.4.3	Semi log-lineære modeller	58
5.4.4	Modeller med aggregert kvantum av sagtømmer og massevirke.....	58
5.4.4.1	Tilbud	59
5.4.4.2	Etterspørsel.....	60
5.4.4.3	Dummyvariable	61
5.4.4.4	Et alternativ til modellen beskrevet i kapittel 3.2.6.2.....	62
5.4.4.5	Modell med reell rente som forklaringsvariabel	62
5.5	En samlet vurdering av arbeidet og resultatene	62
5.6	Videre arbeid	63
6	Konklusjon.....	64
7	Litteraturliste.....	65

Sammendrag

Skogbruket har vært og er en viktig del av industrien for mange land. Skogsektoren inkluderer hele verdikjeden, fra hogst til ferdig produkt, og i denne verdikjeden er det mange faktorer som spiller inn på avgjørelser som tas. For planlegging og investering i skogbruket og skogindustrien er det derfor viktig å ha gode prognoser for den fremtidige utviklingen av tilbud og etterspørsel etter tømmer og skogprodukter.

Hovedmålet med denne oppgaven var å analysere hvilke faktorer som forklarer tilbudt og etterspurt mengde sagtømmer og massevirke for sju forskjellige land i Europa. (Norge, Sverige, Finland, Frankrike, Tyskland, Østerrike og Sveits). I tillegg har oppgaven to delmål som vil være å avdekke eventuelle ulikheter mellom hvert land og mellom landene delt inn i regioner etter likheter med hensyn til geografisk beliggenhet og omsetningsmønster.

I oppgaven har det vært spesielt viktig å estimere priselastisiteten på sagtømmer og massevirke, og hvordan stående volum av skogsvirke påvirker tilbudt mengde sagtømmer og massevirke, fordi det er her en mangler mest analyser på europeisk nivå.

Ut fra økonomisk teori og tidligere lignende analyser, samt samtaler med forsker Torjus Bolkesjø og professor Birger Solberg, ble tre variable valgt ut til å forklare tilbudsmodellen (pris tømmer, rente og stående volum), og fire variable plukket ut til å forklare etterspørselsmodellen (pris tømmer, produktpris (trelast eller papir), bruttonasjonalprodukt, avvirket kvantum sagtømmer året før eller avvirket kvantum massevirke året før. Dette er vanlige forklaringsvariable i tilbuds- og etterspørselsfunksjoner for tømmer. Dataene som analysene bygger på er gode og i utgangspunktet er det ingenting som tyder på at analysen er kjørt på et dårlig datagrunnlag, med unntak av de tyske dataene. Disse ble også fjernet fra datamaterialet.

Analysene benytter paneldatamodeller og bekrefter at reell veid innlandspris på tømmer ($\ln$ Pris (Veid)) og stående volum ($\ln$ Stående volum) er relevante forklaringsvariable for tilbud av tømmer i de seks landene. Under forutsetning av lik elastisitet i landene som er analysert, blir priselastisiteten estimert til 0,14, og elastisiteten for stående volum til 0,58.

For etterspørsel etter tømmer er det reell veid innlandspris på tømmer ($\ln \text{Pris (Veid)}$), produktpris på papir og trelast ($\ln \text{Veid Pris trelast}$ og $\ln \text{Veid Pris papir}$), og laggede variable for både avvirket kvantum sagtømmer og massevirke ($\ln \text{avvirket sagtømmer}$ og $\ln \text{avvirket massevirke}$) som er relevante forklaringsvariable. Priselastisiteten for alle landene samlet ble $-0,50$.

Forklaringsvariabelen rente er en nominell diskonteringsrente, mens prisene som er brukt både for innlands tømmerpris og produktpris på papir og trelast er reelle priser. Dersom det hadde vært mer tid til analyser, ville det vært hensiktsmessig å utføre disse med realrente som forklaringsfaktor. Det hadde i tillegg vært interessant å analysere modeller som åpner for muligheten til å teste om det er forskjeller i priselastisitet mellom landene.

Summary

Forestry have been and still are an important part of the industry in many countries. The forest sector includes the whole chain of value, from logging to the finished product, and decisionmaking are affected by the different factors within the chain. For the planning and investment of forestry and forest industry are there important to have good prognoses of the future development of supply and demand for logs and forest products.

The main purpose of this thesis has been to analyse which factors that explain the supply and demand of sawtimber and pulpwood in seven different European countries (Norway, Sweden, Finland, France, Germany, Austria and Switzerland). In addition the thesis have two learning objective, to uncover possible differences between each country and between the countries, divided into regions after similarity of geographic position and pattern of turnover.

Especially important in this thesis has been to estimate price elasticity of sawtimber and pulpwood, and how standing volume of lumber affect the offered amount of sawtimber and pulpwood. Its important because the lack of such analysis at European level.

Out of economic theory and earlier similar analyses, together with researcher Torjus Bolkesjø and professor Birger Solberg, three variables were picked out to explain the supply model (price round timber, interest rate and standing volume), and four variables picked out to explain the demand model (price round timber, product price (timber or paper), gross national product and cut quantum sawtimber the year before or cut quantum pulpwood the year before). This are normal explanatory variables in demand- and supply functions for round timber. Data material that the analyses are build on are good and at the starting point nothing indicates that the analyses are run on a poor data basis, except the German data. This were eliminated from the data material.

Analyses employs panel-models and confirm that weighted inland prices on round timber ($\ln \text{Pris(Veid)}$) and standing volume ($\ln \text{Stående volum}$) are relevant explanatory variables for demand of round timber in the six countries. Under the assumption of equal elasticity in the countries that are analysed, the price elasticity is estimated to 0,14, and the elasticity of standing volume to 0,58.

For the demand of round timber weighted inland prices on round timber ($\ln \text{Pris}(\text{Veid})$), product price of paper and lumber ($\ln \text{Veid Pris trelast}$ and $\ln \text{veid Pris papir}$), and $Y(t-1)$ variable for both cut quantum sawtimber and pulpwood ($\ln \text{avvirket sagtømmer}$ and $\ln \text{avvirket massevirke}$) are relevant explanatory variable. Price elasticity for all of the countries together were $-0,50$.

The explanatory variable, interest rate is a nominal discounting rate, while the prices used for inland timber-prices and product prices on paper and lumber are real prices. If it had been more time for analyses, would it have been appropriate to carry out these with real interest rate as the explanatory factor. In addition it would also have been interesting to analyse models, that open up the possibility to test if there are differences in price elasticity between the countries.

1 Innledning

1.1 Bakgrunn

Skogbruket har vært og er en viktig del av industrien for mange land. Skogsektoren inkluderer hele verdikjeden, fra hogst til ferdig produkt, og i denne verdikjeden er det mange faktorer som spiller inn på avgjørelser som tas. For planlegging og investering i skogbruket og skogindustrien er det derfor viktig å ha gode prognoser for den fremtidige utviklingen av tilbud og etterspørsel etter tømmer og skogprodukter. Spesielt viktig er det å få gode estimater på priselastisitet og hvordan stående volum påvirker tilbudet. Analysene kan også hjelpe oss med å forstå hvordan tømmermarkeder reagerer på endringer til ulike faktorer. I denne oppgaven blir data for åtte regioner analysert samlet for å ha muligheten til å se på likheter og ulikheter mellom regionene. Fordelen er at samme metode og datamaterialet blir brukt for alle regionene som er med, dermed kan vi sammenligne regionene mot hverandre, hver for seg, eller i grupper som er like.

1.2 Tidligere arbeider

Det har vært gjort mange økonometriske analyser av tømmermarkeder i forskjellige land i Europa. Solberg & Moiseyev (1997) gir en oversikt over analyser som er gjort i flere land. De fleste analysene har tatt for seg et enkelt land og analysert dette, Brännlund (1988), Kuuluvainen & Toppinen (1997) og Baardsen (1998) er slike eksempler. Forklaringsvariable som blir brukt er mange, for eksempel pris, rentenivå, lønnskostnader, ferdigproduktpriser og inntekt.

1.3 Problemstilling og struktur i oppgaven

Hovedmålet med denne oppgaven er å analysere hvilke faktorer som forklarer tilbudt og etterspurt mengde sagtømmer og massevirke for sju forskjellige land i Europa.

I oppgaven har det vært spesielt viktig å estimere priselastisiteten på sagtømmer og massevirke, og hvordan stående volum av skogsvirke påvirker tilbudt mengde sagtømmer og massevirke, fordi det er her en mangler mest analyser på europeisk nivå. Når resultatene skal diskuteres er det disse to forklaringsvariable som vil bli diskutert mest.

I tillegg har oppgaven to delmål som vil være å avdekke eventuelle ulikheter mellom hvert land og mellom landene delt inn i regioner etter likheter med hensyn til geografisk

beliggenhet og omsetningsmønster. Et siste mål med oppgaven er å gjennomgå aktuell teori for å beskrive tømmermarkedet.

Først i oppgaven blir teorien som ligger bak tilbud og etterspørsel etter tømmer og skogindustriprodukter presentert. Dette gjøres for å kunne bestemme hvilke variable som bør være med i en økonometrisk modell. Deretter presenteres datamaterialet og statistiske metoder som er benyttet. Disse to kapitlene danner grunnlaget for resultatdelen der en presenterer hvilke variable som er funnet relevante til å forklare tilbud og etterspørsel etter tømmer. I diskusjonskapittelet blir estimatene diskutert og vurdert, med vekt på hvilke resultater som er sikre og hvilke estimer som er mindre sikre. Eventuelle deler av arbeidet som burde vært gjort annerledes, blir omtalt i en del av dette kapittelet. Til slutt tar konklusjonskapittelet for seg de viktigste resultatene i oppgaven.

2 Teori

I dette kapittelet vil jeg beskrive teori for hvilke faktorer som påvirker tilbud og etterspørsel. Dette er viktig for utarbeidelsen av de økonometriske modellene.

2.1 Etterspørsel etter skogprodukter

Etterspørselen fra konsumentene ligger til grunn for markedets etterspørsel etter ulike produkter (goder), for eksempel skogindustriprodukter som trelast og avisepapir. Når et skogprodukt er et direkte forbruksgode (for eksempel ved til brensel, toalettpapir, skrivepapir osv), kan vi beskrive etterspørselen etter dette godet som *konsumentetterspørsel*

$$X_k = x(p, p_2, \dots, p_n, y) \quad (2.1)$$

der y står for konsumentenes inntekt, p for prisen på det etterspurte skogproduktet og p_i ($i = 2, 3, \dots, n$) for prisen på andre produkter eller goder som konsumentene forbraker (Baardsen 1999).

Tømmer i den industrialiserte delen av verden er bare i sjeldne tilfeller et konsumgode, vanligvis er det en innsatsfaktor i en videre bearbeidingsprosess før det kjøpes av konsumentene. Når tømmeret brukes som en innsatsfaktor, sier vi at tømmeretterspørselen er en faktoretterspørsel. Det er to typer av faktoretterspørsel, *betinget faktoretterspørsel* og *ren faktoretterspørsel*. Betinget faktoretterspørsel kan skrives på følgende måte:

$$X_f^e = x_f^e(x_p, p_2, \dots, p_n) \quad (2.2)$$

der x_p er produsert mengde av vedkommende skogindustriprodukt, og p_i ($i = 2, \dots, n$) står for faktorpris i . Denne type etterspørsel kommer frem ved kostnadsminimering, dvs. i situasjoner der mengden som skal produseres allerede er gitt utenfra (eksogent). Det andre alternativet, ren faktoretterspørsel, kan skrives på følgende måte:

$$X_f^e = x_f^e(p, p_2, \dots, p_n) \quad (2.3)$$

der p er prisen på vedkommende skogprodukt og p_i ($i = 2, \dots, n$) er faktorpris i . Denne type etterspørsel kommer frem ved profittmaksimering, dvs. i situasjoner der man bestemmer hvor mye som skal produseres i tillegg til å kostnadsminimere. For en og samme produktmengde sammenfaller de to faktoretterspørselskurvene (Baardsen 1999).

I etterspørselsanalyser brukes flere ulike forklaringsvariable for å finne ut hva som påvirker etterspørselen, og i enkelte analyser kombineres konsumentetterspørsel og faktoretterspørsel. Eksempel på mikroøkonomiske forklaringsvariable er først og fremst priser på etterspurt gode

og disponibel inntekt per innbygger, men også andre variable som tekniske endringer, populasjonsforandring, priser på substituttprodukt, valutakurser, realrente, eksport- og importpriser. Et vanlig mål på inntekt per innbygger er BNP per innbygger (Baardsen 1999).

2.2 Tilbud av skogindustriprodukter

Baardsen (1999) gir en beskrivelse av hvordan den økonomiske tilpasningen for en bedrift er ut fra hvilket perspektiv man bruker. Tilpasningen i det helt korte løp er ikke lik tilpasningen i et kort løp eller i et lengre løp.

2.2.1 Tilpasningen i det helt korte løp

Med det helt korte løp tenker vi oss varigheten av en produksjonsperiode der produksjonsplanen ligger helt fast, for eksempel en dag. Det er bestemt hva som skal produseres og selv om etterspørselen skulle skifte i løpet av perioden, slik at prisen forandres, vil ikke dette ha noen effekt på produksjonen i det helt korte løp. I dette tilfellet vil bedriftens tilbudskurve bli en vertikal linje, dvs. uavhengig av pris.

2.2.2 Tilpasningen i det korte løp

Dette er den tradisjonelle "korte løp" tilpasningen der produsenten tilpasser produksjonen til markedsprisen uten å investere i ny produksjonskapasitet, legge ned gammel kapasitet eller endre teknologien på annen måte. Produsenten vil i dette tilfellet tilpasse produksjonen slik at marginalkostnaden blir lik markedsprisen, og overskuddet (profitten) er definert som differansen mellom denne prisen og gjennomsnittskostnaden multiplisert med produsert mengde.

2.2.3 Tilpasningen i det lange løp

Den økonomiske tilpasningen i det lange løp er definert ved at alle innsatsfaktorer er variable, dvs. at produsentene kan endre størrelsen eller kapasiteten på bedriften. Baardsen (1999) har forklart dette inngående og kommer til at resultatet av en slik tilpasning er at den enkelte profittmaksimerende bedrift tilpasser seg slik at langtidsmarginalkostnad og langtidsgjennomsnittskostnad er lik prisen. Dette skjer fordi det stadig kommer flere aktører på markedet som ser at det er mulig å tjene penger i dette segmentet. Tilbudskurven skifter til høyre og det oppstår en ny og lavere produktpris. Bedriften vil tilpasse seg på nytt og reduserer sin gjennomsnittskostnad (for eksempel ved å redusere kapasiteten ved anlegget) for å fremdeles opprettholde en positiv profitt. Slik kan vi tenke oss at bedriften stadig blir stilt

overfor nye konkurrenter med skift i gjennomsnittskostnadskurven som resultat. Dette fortsetter til vi får gjennomsnittskostnadskurven på lang sikt og den tilsvarende marginalkostnadskurven kan defineres som den korttidsmarginalkostnadskurven som skjærer langtidsgjennomsnittskostnadskurven i dens minimum. Dette bli også prisnivået. Bedriften sitter igjen med null økonomisk profitt, men har normal profitt innebygd i sine kostnadsfunksjoner og vil derfor kunne forbli i næringen.

Resonnementet ovenfor indikerer at ulike bedrifter kan ha ulik teknologi. Hvis alle teknologier ikke er kjent for alle bedrifter, eller fordi det tar tid for en bedrift å tilpasse seg ny teknologi, vil de mest effektive bedriftene på kort sikt oppnå profitt ved en pris der andre bedrifter kun oppnår normal profitt. Denne profitten kalles en økonomisk rente eller en grunnrente, men dersom denne grunnrenten skyldes en fordel som etter hvert vil komme de andre bedriftene til gode, for eksempel at de andre bedriftene får tilgang til samme type teknologi, kalles den for kvasirente. Dersom grunnrenten skyldes mer konstante forhold som for eksempel et skogbestands høye bonitet eller beliggenhet nærmere industri har vi med en ren grunnrente å gjøre.

2.2.4 Den økonomiske tilpasningen

Når den økonomiske tilpasningen skal beskrives, forutsettes det at produsenten ønsker å tjene mest mulig, dvs. maksimere profitten. Vi tar derfor utgangspunkt i profitten og sier at profitt er salgsinntekter, produktpris (p) multiplisert med produktmengde (y), fratrasket produksjonskostnader, faktorpris (w) multiplisert med faktorbruk (x). Funksjonen blir som følger: $\pi = \text{Inntekter} - \text{Kostnader} = p * f(x) - w * x$. (2.4)

I følge forutsetningene for frikonkurransemodellen er en enkelt produsent for liten til å påvirke prisene, faktor- og produktprisene oppfattes derfor som konstante. Dermed blir produktfunksjonen det variable element. Sammenhengen mellom faktorbruk og produkt er som følger, $y = f(x)$ der produktmengde (y) bestemmes som en funksjon av faktorbruken (x). Profittfunksjonen kan nå skrives på en mer vanlig måte: $\Pi = p * y - C(w,y)$, der inntektene blir en lineær sammenheng mellom produktpris og produktmengde, mens kostnadene er gitt som en ny funksjon som avhenger av faktorpris (w) og produksjonsnivå. Den delen av profittfunksjonen som omhandler kostnader, $C(w,y)$, kalles kostnadsfunksjonen (Bergseng

2002). Kostnadsfunksjonen sier at for gitte faktorpriser gir funksjonen kostnadene ved forskjellige faktorkombinasjoner.

Både produktfunksjonen og kostnadsfunksjonen antas å ha en rekke forutsetninger som er gjengitt av Bergseng (2002). Når disse forutsetningene er oppfylt blir profittfunksjonen som beskrevet ovenfor, en funksjon som gir profitt kun som en funksjon av produkt- og faktorpriser. Denne funksjonen har også en rekke forutsetninger. Ut i fra profittfunksjonen kan det finnes svar på noen essensielle spørsmål angående produsentens tilpasning, det første er hvilket produkttilbud produsenten har, et annet er hvilken etterspørsel produsenten har etter innsatsfaktorer. For å finne produkttilbudet kan *Hotellings lemma* brukes, dette sier at profittmaksimerende produkttilbud fremkommer som den første-differensierte av profittfunksjonen med hensyn på produktpris. Ved å derivere profittfunksjonen med hensyn på produktpris får vi altså produsentens tilbudsfunksjon:

$$Y(p,w) = \frac{\partial D(p,w)}{\partial p} = \text{tilbudsfunksjonen} \quad (2.5)$$

Denne funksjonen viser hvordan produkttilbudet fremkommer av produktprisen og faktorprisen. Siden profittfunksjonen er lineært homogen av grad 1 (dette er en av forutsetningene) vil produkttilbudsfunksjonen være homogen av grad 0 i (p,w) . Tolkningen av dette er at dersom produktpris og faktorpris øker proporsjonalt, endres ikke produksjonen og dermed heller ikke tilbudet (Bergseng 2002).

Videre sier Bergseng (2002) at *Hotellings lemma* også kan brukes til å finne profittmaksimerende faktoretterspørsel. Den fremkommer som den negative første-differensierte av profittfunksjonen. Ved å derivere profittfunksjonene med hensyn på faktorpris får vi altså produsentenes faktoretterspørselsfunksjon:

$$x_i(p,w) = \frac{\partial D(p,w)}{\partial w_i} = \text{faktoretterspørselsfunksjonen} \quad (2.6)$$

Det forutsettes at faktoretterspørselsfunksjonen også er homogen av grad 0, slik at proporsjonale endringer i produkt- og faktorpriser heller ikke her gir endringer i produksjonen og dermed ikke endringer i etterspørselen.

2.3 Tilbud av tømmer

Til nå har teorien tatt for seg tilbud og etterspørsel etter skogindustriprodukter, etterspørsel etter tømmer og hvordan en produsent vil tilpasse seg for å oppnå maksimal profitt. I dette avsnittet skal vi se på hvilke faktorer som påvirker tilbudet av tømmer.

Under avsnittet 2.1 *Etterspørsel etter skogprodukter* blir en rekke mikroøkonomiske forklaringsvariable nevnt. I tillegg til disse finnes også flere andre variable som blir brukt til å forklare etterspørsel etter tømmer, for eksempel er pris på ferdig produkt (papir, trelast etc.) og etterspørselen etter sagtømmer/massevirke året før (en lagget variable) vanlige forklaringsvariable (brukt av Brännlund (1988).

I tilbudsfunksjoner for tømmer forekommer mange av de samme forklaringsvariable som i etterspørselsfunksjonene, eksempler på dette kan være pris, rente og teknisk endring over tid.

I tillegg er stående volum i avvirkningsområdet en meget vanlig forklaringsvariabel.

Toppinen & Kuuluvainen (1997) har gjort en tidsserieanalyse av *Structural Changes in Sawlog and Pulpwood Markets* in Finland og i denne analysen brukes laggede variable i stor grad, for eksempel fjorårets rentenivå og fjorårets eksportpriser.

I følge Baardsen (1999) skilles det gjerne mellom flere typer tilbudsmodeller for tømmer, her blir to av disse nevnt;

- ✓ Modeller for det lange løp (long run models eller steady state models)
- ✓ Modeller for det korte løp (short run models)

2.3.1 Langløpsmodeller

Disse modellene forutsetter at kapitalmarkedet er perfekt (dvs. at man kan låne ut og inn til samme rente uten øvrige kostnader), at nåværende og framtidige priser på tømmer og innsatsfaktorer i tømmerproduksjon er kjent og at det ikke vil bli noen tekniske endringer over planleggingshorisonten. Ut fra disse forutsetningene og kjente biologiske og produksjonsmessige sammenhenger, finner disse modellene den skogbehandlingen som har størst nåverdi.

I markedssammenheng har det høyest interesse for oss at langløpsmodellene bygger på økonomisk optimal hogstmodenhetsalder. Hogstmodenhetskriteriet gjør det mulig å aggregere hogstmodent kvantum fra bestandsnivå og helt opp til et markedstilbud. Modellen kan også brukes til å beregne en teknisk tilbudskurve ved å utføre gjentatte beregninger med ulike tømmerpriser. Svakheterne med disse modellene er at endringer i det korte løp ignoreres. Modellen bygger på at etterspørselen er konstant eller at skogeierne ikke bryr seg om endringer i tømmerprisen fra en periode til den neste. I tillegg er det en svakhet at modellene vanligvis ser bort ifra andre goder enn tømmer.

2.3.2 Kortløpsmodeller

I disse modellene forutsettes det at stående volum er konstant. Teoretisk sett bør tømmertilbudet bestemmes ved hjelp av forventet velferdsmaksimering under usikker etterspørsel. I så fall er tilbudet bestemt ved nåværende og forventede priser på tømmer og innsatsfaktorer i tømmerproduksjonen inklusiv grunnrente og brukerkost. Dette har ikke blitt fulgt og i stedet er det mer vanlig å modellere tømmertilbudet som en funksjon av tømmerpris, stående volum og andre forklaringsvariable som nevnt under de to foregående avsnittene (2.3 og 2.3.1).

Det har vært vanlig å bruke tidsseriedata på høyt aggregeringsnivå, men i enkelte analyser er det benyttet tverrsnittsanalyser eller paneldataanalyser på individnivå. Paneldataanalyser er ofte det beste (Baardsen 1999).

I tillegg peker Baardsen (1999) på noen svakheter som går igjen ved disse modellene, blant annet er de for lite teoretisk fundert (variable som teoretisk burde vært med blir ikke brukt) og at de ofte bygger på for dårlige data.

3 Materiale og statistisk metode

3.1 Innsamling av data

Det ble brukt et datamateriale fra EFSOS (European Forest Sector Outlook Study), utarbeidet av Kari Kangas.

I arbeidet med å plukke ut hvilke land i Europa som skulle være med i oppgaven ble det lagt vekt på at statistikken fra landene var korrekte og brukbare, i samtaler med Birger Solberg pekte han blant annet på at statistikk fra Spania, Italia og en del østeuropeiske land kan være befengt med usikre momenter. Land som ikke har produksjon eller forbruk av trevirke i noen særlig grad ble heller ikke tatt med i oppgaven. Ut fra disse antakelsene ble følgende land plukket ut for videre arbeid: Norge, Sverige, Finland, Sveits, Østerrike, Tyskland, Frankrike og Storbritannia (UK). For alle disse landene var det gode data fra EFSOS datasettet, men innlandspriser for tømmer manglet. Produksjonen av ulike sortiment sagtømmer og massevirke var oppgitt men ikke verdien av dette eller en eksakt pris per kubikkmeter. Prisen på tømmer fordelt på ulike sortimenter ble derfor funnet i Finnish Statistical Yearbook of Forestry (2003).

For alle landene unntatt Frankrike, UK og til en viss grad Tyskland ble det funnet god statistikk for både sagtømmer og massevirke fordelt på ulike sortiment. For å få god statistikk for Frankrike, UK og Tyskland ble en e-post sendt til bekjente av Birger Solberg med forespørsel om de kunne finne innenlands tømmerpriser for sagtømmer og massevirke gjerne fordelt på ulike treslag og sortiment fra 1980 frem til og med 2002. Det kom svar tilbake fra Frankrike og Tyskland, men ikke UK. UK ble derfor ikke med i de videre analysene. I tillegg ble forklaringsvariabelen rente (discount rate) hentet fra en database hos IFS (International Financial Statistics). Det er tjue observasjoner for hvert land fra 1980 til 1999.

Klassifiseringen av tømmer Sortimentene var forskjellige mellom landene som inngikk i analysen, det vil derfor senere i oppgaven bli fokusert på granvirke ettersom dette er det treslaget som omsettes og avvirket mest. I datamaterialet fra EFSOS var ikke avvirket kvantum fordelt på treslag, men gran er det treslaget som dominerer, derfor ble avvirket kvantum brukt slik det var oppgitt fra EFSOS uten forsøk på å dele opp kvantumet på ulike treslag i den videre analysen. Det vil si at avvirket kvantum bartretømmer ble forklart ved

hjelp av prisen på grantømmer, og i noen land som Frankrike, Sveits og Østerrike ved hjelp av en gjennomsnittspris av gran og edelgran.

3.2 Valg av statistisk modell

Ut fra teorien i kapittel 2, og etter å ha studert tidligere analyser som har blitt gjort av tømmermarkedet, startet arbeidet med å velge ut hvilke variable som bør inngå i en analyse som dette. Målsetningen var å lage fire modeller; tilbudt og etterspurt mengde sagtømmer, og tilbudt og etterspurt mengde massevirke. Det mest ønskelige var å konstruere modeller som inneholdt den naturlige logaritmen (Ln) til hver av forklaringsvariablene, dette for å gjøre variablene mer lineære og i tillegg få priselastisiteten ut direkte. Det viste seg å bli vanskelig å få signifikante estimerte parametere under denne forutsetningen, og etter hvert ble det laget flere andre modeller.

Modellene skal estimere avvirket kvantum tømmer, og som forklart i teorikapittelet er dermed pris en innlysende variabel å ha med både i tilbudsmodellen og i etterspørselmodellen. Modellene som ble kjørt med Ln til forklaringsvariablene er beskrevet i kapittel 3.2.1 og 3.2.2.

3.2.1 Log-lineære modeller for tilbud av sagtømmer og massevirke

Forklaringsvariable som ble valgt ut i tillegg til pris ble rentenivå og stående volum. Basert på teori presentert i kapittel 2 ble følgende uavhengige variable inkludert i tilbudsmodellen:

$$\text{Ln}Y_i = \beta_0 + \beta_1 \text{LnPris} + \beta_2 \text{LnRente} + \beta_3 \text{LnStående volum} + D_1 + \dots + D_7 + e_i \quad (3.1)$$

Y_i = Avvirket kvantum sagtømmer eller massevirke

β_0 = Konstantledd

β_1 = Regresjonskoeffisient Pris (sagtømmer dersom sagtømmertilbud, eller massevirke dersom massevirketilbud)

β_2 = Regresjonskoeffisient Rente (nominell diskonteringsrente)

β_3 = Regresjonskoeffisient Stående volum

$D_1 \dots D_7$ = Dummyvariable for sju av de åtte regionene

Den prisen som ble brukt på kvaliteten av grantømmer er den som er regnet som "first class" i hvert enkelt land. Prisen ble deretter omregnet fra løpende priser til reelle priser ved å bruke konsumprisindeksen for hvert enkelt land. Til slutt ble denne reelle prisen omregnet til dollar ved bruk av dollarkurs hentet for hvert enkelt land i EFSOS-databasen, dette for å få konsistente data. Ved å ta Ln til variablene som inngikk i modellen ga analysen elastisiteten rett ut i svaret. Hvordan dette henger sammen blir diskutert i kapittel 3.6 Priselastisitet.

Rentenivået som ble brukt i modellene er hentet fra International Financial Statistics (IFS) (2004) sin database på nettet, <http://ifs.apdi.net/imf/about.asp>. Renta i databasen var en nominell diskonteringsrente.

Data for stående volum ble også hentet fra EFSOS, mer bestemt et skriv laget av Rüter (2003) (*LONG-TERM COUNTRY PROFILE SHEETS*).

3.2.2 Log-lineære modeller for etterspørsel etter sagtømmer og massevirke

I tillegg til pris (sagtømmer eller massevirke), ble prisen på ferdigprodukt (pris på papir og trelast), BNP/POP (bruttonasjonalprodukt pr. innbygger (et mål på inntekt)) og en lagget variabel for avvirket kvantum (sagtømmer eller massevirke), brukt som forklaringsvariable i etterspørselsfunksjonen.

Modellen for etterspurt mengde sagtømmer ble slik:

$$\ln Y_i = \beta_0 + \beta_1 \ln \text{Pris} + \beta_2 \ln \text{Pris (ferdig produkt)} + \beta_3 \ln \text{BNP/POP} + \beta_4 \ln (\text{avvirket kvantum året før}) + D_1 + \dots + D_7 + e_i \quad (3.2)$$

Y_i = Avvirket kvantum sagtømmer eller massevirke

β_0 = Konstantledd

β_1 = Regresjonskoeffisient Pris (sagtømmer dersom sagtømmeretterspørsel eller massevirke dersom massevirkeetterspørsel)

β_2 = Regresjonskoeffisient Pris (på ferdig produkt (trelast dersom sagtømmeretterspørsel eller papir dersom massevirkeetterspørsel))

β_3 = Regresjonskoeffisient Bruttonasjonalprodukt pr. innbygger

β_4 = Regresjonskoeffisient avvirket kvantum året før (t-1)

$D_1 \dots D_7$ = Dummyvariable for sju av de åtte regionene

Produktpris ble laget som en veid pris mellom eksportert mengde trelast og importert mengde trelast i dollar (eksportert og importert mengde papir når det gjelder modellen for massevirke). Prisen ble gjort reell ved bruk av konsumprisindeksen til hvert enkelt land. Slik ble dette gjort:

$$\begin{aligned} & ((\text{verdi import} / (\text{verdi import} + \text{verdi eksport})) * (\text{verdi import} / \text{mengde import}) + \\ & ((\text{verdi eksport} / (\text{verdi import} + \text{verdi eksport})) * (\text{verdi eksport} / \text{mengde eksport})) \end{aligned}$$

Bruttonasjonalprodukt og antall innbyggere for hvert land ble hentet fra EFSOS-datasettet. Unntaket var populasjonen til Frankrike som måtte hentes fra IFS. Deretter ble variabelen BNP/POP konstruert ved å dele BNP på POP.

Den laggede variabelen ble enkelt konstruert ved at den i år 1984 vil ha verdien for avvirket kvantum 1983, i 1985 vil den ha verdien for avvirket kvantum i 1984 osv.

3.2.3 Lineære modeller

Disse modellene ble laget som modellene beskrevet i kapitlene 3.2.1 og 3.2.2. Den eneste forskjellen var at disse modellene ikke var linearisert ved hjelp av den naturlige logaritmen $\ln$.

Modellen for tilbud mengde sagtømmer og massevirke ble konstruert slik:

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 \text{ Pris} + \beta_2 \text{ Rente} + \beta_3 \text{ Stående volum} + D_1 + \dots + D_7 + e_i \quad (3.3)$$

Modellen for etterspurt mengde sagtømmer og massevirke ble konstruert slik:

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 \text{ Pris} + \beta_2 \text{ Pris (ferdig produkt)} + \beta_3 \text{ BNP/POP} + \beta_4 (\text{avvirket kvantum året før}) + D_1 + \dots + D_7 + e_i \quad (3.4)$$

Alle forklaringsvariablene var de samme som for de log-lineære modellene.

3.2.4 Semi log-lineære modeller

Etter å ha prøvd log-lineære modeller og lineære modeller, ble det prøvd ut semi-log-lineære modeller. Dette ble gjort for å prøve å øke modellenes forklaringskraft. LNBNOP (Ln til bruttonasjonalprodukt per innbygger) og BNOP (bruttonasjonalprodukt per innbygger) ble også plukket ut av modellene da denne forklaringsvariabelen i mange av modellene som ble kjørt ikke var signifikant. Den bør muligens være med likevel og vil bli tatt med i senere analyser.

Modellen for tilbudt mengde sagtømmer og massevirke ble slik:

$$\text{Ln}Y_i = \beta_0 + \beta_1 \text{LnPris} + \beta_2 \text{Rente} + \beta_3 \text{Stående volum} + D_1 + \dots + D_7 + e_i \quad (3.5)$$

Der:

Y_i = Avvirket kvantum sagtømmer eller massevirke

β_0 = Konstantledd

β_1 = Regresjonskoeffisient Pris (sagtømmer dersom sagtømmertilbud eller massevirke dersom massevirketilbud)

β_2 = Regresjonskoeffisient Rente (nominell diskonteringsrente)

β_3 = Regresjonskoeffisient Stående volum

$D_1 \dots D_7$ = Dummyvariable for sju av de åtte regionene

Modellen for etterspurt mengde sagtømmer og massevirke ble konstruert slik:

$$\text{Ln}Y_i = \beta_0 + \beta_1 \text{LnPris} + \beta_2 \text{LnPris (ferdig produkt)} + \beta_4 \text{Ln (avvirket kvantum året før)} + D_1 + \dots + D_7 + e_i \quad (3.6)$$

Der:

Y_i = Avvirket kvantum sagtømmer eller massevirke

β_0 = Konstantledd

β_1 = Regresjonskoeffisient Pris (sagtømmer dersom sagtømmertilbud eller massevirke dersom massevirketilbud)

β_2 = Regresjonskoeffisient Pris på ferdig produkt (trelast dersom sagtømmeretterspørsel, papir dersom massevirkeetterspørsel)

β_3 = Regresjonskoeffisient avvirket kvantum året før (t-1)

$D_1 \dots D_7$ = Dummyvariable for sju av de åtte regionene

3.2.5 Andre modeller

Underveis ble forskjellige modeller prøvd ut for å øke forklaringskraften til estimatene. Det første forsøket ble prøvd på alle modellene som er kjørt med Niedersachsen og Bayern tilstede i datamaterialet. Forsøk nummer to ble prøvd på alle modellene som er kjørt i forbindelse med denne oppgaven. Det tredje forsøket, beskrevet i kapittel 3.2.6.3, ble prøvd på modellen der kvantum for sagtømmer og massevirke var aggregert for å se om det forandret signifikansen til estimatene.

1. En modell ble laget der en dummyvariable for ”feilobservasjonen” i Bayern og Niedersachsen ble tilført datamaterialet. Hensikten var å finne ut om estimatet til denne variabelen var signifikant og at ”feilkilden” dermed var funnet.
2. En modell som inkluderte forklaringsvariabelen nettoimport (importert kvantum tømmer - eksportert kvantum tømmer) ble lagt til i etterspørselsfunksjonen. Målet var å lage en modell som kunne forklare avvirket kvantum sagtømmer og massevirke bedre.

3.2.6 Modeller der regionene Niedersachsen og Bayern ble fjernet

Etter å ha studert tallmaterialet nøye og fremstilt de ulike forklaringsvariablene grafisk ble det funnet at de to tyske regionene Bayern og Niedersachsen kanskje inneholdt feilregistreringer som førte til såkalte ”uteliggere”. Det ble derfor først prøvd med en dummyvariabel akkurat for de observasjonene som ble antatt å være ”feil”. Deretter ble de to regionene fjernet fra datasettet i sin helhet.

3.2.6.1 Modeller slik som de var tenkt i utgangspunktet, men med Bayern og Niedersachsen fjernet

Akkurat samme modellene som ble prøvd under kapitlene: log-lineære modeller for tilbud av sagtømmer og massevirke, log-lineære modeller for etterspørsel etter sagtømmer og massevirke, lineære modeller og semi log-lineære ble kjørt på nytt, men med datamaterialet for Bayern og Niedersachsen fjernet.

3.2.6.2 Modeller med aggregert kvantum av sagtømmer og massevirke

I dette tilfellet ble avvirket kvantum sagtømmer og massevirke slått sammen i et forsøk på å øke forklaringskraften til estimatene i modellen. Da prisvariabelen Ln Pris skal forklare et aggregert kvantum sagtømmer og massevirke ble en veid pris ut fra reell sagtømmerpris og reell massevirkepris konstruert på følgende måte:

$$((\text{mengde sagtømmer} / (\text{mengde sagtømmer} + \text{mengde massevirke})) * (\text{pris sagtømmer}) + ((\text{mengde massevirke} / (\text{mengde sagtømmer} + \text{mengde massevirke})) * (\text{pris massevirke})).$$

Parentesene bak angir et 95% konfidensintervall for den estimerte koeffisienten. Det er regnet ut som følger $[X_i - 2.00 * S/\sqrt{n}, X_i + 2.00 * S/\sqrt{n}]$. Verdien 2.00 er hentet fra t-fordelingens kvantiltabell i (Løvås 1999), og er en omtrent verdi for $\alpha = 0,025$ for et normalfordelt materiale eller dersom antall observasjoner er over 30.

Bruttonasjonalprodukt ble heller ikke her tatt med som forklaringsvariabel i tilbudsmodellen, og både tilbudsmodellen og etterspørselsmodellen ble kjørt som log-lineære modeller.

Modellen for aggregert tilbudt mengde sagtømmer og massevirke ble slik:

$$\text{Ln}Y_i = \beta_0 + \beta_1 \text{LnPris} + \beta_2 \text{LnRente} + \beta_3 \text{LnStående volum} + D_1 + \dots + D_7 + e_i \quad (3.7)$$

Der:

Y_i = Avvirket kvantum sagtømmer og massevirke

β_0 = Konstantledd

β_1 = Regresjonskoeffisient LnPris (veid pris ut fra reell sagtømmerpris og reell massevirkepris)

β_2 = Regresjonskoeffisient LnRente (nominell diskonteringsrente)

β_3 = Regresjonskoeffisient LnStående volum

$D_1 \dots D_7$ = Dummyvariable for sju av de åtte regionene

Modellen for etterspurt mengde sagtømmer og massevirke ble slik:

$$\text{Ln}Y_i = \beta_0 + \beta_1 \text{LnPris} + \beta_2 \text{LnPris (papir)} + \beta_3 \text{LnPris (trelast)} + \beta_4 \text{Ln(avvirket kvantum sagtømmer året før)} + \beta_5 \text{Ln (avvirket kvantum masevirke året før)} + D_1 + \dots + D_7 + e_i$$

Der:

Y_i = Avvirket kvantum sagtømmer og massevirke

β_0 = Konstantledd

β_1 = Regresjonskoeffisient LnPris (veid pris ut fra reell sagtømmerpris og reell massevirkepris)

β_2 = Regresjonskoeffisient LnPris på papir

β_3 = Regresjonskoeffisient LnPris på trelast

β_4 = Regresjonskoeffisient Ln avvirket kvantum sagtømmer året før (t-1)

β_5 = Regresjonskoeffisient Ln avvirket kvantum massevirke året før (t-1)

$D_1 \dots D_7$ = Dummyvariable for sju av de åtte regionene

3.2.6.3 Et alternativ til modellen beskrevet i kapittel 3.2.6.2

Et alternativ til modellen som ble beskrevet ovenfor ble laget for å se hvordan det påvirket signifikansnivået til estimatene. Forklaringsvariabelen LnPris ble forandret litt. I tillegg til å bruke innlands konsumprisindeks og dollarkurs for å få sammenlignbare verdier for innlandspris, ble også prisene justert i forhold til konsumprisindeksen i USA.

3.2.6.4 Modell med reell rente i stedet for nominell rente som forklaringsvariabel

Det ble også kjørt en modell der forklaringsvariabelen nominell rente ble byttet ut med reell rente. Hensikten var å se om det ville påvirke forklaringskraften til modellene. Dette ble bare gjort på modellen der sagtømmer og massevirke var slått sammen, og Niedersachsen og Bayern var fjernet. Prisen var en veid pris som for modellen beskrevet i kapittel 3.2.6.2.

3.2.7 Hvordan analysen ble kjørt i Limdep

I arbeidet med å kjøre analysene ble statistikkprogrammet Limdep tatt i bruk. Dette skulle være det programmet som egnet seg best til å analysere paneldata (Bolkesjø & Solberg, pers.medd. 2004). Etter at datamaterialet med de aktuelle forklaringsvariable for hvert land var samlet i et dokument og klargjort slik at Limdep kunne lese de, ble analysene kjørt. Limdep har flere innebygde funksjoner, en av dem er muligheten til å kjøre modellen som en 2SLS-analyse i stedet for en OLS-analyse. Dette ble gjort fordi datamaterialet i oppgaven antas å inneholde simultanitet mellom den uavhengige variabelen innlandspris og den avhengige variabelen avvirket kvantum sagtømmer eller massevirke. Simultanitet er beskrevet i kapittel 3.3.3 Simultanitet.

I tolkningene av utskriftene i Limdep ble signifikansgraden delt inn etter følgende skala:

0,01-1% signifikansnivå = ***

1,01-5% signifikansnivå = **

5,01-10% signifikansnivå = *

> 10% =

der *** viser sterkest signifikans og * viser svakest signifikans.

Ingen stjerne viser lavere signifikans en 10%.

3.3 Problemer som kan forekomme i datamaterialet

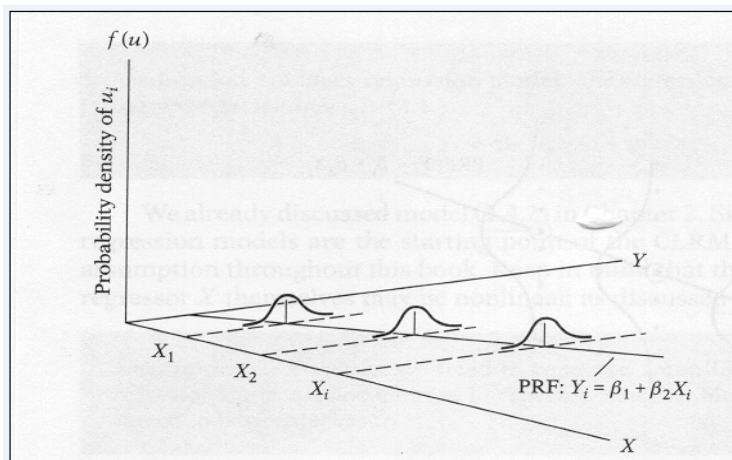
3.3.1 Heteroskedastisitet

En av de viktigste antagelsene i en klassisk lineær regresjonsmodell er at variansen til feilleddene u_i skal være konstant uansett hvilken verdi av forklaringsvariabel man velger.

Dette kan skrives på følgende måte:

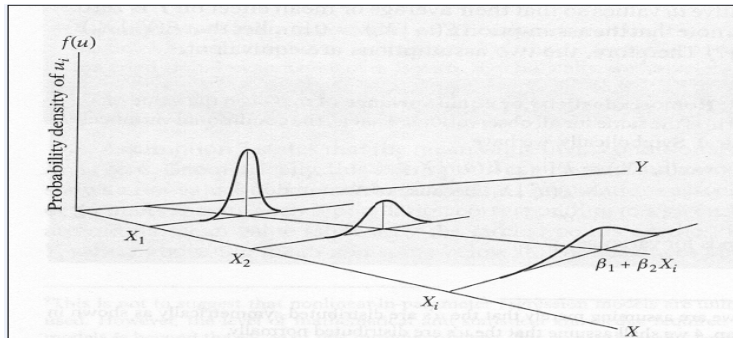
$$E(u_i^2) = \sigma^2 \quad i = 1, 2, \dots, n \quad (3.8)$$

Forventningen til feilleddene er lik konstant.



Figur 3.1 Homoskedastisitet i et datamaterialet (Gujarati 1995).

Det motsatte av homoskedastisitet (figur 3.1) er heteroskedastisitet (figur 3.2) og bør så langt det er mulig elimineres. Helt enkelt kan forskjellen mellom heteroskedastisitet og homoskedastisitet forklares slik: Anta at modellen $Y_i = \beta_1 + \beta_2 X_i + u_i$ beskriver hvor mye man sparer, og forklaringsvariabelen X er et mål på inntekten. Jo høyere inntekten er desto mer blir i gjennomsnitt satt på bok. Eksisterer det heteroskedastisitet i dette datamaterialet vil variasjonen i hvor mye som spares variere. Dette er vist i figur 3.2.



Figur 3.2 Heteroskedastisitet i et datamateriale (Gujarati 1995).

I dette tilfellet er det nærliggende å tro at jo høyere inntekten er desto større variasjon er det i hvor mye som blir spart. Forklaringen kan være at når inntekten økes har den som sparer større handlefrihet og vil kanskje spare mye et år og i det påfølgende året ikke spare noe. Et annet eksempel på heteroskedastisitet kan være at menneske lærer over tid, dermed vil både gjennomsnittlig antall feil og variasjonen av feil synke etter hvor mange timer menneske har praktisert en øvelse (Gujarati 1995).

Årsaker til heteroskedastisitet kan være mange. Noe så enkelt som at datainnsamlingsteknikkene blir bedre kan føre til at σ_i^2 blir mindre. Dermed oppstår det forskjeller i variasjonen hos de som har bra datainnsamlingsteknikker og de som ikke har fullt så gode. Heteroskedastisitet kan også komme av såkalte "outliere". En "outlier" er en observasjon som enten har en verdi som er mye større eller mye mindre enn restene av datamaterialet. Ekskludering eller inkludering av en slik observasjon kan forandre regresjonsanalysen betraktelig. En tredje årsak kan være at viktige forklaringsvariable blir utelatt i modellen med den konsekvens at residualene som regresjonen gir kan gi et inntrykk av at variansen ikke er konstant (Gujarati 1995).

Tar utgangspunkt i følgende modell: $Y_i = \beta_1 + \beta_2 X_i + u_i$

I tilfeller der datasettet er heteroskedastisk vil variansen til estimatene i en tovariabelmodell bli:

$$\text{Var}(\beta_2) = \frac{\sum x_i^2 \sigma_i^2}{(\sum x_i^2)^2} \quad (3.9)$$

I forhold til der datasettet er homoskedastisk der variansen til estimatet i en tovariabelmodell er:

$$\text{Var}(\beta_2) = \frac{\sigma^2}{\sum x_i^2} \quad (3.10)$$

Det må nevnes at dersom $\sigma_i^2 = \sigma^2$ vil formlene bli like.

I følge Gujarati (1995) kan et heteroskedastisitetsproblem løses ved å bruke generalized least squares (GLS). Dette kommer av at når GLS brukes er estimatene fremdeles såkalte BLUE (best linear unbiased estimator) likevel om antagelsen om homoskedastisitet ikke holder. Grunnen til at denne metoden må brukes i stedet for ordinary least squares (OLS) er at estimatene som OLS gir ikke nødvendigvis er de beste (de kan være forventningsskjeve), og at den minste variansen til de estimerte β -ene er ikke gitt ved ligning (3.10). Det vil si at ved å bruke (GLS) blir de opprinnelig estimatorene transformert slik at feilleddet blir konstant og dermed tilfredstiller forutsetningen for minste kvadraters metode. Dersom man nå bruker OLS på denne modellen vil estimatene være BLUE. Estimatorene som nå kommer ut kalles for GLS-estimatorer.

Der finnes mange tester som avdekker om det er heteroskedastisitet i et datamateriale, men Gujarati (1995) peker på at i økonometriske analyser er spørsmålet om det finnes heteroskedastisitet ofte basert på intuisjon, kvalifisert gjetting eller ren spekulasjon. Den enkleste måten og for å se om det foreligger heteroskedastisitet er å plote de estimerte residualene mot de estimerte Y-ene. Ved å gjøre dette kan vi avsløre om residualene følger et bestemt mønster. Dersom residualene følger et bestemt mønster er muligheten større for at det er heteroskedastisitet i datamaterialet. Når det gjelder formelle tester er det Breusch-Pagan-Godfrey testen som er den mest brukte. Fremgangsmåten er beskrevet i kapittel 11.5 i Gujarati (1995).

I statistikkprogrammet Limdep kan det enkelt korrigeres for heteroskedastisitet ved å tilføre kommandoen, ;Hetero, til slutt i modellen.

3.3.2 Autokorrelasjon

Vi tar utgangspunkt i forutsetningen for minste kvadraters metode som sier at det ikke skal være noen autokorrelasjon mellom feilleddene. Ved hjelp av symboler kan det skrives slik:

$$\begin{aligned} \text{Cov}(u_i, u_j | X_i, X_j) &= E(u_i | X_i)(u_j | X_j) \\ &= 0 \end{aligned} \quad (3.11)$$

Med ord vil dette si at det ikke finnes et mønster i feilleddet til Y-verdiene, eller sagt på en litt annen måte, et feilledd påvirker ikke et annet. Et eksempel på dette kan være en streik blant de ansatte som påvirker regnskapet i en periode, men som ikke påvirker regnskapet for neste periode. Dersom feilleddene følger systematiske mønstre har vi auto- eller seriell korrelasjon (Gujarati 1995). Det som forventes når det er ikke er autokorrelasjon kan eksempelvis beskrives ved at økt konsum til en familie som følge av økt inntekt, ikke vil påvirke konsumet til en annen familie.

Dersom vi ikke tar hensyn til autokorrelasjonsproblemet og bruker OLS estimatorene er det mange feil som kan oppstå. For det første er det sannsynlig at konfidensintervallet for OLS-modellen er større enn konfidensintervallet for GLS, med den følge at en koeffisient blir funnet ikke signifikant (ikke forskjellig fra 0, ($H_0: \beta_i = 0$ mot $H_1: \beta_i \neq 0$)) selv om den er det. Andre konsekvenser er at vi trolig underestimerer variansen, R^2 vil sannsynlig bli overestimert og til sist vil vanlige F- eller t-tester muligens gi resultater som fører til feilkonkludering for de estimerte regresjonskoeffisientene.

Autokorrelasjon kan ha mange ulike årsaker, der de to vanligste nok er (1) utelatelse av viktige forklaringsvariable og (2) naturlige systematiske svingninger i den prosessen vi ønsker å analysere (Baardsen 1999). I tillegg til disse to nevner Gujarati (1995) treghet som en årsak til autokorrelasjon, og som et eksempel på dette bruker han økonomisk vekst etter en nedgangskonjunktur. Når oppgangskonjunktura pågår er det en drivkraft innebygd i dataserien som gjør at veksten øker fra et år til det neste helt til noe skjer (for eksempel økning i rentenivå eller avgifter). Derfor er det sannsynlig at autokorrelasjon forekommer i suksessive observasjoner.

Et fenomen kalt *Cobweb phenomenon* kan også føre til autokorrelasjon. Tar utgangspunkt i formelen $\text{Supply} = \beta_1 + \beta_2 P_{t-1} + u_t$, som beskriver tilbud av jordbruksvarer som en funksjon av pris (P). P_{t-1} sier at tilbudet reagerer på pris med et års forsinkelse fordi jordbrukerne bruker fjorårets pris til å bestemme seg for tilbudt mengde neste år. Dersom prisen i år t viser seg å bli lavere enn i år t-1, kan resultatet bli at jordbrukerne tilbyr mindre i år t+1 enn i år t.

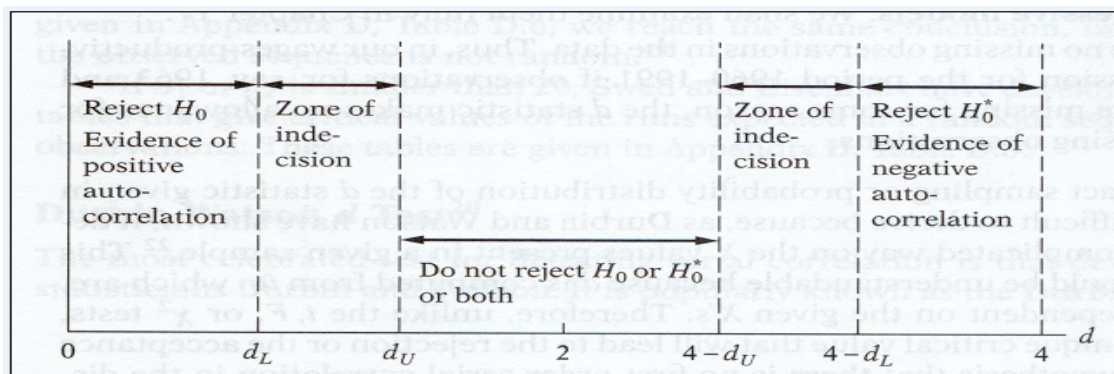
3.3.2.1 Durbin-Watson test

Den mest vanlige måten å avdekke autokorrelasjon på er å kjøre en Durbin-Watson d -test. De fleste statistikkprogrammer har denne verdien implementert i resultatdelen når en regresjon kjøres. En stor fordel med denne testen er at den er basert på de estimerte residualene som i enhver regresjonsanalyse er vanlige resultater. Resultatet av Durbin-Watson testen er derfor like vanlig å ta med som R^2 . I tilknytning til testen er det en del antagelser som må være oppfylt for at det tallet som kommer ut skal være gyldig. Gujarati (1995 side 421) nevner fem antagelser:

- ✓ Modellen inneholder et konstantledd.
- ✓ Forklaringsvariablene er ikke-stokastisk.
- ✓ Feilleddene er generert av *first-order autoregressive scheme* (AR1).
- ✓ Regresjonsmodellen inneholder ikke laggede variable av den avhengige variabelen som forklaringsvariable.
- ✓ Det er ikke noen observasjoner som mangler i datasettet.

Det er spesielt antagelse nummer fire som er interessant ettersom etterspørselsmodellene inneholder en lagget forklaringsvariabel av den avhengige variabelen. D-W testen blir dermed ubrukelig til å forklare om det er autokorrelasjon eller ikke.

Det er ikke et bestemt nivå som sier at tallmaterialet er befengt med autokorrelasjon slik som for en t- eller F-test der det finnes et forkastningsnivå. Derimot er det for gitte samplestørrelser og forklaringsvariable definert soner som sier noe om hvor sannsynlig det er at autokorrelasjon finnes. Disse sonene blir til ved at en øvre og en nedre grense finnes i en tabell gitt i Gujarati (1995).



Figur 3.3 Grensene for autokorrelasjon ved Durbin-Watson-test (Gujarati 1995).

Når d (øvre og nedre grense) er funnet blir det tatt utgangspunkt i verdien 2, og ut fra den kan man regne seg frem til om autokorrelasjon finnes.

For å løse problemet med autokorrelasjon kan det i mange tilfeller være nok å innføre flere forklaringsvariable i modellen. I andre tilfeller må en mekanisme kalt *Markov first-order autoregressive scheme* (AR1) brukes der feilleddet blir estimert ut fra en lagget verdi av seg selv, modellen blir som følger:

$$u_t = \rho u_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3.12)$$

der ρ er autokorrelasjonskoeffisienten, u_{t-1} er den laggede verdien og ε er et nytt feilledd som er helt tilfeldig. Feilleddet kan også genereres ved hjelp av mekanisme kalt *first-order moving average scheme* (MA1):

$$u_t = v_t + \lambda v_{t-1} \quad (3.13)$$

der v er et tilfeldig feilledd med null som gjennomsnitt og konstant varians og λ er en konstant slik at $|\lambda| < 1$. Nå blir spørsmålet det samme som under avsnittet om heteroskedastisitet, er de estimerte β -ene best linear unbiased estimators (BLUE) når vi har autokorrelasjon? Svaret er ja, men de er ikke formålstjenlige, og resultatet er at en vanlig F- eller t-test ikke kan brukes. Ved hjelp av de verdiene som (AR1)-mekanismen finner (ρ , autokorrelasjonskoeffisienten) kan vi ved bruk av GLS estimere verdier av β som er BLUE. GLS tar i bruk all tilgjengelig informasjon, og vi får såkalte GLS-estimer. Dersom autokorrelasjonskoeffisienten ρ i dette tilfellet hadde vært lik 0 har det ikke vært noen tilleggsinformasjon å hente, dermed ville GLS og OLS-estimatene blitt identiske (Gujarati 1995). Durbin-Watson har likevel en stor svakhet i det øyeblikket verdiene faller i gråsonen, eller i den sonen som sier at det er autokorrelasjon. Verdiene kan ikke brukes til å entydig konkludere med at det er autokorrelasjon likevel om de ligger i sonen "autokorrelasjon" (Gujarati 1995).

3.3.2.2 Breusch-Godfrey testen

Når Durbin-Watson testen ikke kan brukes fordi en av antagelsene ikke holder kan man bruke andre tester for å avdekke autokorrelasjon. En av de mest vanlige er testene er Breusch-Godfrey testen. Den tar utgangspunkt i at feilleddet blir estimert ut fra følgende modell:

$$u_t = \rho_1 u_{t-1} + \rho_2 u_{t-2} + \dots + \rho_p u_{t-p} + \varepsilon_t$$

der hvert ledd i modellen representerer antall laggede variabler tilbake i tid og til slutt et feilledd med forventning lik null og konstant varians. Testprosedyren er som følger:

Feilleddet u_t blir lagt til i modellen som en ny variabel, deretter blir det kjørt en regresjon der u_t er den avhengige variabelen og de opprinnelige regressorene ($X_1 \dots X_n$), og en lagget verdi

av u_t , ($\rho_1 u_{t-1}$), er forklaringsvariable. Hvor mange laggede verdier av u som inngår som forklaringsvariable avhenger av hvor mange laggede år vi har i den opprinnelige modellen, eller om dataene er hentet for hver måned. Denne regresjonen genererer en R^2 som blir multiplisert med $(n-p)$, n er antall observasjoner og p er antall laggede år. Dersom denne verdien overstiger den kritiske k -kvadrat verdien på en valgt signifikansnivå kan vi forkaste nullhypotesen ($H_0: \rho_1 = \rho_2 = \dots = \rho_p = 0$ som sier at det ikke er autokorrelasjon), dvs. at vi har autokorrelasjon i datamaterialet.

3.3.3 Simultanitet

I en vanlig modell blir regresjonene kjørt for å forklare en Y (avhengig variabel) med en eller flere X -er (uavhengig variabel). Sammenhengen mellom Y og X -ene er i en slik modell klar. Simultanitet oppstår når sammenhengen ikke er riktig så klar, det skjer når Y er avhengig av X -ene samtidig som X -ene er avhengig av Y . Sagt på en litt annen måte så er det en simultan sammenheng mellom Y og noen av X -ene som gjør at den avhengige variabelen ikke kan forklares ved hjelp av forklaringsvariablene. I regresjonsmodellene medfører dette at forklaringsvariablene ikke blir uavhengige av restleddene. Dermed brytes forutsetningene for å bruke OLS- modeller med forventningsskjev og inkonsistente estimater som konsekvens.

Et eksempel på dette kan være tømmermarkedet, det er sannsynlig å tro at det foreligger en viss simultanitet i tidsseriene spesielt så lenge disse baserer seg på årlige data. Dette kan begrunnes ut fra at prisforhandlerne besitter noe informasjon om hvilke priser som kan forventes å klarere markedet i løpet av vedkommende periode, og at slik informasjon benyttes under prisforhandlingene. Innenfor den enkelte prisperiode (eks. 1 år) vil de realiserde kvanta og de fremhandlede prisene oppvise noe av de samme karakteristika som frimarkedsmodellen, blant annet simultanitet (Baardsen 1999).

Brännlund (1988) skisserer et annet eksempel som tar for seg sagtømmer kontra massevirke, som er relatert til hverandre gjennom kryssprisindeffekter. Eksempelet har gjort det mulig at krysspriselasititeten er negativ, dvs. at høyere sagtømmerpris har en negativ effekt på tilbud av massevirke. Anta at både massevirke- og sagtømmermarkedet i begynnelsen er i likevekt til gitte priser. En økning i trelastprisene vil føre til et skift i etterspørselskurven til høyre i et markedskryss, med en høyere pris på sagtømmer som resultat. I og med at krysspriselasititeten er negativ vil tilbudt mengde massevirke bli mindre (kurven trekkes mot

venstre), dette fører til en høyere pris på massevirke. Dette påvirker igjen tilbudt mengde sagtømmer med høyere pris som resultat, som igjen vil påvirke tilbudet av massevirke. For å oppnå en likevekt må likevektsprisen i begge markedene løses simultant.

Variablene pris og tilbudt mengde massevirke er såkalt endogene, og blir bestemt inni modellen. Foreligger simultanitet må modellen defineres som et system av to eller flere ligninger, og estimere disse ved hjelp av en systemestimator. Løsningen på dette er å ta for seg ligningene for tilbud og etterspørsel å løse disse med hensyn på de endogene variablene. Vi får to nye ligninger som ved hjelp av eksogene variable beskriver pris og kvantum, dermed opererer de endogene variablene ikke lengre i samme ligning, og ligningene kan løses. Den ligningen som vi her har fått kalles gjerne ”modellen på redusert form” og ved å bruke 2SLS (two stage least squares) vil vi få estimerer som er konsistente, dvs. at de konvergerer mot sine sanne verdier når sample-størrelsen øker mot uendelig. Gujarati (1995) viser et eksempel på dette under kapittel 20.4, *Estimation of an overidentified Equation: The method of two-stages least squares (2SLS)*.

3.4 Generelt om tolking av resultatene i Limdep

I resultatene som kommer ut av Limdep er det noen tall som krever forklaring.

En multippel regresjonsmodell ser i utgangspunktet slik ut:

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 * X_1 + \beta_2 * X_2 + \dots + \beta_n * X_n + e_i \quad (i = 1, 2, \dots, n)$$

Der β_0 , β_1 og $\beta_2 \dots$ er regresjonskoeffisienter, X_1 og $X_2 \dots$ er forklaringsvariable og e_i er en tilfeldig variabel med forventning 0 og konstant varians σ^2 . Antar i tillegg at e_i er ukorrelererte.

Alle modellene ble estimert ved hjelp av minste kvadraters metode, det vil si at estimatene av β -ene er de verdiene som minimerer summen av feilleddene e_i .

Koeffisientene eller de estimerte β -ene uttrykker forventet forandring i den avhengige variabelen når X_i øker med en enhet og alle de andre regressorene holdes konstant.

R^2 kalles determinasjonskoeffisienten og er et mål på andelen av den totale variasjonen i Y som kan forklares ved regresjonsmodellen. R^2 har en uheldig egenskap, nemlig at den øker

uansett når en ny regressor legges til modellen. Justert R^2 forklarer det samme som R^2 , men er definert slik at den kun vil øke dersom den nye regressoren som legges til bidrar til å redusere estimatet for σ^2 , altså redusere estimatet for variansen til feilledet. R^2 og Justert R^2 vil alltid ha en verdi mellom 1 og 0, der 1 sier at all variasjon i Y kan forklares ved hjelp av modellen. 0 sier det motsatte. 1 er best og 0 er dårligst.

F-verdien som fremkommer i Limdep når man kjører en modell sier noe om det er lineær sammenheng mellom y og regressorene (forklaringsvariablene). Dersom denne verdien er høy vil det si at det er forskjell på forklaringsvariablene. Det er med andre ord minst en av β -ene som er forskjellig fra 0. Ved hjelp av hypoteser kan dette beskrives slik:

$H_0: X_1 = X_2 = \dots = X_k = 0$ mot H_1 : Forventningen til alle X -ene er ikke like (forskjell mellom X -ene.)

P-verdien sier med hvor stor sannsynlighet den β -en den representerer har noe å si for den avhengige variabelen. Hva er sannsynlighetene for at den koeffisienten er feil. En p -verdi på 0,056 sier at det er 5,6% sjanse for at denne estimerte β -en ikke er riktig og dermed bør utelates i modellen dersom det på forhånd er bestemt et signifikansnivå på 5%.

T-verdien må sees i sammenheng med t -verdien hentet fra en t -fordelingstabell. Dersom den t -verdien som kommer ut i analysen ved bruk av Limdep er større enn den verdien som finnes i t -fordelingstabellen har vi en signifikant forklaringsvariabel.

3.5 Litt om dummyvariabler

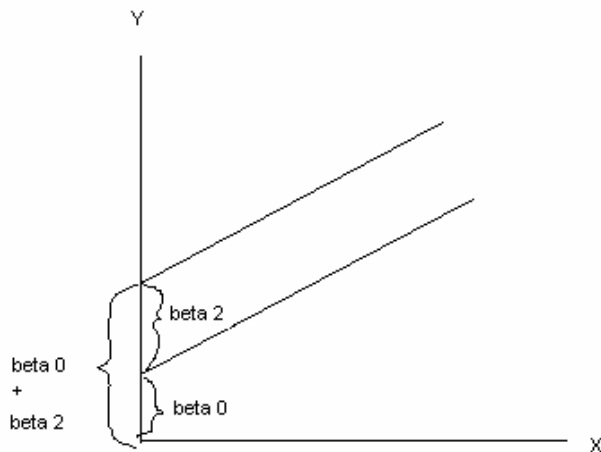
I modellen som blir brukt i denne oppgaven er det 8 regioner som skal analyseres.

Den generelle regelen er at dersom den kvalitative variabelen har m kategorier skal det brukes $m-1$ dummy variable (Gujarati 1995). Ved å kjøre en slik analyse blir det tatt hensyn til at avvirkningsnivået i de åtte regionene er forskjellig og det kan vises at konstantleddet β_0 får ulik verdi for de åtte regionene som er med (Montgomery et al. 2001). Den regionen som ikke er representert i modellen ved en dummyvariabel blir beskrevet ved modellen som den er, altså med den β_0 som blir estimert i modellen. Det samme gjelder for regioner med dummyvariable som ikke er signifikante.

Dette kan vises med følgende enkle modell:

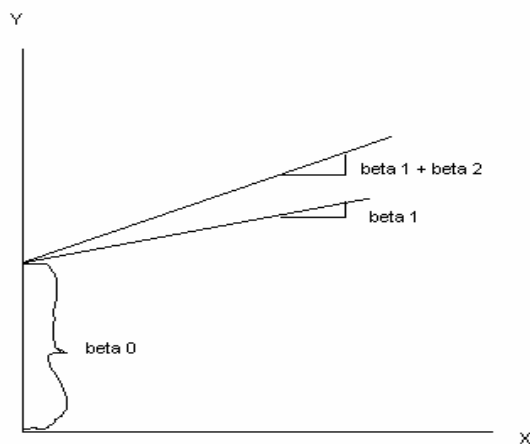
$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 * X_i + \beta_2 * D_i \quad (3.14)$$

Y er høyden og X er alder. Dummyen i dette tilfellet representerer kjønn og tar verdien 1 hvis det er snakk om hankjønn og verdien 0 dersom det er hokjønn.



Figur 3.4 Hvordan en dummyvariabel kan påvirke konstantleddet.

Vi ser av ligning 3.14 at ved å gi dummyvariabelen verdien 1 vil vi få en modell som ser ut som følger $Y_i = (\beta_0 + \beta_2) + \beta_1 * X_i$, dette er den øverste linjen i figur 3.4 og viser høyden til et hankjønn ved en gitt alder. Gir vi derimot dummyvariabelen verdien 0 blir modellen slik: $Y_i = \beta_0 + \beta_1 * X_i$. Dette er modellen for høyden til hokjønn ved en gitt alder. Vi ser av modellen at hokjønn og hankjønn vokser like fort etter fødselen og at de blir født med forskjellig lengde. Dette kan forandres på ved å innføre dummyvariabelen i funksjonen slik at alderen er lik ved år null med at veksten er raskere hos gutter enn hos jenter. Modellen blir som følger: $Y_i = \beta_0 + \beta_1 * X_i + \beta_2 * X_i * D_i$, fremdeles er hankjønn 1 og hokjønn 0 og grafene vil etter forandringen bli slik:



Figur 3.5 Hvordan en dummyvariabel på kan påvirke stigningskoeffisienten.

Her ser vi at ved fødselen er lengden den samme, men etter hvert vil gjennomsnittshannkjønnet bli lengre. Det siste leddet i formelen, $\beta_2 * X_i * D_i$, kalles et samspillsledd. En kombinasjon av dummyvariable kan brukes for å skille ulike kategorier av Y både på startverdi (konstantverdi) og antatt verdi ettersom forklaringsvariablene forandres (stigningstallet).

3.6 Priselastisitet

Ved å ta den naturlige logaritmen til den avhengige variabelen og den naturlige logaritmen til forklaringsvariablene blir den estimerte β til forklaringsvariablene priselastisiteten direkte (Nyrud, pers.medd. 2003)

Dette kan vises gjennom følgende eksempel tatt ut fra Gujarati (1995):

$$\text{Anta modellen } Y_i = \beta_1 X_i^{\beta_2} + u_i \quad (3.15)$$

Dersom vi tilfører Ln på begge sider av ligningen vil ligningen bli som følger:

$$\text{Ln} Y_i = \text{Ln} \beta_1 + \beta_2 \text{Ln} X_i + \text{Ln} u_i \quad (3.16)$$

Kan nå skrive (3.16) som

$$\text{Ln} Y_i = \alpha + \beta_2 \text{Ln} X_i + u_i \quad (3.17)$$

Der α er $\text{Ln} \beta_1$, og X_i er prisen til produktet Y_i . Denne modellen er lineær og OLS kan brukes for estimering av variable. Dersom β_2 blir estimert til 0,25 betyr det at ved 1 prosent endring i X_i får vi 0,25 prosents økning i Y_i . I dette tilfellet er priselastisiteten uelastisk siden verdien 0,25 er mindre enn absoluttverdien til 1, ($0,25 < |1|$).

4 Resultater

4.1 Innledning

Modellene og analysene i oppgaven er et resultat av den teorien som ble beskrevet i kapittel 2 og materialet og statistiske metodene beskrevet i kapittel 3. Estimatenes vil bli diskutert inngående i kapittel 5. I dette kapitlet vil resultatene kun bli fremstilt enkelt og greit. Det er flere forskjellige modeller som er kjørt og de blir presentert i denne rekkefølgen:

- 1) Log-lineære modeller.
- 2) Lineære modeller.
- 3) Semi log-lineære modeller.

Under hver av disse tre punktene presenteres fire modeller;

- ✓ Tilbud sagtømmer.
 - ✓ Etterspørsel sagtømmer.
 - ✓ Tilbud massevirke.
 - ✓ Etterspørsel massevirke.
- 4) Modell med aggregert kvantum sagtømmer og massevirke.
 - ✓ Tilbud kvantum sagtømmer og massevirke.
 - ✓ Etterspørsel kvantum sagtømmer og massevirke.

Under hver modell blir dummyvariablene beskrevet. For modellen med aggregert kvantum sagtømmer og massevirke, og BNOP fjernet fra modellen, blir dummyvariablene presentert mer inngående. Durbin-Watson verdiene blir bare beskrevet inngående i denne modellen.

Hvilke verdier Durbin-Watson bør ha og hvordan verdiene skal tolkes, er beskrevet i kapittel 3.3.2.1. Alle R^2 -verdiene som blir nevnt er justert R^2 .

4.2 Log-lineære modeller

Ut fra de modellene som ble presenter i kapittel 3.2.1 og 3.2.2 under Materiale og statistiske metoder ble resultatene som følger:

Tabell 4.1 Estimerte sagtømmermodeller med log-lineær spesifikasjon.

<i>SAGTØMMER</i>	Tilbud	Etterspørsel
Konstant	-5,50	2,23
Ln Pris Sagtømmer	0,16	-4,68
Ln Rente	-0,56	
Ln Stående volum	0,78***	
Ln BNP per innbygger		-0,12
Ln Veid pris trelast		3,67
Ln Y(t-1)		0,42
Justert R ²	0,97	0,50
Durbin-Watson	1,63	1,13

Dummyvariable for alle regioner var signifikant på 1% nivå for tilbudsmodellen.

Dummyvariable for alle regioner var ikke signifikant på 10% nivå for etterspørselsmodellen.

R² er god for tilbudsmodellen, men ikke for etterspørselsmodellen der denne kun kan brukes til å forklare 50% av variasjonen til LnY.

Tabell 4.2 Estimerte massevirkemodeller med log-lineær spesifikasjon.

<i>MASSEVIRKE</i>	Tilbud	Etterspørsel
Konstant	-2,72	2,44***
Ln Pris Massevirke	0,22***	0,35*
Ln Rente	0,10***	
Ln Stående volum	0,74***	
Ln BNP per innbygger		0,46**
Ln Veid pris papir		-0,20
Ln Y(t-1)		0,55***
Justert R ²	0,99	0,99
Durbin-Watson	0,79	1,62

Dummyvariable for alle regioner var signifikant på 1% nivå for tilbudsmodellen, bortsett fra dummyen for Norge som ikke var signifikant på 10% nivå.

Dummyvariable for fem regioner var signifikante på ulike nivå, og tre dummyvariable var ikke signifikante på 10% nivå for etterspørselsmodellen.

R^2 er god både for tilbudsmodellen og etterspørselsmodellen der begge modellene kan forklare 99% av variasjonen i $\ln Y$.

4.3 Lineære modeller

Ut fra de modellene som ble presenter i kapittel 3.2.3 under Materiale og statistiske metoder ble resultatene som følger:

Tabell 4.3 Estimerte sagtømmermodeller med lineær spesifikasjon.

SAGTØMMER	Tilbud	Etterspørsel
Konstant	-5565,86**	467,61
Pris Sagtømmer	16,02	161,87
Rente	-337,22***	
Stående volum	0,0025***	
BNP per innbygger		27,19
Veid pris trelast		-30,80
$Y(t-1)$		0,064***
Justert R^2	0,94	0,85
Durbin-Watson	0,97	1,10

Dummyvariable for alle regioner var signifikant på 1% nivå for tilbudsmodellen.

Dummyvariable for alle regioner var ikke signifikant på 10% nivå for etterspørselsmodellen bortsett fra dummyen for Bayern som var signifikant på 5% nivå.

R^2 er god både for tilbudsmodellen og etterspørselsmodellen der de kan forklare henholdsvis 94% og 85% av variasjonen i Y .

Tabell 4.4 Estimerte massevirkemodeller med lineær spesifikasjon.

MASSEVIRKE	Tilbud	Etterspørsel
Konstant	926,19	1490,53
Pris Massevirke	41,06***	-66,86*
Rente	22,36	
Stående volum	0,0028***	
BNP per innbygger		-5,49
Veid pris papir		3,15**
Y(t-1)		0,65***
Justert R ²	0,98	0,98
Durbin-Watson	1,03	1,67

Dummyvariable for fem regioner var signifikante på 1% nivå, og tre var ikke signifikante på 10% nivå for tilbudsmodellen.

Dummyvariable for to regioner var signifikante på 1% og 10 %nivå, og 6 dummyvariable var ikke signifikante på et 10% nivå for etterspørselsmodellen.

R² er god både for tilbudsmodellen og etterspørselsmodellen der begge modellene kan forklare 98% av variasjonen i Y.

4.4 Semi log-lineære modeller

Ut fra de modellene som ble presenter i kapittel 3.2.4 under Materiale og statistiske metoder ble resultatene som følger:

Tabell 4.5 Estimerte sagtømmermodeller med semi log-lineær spesifikasjon.

SAGTØMMER	Tilbud	Etterspørsel
Konstant	-4,90	3,1
Ln Pris Sagtømmer	0,18*	-2,62
Rente	-0,14*	
Ln Stående volum	0,73***	
Ln Veid pris trelast		2,06
Ln Y(t-1)		0,36
Justert R ²	0,97	0,80
Durbin-Watson	1,63	1,30

Dummyvariable for alle regioner var signifikant på 1% nivå for tilbudsmodellen.

Dummyvariable for fem regioner var signifikante på 10% nivå, og tre var ikke signifikante på et 10% nivå for etterspørselsmodellen.

R^2 er god både for tilbudsmodellen og etterspørselsmodellen der modellene kan forklare henholdsvis 97% og 80% av variasjonen i $\ln Y$.

Tabell 4.6 Estimerte massevirkemodeller med semi log-lineær spesifikasjon.

MASSEVIRKE	Tilbud	Etterspørsel
Konstant	-1,66	2,06
Ln Pris Massevirke	0,29***	-0,05
Rente	0,007*	
Ln Stående volum	0,66***	
Ln Veid pris papir		0,12
Ln $Y(t-1)$		0,70***
Justert R^2	0,99	0,99
Durbin-Watson	0,74	2,04

Dummyvariable for fem regioner var signifikante på 1% nivå, en var signifikant på 5% nivå og to dummyvariable var ikke signifikante på et 10% nivå for tilbudsmodellen.

Dummyvariable for fem regioner var signifikante på 1% nivå, en var signifikant på 5% nivå og to dummyvariable var ikke signifikante på et 10% nivå også for etterspørselsmodellen.

R^2 er god både for tilbudsmodellen og etterspørselsmodellen der begge modellene kan forklare 99% av variasjonen i $\ln Y$.

4.5 Andre modeller

1. Estimater til dummyvariabelen som ble innført for å avdekke en eventuell "uteligger" i datasettet var ikke signifikant, og har dermed svekket forklaringskraft for avvirket kvantum sagtømmer eller massevirke.
2. Estimater til nettoimportvariabelen som ble tilført etterspørselsfunksjonene var ikke signifikant og har dermed svekket forklaringskraft for etterspurt mengde tømmer.

4.6 Modeller der regionene Niedersachsen og Bayern ble fjernet

Alle modellene ble kjørt på nytt med Bayern og Niedersachsen fjernet fra datamaterialet.

Resultatene ble som følger:

4.6.1 Log-lineære modeller

Tabell 4.7 Estimerte sagtømmermodeller med log-lineær spesifikasjon.

<i>SAGTØMMER</i>	Tilbud	Etterspørsel
Konstant	0,91	4,48***
Ln Pris Sagtømmer	0,10	-0,52*
Ln Rente	-0,046	
Ln Stående volum	0,55***	
Ln BNOP		-0,0034
Ln Veid pris trelast		0,45*
Ln Y(t-1)		0,56***
Justert R ²	0,98	0,98
Durbin-Watson	1,08	1,78

Dummyvariable for fire regioner var signifikante på 1% nivå, og to var ikke signifikante på et 10% nivå for tilbudsmodellen.

Dummyvariable for to regioner var signifikante på 1% nivå, og fire var signifikant på 5% nivå for etterspørselsmodellen.

R² er god både for tilbudsmodellen og etterspørselsmodellen der begge modellene kan forklare 98% av variasjonen i LnY.

Tabell 4.8 Estimerte massevirkemodeller med log-lineær spesifikasjon.

MASSEVIRKE	Tilbud	Etterspørsel
Konstant	-1,22	2,18**
Ln Pris Massevirke	0,23***	0,58
Ln Rente	0,10***	
Ln Stående volum	0,62***	
Ln BNOP		0,48
Ln Veid pris papir		-0,38
Ln Y(t-1)		0,49**
Justert R ²	0,99	0,99
Durbin-Watson	0,71	1,33

Dummyvariable for fire regioner var signifikante på 1% nivå, en var signifikant på 5% nivå og en var ikke signifikant på et 10% nivå for tilbudsmodellen.

Dummyvariable for tre regioner var signifikante på 1% nivå, en var signifikant på 5% nivå og to var signifikant på 10% nivå for etterspørselsmodellen.

R² er god både for tilbudsmodellen og etterspørselsmodellen der begge modellene kan forklare 99% av variasjonen i LnY.

I de log-lineære modellene viste estimatene i etterspørselsmodellen for sagtømmer signifikans for alle forklaringsvariable unntatt bruttonasjonalprodukt per innbygger. Dette er en betydelig forandring i forhold til før de ble fjernet da ingen av forklaringsvariablene var signifikante. Et av estimatene i etterspørselsmodellen for massevirke var signifikant, i forhold til før de to regionene ble fjernet. Da var tre av estimatene signifikante. I de to andre modellene (tilbudsmodellen for sagtømmer og tilbudsmodellen for massevirke) har estimatene samme signifikansnivå både før og etter fjerning av de to regionene.

4.6.2 Lineære modeller

Tabell 4.9 Estimerte sagtømmermodeller med lineær spesifikasjon.

SAGTØMMER	Tilbud	Etterspørsel
Konstant	357,14	19361,24
Pris Sagtømmer	8,83	-107,60
Rente	-278,28***	
Stående volum	0,005***	
BNOP		-3,70
Veid pris trelast		27,95
Y(t-1)		0,90***
Justert R ²	0,95	0,92
Durbin-Watson	0,75	1,20

Dummyvariable for to regioner var signifikante på 1% nivå, og fire var signifikante på et nivå < 10% for tilbudsmodellen.

Ingen av dummyvariablene var signifikant på 10% nivå for etterspørselsmodellen.

R² er god både for tilbudsmodellen og etterspørselsmodellen der de kan forklare henholdsvis 95% og 92% av variasjonen i Y.

Tabell 4.10 Estimerte massevirkemodeller med lineær spesifikasjon.

MASSEVIRKE	Tilbud	Etterspørsel
Konstant	-1629,29	2470,16
Pris Massevirke	35,18***	14,88
Rente	34,20	
Stående volum	0,0030***	
BNOP		7,78
Veid pris papir		-0,18
Y(t-1)		0,51***
Justert R ²	0,98	0,99
Durbin-Watson	1,05	1,89

Dummyvariable for to regioner var signifikante på 1% nivå, og fire var ikke signifikante på et 10% nivå for tilbudsmodellen.

Dummyvariabelen for en region var signifikant på 1% nivå, to var signifikante på 10% nivå og tre var ikke signifikante på 10% nivå for etterspørselsmodellen.

R^2 er god både for tilbudsmodellen og etterspørselsmodellen der de kan forklare henholdsvis 98% og 99% av variasjonen i Y.

I de lineære modellene ble det forandring i modellen for etterspørsel etter massevirke. En av fire estimer var signifikante, mot den modellen der begge regionene fremdeles var representert, der tre av fire estimer til forklaringsvariable var signifikante. De andre estimatene viste ingen forandring i signifikans.

4.6.3 Semi log-lineære modeller

Tabell 4.11 Estimerte sagtømmermodeller med semi log-lineær spesifikasjon.

<i>SAGTØMMER</i>	Tilbud	Etterspørsel
Konstant	7,96***	5,32***
Ln Pris Sagtømmer	0,10*	-1,34**
Rente	-0,0072	
Stående volum	0,00000039***	
Ln Veid pris trelast		1,17**
Ln Y(t-1)		0,51***
Justert R^2	0,98	0,95
Durbin-Watson	1,15	1,22

Dummyvariable for fire regioner var signifikante på 1% nivå, og to var ikke signifikante på 10% nivå for tilbudsmodellen.

Dummyvariabelen for to regioner var signifikant på 1% nivå og fire var signifikante på 5% nivå for etterspørselsmodellen.

R^2 er god både for tilbudsmodellen og etterspørselsmodellen der de kan forklare henholdsvis 98% og 95% av variasjonen i LnY.

Tabell 4.12 Estimerte massevirkemodeller med semi log-lineær spesifikasjon.

MASSEVIRKE	Tilbud	Etterspørsel
Konstant	6,70***	2,12***
Ln Pris Massevirke	0,28***	0,0089
Rente	0,012*	
Stående volum	0,00000044***	
Ln Veid pris papir		0,048
Ln Y(t-1)		0,73***
Justert R ²	0,99	0,99
Durbin-Watson	0,74	2,03

Dummyvariable for fire regioner var signifikante på 1% nivå, en var signifikant på 5% nivå, og en var ikke signifikant på 10% nivå for tilbudsmodellen.

Dummyvariable for tre regioner var signifikante på 1% nivå, en var signifikant på 5% nivå og to var signifikant på 10% nivå for etterspørselsmodellen.

R² er god både for tilbudsmodellen og etterspørselsmodellen der begge modellene kan forklare 99% av variasjonen i LnY.

4.6.4 Modeller med aggregert kvantum av sagtømmer og massevirke

Modellen ble kjørt som beskrevet under kapittel 3.2.6.2. Resultatene ble som følger:

Tabell 4.13 Estimerte aggregerte modeller med log-lineær spesifikasjon. Parentesene er 95%-konfidensintervall.

<i>SAGTØMMER OG MASSEVIRKE</i>	Tilbud	Etterspørsel
Konstant	0,71 (ikke signifikant)	3,54*** (1,34 5,74)
Ln Pris (Veid)	0,14*** (0,03 0,25)	-0,50** (-0,96 -0,04)
Ln Rente	0,054 (ikke signifikant)	
Ln Stående volum	0,58*** (0,26 0,9)	
Ln Veid pris trelast		0,30* (-0,06 0,66)
Ln Veid pris papir		0,18* (-0,014 0,37)
Ln avvirket sagtømmer (t-1)		0,25*** (0,064 0,44)
Ln avvirket massevirke (t-1)		0,41*** (0,21 0,61)
Dummy Norge	0,031 (ikke signifikant)	-0,88*** (-1,38 -0,38)
Dummy Sverige	0,96*** (0,81 1,09)	-0,33 (ikke signifikant)
Dummy Finland	0,90*** (0,70 1,1)	-0,43 (ikke signifikant)
Dummy Østerrike	-0,10 (ikke signifikant)	-0,38*** (-0,64 -0,12)
Dummy Sveits	-0,64* (-1,38 0,1)	-0,96*** (-1,54 -0,38)
Justert R ²	0,99	0,99
Durbin-Watson	1,00	1,90
Breusch Godfrey	9,663	

Ser at dummyvariablene for Norge, Østerrike og Frankrike ikke er signifikante, dummyvariablene for Sverige, Finland er signifikant på 1% nivå og at dummyvariabelen for Sveits er signifikant på 10% nivå. Ut fra dette kan vi si at tilbudt kvantum i Norge, Østerrike og Frankrike ikke avviker fra gjennomsnittet, mens Sverige og Finland tilbyr mer enn gjennomsnittet og Sveits tilbyr mindre enn gjennomsnittet.

Ser av dummyvariable for etterspørselsmodellen at Sverige, Finland og Frankrike etterspør like mye tømmer, Østerrike etterspør litt mindre enn det mens Norge og Sveits etterspør mindre enn det igjen.

Den verdien som estimatet til forklaringsvariabelen får når analysene blir kjørt er priselastisiteten. Dette er forklart i kapittel 3.6. Vi ser at Ln Pris (veid) har verdien 0,14, det vil si at dersom prisen på tømmer øker med 1% vil avvirket kvantum tømmer øke med 0,14%. Det samme gjelder for de andre estimatene.

Alle forklaringsvariablene bortsett fra rente er signifikante på 10% nivå og har forventede fortegn. R^2 er god både for tilbudsmodellen og etterspørselsmodellen der begge modellene kan forklare 99% av variasjonen i LnY.

Et 95% konfidensintervall er presentert inni parenteser for hver koeffisient.

4.6.4.1 Et alternativ til modellen beskrevet i kapittel 3.2.6.2

Modellen som ble kjørt er den samme bortsett fra at forklaringsvariabelen Ln Pris er forandret som beskrevet i kapittel 3.2.6.3.

Tabell 4.14 Estimerte aggregerte modeller med log-lineær spesifikasjon. Parentesene er 95% konfidensintervall.

<i>SAGTØMMER OG MASSEVIRKE</i>	Tilbud	Etterspørsel
Konstant	-2,78 (ikke signifikant)	4,50*** (2,8 6,2)
Ln Pris (Veid)	0,11** (0,008 0,21)	-0,10*** (-0,17 -0,03)
Ln Rente	0,0069 (ikke signifikant)	
Ln Stående volum	0,83*** (0,39 1,27)	
Ln Veid pris trelast		0,036 (ikke signifikant)
Ln Veid pris papir		0,12* (-0,016 0,26)
Ln avvirket sagtømmer (t-1)		0,25*** (0,1 0,4)
Ln avvirket massevirke (t-1)		0,29*** (0,14 0,44)
Dummy Norge	0,34 (ikke signifikant)	-0,54*** (-0,74 -0,34)
Dummy Sverige	0,92*** (0,80 1,04)	0,23*** (0,08 0,38)
Dummy Finland	0,92*** (0,68 1,16)	0,13** (0,002 0,26)
Dummy Østerrike	0,10 (ikke signifikant)	-0,31*** (-0,54 -0,1)
Dummy Sveits	-0,16 (ikke signifikant)	-0,88*** (-1,34 -0,42)
Justert R ²	0,99	0,99
Durbin-Watson	0,98	2,06
Breusch Godfrey	27,59	9,66

Ut fra tabellene 4.13 og 4.14 kan vi se at estimatene er omtrent like signifikante. Bortsett fra estimatet for Ln veid pris trelast går fra og være signifikant på 10% nivå til ikke å være signifikant på 10% nivå, og estimatet til priselastisiteten som forandres fra -0,50 til -0,10.

Et 95% konfidensintervall er presentert inni parentes for hver koeffisient.

4.6.4.2 Modell med reell rente i stedet for nominell rente som forklaringsvariabel

Modellen ble kjørt som beskrevet under kapittel 3.2.6.4.

Figur 4.15 Estimerte aggregerte modeller med log-lineær spesifikasjon. Reell rente i stedet for nominell rente. Parentesene er 95% konfidensintervall.

<i>SAGTØMMER OG MASSEVIRKE</i>	Tilbud	Etterspørsel
Konstant	1,06	3,53***
Ln Pris (Veid)	0,14***	-0,51**
Ln Rente	0,014	
Ln Stående volum	0,56***	
Ln Veid pris trelast		0,31*
Ln Veid pris papir		0,18*
Ln avvirket sagtømmer (t-1)		0,25***
Ln avvirket massevirke (t-1)		0,41***
Dummy Norge	-0,0023	-0,89***
Dummy Sverige	0,96***	-0,34
Dummy Finland	0,89***	-0,44
Dummy Østerrike	-0,12	-0,38***
Dummy Sveits	-0,72***	-0,96***
Justert R ²	0,99	0,99
Durbin-Watson	1,01	1,89

Ser at dummyvariablene for Norge, Østerrike og Frankrike ikke er signifikante, dummyvariablene for Sverige, Finland og Sveits er signifikant på 1%-nivå. Ut fra dette kan vi si at tilbudt kvantum i Norge, Østerrike og Frankrike ikke avviker fra gjennomsnittet, mens Sverige og Finland og Sveits tilbyr mer enn gjennomsnittet.

Ser av dummyvariable for etterspørselsmodellen at Sverige, Finland og Frankrike etterspør like mye tømmer, Østerrike, Norge og Sveits etterspør mindre enn gjennomsnittet.

5 Diskusjon

Dette kapittelet skal diskutere metodene som er brukt i analysene og resultatene som analysene ga. Det vil bli argumentert for og imot de metodene som ble brukt og om noe kunne vært gjort annerledes. Gjennomgangen av datamaterialet og metodene kommer først i kapitlet, deretter blir resultatene diskutert i samme rekkefølge som de ble fremstilt i resultatkapitlet.

5.1 *Materiale og metode*

Ut fra økonomisk teori, ved å studere tidligere lignende analyser og arbeider blant annet av Baardsen (1998), Brännlund (1988), Kuuluvainen & Toppinen (1997), og gjennom forelesninger i kurset RØP 204, kunne forklaringsvariablene som skulle brukes i denne analysen velges ut. I samtaler med forsker Torjus Bolkesjø og professor Birger Solberg ble tre variable valgt ut til å forklare tilbudsmodellen (pris tømmer, rente og stående volum) og fire variable plukket ut til å forklare etterspørselsmodellen (pris tømmer, produktpris (trelast eller papir)), bruttonasjonalprodukt, avvirket kvantum sagtømmer året før, eller avvirket kvantum massevirke året før. Dette er vanlige forklaringsvariable i tilbuds- og etterspørselsfunksjoner for tømmer. Det er mange andre variable som er vanlig å bruke, både Kuuluvainen & Toppinen (1997) og Brännlund (1988) har for eksempel lønnskostnader som forklaringsvariabel. Kuuluvainen & Toppinen (1997) bruker også lagget verdi av pris på sagtømmer i sin sagtømmermodell. Avvirkningskostnader er også en forklaringsvariabel som er blitt brukt i analyser av tømmermarkedet. Mange av disse variablene ble vurdert, men til slutt ble de som er nevnt ovenfor valgt.

Arbeidet med å samle sammen data som skulle brukes i oppgaven gikk greit. Datamaterialet fra EFSOS inneholdt de fleste variablene som ble brukt. Innlandspris på massevirke og sagtømmer, kanskje den mest interessante forklaringsvariabelen, måtte likevel innhentes fra flere andre kilder. Innlandspriser for Norge, Sverige, Finland, Østerrike og Sveits ble hentet fra Finnish Statistical Yearbook of Forestry (2003), mens innlandspriser for Tyskland og Frankrike ble innhentet av Birger Solberg. Solberg (pers. medd.) mente at ettersom det var svingningene i tømmerpris og kvantum som skulle analyseres så ville det ikke være så viktig at tallmaterialet kom fra samme kilde.

Årsaken til at analysene ikke strekker seg lengre tilbake en til 1980 er at innlandspriser på sagtømmer og massevirke i boka Finnish Statistical Yearbook of Forestry (2003) inneholder statistikk fra og med dette år. I samtaler med veilederne ble det antatt at dette var tilstrekkelig selv om det er ønskelig å ha datamateriale for så mange år som mulig.

Et annet poeng med datamaterialet fra EFSOS er at avvirket kvantum ikke er delt inn etter treslag, men etter om det er bartrær eller ikke. Forklaringsvariabelen "pris" er prisen på granvirke som i hvert land er regnet som "first class". Det vil si at avvirket kvantum bartrær blir forsøkt forklart med pris på grantømmer. Dette kan være en feilkilde, og det beste hadde vært om den avhengige variabelen hadde vært delt opp i ulike bartreslag slik at prisen på grantømmer forklarte avvirket kvantum grantømmer. Et argument for å kunne gjøre analysen på dette grunnlaget er at grantømmer er det treslaget som blir avvirket klart mest og at andelen andre treslag ikke påvirker estimatene.

For å kjøre analysene ble statistikkprogrammet Limdep benyttet. Metoden som ble brukt var 2SLS (two stages least squares). Det er nødvendig å bruke denne metoden da vi har å gjøre med et simultant ligningssystem (forklart under kapittel 3.3.3). Brännlund (1988) og Kuuluvainen & Toppinen (1997) brukte også 2SLS i sine analyser.

5.2 Bestemme en modell

I analyser som er brukt i denne oppgaven er det vanlig å anta at modellene kan beskrives som en Cobb-Douglas funksjon. Dersom en ligning på slik form blir transformert ved hjelp av $\ln$ gis elastisiteten direkte. Modellene som ble kjørt først var log-lineære modeller. Brännlund (1988), Kuuluvainen & Toppinen (1997) og Baardsen (1998) brukte alle logaritmetransformasjoner av forklaringsvariable i sine analyser. I hver av modellene er Durbin-Watson (D-W) verdiene tatt med, men de blir bare nevnt da forutsetningene for at denne verdien kan brukes som et mål på autokorrelasjon, ikke alltid er oppfylt. Blant annet er det brukt en lagget variabel av den avhengige variabelen i etterspørselsfunksjonen. I følge Gujarati (1995) bryter dette med forutsetningene om at en lagget variabel av den avhengige variabelen ikke kan brukes som forklaringsvariabel. Brännlund (1988) bruker D-W-verdien som et mål på autokorrelasjon, selv om etterspørselsmodellen har en lagget verdi av den avhengige variabelen som forklaringsvariabel.

Mange ulike modeller ble prøvd og i den aggregerte modellen som ble kjørt til slutt vil D-W verdiene bli diskutert mer inngående ettersom dette var den modellen med best forklaringskraft. R^2 -verdiene varierer en del i analyser som dette, Baardsen (1998) fikk R^2 -verdier som lå imellom 0,73 og 0,94 og Brännlund (1988) fikk for 2SLS-modellen for sagtømmer, versjon 1, en justert R^2 -verdi på 0,48 for tilbudsfunksjonen og 0,83 for etterspørselsfunksjonen. Alle disse verdiene er normale verdier selv om R^2 lik 0,48 er litt lavt. R^2 -verdier som er omtalt i denne oppgaven er justert R^2 .

5.2.1 Log-lineære modeller

For sagtømmermodellen på 10% signifikansnivå var det bare et av estimatene i tilbudsmodellen som var signifikant og ingen av estimatene i etterspørselsmodellen som var signifikante. Koeffisienter som ikke er signifikante er også interessante, for eksempel, dersom det virkelig er slik at økt pris ikke gir økt tilbud så er det veldig interessant. Selv om estimatene ikke er signifikante og modellene mister en del av sin forklaringskraft, ser vi at R^2 og D-W verdiene er henholdsvis 0,97 og 1,63 for tilbudsmodellen, men ikke fullt så gode for etterspørselsmodellen. Estimatene hadde blitt omtalt mer dersom de hadde vært signifikante. Det er også verdt å merke seg at elastisiteten til forklaringsvariabelen pris er positiv i etterspørselsmodellen, dette er ikke et ventet fortegn da det logiske i et fritt marked er at dersom prisen på massevirke øker vil etterspørselen synke og avvirket kvantum blir justert i forhold til hvor mye som kan selges, dvs. at avvirkningen vil synke. Likevel kan det være en forklaring på dette. Brännlund (1988) peker på at økt massevirkepris vil føre til at tynning blir mer lønnsomt og skogeierne vil foreta tynningshogster (ulønnsomme tynningshogster blir lønnsomme) i stedet for sluttavvirkning. Resultatet er at det blir tilbudt mer massevirke og mindre sagtømmer.

For massevirkemodellen er alle estimatene i tilbudsmodellen signifikante bortsett fra konstantleddet, og dermed kan vi si de tre forklaringsvariablene som er brukt i modellen kan beskrive tilbudt mengde massevirke. R^2 verdien er på 0,99, det vil si at 99 % av variasjonen i $\ln Y$ kan forklares ved modellen, derimot er D-W-verdien 0,79 noe som tyder på at det er autokorrelasjon i modellen. For etterspørselsmodellen er alle estimatene signifikante bortsett fra prisen til papir, i tillegg har koeffisienten negativt fortegn, og det er ikke som forventet ut fra økonomisk teori. R^2 har verdien 0,99 og D-W verdien er 1,62. Dersom forklaringsvariabelen pris på papir fjernes fra etterspørselsmodellen er fremdeles de andre forklaringsvariablene signifikante, D-W- verdien øker til 1,88 og R^2 er fremdeles 0,99.

Resultatene viser at forklaringskraften til tilbud- og etterspørselsmodellene for massevirke er god, derimot mister modellene for sagtømmer endel av sin forklaringskraft fordi få av estimatene er signifikante. Priselastisiteten både for tilbud- og etterspørselsmodellen har forventede fortegn i sagtømmermodellen. I etterspørselsmodellen for massevirke er estimatet for prisvariabelen positiv, og som nevnt tidligere er ikke dette logisk selv om det kan forklares. R^2 -verdien for etterspørselsmodellen er 0,5 og tyder på at 50% av variasjonen i den avhengige variabelen kan forklares med modellen. Det kan tyde på at modellen for etterspørsel slik som den ble kjørt i dette tilfellet ikke er så veldig god. Modellene som ble prøvd under forutsetningene i dette kapittelet vil ikke bli brukt videre i oppgaven da meningen var å lage modeller både for sagtømmer- og massevirkemarkedet ut fra samme datagrunnlag.

5.2.2 Lineære modeller

For sagtømmermodellen var tre av estimatene til forklaringsvariablene i tilbudsmodellen signifikante på 10% nivå. Et av estimatene ($Y(t-1)$) i etterspørselsmodellen var signifikant på 1% nivå, resten av estimatene var ikke signifikante på 10% nivå. Dersom denne forklaringsvariabelen fjernes fra modellen er fremdeles de andre estimatene ikke signifikante, R^2 -verdien faller fra 0,85 til 0,42 og D-W-verdien synker fra 1,10 til 0,77. Det viser at variabelen bør være med i modellen da den tydeligvis har god forklaringskraft. I tillegg var alle 7 dummyvariablene for etterspørselsmodellen ikke signifikante på 10% nivå, dette sier at etterspørselen i disse regionene ikke er forskjellig fra gjennomsnittet og at den er lik i de sju regionene. Dette er ikke som forventet da etterspørselen etter sagtømmer for eksempel kan forventes å være høyere i Sverige enn Sveits.

For massevirkemarkedet er to av estimatene til forklaringsvariablene i tilbudsmodellen signifikante på 1% signifikansnivå og tre av estimatene til forklaringsvariablene i etterspørselsmodellen var signifikante på 10% signifikansnivå. R^2 for begge modellene er 0,98 dvs. at 98% av variasjonen i Y kan forklares ved modellene. D-W-verdiene for tilbuds- og etterspørselsmodellene er henholdsvis 1,03 og 1,67. Begge modellene kan sies å ha god forklaringskraft, men som for de log-lineære modellene er forklaringskraften til den lineære sagtømmermodellen for svak. Under forutsetning av at meningen var å lage modeller både for sagtømmer- og massevirkemarkedet ut fra samme datagrunnlag vil heller ikke disse modellene bli diskutert mer. Også i denne etterspørselsmodellen var estimatene til 6 av

dummyvariable ikke signifikante, og som forklart i avsnittet ovenfor stemmer ikke dette med forventningene.

Det at elastisitetene ikke er gitt direkte når lineære modeller kjøres er ikke et problem da elastisiteten kan regnes ut på en annen måte.

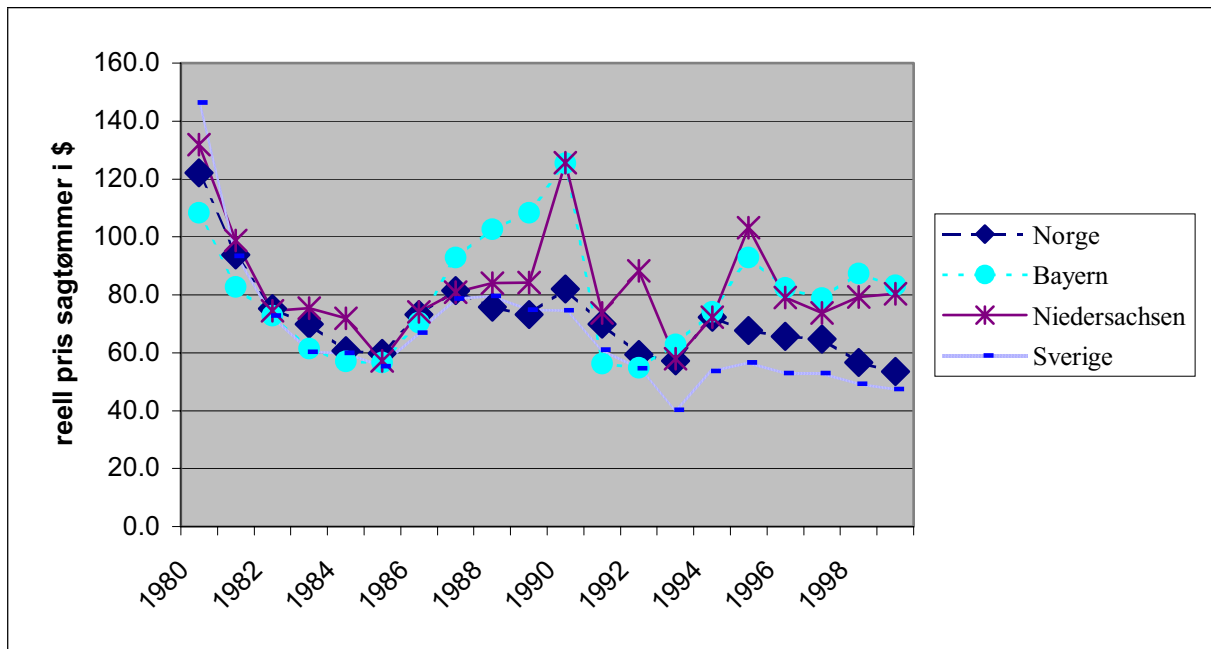
5.2.3 Semi log-lineære modeller

I disse modellene var forklaringsvariabelen bruttonasjonalprodukt/folketall (BNOP) tatt ut. Grunnen til dette var at estimatet til denne variabelen i svært få tilfeller viste signifikans og av den grunn burde fjernes fra modellen for å få signifikante estimater til de andre forklaringsvariablene.

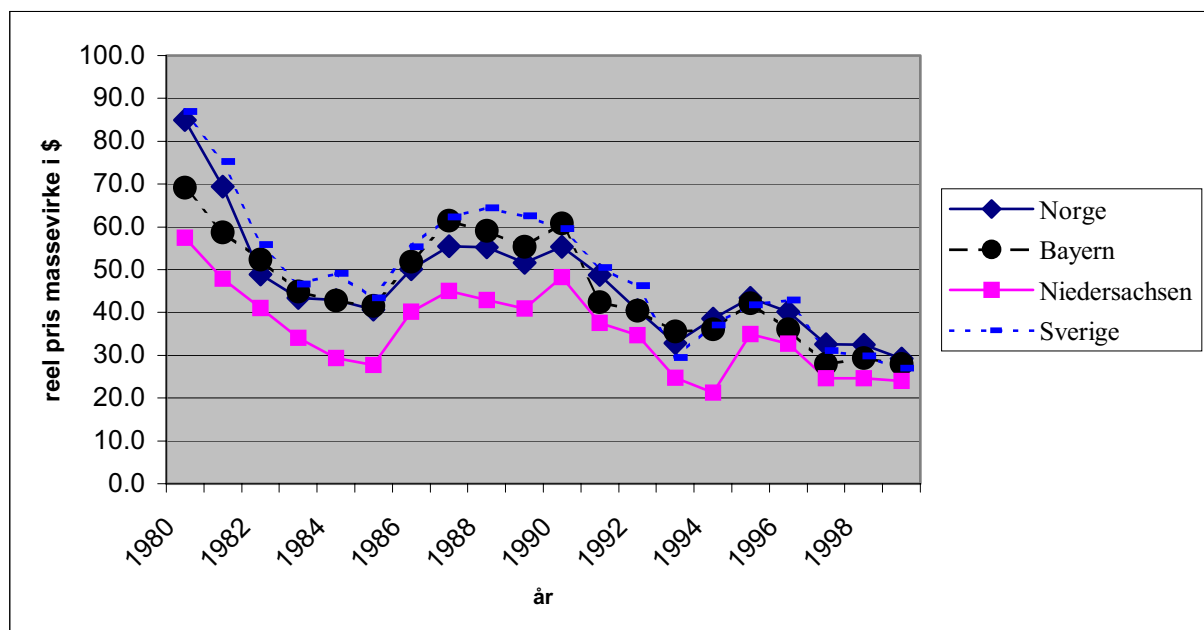
For sagtømmermodellen var tre av estimatene til forklaringsvariablene i tilbudsmodellen signifikante på 10% nivå. Ingen av estimatene i etterspørselsmodellen var signifikante på 10% nivå. R^2 er 0,97 for tilbudsmodellen og 0,80 for etterspørselsmodellen. D-W- verdiene er 1,63 for tilbudsmodellen og 1,30 for etterspørselsmodellen. Det er ikke vanlig å kjøre analyser på modeller både med og uten Ln til forklaringsvariable, men i samtaler med veilederne som mente at dette kunne prøves, og i et forsøk på å estimere en modell som forklarer tilbud og etterspørsel bedre, ble det gjort likevel.

For massevirkemodellen var også tre av estimatene til forklaringsvariablene i tilbudsmodellen signifikante på 10% nivå. I etterspørselsmodellen var et estimat for til forklaringsvariabelen signifikant på 1% nivå, resten var ikke signifikant på 10% nivå.

Målet med de tre modellene som er kjørt til nå var å analysere faktorer som forklarer tilbuds og etterspurt mengde sagtømmer og massevirke i separate modeller for sagtømmer og massevirke. Dette var ikke mulig og årsakene til dette kan være mange. Baardsen (1998) peker på at data kan være samlet fra ulike kilder der disse har forskjellige krav til nøyaktighet, en annen årsak kan være at det har vært strukturelle endringer i den perioden som undersøkes. I dette tilfellet kan sammenslåingen av Øst- og Vest-Tyskland spille inn på resultatene, og ved å plote innlandspriser for sagtømmer for noen land i en figur (figur 5.1), ser vi at Niedersachsen og Bayern har en annen utvikling spesielt rett før og i noen år etter 1990.



Figur 5.1 Reell sagtømmerpris for Norge, Bayern, Niedersachsen og Sverige i $\$/m^3$.



Figur 5.2 Reell massevirkepris for Norge, Bayern, Niedersachsen og Sverige i $\$/m^3$.

De tre modellene som de til nå er presentert innbefatter regionene Niedersachsen og Bayern. Spesielt i sagtømmermodellene har estimatene sjelden vært signifikante. Ved å studere figurene 5.1 og 5.2 ser vi tydelig at reell sagtømmerpris i de to nevnte regioner ikke følger

samme kurve som for eksempel Sverige og Norge. Massevirkeprisene i de to regionene ser ut til å følge omtrent samme kurve som resten av regionene.

5.3 Andre modeller

1. Etter forslag fra veilederne ble en dummyvariabel innført som forklaringsvariabel for det som kan være en "feilobservasjon" en såkalt uteligger i datamaterialet fra de to regionene i Tyskland. Denne var ikke signifikant og kan dermed ikke bidra til å forklare avvirket kvantum sagtømmer eller massevirke.
2. Baardsen (1998) bruker import som en forklaringsvariabel, derfor ble den brukt for å se om det ga forklaringssterke estimater. Når forklaringsvariabelen nettoimport blir konstruert som beskrevet i kapittel 3.2.5 kan verdiene bli negativ dersom eksportert kvantum er større enn importert kvantum. Dette blir et problem i de modellene som bruker logaritmetransformasjoner av variable som forklaringsvariable da det ikke er mulig å ta Ln til en negativ verdi. Estimatet for variabelen nettoimport var ikke signifikant på 10% nivå og ble derfor ikke tatt med i analysene.

5.4 Modeller der regionene Niedersachsen og Bayern ble fjernet

Ut fra figur 5.1 ble Niedersachsen og Bayern fjernet fra datamaterialet for å se om dette kunne gi signifikante estimater i tilbuds- og etterspørselsmodellene for sagtømmer og massevirke.

5.4.1 Log-lineære modeller

Analysen av etterspørselsmodellen til sagtømmer ga tre av fire signifikante estimater for forklaringsvariablene, i forhold til da de tyske regionene var med da ingen av forklaringsvariablene hadde signifikante estimater. Det er forklaringsvariabelen bruttonasjonalprodukt/folketall som ikke har signifikant estimert koeffisient.

Tilbudsmodellen for sagtømmer hadde bare et signifikant estimat for forklaringsvariablene og det var fremdeles stående volum, akkurat som i modellene med de tyske regionene. Det er verdt å merke seg at estimatet til prisvariabelen i tilbudsfunksjonen har positiv verdi, dette er som ventet ut fra økonomisk teori. I og med at modellene for tilbud og etterspørsel bestemmes simultant er vi avhengige av en god spesifisering av etterspørselen for å få en god spesifisering av tilbudet og vice versa. Ser vi bort fra denne effekten er forklaringsvariablene i etterspørselsmodellen godt egnet til forklare etterspurt mengde sagtømmer. R^2 for både tilbuds- og etterspørselsmodellen er 0,98, D-W- verdien er for tilbudsmodellen 1,08 og for

etterspørselsmodellen 1,78. D-W-verdien for tilbudsmodellen kan tyde på at det autokorrelasjon i modellen.

Analysen av modellen for tilbudt mengde massevirke ga signifikante estimater for forklaringsvariablene pris massevirke, rente og stående volum. Alle på 1% nivå. Det er de samme resultatene som før regionene Niedersachsen og Bayern ble fjernet. Analysen av modellen for etterspurt mengde massevirke ga signifikante estimater for den laggede variabelen av avvirket kvantum massevirke og for konstantleddet. I forhold til før de to tyske regionene ble fjernet, er det færre signifikante estimater. Det er også verdt å merke seg at elastisiteten til forklaringsvariabelen pris er positiv. Dette er ikke det ventede fortegnet da det logiske er at dersom prisen på massevirke øker, vil etterspørselen synke og avvirket kvantum gå ned. R^2 for både tilbuds- og etterspørselsmodellen er 0,99 og D-W- verdien er for tilbudsmodellen 0,71 og for etterspørselsmodellen 1,33.

Dummyvariablene for både sagtømmermodellene og massevirkemodellene var fornuftige sett ut fra forventet avvirket kvantum i hvert av landene.

5.4.2 Lineære modeller

Analysen av modellen for tilbud av sagtømmer ga signifikante estimater for forklaringsvariablene rente og stående volum. Modellen for etterspurt mengde sagtømmer ga signifikant estimat for den laggede variabelen av avvirket kvantum sagtømmer. Det er omtrent som i analysene med Niedersachsen og Bayern, bortsett fra at estimatet til konstantleddet i tilbudsmodellen var signifikant i den modellen og ikke her. Dersom den laggede verdien på sagtømmer fjernes blir forklaringskraften til etterspørselsmodellen dårligere. R^2 -verdien faller fra 0,92 til 0,2 og D-W-verdien synker fra 1,2 til 0,7. Ved å fjerne Niedersachsen og Bayern svekkes forklaringskraften i tilbudsmodellen og etterspørselsmodellen og vil i dette tilfelle ikke brukes til å forklare den avhengige variabelen.

Analysen av modellen for tilbud av massevirke ga signifikante estimater for forklaringsvariabelen pris og stående volum. Modellen for etterspurt mengde massevirke ga signifikant estimat for den laggede variabelen av avvirket kvantum massevirke. Det er færre signifikante estimater enn når Niedersachsen og Bayern fremdeles var med. Estimatet for priselastisiteten har også her positivt fortegn slik som i modellen med

logaritmetransformasjoner til forklaringsvariable, og som nevnt tidligere bryter dette med økonomisk teori. R^2 -verdien er for tilbudsmodellen 0,98 og for etterspørselsmodellen 0,99. D-W-verdiene er henholdsvis 1,05 og 1,89. Forklaringskraften til massevirkemodellene synes ikke å være sterk nok til å forklare tilbudt og etterspurt mengde massevirke.

5.4.3 Semi log-lineære modeller

Analysen av sagtømmermodellene ga signifikante verdier for alle estimater i etterspørselsmodellen og alle estimater i tilbudsmodellen unntatt rente. R^2 -verdiene var 0,98 for tilbudsmodellen og 0,95 for etterspørselsmodellen. D-W-verdiene er 1,15 for tilbudsmodellen og 1,22 for etterspørselsmodellen. Dette er verdier som ikke sier så mye da modellene bryter med forutsetningen for at D-W-verdier kan brukes til å konkludere med at det er autokorrelasjon i modellene. Estimaten viser at ved å fjerne Niedersachsen og Bayern fra datamaterialet samt bruke semi log-lineære modeller styrkes forklaringskraften til modellene for sagtømmer. Estimaten for dummyvariablene var også signifikante for de fleste regionene både for tilbuds- og etterspørselsmodellen, i tillegg hadde de forventende verdier sett ut fra avvirkningsnivå i hvert enkelt land.

Analysen av massevirkemodellen ga signifikans for alle estimater i tilbudsmodellen. I etterspørselsmodellen ga analysen signifikante estimater til forklaringsvariabelen $\ln Y(t-1)$ og for konstantleddet. R^2 -verdiene var 0,99 for både tilbuds- og etterspørselsmodellen til massevirke, og D-W-verdiene var 0,74 for tilbudsmodellen og 2,03 for etterspørselsmodellen. I og med at etterspørselsfunksjonen for massevirke ikke har signifikante estimater for forklaringsvariablene pris på massevirke og pris på papir, er forklaringskraften redusert. Det er likevel interessant at koeffisienten til pris etterspørselsmodellen for massevirke er positiv, dersom denne hadde vært signifikant tyder det på at prisen på massevirke vil føre til at avvirket kvantum i etterspørselsmodellen vil øke, dette er forklart i avsnitt 5.2.1 Log-lineære modeller.

5.4.4 Modeller med aggregert kvantum av sagtømmer og massevirke

Da ingen av analysene på modellene som er prøvd til nå ga estimater med god forklaringskraft (ikke signifikante estimater og uventede fortegn til koeffisientene), ble sagtømmer og massevirke slått sammen. Først ble aggregert kvantum kjørt med alle regionene til stede

(inkludert Niedersachsen og Bayern), dette ga ikke modeller med god forklaringskraft. De modellene som ble kjørt er dermed uten Niedersachsen og Bayern.

5.4.4.1 Tilbud

Resultatene viser at estimatene til alle forklaringsvariable i tilbudsmodellen er signifikante på 10% nivå bortsett fra koeffisienten til forklaringsvariabelen rente. Alle estimatene har forventede fortegn.

Sørflaten & Solberg (1995) gjorde en økonometrisk analyse av tømmermarkedet i Norge. Resultatene er gjengitt i Solberg & Moiseyev (1997). I analysen av tilbudsmodellen brukte de også aggregert kvantum bartre som avhengig variabel (ikke delt inn i sagtømmer og massevirke), og en del av de samme endogene og eksogene forklaringsvariable som er brukt i denne oppgaven, blant annet trendvariabelen x (som kan sammenlignes med variabelen stående volum), en rotnettpris og et rentenivå. Forklaringsvariabelen pris er rotnetto i modellen til Sørflaten & Solberg (1995), i forhold til i denne oppgaven der prisen er en innlandspris fremkjørt til vei. Elastisiteten til rotnettprisen er 0,43 mot elastisiteten til prisen fremkjørt vei som er 0,14. Forskjellen kommer antagelig av at elastisiteten til prisen fremkjørt vei er en gjennomsnittlig elastisitet for de seks landene som er i modellen, mot elastisitet 0,43 som kun er for Norge. Sørflaten & Solberg (1995) har også reel rentefot før skatt som forklaringsvariabel, denne har ikke signifikant estimat, det har heller ikke den nominelle diskonteringsrenta som er brukt som forklaringsvariabel i denne oppgaven. Trendvariabelen x i modellen til Sørflaten & Solberg (1997) har en estimert elastisitet på 1,85. Dette er ca. tre ganger så mye som i estimatet for stående volum i denne oppgaven. Årsaken kan være at trendvariabelen i modellen til Sørflaten & Solberg (1997) skal fange opp økningen til flere faktorer, blant annet økende stående volum og teknologisk utvikling. I analysene som er gjort i denne oppgaven inneholder forklaringsvariabelen kun stående volum.

Vi ser av analysen at Durbin-Watson-verdien er 1,00 for tilbudsmodellen noe som indikerer at det kan være autokorrelasjon i modellen som ble brukt. Jeg kjørte derfor en Breusch-Godfrey-test for å avdekke om det er tilfelle. Breusch-Godfrey-testen er beskrevet under kapittel 3.3.2.2 og sier at dersom verdien testen gir overstiger en k -kvadrat-verdi for et valgt signifikansnivå er det autokorrelasjon i datasettet. k -kvadrat-verdien for 108 frihetsgrader og signifikansnivå på 0,05 er 108,73 (funnet i k -kvadratfordelingens kvantiltabell) (Løvås

1999). Satt opp mot testen som i dette tilfellet ga en verdi på 27,59 kan det sies at autokorrelasjon ikke finnes i modellen som ble kjørt.

5.4.4.2 Etterspørsel

I etterspørselsmodellen er alle estimatene til forklaringsvariablene signifikante på 10% nivå, og de har forventede fortegn. Estimatet til forklaringsvariabelen pris har en verdi på $-0,50$, det vil si at dersom prisen på tømmer øker med 1% vil etterspørselen avta med 0,5%. I analysene til Sørflaten & Solberg viste estimatet for prisvariabelen ikke signifikans. Dersom estimatet på $-0,50$ som ble funnet i denne oppgaven, i stedet sammenlignes med resultatet som Brännlund (1988) fant i sin 2SLS-analyse versjon 1, ser vi at priselastisiteten i etterspørselsmodellen ble estimert til $-0,54$. Riktignok er resultatet til Brännlund (1988) priselastisitet på sagtømmer og til det svenske tømmermarkedet, men de kan sammenlignes likevel.

De andre forklaringsvariablene som er brukt i etterspørselsmodellen til Sørflaten & Solberg (1995) kan ikke direkte sammenlignes med de som er brukt i denne oppgaven. Ut fra analysene som ble kjørt på etterspørselsmodellen ble de laggede variablene estimert til 0,25 for sagtømmer og 0,41 for massevirke, begge var signifikant på 1% nivå. Estimatet for sagtømmer er noe lavere enn det Brännlund (1988) fant for sagtømmer i sin 2SLS-modell versjon 2 der $q(t-1)$ var estimert til 0,87. Dersom estimatene i stedet blir sammenlignet med estimatene som Toppinen (1995) fant, gjengitt i Solberg & Moiseyev (1997), finner vi at estimatet for lagget verdi avvirket kvantum sagtømmer i perioden 1976-92 er 0,39 og lagget verdi for massevirke i perioden 1960-92 er 0,28. Dette er mer i samsvar med estimatene i analysene for denne oppgaven. En Breusch-Godfrey-test ble også gjennomført for etterspørselsmodellen ettersom denne bryter med forutsetningen for å bruke D-W-verdien til å bestemme om det er autokorrelasjon. For etterspørselsmodellen ble verdien 9,66, det viser at det ikke er noen autokorrelasjon i modellen som ble kjørt.

Det er estimatene til produktprisen både for trelast og papir som er signifikante på 10% nivå i etterspørselsmodellen med forventede positive fortegn. En signifikansgrad på 5% er det som er vanlig å bruke, men i denne oppgaven er estimatene på 10% signifikansnivå også tatt med. Det vil si at dersom produktprisen på trelast og papir øker med 1%, vil etterspurt mengde tømmer øke med henholdsvis 0,3% og 0,18%.

5.4.4.3 Dummyvariable

Når det gjelder signifikansgraden til dummyvariablene er disse interessante. Dersom estimatet til en dummyvariabel ikke er signifikant på 10% nivå betyr det at avvirkningsnivået til dette landet ikke avviker fra gjennomsnittet. Et annet poeng er at dersom konstantleddet ikke er signifikant på 10% nivå, er det landet som ikke er representert med en dummyvariabel (i disse modellene Frankrike), ikke forskjellig fra gjennomsnittet og modellen for avvirket kvantum vil skjære origo.

Ut fra dummyvariable i tilbudsmodellene kan det vises at Frankrike, Norge og Østerrike tilbyr et kvantum tømmer som ikke er forskjellig fra gjennomsnittet, Sverige og Finland tilbyr et kvantum tømmer som er høyere enn gjennomsnittet og til slutt viser resultatene at Sveits tilbyr et kvantum tømmer som ligger under gjennomsnittet. Det som ikke er helt i samsvar med forventningene er at Frankrike ikke tilbyr mer enn gjennomsnittet da avvirket kvantum er et sted midt i mellom Norge/Østerrike og Finland/Sverige. Dette kan komme av at det er for få land med i analysen. En annen forklaring kan være at dersom tilbudt mengde tømmer sammenlignes med tilveksten finner vi at Frankrike på lik linje med Norge avvirker betydelig mindre enn tilveksten. Modellen fanger kanskje opp denne sammenhengen, dette kan muligens forklare at Frankrike ikke avviker fra gjennomsnittet, men ligger på samme nivå som Norge og Østerrike.

Samme resonnement kan brukes på dummyvariable i etterspørselsmodellen. Det vil si at Frankrike, Sverige og Finland etterspør like mye, Østerrike etterspør litt mindre enn det mens Norge og Sveits etterspør minst tømmer. I forbindelse med dette så jeg det som interessant å legge netto importert kvantum tømmer inn i etterspørselsmodellen for å se om estimatet ble signifikant. Tanken var at ved positiv nettoimport skulle etterspørselen etter virke innlands bli mindre. Sagt med andre ord var det forventet at fortegnet til forklaringsvariabelen skulle være negativt. Dette ble gjort, men forklaringsvariabelen var ikke signifikant. Dermed økte ikke forklaringskraften til modellen.

Et av målene med oppgaven var å se på om det var ulikheter mellom hvert land og mellom landene delt inn i regioner etter omsetningsmønster og geografisk beliggenhet.

Gjennomgangen av dummyvariablene som er gjort tidligere i dette avsnittet sier noe om ulikheter landene i mellom. I tillegg ble det gjort forsøk på å dele landene inn i regioner og deretter gi hver region en dummyvariabel. Skandinavia med Norge, Sverige og Finland var en

region mot resten av landene. Estimater for dummyvariabelen var ikke signifikant, og dermed kunne det ikke sies at det var forskjell i tilbud og etterspørsel mellom disse regionene. Det ble også prøvd å dele inn etter andre regioner uten at det ga signifikante estimater.

5.4.4.4 Et alternativ til modellen beskrevet i kapittel 3.2.6.2

Bare for å se hvordan estimatene forandret seg ble det kjørt en modell der forklaringsvariabelen Ln Pris ble forandret som beskrevet i kapittel 3.2.6.2. Det viste seg at denne forandringen ga svært liten forandring i estimatene bortsett fra innlands priselastisitet til etterspørselsmodellen som fremdeles var signifikant på 1% nivå, men verdien forandret seg fra $-0,50$ til $-0,10$. Det eneste som gikk fra å være signifikant på 10% til ikke å være signifikant på 10% var estimatet til forklaringsvariabelen Ln Veid Pris trelast. Alle estimatene hadde fremdeles forventede fortegn.

5.4.4.5 Modell med reell rente som forklaringsvariabel

For den aggregerte modellen som ble kjørt, beskrevet i kapittel 3.2.6.2, ble forklaringsvariabelen rente (nominell diskonteringsrente) byttet ut med en reell rente for å avdekke om en reell rente hadde sterkere forklaringskraft enn den nominelle. Koeffisienten til forklaringsvariabelen reell rente ble estimert til $0,014$, og var ikke signifikant på 10% nivå. Koeffisienten skiftet fra $0,054$ til $0,014$, mens de andre koeffisientene til forklaringsvariablene pris i tilbuds- og etterspørselsmodellen og stående volum skiftet meget lite. Alle forklaringsvariablene som var signifikante med nominell rente var også signifikante med reell rente.

5.5 En samlet vurdering av arbeidet og resultatene

Dataene som analysene bygger på er gode og i utgangspunktet er det ingenting som tyder på at analysen er kjørt på et dårlig datagrunnlag, med unntak av de tyske dataene.

Gjennom hele arbeidet viste det seg at forklaringskraften til massevirkemodellene var bedre enn forklaringskraften til sagtømmermodellene. Spesielt var dette tilfellet i de modellen der Niedersachsen og Bayern fremdeles var med. Hva dette kommer av, er vanskelig å si, men det tyder på at datagrunnlaget for disse to regionene når det gjelder sagtømmer har vært mangelfulle. Den siste modellen med aggregert kvantum sagtømmer og massevirke hadde god forklaringskraft både for tilbuds- og etterspørselsmodellen. Fortegnene er logiske ut fra

økonomisk teori, dette er en styrke. En svakhet med disse modellene er at de ikke skiller på sagtømmer og massevirke og dermed mister en informasjon som kunne vært interessant.

Forklaringsvariabelen rente er en nominell diskonteringsrente som ble funnet i databasen til IFS (International Financial Statistics). Prisene som er brukt både for innlands tømmerpris og produktpris på papir og trelast er reelle priser, dermed burde det rentenivået som ble brukt som forklaringsvariabel også vært en reel rente i alle modellene som ble kjørt.

Nesten alle modellene som ble analysert har en høy R^2 . I den siste modellen som ble prøvd med aggregert kvantum av sagtømmer og massevirke, og med en veid pris, viser resultatene en justert R^2 verdi på 0,99 for både tilbuds- og etterspørselsmodellen. Dette er veldig høyt og virker litt merkelig. Justert R^2 skal ta høyde for at ved å legge til variable i en modell øker denne bare dersom den tillagte variabelen bidrar til å redusere variansen til feilleddet. Ved å legge til variable vil også justert R^2 øke ved bare en liten reduksjon i variansen. Noe av årsaken til den høye justerte R^2 kan derfor skyldes at modellene inneholder tolv variabler.

5.6 Videre arbeid

I et videre arbeid er det spesielt en del av oppgaven som det hadde vært spennende å jobbe mer med. Modellene som er kjørt her, forutsetter at estimatene til alle landene vil bli de samme fordi dummyvariabelen settes i sammenheng med konstantleddet. Spesielt for innlandspriskoeffisienten hadde det vært interessant å avdekke om det er forskjell mellom landene. Dette kan gjøres ved å lage en dummyvariabel som sammenstilles med koeffisienten til forklaringsvariabelen pris på tømmer i stedet for sammenstillingen med konstantleddet. Da kan det testes om det er forskjell i priselastisitet mellom landene. Dette er forklart nærmere i kapittel 2.6. I et videre arbeid vil det være av stor interesse å utarbeide modeller som tar hensyn til dette, for i tillegg til å estimere en samlet priselastisitet, også estimere hvordan priselastisiteten varierer fra et land til et annet.

To andre forbedringer burde også vært gjort i forbindelse med det videre arbeidet, gode data for Tyskland og Storbritannia bør også hentes inn dersom dette er mulig da disse landene er interessante å sammenligne med andre land som er med i analysene. Det bør også være et mål å ha modeller som forklarer både sagtømmer og massevirke tilbud- og etterspørsel.

6 Konklusjon

Analysene startet med åtte forskjellige regioner og avvirket kvantum separert i sagtømmer og massevirke. Dette ble etter hvert redusert til seks forskjellige land og et aggregert kvantum av sagtømmer og massevirke fordi datamaterialene for Niedersachsen og Bayern så ut til å være mangelfulle.

Konklusjonen som er presentert nedenfor tar utgangspunkt i modellen med aggregert kvantum sagtømmer og massevirke som avhengig variabel uten at konsumprisindeksen i USA er brukt på prisvariabelen. Det var spesielt priselastisiteten og elastisiteten til stående volum som var interessante.

Analysene bekrefter at reell veid innlandspris på tømmer ($\ln$ Pris (Veid)) og stående volum ($\ln$ Stående volum) er relevante forklaringsvariable for tilbud av tømmer i de seks landene. Under forutsetning av lik elastisitet i landene som er analysert, ble priselastisiteten estimert til 0,14. Det er i nedre grense for hva som er funnet i tidligere analyser, men innenfor det som regnes som akseptabelt. Priselastisiteten varierer mye i analyser som dette, fra en nedre grense omtrent på nivået funnet i denne oppgaven helt opp til 3.0 (Solberg, B. pers.medd. 2004). Estimaten for stående volum ble 0,58, dette er som forventet.

Rentenivået, i denne oppgaven en nominell diskonteringsrente, er ikke en relevant forklaringsvariabel for tilbud av tømmer.

For etterspørsel etter tømmer er det reell veid innlandspris på tømmer ($\ln$ Pris (Veid)), produktpris på papir og trelast ($\ln$ Veid Pris trelast og $\ln$ Veid Pris papir), og laggede variable for både avvirket kvantum sagtømmer og massevirke ($\ln$ avvirket sagtømmer og $\ln$ avvirket massevirke) som er relevante forklaringsvariable. Riktignok er estimatene til de to sistnevnte signifikant på 10% nivå, men de blir regnet som gode nok likevel. Priselastisiteten for alle landene ble $-0,50$. Det stemmer godt med tidligere analyser.

7 Litteraturliste

- Baardsen, S. 1998.** Econometric Analyses of Roundwood Markets and Sawmilling in Norway. Agricultural University of Norway. Doctor Scientiarum Theses 1998: 29, 224 pages.
- Baardsen, S. 1999.** Tilbud og Etterspørsel – Skogprodukter. Forelesningsnotat RØP 204, 03.09.99
- Bergseng, E. 2002.** Produsentenes tilpasning i korte drag. Forelesningsnotat RØP 204, 19.08.02
- Brännlund, R. 1988.** The Swedish Roundwood Market. An econometric analysis. Swedish University of Agricultural Sciences, Department of Forest Economics. Report No. 82, 203 pages.
- Finnish Statistical Yearbook of Forestry 2003.** Skogforskningsinstituttet. Finnish Forest Research Institute. 388 pages.
- Gujarati, D.N. 1995.** Basic Econometrics. Third Edition, McGraw-Hill International Editions. 838 pages.
- International Financial Statistics (IFS) Online 2004.** En nettbasert tjeneste.
<http://ifs.apdi.net/imf/about.asp>.
- Kuuluvainen, J. & Toppinen, A. 1997.** Structural Changes in Sawlog and Pulpwood Markets in Finland. Scandinavian Journal of Forest Research 12: pages 382-389, 1997.
- Løvås, G.G. 1999.** Statistikk for universiteter og høyskoler. 3.opplag, Universitetsforlaget 1999. 406 pages.
- Montgomery, C.D., Peck, E.A. & Vining, G.G. 2001.** Introduction to linear regression analysis. Third Edition, John Wiley & Sons, Inc. 641 pages.
- Rüter, S. 2003.** LONG-TERM COUNTRY PROFILE SHEETS. EFSOS. Upublisert.
- Solberg, B. & Moiseyev, A. 1997.** Demand and Supply Analyses of Roundwood and Forest Products Markets in Europe, Overview of Present Studies. European Forest Institute. 418 pages.