



En empirisk analyse av norske husholdningers konsumgodeetterspørsel i perioden 1970-2012

Kristoffer Fosse Hanssen

Mai 2014

Institutt for samfunnsøkonomi
Norges teknisk-naturvitenskapelige universitet

Veileder: Kåre Johansen

Forord

Masteroppgaven er et avsluttende arbeid i det 5-årige integrerte masterstudiet i samfunnsøkonomi ved Institutt for samfunnsøkonomi, NTNU. Jeg vil gjerne takke min veileder, professor Kåre Johansen, som har vært til stor hjelp og som har kommet med konkrete og særdeles gode tilbakemeldinger i alle fasene av arbeidet med oppgaven. En spesiell takk rettes også til Eilev S. Jansen som har vært behjelpelig med å skaffe til veie det datamaterialet som jeg ikke kunne få tak i på egenhånd.

Jeg vil også takke Arne B. Langan, Nicolai Ramstad og Synne Larsen som har tatt seg tid til å korrekturlese og kommentere oppgaven min. Eventuelle feil og mangler kan ikke klandres andre enn meg selv.

Kristoffer Fosse Hanssen, mai 2014.

Innhold

1	Innledning	1
1.1	Oppgavens disposisjon	3
2	Teoribakgrunn	5
2.1	Etterspørsel etter ikke-varige goder	5
2.2	Etterspørsel etter varige goder	7
3	Datasettet	9
3.1	Deskriptiv statistikk	9
3.2	Variablenes tidsprofil	11
4	Empirisk spesifikasjon	13
4.1	Stasjonaritet	13
4.1.1	Fremgangsmåte for å teste for enhetsrøtter	15
4.2	Kointegrasjon	16
4.2.1	Fremgangsmåte for å teste for kointegrasjon	17
4.3	Likevektskorrigeringsmodeller	18
4.3.1	Hvordan estimere en likevektskorrigeringsmodell?	19
4.4	Formelle tester	20
4.4.1	Test for enhetsrøtter	20
4.4.2	Test for kointegrasjon	23
4.5	Konstruksjon av en økonometrisk modell	24
4.5.1	Varige goder og likevektskorrigeringsmodellen	26
4.5.2	Den langsiktige likevektsløsningen	30
4.5.3	Spesifiseringstester	31
5	Empiriske resultater	33
5.1	Valg av inntektsvariabel	33
5.2	Generell modellspesifikasjon	34
5.2.1	Langtidseffekter i den generelle modellen	37
5.3	Modellspesifikasjon på redusert form	38
5.3.1	RM1: Etterspørsel etter varige goder	39
5.3.2	RM2: Etterspørsel etter halv-varige goder	42
5.3.3	RM3: Etterspørsel etter ikke-varige goder	43
5.3.4	RM4: Etterspørsel etter tjenester	46
5.3.5	RM5: Samlet etterspørsel etter goder	49
5.4	Sammenligning av de reduserte modellene	50
5.4.1	De reduserte modellene på kort sikt	52
5.4.2	De reduserte modellene på lang sikt	55

5.5 Sammenligning med tidligere masteroppgaver	56
6 Oppsummering og konklusjon	59
Referanseliste	63
Vedlegg	65
A Resultat fra generelle modeller med y_{uten} som inntektsmål	65
B Estimerte standardavvik til koeffisientestimatene i de generelle modellene .	65
C Deskriptiv statistikk: log-transformerte og differensierte variabler	66
D Alternativ redusert modell for varige goder	67
E Alternativ redusert modell for ikke-varige goder	67
F Alternativ redusert modell for tjenester	68

Figurer

1	Husholdningenes nyttemaksimerende tilpasning	6
2	Utviklingen i husholdningenes log-transformerte godekj�p	11
3	De log-transformerte forklaringsvariablenes tidsprofil	12
4	Venstresidevariablene uttrykt p� differensiert form	21
5	Forklaringsvariablene uttrykt p� differensiert form	21

Tabeller

1	Deskriptiv statistikk	10
2	Resultater fra ADF-test	22
3	Resultat fra 2. trinn i Engle Grangers tottrinnsstest.	24
4	Resultat fra generelle modeller med y som inntektsvariabel	35
5	Resultater fra feilspesifiseringstestene til de generelle modellene	36
6	Langtidseffekter, generell modell	37
7	Estimeringsresultater fra RM1.1	39
8	Estimeringsresultater fra RM1.2	40
9	Test av de konkurrerende modellene RM1.1 og RM1.2	41
10	Estimeringsresultater fra RM2	42
11	Estimeringsresultater fra RM3.1	44
12	Estimeringsresultater fra RM3.2	44
13	Test av de konkurrerende modellene RM3.1 og RM3.2	45
14	Estimeringsresultater fra RM4.1	46
15	Estimeringsresultater fra RM4.2	47
16	Test av de konkurrerende modellene RM4.1 og RM4.2	48
17	Estimeringsresultater fra RM5	49
18	Oppsummering av estimeringsresultatene fra de reduserte modellene	51

1 Innledning

Denne oppgaven tar utgangspunkt i Nasjonalregnskapets dekomponering av privat konsum. Hensikten er å undersøke hvordan husholdningenes etterspørsel etter goder med lengre varighet påvirkes av endringer i tradisjonelle konjunkturvariabler, sammenlignet med etterspørselen etter goder med kortere varighet.

Ettersom privat konsum utgjør omtrent halvparten av den økonomiske aktiviteten i moderne økonomier er det nødvendig at politikerne har et fast grep om drivkreftene bak aggregert konsum (Jansen, 2010). På lang sikt antas økonomien å være i likevekt, men økonomiske sjokk kan forekomme på kort sikt. Derfor er det nødvendig at det eksisterer makroøkonomiske modeller som beskriver hvordan økonomien responderer på slike sjokk og hvordan den føres tilbake mot likevekt. Dette er avgjørende for at politikere og sentralbanker skal kunne forstå hvordan privat konsum vil respondere på sjokk og samtidig hvordan de skal iverksette de rette tiltakene for å øke den økonomiske aktiviteten og føre økonomien ut av en eventuell resesjon.

Det eksisterer mye litteratur som omhandler modellering av privat konsum i Norge. Noe av denne forskningen er omtalt i Jansen (2009), og som eksempler nevnes arbeidet til Brodin og Nymoene (1992) som tar for seg aggregert konsum, Brubakk (1994) som tar for seg konsum av ikke-varige goder, og Magnussen (1990) og Magnussen og Skjerpen (1992) som har modellert konsumet av varige goder. Det eksisterer imidlertid lite empirisk forskning som har betraktet en mer detaljert behandling av konsumetterspørselen i Norge. Dette vil være interessant da det kan fortelle oss hvordan etterspørselen etter goder med ulik varighetslengde påvirkes av svingninger i økonomien. Privat konsum reduseres i økonomiske nedgangstider, og det vil være nyttig å vite hvilken konsumgodekategori som opplever størst fall i etterspørselen i en lavkonjunktur. Denne oppgaven tar sikte på å belyse dette og bidrar dermed med ny innsikt i den empiriske litteraturen.

Konsumgoder deles inn i kategoriene; varige goder, halv-varige goder, ikke-varige goder og tjenester. Halv-varige goder var tidligere innlemmet i andre konsumkategorier, men er nå en egen. Dette lar meg, i større grad enn hva som har vært mulig før, undersøke nærmere hvordan etterspørselen henger sammen med varighetslengden på godene. Hypotesen jeg vil undersøke er at lengre varighet på et konsumgode fører til at etterspørselen etter godet er mer påvirkelig overfor konjunktursvingninger i økonomien. Dette vil være den sentrale hypotesen som jeg vil besvare i oppgaven. Begrunnelsen for valg av hypotese er at jeg på forhånd mistenker at det faktisk er slik at etterspørselen etter varige goder er mer følsom overfor endringer enn hva etterspørselen etter andre typer konsumgoder er. Grunnen til dette er at varige goder ofte er dyre, og at små endringer i pris og disponibel inntekt trolig vil ha en relativt stor innvirkning på etterspørselen.

Hvordan graden av usikkerhet i økonomien og forventninger om fremtiden henger sammen med husholdningenes etterspørselen etter ulike konsumgoder, legger grunnlaget

for den andre hypotesen jeg ønsker å teste. Mange av avgjørelsene knyttet til kjøp av goder er styrt av følelser og et ønske om å anskaffe seg noe nytt, og ikke nødvendigvis behovet om å bytte ut gamle og utslitte goder. Det er derfor spennende å se hvordan graden av usikkerhet som rår i økonomien vil påvirke husholdningenes kjøpsbeslutning. Trolig vil goder med lengre varighet være mer påvirkelig overfor endring i graden av usikkerhet og fremtidsforventninger. Derfor vil det være av interesse å besvare følgende spørsmål: i hvor stor grad vil husholdningenes kjøp av goder med lengre varighet påvirkes av usikkerheten og forventningene som eksisterer i økonomien?

Videre vil det være av interesse å studere justeringshastigheten for de ulike konsumkategoriene og å diskutere eventuelle forskjeller i etterspørselen etter goder med ulik varighetslengde. Hensikten med dette er å undersøke hvilke faktorer som eventuelt spiller en større rolle i husholdningenes etterspørsel og hvorfor det er slik.

For å kunne besvare disse spørsmålene vil jeg konstruere dynamiske likevektskorrigeringsmodeller for etterspørselen etter de ulike konsumgodene, og én modell for samlet etterspørsel etter goder. Dette lar meg se på de kortsiktige og langsiktige forholdene som spiller inn på husholdningenes kjøpsbeslutning. Perioden under granskning strekker seg fra 1970 til 2012 og inneholder både høy- og lavkonjunkturer. Dette gjør det mulig identifisere kortsiktige effekter, og er avgjørende for at resultatene som produseres skal være troverdige og meningsfulle da en periode uten svingninger ikke vil bidra med nok variasjon til å forklare etterspørselen. Modellene vil konstrueres i henhold til relevant økonomisk teori og det er viktig at variablene som er inkludert i modelleringen innehar de tidsserieegenskapene som forsikrer at konklusjonen jeg kommer frem til har støtte i den økonometriske og statistiske teorien.

For at resultatene skal være troverdige, må modellene bestå av de riktige forklaringsvariablene. Det som i teorien anses som viktige determinanter for konsumentens beslutningstakning er husholdningens disponible inntekt, realrente, relativpriser, formue og tidligere godebeholdning. I tillegg er arbeidsledighetsraten inkludert blant forklaringsvariablene som en proxy for to ting: både for graden av usikkerhet som eksisterer i økonomien, og for husholdningenes forventninger om fremtiden.

I denne oppgaven er det først og fremst to hypoteser jeg ønsker å undersøke:

Hypotese 1: Lengre varighet på et konsumgode fører til at etterspørselen etter godet er mer påvirkelig overfor konjunktursvingninger i økonomien.

Hypotese 2: Goder med lengre varighet er mer påvirkelig overfor endringer i graden av usikkerhet og overfor forventninger om fremtiden.

1.1 Oppgavens disposisjon

Oppgaven er disponert på følgende måte: kapittel 2 tar for seg økonomisk teori som beskriver konsum av varige og ikke-varige goder. Konsum av varige goder skiller seg fra ikke-varige goder og dette vil diskuteres her. I kapittel 3 presenteres deskriptiv statistikk av variablene som inngår i datasettet, samt en grafisk analyse av variablenes tidsprofil. Kapittel 4 tar for seg den empiriske spesifikasjonen og den økonometriske teorien som ligger til grunn for modellene som konstrueres. Dette kapitlet avsluttes med å forklare hvordan den økonometriske modellen formuleres og hvilke tester som kommer til å gjennomføres for å forsikre at resultatene er troverdige. I kapittel 5 presenteres resultatene fra generelle og reduserte modeller, samt en diskusjon omkring de kortsiktige og langsiktige effektene og hvordan disse varierer mellom konsumgruppene. I tillegg blir resultatene sammenlignet med resultater fra tidligere masteroppgaver innen samme tema. Avslutningsvis vil kapittel 6 bestå av en oppsummering og konklusjon basert på funnene i denne oppgaven.

2 Teoribakgrunn

Hovedformålet med dette kapittelet er å forklare hvordan etterspørselen etter ulike typer goder bestemmes¹. Hvor mye husholdningene² ønsker å konsumere av de ulike konsumgodene avhenger av preferanser, inntekt og priser på godene. Etterspørselen etter varige goder skiller seg ut fordi etterspørselen i tillegg også avhenger av den eksisterende kapitalbeholdningen av varige goder som husholdningen allerede besitter.

Delkapittel 2.1 tar for seg relevant teori som beskriver hvordan etterspørselen etter ikke-varige goder bestemmes, mens 2.2 tar for seg teorien for varige goder. Etterspørselen avhenger trolig av flere variabler enn det teorien benyttet her beskriver, og hvilke variabler som inkluderes i modelleringen vil bli beskrevet i delkapittel 3.1.

2.1 Etterspørsel etter ikke-varige goder

Den økonomiske teorien som tar for seg etterspørselen etter ikke-varige goder er basert på antakelsen om at husholdningene ønsker den beste kombinasjonen av goder de har råd til å kjøpe (Varian, 2006, s. 20). Det antas videre at husholdningen har en gitt disponibel inntekt til rådighet for konsum av goder. Dette vil være husholdningens budsjettrestriksjon, og dersom vi antar at husholdningen kun kan velge mellom to goder vil den uttrykkes ved

$$(1) \quad P_1X_1 + P_2X_2 \leq Y.$$

P_iX_i vil være summen husholdningen betaler for gode i ($i = 1, 2$) og Y vil være husholdningens høyeste betalingsevne. Av (1) ser vi at husholdningen ikke kan ha en godekombinasjon som utgjør en kostnad som er større enn den disponible inntekten. Heretter går vi ut fra at husholdningen alltid bruker hele sin disponible inntekt på kjøp av de to godene slik at

$$(2) \quad P_1X_1 + P_2X_2 = Y.$$

Videre antar vi at husholdningen er nyttemaksimerende. Dette innebærer at husholdningen har preferanser over de to godene, og velger den godekombinasjonen som maksimerer nytten, det vil si den kombinasjonen av de to godene som gjør husholdningen mest tilfreds. Husholdningens nyttefunksjon uttrykkes ved

$$(3) \quad U = U(X_1, X_2).$$

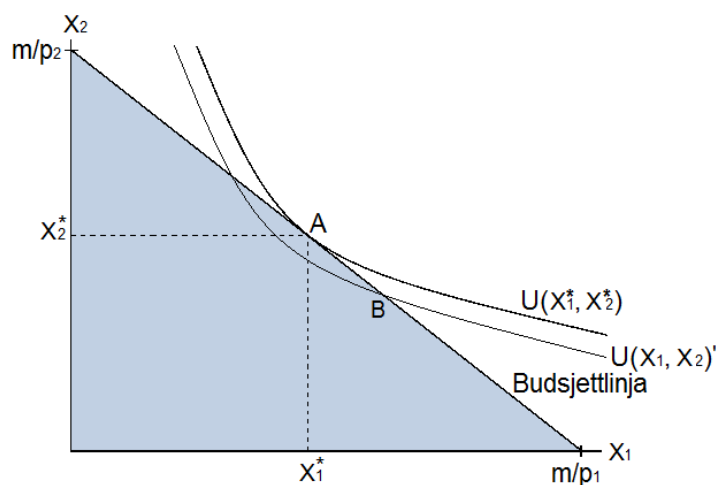
¹Halv-varige goder behandles i denne sammenhengen som et varig gode med kortere levetid.

²I konsumteori omtales individet som konsumerer for konsumenten, men ettersom denne oppgaven tar for seg husholdningenes etterspørsel etter goder vil jeg omtale individene som husholdninger.

Etterspørselen etter godene X_1 og X_2 vil avhenge av prisene, hvor mye penger husholdningen kan bruke på kjøp av konsumgoder, og preferansen over de to godene. Husholdningen ønsker å maksimere sin nytte under bibetingelsen om at de bruker hele sin disponible inntekt på kjøp av de to godene. Ved å løse følgende maksimeringsproblem med budsjettrestriksjonen, ligning (2), som bibetingelsene, vil husholdningen finne den optimale mengden av X_1 og X_2 :

$$(4) \quad \max_{X_1, X_2} U = U(X_1, X_2).$$

Når de optimale verdiene på kjøp av ikke-varige goder er funnet, vil husholdningen tilpasse seg i punkt A i figur 1. Husholdningens nyttefunksjon er representert av indifferenskurvene, $U(X_1, X_2)$. Formen på indifferenskurven vil avhenge av husholdningens preferanser³, og langs denne kurven vil nyttenivået være uendret. Jo lengre unna origo nyttekurven ligger, jo høyere er husholdningens nyttenivå. Budsjettrestriksjonen er representert ved den fallende kurven, omtalt som budsjettlinja. Ethvert punkt langs budsjettlinja vil oppfylle likheten i ligning (2). Til godekombinasjon X_1^* og X_2^* vil husholdningens optimale valg være oppfylt, og i dette punktet tangerer budsjettlinja og indifferenskurven, $U(X_1^*, X_2^*)$.



Figur 1: Husholdningens nyttemaksimerende tilpasning

Helningen på budsjettlinja i figur 1 finner vi ved å differensiere budsjettrestriksjonen:

$$(5) \quad \frac{\Delta X_2}{\Delta X_1} = -\frac{P_1}{P_2}.$$

Ligning (5) forteller oss hvor mye husholdningen må oppgi av gode 2 dersom den ønsker å øke sitt forbruk av gode 1 og vice versa. Helningen til indifferenskurven i et gitt punkt omtales som den marginale substitusjonsraten⁴ og måler i hvilken grad husholdningen er villig til å substituere et gode for et annet. I punkt A er MRS lik helningen på bud-

³Herunder antas monotonistiske og konvekse preferanser over godene (Varian, 2006, s. 46).

⁴Fra engelsk: "marginal rate of substitution", heretter MRS.

sjettilinja, og i dette punktet vil husholdningenes nyttemaksimerende oppførsel realiseres. Tilpasning i punkt B vil fremdeles tilfredsstillende likheten i ligning (2), men vil ligge på en lavere indifferenskurve, og dermed et lavere nyttenivå sammenlignet med punkt A . Husholdningen som har tilpasset seg i B vil dermed komme bedre ut ved å substituere seg bort fra X_1 til mer av X_2 inntil den når det optimale tilpasningspunktet, punkt A , til tilhørende optimalt nyttenivå, $U(X_1^*, X_2^*)$.

Når maksimeringsproblemet er løst kan husholdningenes etterspørsel etter ikke-varige goder uttrykkes som en funksjon av de eksogene variablene pris og disponibel inntekt:

$$(6) \quad X_1 = X_1(P_1, P_2, Y)$$

$$(7) \quad X_2 = X_2(P_1, P_2, Y).$$

Dette betyr at for hvert sett av priser og disponibel inntekt, vil det eksistere ulike kombinasjoner av goder som utgjør det optimale valget for husholdningen.

2.2 Etterspørsel etter varige goder

Varige og halv-varige goder skiller seg fra ikke-varige goder gjennom at varige konsumgoder yter konsumtjenester utover det året det anskaffes (Boug et al., 2002). Dette gjør at det er beholdningen av det varige godet som inngår som argument i nyttefunksjonen, og ikke kjøpene av denne typen goder. Ettersom den eksisterende beholdningen spiller en viktig rolle for husholdningenes etterspørsel av varige goder må vi ha observasjoner over (minst) to perioder. Da kan nyttefunksjonen ta formen (Rødseth, 1992, s. 133):

$$(8) \quad U = U(X_1, X_2, K_1, K_2).$$

Her er X_1 og X_2 konsum av et ikke-varig gode, mens K_1 og K_2 er beholdningen av et varig gode i henholdsvis periode 1 og 2. Analogt til hva som er gjort i Rødseth (1992, s. 135) kan budsjettbetingelsen skrives

$$(9) \quad P_1 X_1 + s_1 K_1 + \frac{(P_2 X_2 + s_2 K_2)}{(1 + i_2)} = Y_1 + \frac{Y_2}{(1 + i_2)},$$

og vil tilsvare ligning (2). Ettersom vi betrakter to perioder må fremtidige inntekter og utgifter neddiskonteres til periode 1 med diskonteringsfaktoren $\frac{1}{(1+i_2)}$ hvor i_t ($t = 1, 2$) er nominell rente. Da vil venstre side av uttrykket representere nåverdien av utgifter, og høyre side nåverdien av inntekter. I tillegg inngår også den eksogene variabelen s_t som best kan forklares som den implisitte leieprisen på kapitalbeholdningen. Denne er definert som det husholdningen betalte for det varige godet i foregående periode (Q_{t-1}) pluss nominelle renter, minus det husholdningen kan få igjen for det som er igjen av godet (Q_t)⁵ dersom

⁵Det antas at en andel $0 < \delta < 1$ av kapitalbeholdningen av varige goder forfaller mellom periodene.

den skulle velge å selge det i inneværende periode. Analogt til Rødseth (1992, s. 134) kan dette uttrykkes ved

$$(10) \quad s_t = Q_{t-1}(1 + i_t) - Q_t(1 - \delta).$$

Rentekostnaden som påløper mellom foregående og inneværende periode kommer av antagelsen om at husholdningen lånefinansierer kjøpet av varige goder. Vi antar at det ikke eksisterer transaksjonskostnader, noe som gjør at husholdningene kan kjøpe og selge det varige godet til samme pris. I realiteten er det for eksempel knyttet store kostnader til kjøp og salg av hus, og for mange varige goder eksisterer det ikke bruktmarkeder. Slike kostnader trekker i retning av at goder som har virkelig lang levetid vil det være optimalt å kjøpe relativt tidlig i livet. Transaksjonskostnadene er de samme enten en kjøper tidlig eller sent, men kjøper en tidlig kan en dra nytte av godene over lengre tid. Gitt at transaksjonskostnader ikke eksisterer, vil en renteendring ha implikasjoner for det ønskede nivået på beholdningen av varige goder. En renteøkning vil ha en substitusjonseffekt i retning mindre konsum nå og mer i fremtiden i tillegg til en inntektseffekt. Sistnevnte effekt kan slå ut i begge retninger, avhengig av inntektsprofil og livsfase. I tillegg fører høyere nominell rente til en høyere leiepris for det varige godet, og dermed en substitusjon over til goder med kortere varighet (Rødseth, 1992, s. 135).

Husholdningen ønsker å maksimere nåverdien av nytten over kjøp av ett varig og ett ikke-varig gode. Dette gjøres ved å løse følgende maksimeringsproblem med budsjettrestriksjonen, ligning (9), som bibetingelse:

$$(11) \quad \max_{X_1, X_2, K_1, K_2} U = U(X_1, X_2, K_1, K_2).$$

Ved å løse maksimeringsproblemet vil vi finne husholdningens optimale etterspørsel etter ikke-varige goder, X_t , samt de optimale nivåene på kapitalbeholdningen av varige goder, K_t^* for hver periode. Etterspørselen er en funksjon av de eksogene variablene pris, disponibel inntekt, rente, og dermed også den implisitte leieprisen, i tillegg til eventuelle andre variabler som kan tenkes å påvirke etterspørselen:

$$(12) \quad X_t = X(P_t, i_t, s_t, Y_t)$$

$$(13) \quad K_t^* = K(P_t, i_t, s_t, Y_t).$$

Etterspørselsfunksjonene (12) og (13) skiller seg fra etterspørselsfunksjonene utledet i modellen med kun ikke-varige goder. Grunnen til dette er at husholdningen nå må løse maksimeringsproblemet ved å ta hensyn til flere eksogene variabler, i tillegg til at konsum av varige og ikke-varige goder skal optimaliseres over to perioder. Teorimodellene beskrevet her bestemmer optimal beholdning av varige goder, og ikke direkte kjøp av slike varer.

3 Datasettet

Datamaterialet i denne oppgaven tar utgangspunkt i Nasjonalregnskapets dekomponering av privat konsum i gruppene; varige goder, halv-varige goder, ikke-varige goder og tjenester. Etersom datamaterialet er hentet fra Statistisk sentralbyrå er det da også naturlig å benytte deres definisjon på konsumgodene⁶:

- Varige og halv-varige konsumgoder er definert som konsumvarer som kan brukes flere ganger eller kontinuerlig over en periode på ett år eller lenger. Som varige konsumvarer regnes blant annet motorkjøretøyer, møbler, komfyrer, kjøleskap, vaskemaskiner, TV, musikkanlegg, EDB-utstyr, ur og smykker.
- Gruppen halv-varige konsumgoder omfatter blant annet klær, skotøy, kjøkkenutstyr, sportsutstyr og bøker.
- Ikke-varige konsumgoder inkluderer matvarer, drikkevarer, tobakk, legemidler, bensin, kosmetikk, aviser mv.
- Tjenester utgjør konsum i husholdninger som gjelder utgifter til tjenester finansiert av husholdningene selv. Konsum av tjenester må ikke forveksles med personlig konsum av tjenester som også omfatter tjenester som husholdningene forbruker, men som er finansiert av det offentlige.

I delkapittel 3.1 kommer jeg til å presentere og forklare variablene som inngår i datasettet, og i delkapittel 3.2 kommer jeg til å illustrere og diskutere variablenes utvikling over tid.

3.1 Deskriptiv statistikk

Datamaterialet omfatter kjøp av konsumgoder i Norge og strekker seg over tidsperioden 1970 til 2012. Forklaringsvariablene i datasettet er variabler som kan tenkes at vil påvirke etterspørselen etter konsumgoder, og er plukket ut i samsvar med økonomisk teori (Brubakk, 1994). Disse variablene er disponibel inntekt, realrente, relativpriser og arbeidsledighetsraten. For å avgrense analysen har jeg tatt et valg om å ikke inkludere variabler for formue og konsum knyttet opp mot ulike aldersgrupper i datasettet.

Arbeidsledighetsraten opptrer som en proxy for to ting: graden av usikkerhet som eksisterer i økonomien, og husholdningenes forventninger om fremtiden. Dette er to uobserverbare forhold, og det er vanskelig å definere om en eventuell effekt av arbeidsledighetsraten i den økonometriske modellen skyldes endringer i usikkerhet eller i forventninger, men trolig vil en kombinasjon av disse påvirke husholdningenes etterspørsel etter goder.

⁶<http://www.ssb.no/nasjonalregnskap-og-konjunkturer/begreper-i-nasjonalregnskapet>
Hentet: 25.05.14.

Variablene er hentet fra Statistisk sentralbyrås årlige nasjonalregnskap⁷. Unntakene er realrenten og arbeidsledighetsraten som er hentet fra henholdsvis Norges Bank⁸ og NAV⁹ sine hjemmesider. For å konstruere relativprisene har jeg funnet en prisindeks for hver konsumgruppe ved å dele konsum i løpende priser på konsum i faste priser. Deretter har disse prisindeksene blitt dividert med Nasjonalregnskapets prisdeflator for å finne relative priser.

I tabell 1 er det inkludert to potensielle inntektsvariabler, Y og Y_uten . Førstnevnte beskriver husholdningenes inntekt inkludert aksjeutbytte mens sistnevnte beskriver husholdningenes disponible inntekt uten. På grunn av nye skatteregler i 2005/2006 brukes ofte husholdningenes inntekt uten aksjeutbytte som inntektsvariabel i økonometrisk analyse. Hvilken av de to inntektsvariablene jeg velger å bruke i de senere regresjonene blir diskutert i delkapittel 5.1.

Kjøp av de ulike konsumgodene og inntekt med og uten aksjeutbytte i tabellen er alle oppgitt i faste MNOK. Realrenten er oppgitt i prosent mens arbeidsledigheten er en rate.

Tabell 1: Deskriptiv statistikk

Variabler	Variabelkode	Gj.snitt	S.A	Obs (år)
Realrente	RR	3,9942	3,4352	43
Arbeidsledighetsrate	U_rate	0,0265	0,0134	43
Kjøp av varige konsumgoder	C_varige	58785	35538	43
Kjøp av halv-varige konsumgoder	C_half	48162	27201	43
Kjøp av ikke-varige konsumgoder	C_ikke	194511	37166	43
Kjøp av tjenester	C_tjenester	251730	95726	43
Samlet kjøp av konsumgoder	C_tot	553180	193010	43
Relativpris på varige goder	P_varige	1,5492	0,3196	43
Relativpris på halv-varige goder	P_half	1,6195	0,3549	43
Relativpris på ikke-varige goder	P_ikke	1,0811	0,0735	43
Relativpris på tjenester	P_tjenester	1,0717	0,0607	43
Husholdningenes disponible inntekt	Y	695360	252310	43
Disp. inntekt uten aksjeutbytte	Y_uten	678540	236960	43

Notasjonen brukt i resten av oppgaven er slik at store bokstaver uttrykker nivåverdier, mens små bokstaver uttrykker en logaritmisk transformasjon av variabelen, slik at $a = \ln(A)$. Arbeidsledighetsraten og realrenten er ikke log-transformert da det ikke er noe behov for det. En log-transformasjon av realrenten vil i tillegg være problematisk da denne på deler av 70-tallet hadde negativ verdi. En log-transformasjon av negative verdier vil

⁷<https://www.ssb.no/nasjonalregnskap-og-konjunkturer/statistikker/nr> Hentet: 25.05.14.

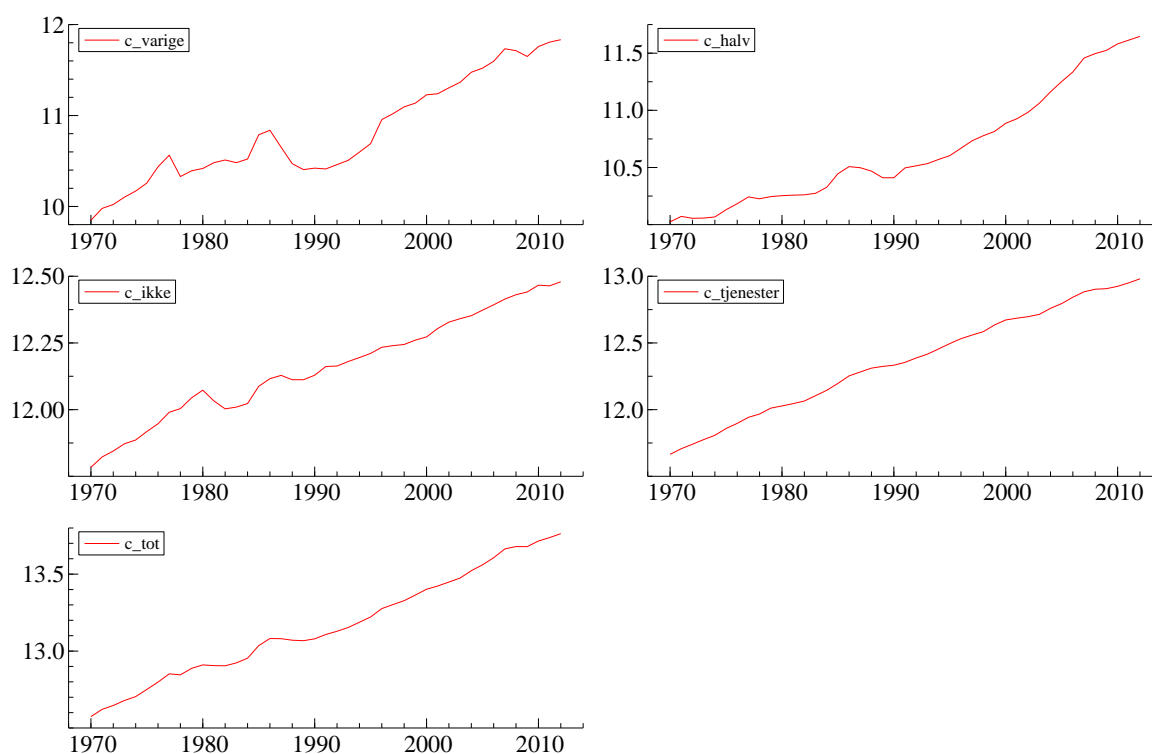
⁸<http://www.norges-bank.no/en/price-stability/historical-monetary-statistics/short-term-interest-rates/> Hentet: 25.05.14.

⁹<https://www.nav.no/Om+NAV/Tall+og+analyse/Arbeidsmarked/Annen+arbeidsmarkedsstatistikk/Historisk+statistikk> Hentet: 25.05.14.

være ugyldig og vil redusere antallet realrenteobservasjoner i datasettet. Valget om å log-transformere enkelte av variablene er først og fremst fordi dette er nyttig å gjøre når jeg senere skal betrakte prosentvise endringer i venstresidevariabelen.

3.2 Variablenes tidsprofil

I oppgaven kommer kjøp av konsumgoder til å være venstresidevariabler mens de resterende variabler er forklaringsvariabler. I figur 2 er de log-transformerte venstresidevariablenes utvikling over tid illustrert. Samlet kjøp av konsumgoder har steget jevnt fra 1970 og frem til 2012, noe som ikke er overraskende om vi sammenligner denne trenden med inntektsutviklingen med og uten aksjeutbytte illustrert i figur 3. Selv om kjøp av konsumgoder har steget for alle de ulike konsumkategoriene, har ikke konsumveksten vært lik for hver av dem. Utviklingen i kjøp av varige goder ser ut til å avhenge mer av konjunktursvingninger enn hva de andre konsumgodene gjør. Kjøp av varige goder faller når økonomien går dårlig, som for eksempel under bankkrisen i Norge, som strakk seg fra slutten av 80-tallet og ut i begynnelsen av 90-tallet, og under den seneste finanskrisen på slutten av 00-tallet.

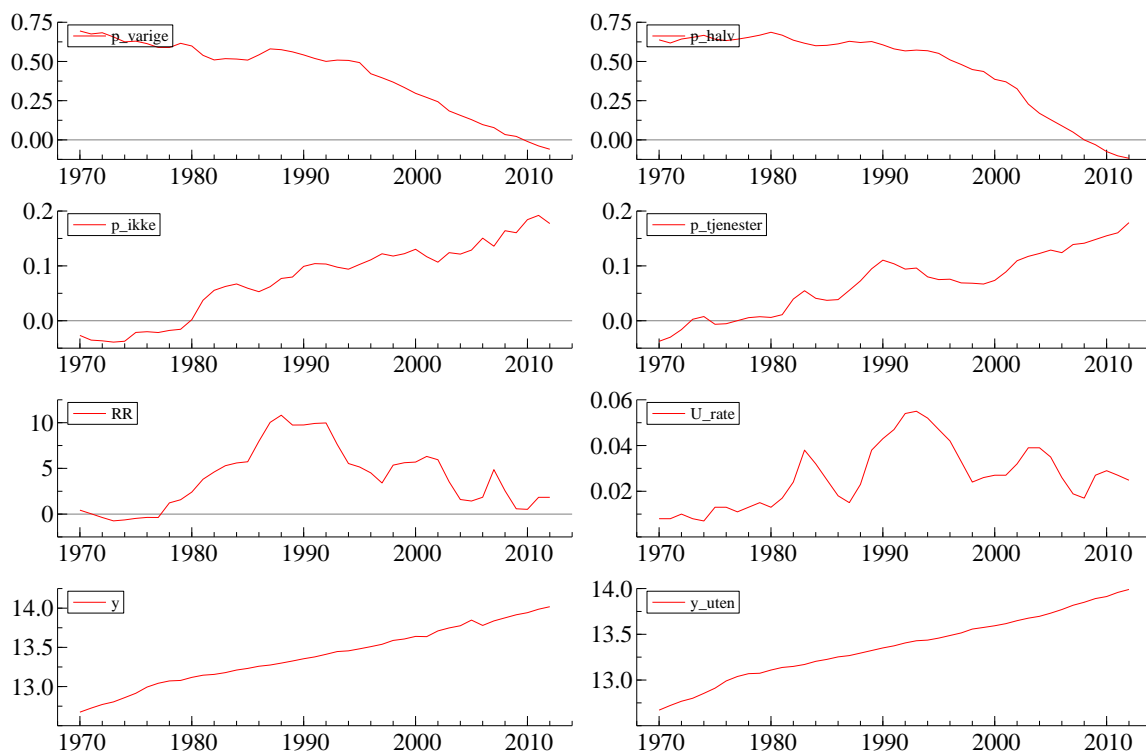


Figur 2: Utviklingen i husholdningenes log-transformerte godekjøp. Sortert etter godetype og uttrykt i 2005-priser.

I figur 3 er tidsutviklingen til de log-transformerte forklaringsvariablene illustrert. Husholdningenes inntekt med og uten aksjeutbytte har steget over tidsperioden, og det samme har prisen på ikke-varige goder og tjenester, dog ikke like jevnt. Til sammenligning ser vi

at relativprisen på halv-varige og varige goder har sunket. Hverken arbeidsledighetsraten eller realrenten ser ut til å følge en klar trend i løpet av den aktuelle tidsperioden.

Det at variablene i både figur 2 og 3, bortsett fra U_rate og RR , ser ut til å følge en trend indikerer at disse variablene kan inneholde en eller flere enhetsrøtter. Dette er noe jeg kommer til å forklare nærmere i delkapittel 4.1 og teste for i delkapittel 4.4.1.



Figur 3: De log-transformerte forklaringsvariablenes tidsprofil

4 Empirisk spesifikasjon

En empirisk tidsserieøkonometrisk oppgave må være basert på relevant økonomisk og økonometrisk teori for at den statistiske modellen skal være tilstrekkelig. Hensikten med dette kapittelet er å spesifisere en slik økonometrisk modell.

Dette kapittelet er utformet som følger: i delkapittel 4.1 kommer jeg til å beskrive hva som menes med stasjonære og ikke-stasjonære variabler, hvorfor det er viktig å vite om en variabel er stasjonær, og til slutt beskrive en test som vil avdekke om en variabel er stasjonær. I delkapittel 4.2 beskrives fenomenet kointegrasjon og hvordan dette testes for. I delkapittel 4.3 beskrives hva en feilkorrigeringsmodell¹⁰ er, og hvordan man estimerer en slik modell. I delkapittel 4.4 presenteres resultatene fra henholdsvis enhetsrottester og kointegrasjonstester. I delkapittel 4.5 beskrives antagelsene som ligger bak og metoden brukt for å spesifisere en økonometrisk modell. Deretter vil jeg forklare hvordan avvik fra optimal beholdning av varige goder kan overføres til en likevektkorrigeringsmodell, for så å gjøre rede for hvordan det langsiktige forholdet i en dynamisk modell kan utledes. Helt til slutt i dette delkapittelet vil jeg beskrive de ulike spesifiseringstestene som kommer til og gjennomføres.

4.1 Stasjonaritet

Ettersom datasettet består av variabler som varierer over tidsdimensjonen er det viktig å avdekke hvilke tidsserieegenskaper de har. Det meste av empirisk forskning i makroøkonomi og finansiell økonomi er i stor grad basert på tidsserier, og det som er felles for mange av disse er at de er ikke-stasjonære (The Nobel Price Committee, 2003). På bakgrunn av dette mistenker jeg at flere av variablene i datasettet har nettopp denne egenskapen. En stasjonær serie er blant annet kjennetegnet ved gitt og endelig forventning og varians som er uavhengige over tid (Magnussen, 1990). Dette gjør at et sjokk i variabelen eller i restleddet til en slik serie vil føre til et kortsiktig avvik, men som etter hvert vil konvergere mot den langsiktige trenden igjen. En slik bevegelse tilbake til den langsiktige likevektsbanen omtales som "mean reversion". Dersom en serie er ikke-stasjonær vil sjokket i variabelen vedvare (eller i sjeldne tilfeller øke) over tid.

At en tidsserie er ikke-stasjonær kan være problematisk ettersom bruk av slik data kan føre til spuriøse regresjoner. Dette gjør at hypotesetesting med standard regresjonsteknikker kan lede oss til å tro at det eksisterer en statistisk signifikant sammenheng mellom to variabler som i utgangspunktet er uavhengige (The Nobel Price Committee, 2003). Dette betyr at inkluderingen av ikke-stasjonære variabler i en regresjon gjør at vanlig hypotesetesting av regresjonsparametrene ikke lenger er gyldig, hvilket betyr at hverken t-tester eller F-tester vil gi oss troverdige resultater (Brooks, 2008, s. 319).

¹⁰Fra engelsk: *Error Correction Model*.

Av disse grunnene er det viktig at variablene som brukes i regresjonen er stasjonære når de skal inngå i en estimeringsprosess. En serie er stasjonær dersom den oppfyller følgende egenskaper (Brooks, 2008, s. 208):

$$(14) \quad E(y_t) = \mu$$

$$(15) \quad E(y_t - \mu)(y_t - \mu) = \sigma^2 < \infty$$

$$(16) \quad E(y_{t_1} - \mu)(y_{t_2} - \mu) = \gamma_{t_2 - t_1} \quad \forall t_1, t_2.$$

En serie med disse tre egenskapene vil da ha konstant gjennomsnitt, konstant varians og konstant autokovarians¹¹ for hvert etterslep (Brooks, 2008, s. 208).

Antar følgende enkle autoregressive modell¹²:

$$(17) \quad y_t = \mu + \phi y_{t-1} + u_t.$$

I ligning (17) er μ en konstant og y_{t-1} en tilbakedatert verdi av venstresidevariabelen. Restleddet, u_t , er av typen hvit støy¹³ og parameteren ϕ forteller hvor mye y_t avhenger av den tilbakedaterte verdien på venstresidevariabelen. Hvis

- $\phi \geq 1$, er serien ikke-stasjonær og et sjokk vil vedvare i systemet (eventuelt øke over tid) etter hvert som tiden går slik at serien ikke har konstant gjennomsnitt og heller ikke konstant varians. $\phi > 1$ er heller uvanlig, og derfor vil jeg anta at en ikke-stasjonær variabel har en parameter hvor $\phi = 1$.
- $\phi < 1$, vil et sjokk være midlertidig og etter hvert dø ut hvilket betyr at variabelen er stasjonær og serien vil ha en stabil langtidslikevektsløsning.

Gitt at serien er ikke-stasjonær ($\phi = 1$) vil prosessen i ligning (17) være tilfeldig gange når $\mu = 0$. I en slik tidsserieprosess er nåværende verdi, y_t , bestemt ut fra foregående verdi, y_{t-1} , pluss et uavhengig (eller i det minste ukorrelert) restledd. Om $\mu \neq 0$, da legges det til en konstant mellom hver periode og prosessen kalles en tilfeldig gange med drift (Wooldridge, 2009, s. 389-393).

Om det antas at en tidsserie ikke har en stabil langtidslikevektsløsning, kan statistiske vanskeligheter knyttet til ikke-stasjonaritet unngås ved å uttrykke variabelen i førstedifferanser. Ligning (17) kan uttrykkes i førstedifferanser ved å trekke fra y_{t-1} på begge sider

¹¹Autokovarians forteller oss hvordan y avhenger av tidligere perioder, slik at for en stasjonær serie vil konstant autokovarians bety at kovariansen mellom y_t og y_{t-1} være den samme som mellom y_{t-10} og y_{t-11} etc.

¹²En autoregressiv modell er en modell hvor den nåværende verdien av venstresidevariabelen kun avhenger av de verdiene variabelen tok i foregående perioder pluss et restledd.

¹³Fra engelsk: "white noise". En hvit støy-prosess er en tilfeldig prosess av tilfeldige variabler som er ukorrelert, har et gjennomsnitt på null og en endelig varians, noe som er en forutsetning for å få forventningsrette estimater.

av likhetstegnet slik at

$$(18) \quad \Delta y_t = \mu + (\phi - 1)y_{t-1} + u_t.$$

Om den ikke-stasjonære serien (17) inneholder én enhetsrot¹⁴ sier vi at variabelen er integrert av første orden, og kan generelt skrives $y_t \sim I(1)$. $I(1)$ -prosesser blir $I(0)$ av og differensieres en gang og en slik serie vil være stasjonær fordi den ikke inneholder enhetsrøtter. Grunnen til dette er at når $\phi = 1$, da vil leddet $(\phi - 1)y_{t-1}$ falle bort og Δy_t avhenger kun av konstantleddet pluss et hvit støy-restledd og vil dermed ha konstant gjennomsnitt, varians og autokovarians. Dersom $\phi < 1$ vil leddet $(\phi - 1)$ ta en negativ verdi og dette medfører at et sjokk i serien vil dø ut med tiden og serien vil konvergere tilbake til den langsiktige likevektsbanen grunnet ”mean reversion”.

Dersom serien skulle inneholde mer enn én enhetsrot må førstedifferanseoperatoren, Δ , benyttes flere ganger for å fremkalle stasjonaritet. Dette betyr at dersom en ikke-stasjonær serie må differensieres d ganger, da er denne integrert av orden d , og kan generelt skrives $y_t \sim I(d)$. Ved å anvende førstedifferanseoperatoren d ganger vil vi generelt finne en $I(0)$ -prosess.

4.1.1 Fremgangsmåte for å teste for enhetsrøtter

Ettersom det er viktig å vite integrasjonsordenen til variablene for å kunne spesifisere en økonometrisk modell kan vi benytte Dickey-Fullers¹⁵ hypotesetest for å finne ut om en tidsserieprosess inneholder enhetsrøtter. Denne testen avdekker ikke hvor mange enhetsrøtter en prosess har, men undersøker om en serie blir stasjonær av og differensieres én gang. Fordi svært mange makroøkonomiske tidsserier, blant annet for konsum og inntekt på norske data, har vist seg å være $I(1)$ (Brodin og Nymoen, 1992), vil det være uproblematisk å benytte DF-testen da variablene trolig ikke er integrert høyere enn orden 1.

Ved å ta utgangspunkt i en AR-modell tilsvarende ligning (17) kan den originale DF-testen avdekke om denne inneholder enhetsrøtter. Nullhypotesen som testes er om serien er ikke-stasjonær, $\phi = 1$. Denne hypotesen er interessant da den tilsvarer en hypotese om at det er passende å transformere tidsserien ved å differensiere på samme måte som ligning (18) (Dickey og Fuller, 1979):

$$(19) \quad \Delta y_t = \psi y_{t-1} + u_t.$$

¹⁴Stabiliteten som er iboende i stasjonære serier krever at alle de karakteristiske røttene ligger innenfor en enhets sirkel. Enhver sekvens som inneholder én eller flere karakteristiske røtter som er lik enhet er kalt en enhetsrotprosess (Enders, 2010, s. 30).

¹⁵Heretter DF.

Denne omskrivningen gjør utredningen og tolkningen enklere ettersom en test av nullhypotesen om at $\phi = 1$ vil være ekvivalent til $\psi = 0$ (fordi $\phi - 1 = \psi$) (Brooks, 2008, s. 327). Nullhypotesen sier at den differensierte serien er ikke-stasjonær når $\psi = 0$ og denne testes mot alternativhypotesen om at serien er stasjonær $\psi < 0$.

DF-testen utføres på samme måte som en standard t-test, men teststatistikken følger ikke den vanlige t-fordelingen under nullhypotesen ettersom nullhypotesen er ikke-stasjonaritet. De kritiske verdiene som brukes i DF-testen er utledet fra simuleringseksperimenter (Brooks, 2008, s. 328).

Den originale DF-testen er kun gyldig dersom restleddet, u_t , er hvit støy. Det antas at restleddet ikke er seriekorrelert¹⁶, men vil være det dersom det er seriekorrelasjon i den avhengeige variabelen, Δy_t . Om så er tilfelle vil den originale DF-testen være ”overdimensjonert”, og vi kan ende opp med å forkaste en korrekt nullhypotese feilaktig oftere enn hva vi ville gjort om serien ikke var seriekorrelert. Dette problemet kan løses ved å utvide testen med p antall etterslep i den avhengige variabelen:

$$(20) \quad \Delta y_t = \psi y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \alpha_i \Delta y_{t-i} + u_t.$$

Ettersleperne i (20) vil fange opp enhver dynamisk struktur som er til stede i den avhengige variabelen for å forsikre at restleddet ikke er seriekorrelert. Dette er kjent som den utvidede Dickey-Fuller¹⁷-testen og er fremdeles utført på ψ . De samme kritiske verdiene benyttes som under den originale DF-testen (Brooks, 2008, s. 329).

4.2 Kointegrasjon

Empirisk forskning har vist at makroøkonomiske modeller som inneholder ikke-stasjonære stokastiske variabler kan konstrueres på en slik måte at resultatene er både statistisk troverdige og økonomisk meningsfulle (The Nobel Price Comittee, 2003).

Mange tidsserievariabler som er ikke-stasjonære beveger seg sammen over tid, og på slike serier eksisterer det en innvirkning (for eksempel markedskrefter) som impliserer at de er tilknyttet hverandre av en sammenheng på lang sikt. I(1)-variabler som har en slik langsiktig sammenheng kalles kointegrerende variabler, og et prinsipielt trekk er at deres tidsbaner påvirkes av graden av avvik fra den langsiktige likevekten. Dette gjør at minst noen av variablene i en modell responderer på størrelsen av ulikevekt for at systemet skal returnere til langtidslikevekten igjen. En økonometrisk modell som involverer bruk av ikke-stasjonære variabler er derfor avhengig av at det finnes en lineær kombinasjon av variablene som er stasjonær for at restleddet også skal være stasjonært. Dersom restleddet er ikke-stasjonært vil sjokk i modellen være kumulative slik at avviket fra likevekten ikke

¹⁶I tidsserier eller paneldatamodeller vil seriekorrelasjon være korrelasjon mellom restleddene i ulike tidsperioder (Wooldridge, 2009, s. 350).

¹⁷Heretter ADF.

elimineres (Enders, 2010, s. 357).

I artikkelen til Engle og Granger (1987) hevder forfatterne at likevekt er et stasjonært punkt karakterisert av krefter som dytter økonomien tilbake mot likevekt når den beveger seg bort fra den.

Dersom to variabler, y_t og x_t , ikke kointegrerer og er integrerte av orden 1, da vil også den lineære kombinasjon være I(1):

$$(21) \quad y_t = \beta_0 + \beta_1 x_t + u_t.$$

Men, dersom variablene er kointegrerende vil de to I(1)-variablene likevel ha et tilhørende restledd, u_t , som er I(0). Dette gjør at om vi estimerer ligning (21) med MKM¹⁸ vil vi finne konsistente estimater på parametrene β_0 og β_1 .

Kointegrasjon krever imidlertid at variablene er integrert av samme orden, og dersom de er det, da vil u_t sjeldent vandre langt fra null og vil ofte krysse nullinja. Dette betyr at likevekt vil oppstå sporadisk. Dersom y_t og x_t ikke er kointegrert, da vil u_t vandre bredt og nullkryssinger vil være sjeldne, noe som betyr at likevektskonseptet ikke har noen praktiske implikasjoner i dette tilfellet. Mangel på kointegrasjon impliserer at ingen langtidslikevekt eksisterer blant variablene, slik at de kan vandre vilkårlig langt fra hverandre.

4.2.1 Fremgangsmåte for å teste for kointegrasjon

Engle og Granger (1987) har utledet en tottrinnsmetode for å teste for kointegrasjon og denne er beskrevet i Enders (2010, s. 373-376). Denne tar utgangspunkt i en ligning tilsvarende ligning (21) hvor de to variablene, y_t og x_t , mistenkes å være I(1). En DF-hypotesetest vil definere variablenes integrasjonsorden. Hvis variablene er integrert av orden 0 er det ikke nødvendig å gå videre for å undersøke om det eksisterer et kointegrerende forhold ettersom restleddet per definisjon da også vil være I(0). Dersom de to variablene er integrert av ulik orden, konkluderer vi med at variablene ikke er kointegrert.

Hvis det viser seg at de to variablene, y_t og x_t , er I(1) vil *testens første trinn* være å finne den langsiktige sammenhengen fra ligning (21). For å undersøke om det faktisk er en kointegrerende sammenheng mellom variablene betegner vi residualene ved \hat{u}_t . Ved å gjøre dette vil \hat{u}_t -serien inneholde den estimerte verdiene av avvikene fra langsiktig likevekt.

I *testens andre trinn* defineres integreringsordenen til residualene ved en DF-test for å undersøke om avvikene er stasjonære. Om de er det vil y_t og x_t -sekvensen være kointegrerende. Autoregresjonen av residualene blir da

$$(22) \quad \Delta \hat{u}_t = \psi \hat{u}_{t-1} + \epsilon_t.$$

¹⁸Minste kvadraters metode.

Om ϵ_t i (22) ikke er hvit støy må vi benytte ADF for å forsikre at restleddet ikke er seriekorrelet:

$$(23) \quad \Delta \hat{u}_t = \psi \hat{u}_{t-1} + \sum_{i=1}^p \alpha_i \Delta \hat{u}_{t-i} + \epsilon_t.$$

Nullhypotesen om at $\psi = 0$ forkastes dersom den observerte teststatistikken er mer negativ enn den kritiske verdien. Om dette er tilfellet beholder vi alternativhypotesen om at $\psi < 0$ og konkluderer med at residualsekvensen er stasjonær. Da er variablene kointegrert og kan benyttes i en likevektskorrigeringsmodell.

Alternativt kan testen betraktes som en undersøkelse om residualserien er tilfeldig gange etter å ha blitt differensiert. Når nullhypotesen forkastes konkluderer vi med at $\psi < 0$ i ligning (22) og (23) og residualserien vil derfor ikke være tilfeldig gange.

4.3 Likevektskorrigeringsmodeller

En likevektskorrigeringsmodell er en dynamisk modell som lar oss undersøke både de kortsiktige og langsiktige effektene i en og samme modell. Samtidig viser den oss hvordan variablene i modellen responderer på avvik fra langtidslikevektsløsningen. Det er en nær sammenheng mellom en modell av denne typen og kointegrasjon fordi det er avgjørende at det eksisterer en langsiktig tilknytning mellom variablene for at kortsiktige avvik fra likevekten skal elimineres.

For å formulere en likevektskorrigeringsmodell tar vi utgangspunkt i en modell tilsvarende (21) hvor vi har to serier, y_t og x_t , som begge antas å være integrert av orden 1. For å løse problemet med enhetsrøtter kan det være fristende å differensiere variablene slik som det er gjort i ligning (24):

$$(24) \quad \Delta y_t = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta x_t + u_t.$$

Denne modellen vil være problematisk da rene førstedifferansemodeller ikke har en langsiktig løsning. Dette problemet kan overvinnes ved å bruke en kombinasjon av førstedifferensierte og laggede nivåer av de kointegrerende variablene. Dette gjøres ved å først uttrykke ligning (21) som en ADL-¹⁹modell:

$$(25) \quad y_t = \beta_0 + \beta_1 y_{t-1} + \beta_2 x_t + \beta_3 x_{t-1} + u_t.$$

Denne ligningen kan manipuleres ved å legge til $(y_{t-1} - y_{t-1})$ og $(\beta_2 x_{t-1} - \beta_2 x_{t-1})$ på høyre side av likehetstegnet for så å forenkle uttrykket (Harvey, 1981, s. 292):

¹⁹Fra engelsk: *Autoregressive distributed lag*.

$$(26) \quad \Delta y_t = \beta_0 + \beta_2 \Delta x_t + (\beta_1 - 1) [y_{t-1} - \gamma x_{t-1}] + u_t, \quad \text{der } \gamma = \frac{(\beta_2 + \beta_3)}{(1 - \beta_1)}.$$

Både ligning (25) og (26) vil være eksempler på likevektskorrigeringsmodeller. I ligning (26) vil feiljusteringsleddet være representert av leddet $(y_{t-1} - \gamma x_{t-1})$. I en modell som dette vil β_2 beskrive den kortsiktige effekten av x_t på y_t , mens $(\beta_1 - 1)$ måler den andelen av forrige periodes ulikevekt som er korrigerert for mellom periodene. Samtidig beskriver den justeringshastigheten tilbake til likevekt (Brooks, 2008, s. 338). Gitt at y_t og x_t kointegrerer med kointegrasjonsvektoren γ , vil feiljusteringsleddet være $I(0)$ selv om y_t og x_t hver for seg er $I(1)$. Når feiljusteringsleddet og de førstedifferensierte variablene er $I(0)$, vil også likevektsfeilen være $I(0)$ og feilkorrigeringsmodellen er i balanse.

En fordel med å benytte en feilkorrigeringsmodell av typen representert ved ligning (26) fremfor å bruke en ADL-modell er at førstnevnte vil inneholde mindre kollinearitet mellom forklaringsvariablene. Årsaken til dette er at korrelasjonen mellom differenser og nivåledd, og mellom ulike differensledd er relativt liten i forhold til korrelasjon mellom nivåvariabler (Brubakk, 1994).

Ettersom jeg ikke kommer til å ilegge restriksjoner på likevektskorrigeringsmodellen kommer jeg til å bruke en modell tilsvarende den representert av ligning (25) på tross av multikollinearitetsproblemene som eventuelt kan oppstå. Grunnen til at jeg likevel har valgt å vise hvordan man kan transformere ligning (25) til (26) er at feiljusteringsleddet er lettere å observere, noe som vil være nyttig i delkapittel 4.3.1 og 4.5.1.

4.3.1 Hvordan estimere en likevektskorrigeringsmodell?

Engle og Grangers totrinnsmetode kan benyttes når vi skal modellere data som inneholder variabler som er ikke-stasjonære og som potensielt kointegrerer. I første trinn estimeres langtidssammenhengen i ligning (21). I de fleste perioder vil ikke de kointegrerende variablene være i likevekt, og da vil restleddet (likevektsfeilen) uttrykke avviket fra den langsiktige likevekten. Dersom variablene kointegrerer spares de estimerte residualene, \hat{u}_t . I metodens andre trinn blir forrige periodes ulikevekt inkludert i regresjonen:

$$(27) \quad \Delta y_t = \beta_0 + \beta_2 \Delta x_t + (\beta_1 - 1) \hat{u}_{t-1} + u_t.$$

Denne ligningen er tilsvarende likevektskorrigeringsmodellen gitt ved ligning (26) kun når den *estimerte* likevektsfeilen \hat{u}_{t-1} er lik den *faktiske* likevektsfeilen $(y_{t-1} - \gamma x_{t-1})$. Det er imidlertid klare ulemper ved å benytte totrinnsmetoden: Enhetsrottestene og kointegrasjonstestene er svake i mindre utvalg og det kan potensielt være problemer knyttet til simultanitetsskjevheter dersom kausaliteten i y og x går i begge retninger. I tillegg er det ikke mulig å gjennomføre hypotesetester om de faktiske kointegrerende sammenhengene

estimert i testens første trinn (Brooks, 2008, s. 342).

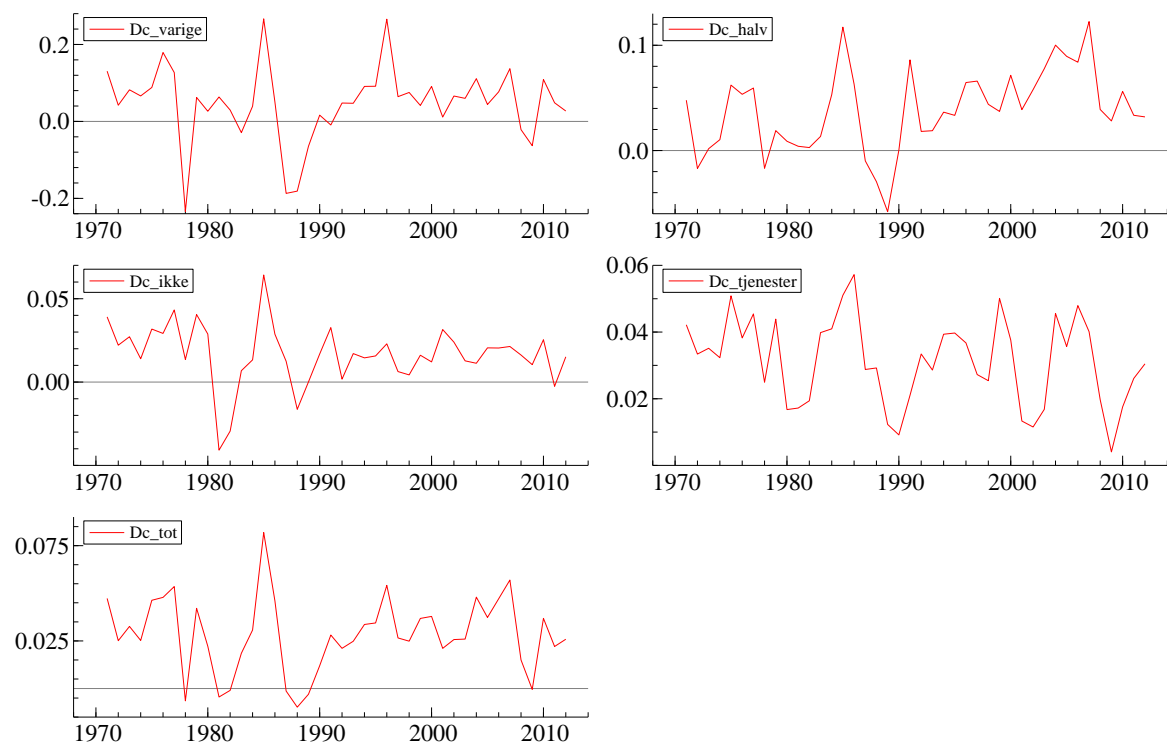
En alternativ estimeringsmetode tar utgangspunkt i den generaliserte likevektskorrigeringsmodellen som estimeres i ett trinn. Engle og Grangers første trinn estimeres ikke og i stedet estimeres en likevektskorrigeringsmodell som ikke inneholder foregående periodes estimerte likevektsfeil som forklaringsvariabel, men heller den faktiske likevektsfeilen. I den generaliserte likevektskorrigeringsmodellen er det derfor tilstrekkelig å estimere ligning (25) og (26) direkte, og ved å gjøre dette finner man den langsiktige sammenhengen, likevektsfeilen og den kortsiktige dynamikken samtidig (De Boef, 2002). Kremers et al. (1992) argumenter for at det å bruke en generalisert likevektskorrigeringsmodell er å foretrekke, da denne avdekker eventuell kointegrasjon ved å teste koeffisienten til feiljusteringsleddet, $(\beta_1 - 1)$, i likevektskorrigeringsmodellen gitt ved ligning (26). Dette betyr at kointegrasjon impliserer og er implisert av likevektskorrigeringsmodellen. Dersom $(\beta_1 - 1) < 0$ impliserer modellen kointegrasjon mellom variablene og dette er en sterkere test enn å benytte DF-testen i Engle og Grangers første trinn da denne metoden utnytter den tilgjengelige informasjonen mindre effektivt.

Ettersom diskusjonen i De Boef (2002) og Kremers et al. (1992) antyder at estimering av en generalisert likevektskorrigeringsmodell er å foretrekke, vil jeg i delkapittel 4.5.1 spesifisere en ADL-modell for å beskrive etterspørselen etter konsumgoder, og i kapittel 5 estimere den i ett trinn. En ADL-modell estimert i ett trinn impliserer kointegrasjon når $\beta_1 < 1$ i ligning (25).

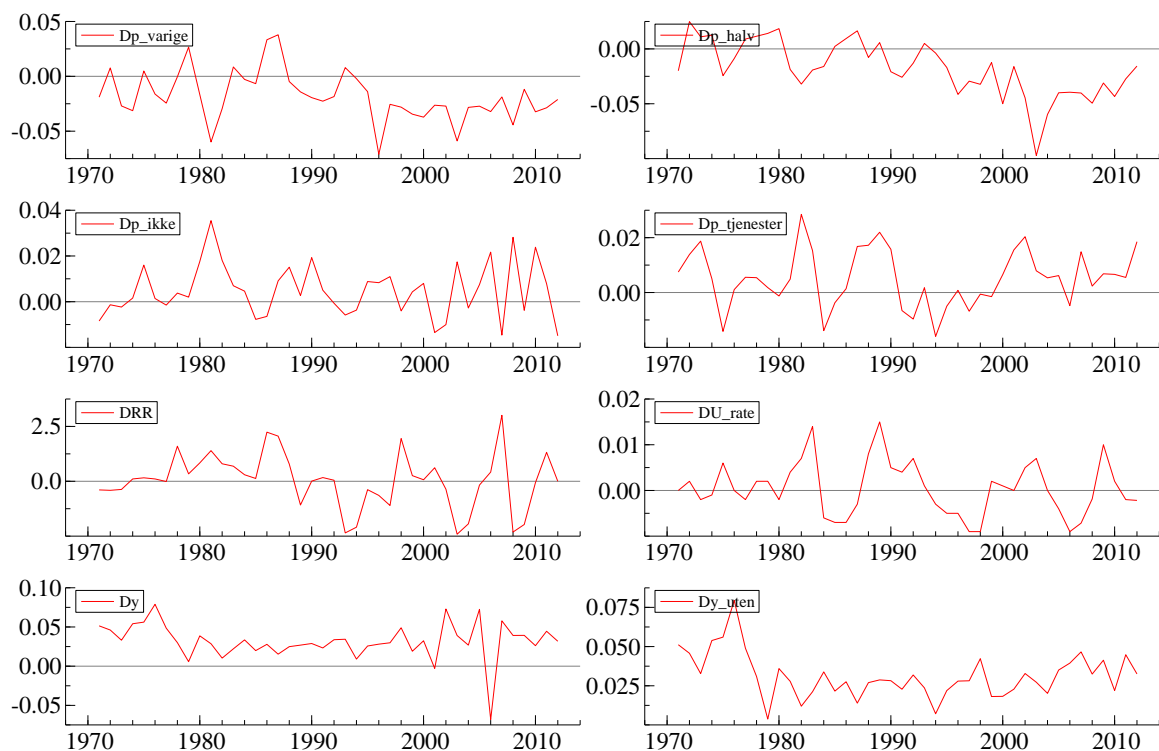
4.4 Formelle tester

4.4.1 Test for enhetsrøtter

Variablenes tidsprofil i delkapittel 3.2 viser tegn til at det eksisterer en trend i enkelte av variablene, noe som antyder at de er integrert av orden 1 eller høyere. For å kunne si mer om variablene er stasjonære eller ikke ser vi på den førstedifferensierte av variablene ettersom de fleste I(1)-variabler blir I(0) når de differensieres en gang. I figur 4 og 5 er henholdsvis venstreside- og forklaringsvariablene presentert i førstedifferanser. Ved å inspisere disse figurene kan det se ut til at variablenes tidsutvikling på differensiert form beveger seg omkring et fast gjennomsnitt og med konstant varians. Dette tyder på at variablene har blitt stasjonære ved differensiering en gang.



Figur 4: Venstresidevariablene uttrykt på differensiert form



Figur 5: Forklaringsvariablene uttrykt på differensiert form

For å bestemme variablenes integrasjonsorden benytter jeg ADF-testen utledet i delkappittel 4.1.1.

I tabell 2 presenteres resultatene fra ADF-testene. I tabellen er den høyeste ADF t-verdien oppgitt sammen med antallet tilbakedaterte differanser²⁰. Dersom den observerte teststatistikken *ikke* er mer negativ enn den kritiske verdien, da kan *ikke* nullhypotesen om enhetsrot forkastes og vi antar at variabelen er ikke-stasjonær. Dette betyr at nullhypotesen forkastes når den estimerte verdien, $\hat{\psi}$, er ”tilstrekkelig” mindre enn null.

ADF-testen forteller at av de observerte nivåvariablene har kun arbeidsledighetsraten en kritisk verdi som er negativ nok til at nullhypotesen om ikke-stasjonaritet kan forkastes. Dette betyr at de gjenværende variablene inneholder minst en enhetsrot.

En ADF-test på førstedifferansen til variablene gir kritiske verdier som er negative nok til at vi kan forkaste nullhypotesene, og med dette konkludere med at alle variablene er stasjonære. Variabelen Δp_{halv} har en observert t-verdi relativt mye høyere (mindre negativ) enn hva de andre variablene har. Mens vi for de andre variablene forkaster nullhypotesen med minst 99% sannsynlighet, forkaster vi nullhypotesen for Δp_{halv} med minst 90% sannsynlighet. På tross av dette velger jeg å anta at den er stasjonær.

Tabell 2: Resultater fra ADF-test

Variabel	t-ADF	D-lag	Variabel	t-ADF	D-lag
y	-1,232162	0	Δy	-7,855693***	0
y_uten	-0,716191	1	Δy_{uten}	-3,951778***	0
RR	-1,316350	0	ΔRR	-4,583244***	0
U_rate	-2,728057*	1	ΔU_{rate}	-3,760687***	0
c_ikke	-1,256508	0	Δc_{ikke}	-4,725724***	0
c_halv	1,143496	1	Δc_{halv}	-3,546927***	0
c_varige	-0,421108	0	Δc_{varige}	-5,030098***	0
c_tjenester	-1,724653	3	$\Delta c_{\text{tjenester}}$	-3,998865***	0
c_tot	-0,093584	0	Δc_{tot}	-4,621128***	0
p_ikke	-1,158985	4	Δp_{ikke}	-4,733168***	3
p_halv	1,464428	1	Δp_{halv}	-2,933282*	0
p_varige	2,181164	0	Δp_{varige}	-4,210130***	0
p_tjenester	-0,411339	0	$\Delta p_{\text{tjenester}}$	-4,056302***	0

* Signifikant med 90 prosent sannsynlighet (Kritisk verdi: -2,61)

** Signifikant med 95 prosent sannsynlighet (Kritisk verdi: -2,935)

*** Signifikant med 99 prosent sannsynlighet (Kritisk verdi: -3,06)

Ettersom alle variablene blir stasjonære av og differensieres en gang konkluderer jeg med at nivåvariablene er integrert av orden 1.

²⁰D-lag.

4.4.2 Test for kointegrasjon

Den formelle testen for enhetsrøtter viste at de fleste variablene er integrert av samme orden, og dette betyr at det potensielt kan eksistere kointegrerende sammenhenger mellom enkelte av dem. Som beskrevet i delkapittel 4.3 er det avgjørende at det eksisterer langsiktige likevektssammenhenger i en likevektskorrigeringsmodell for at den skal være troverdig. Dette gjelder spesielt for goder med lengre varighet, av grunner som vi skal se nærmere på i delkapittel 4.5.1. Hensikten med dette delkapittelet er dermed å undersøke om det eksisterer slike likevektssammenhenger mellom venstresidevariablene og utvalgte forklaringsvariabler.

Måten dette gjøres på er å benytte Engle og Grangers totrinnsmetode diskutert i delkapittel 4.2.1. Første trinn i testen for kointegrasjon blir da å formulere en langsiktig likevektssammenheng tilsvarende ligning (21). Variablene som benyttes er tilsvarende de Magnussen (1990) inkluderer i sin kointegrasjonstest, med unntak av kapitalbeholdningen. Hvorfor denne variabelen ikke er inkludert, begrunnes i delkapittel 4.5.1. Begrunnelsen på hvorfor y_t benyttes fremfor y_uten_t i kointegrasjonstestene er gitt i delkapittel 5.1.

$$(28) \quad c_varige = \underset{(1.92)}{5.437} - \underset{(0.225)}{1.746} p_varige_t + \underset{(0.137)}{0.456} y_t$$

$$(29) \quad c_halv = \underset{(0.484)}{2.792} - \underset{(0.0507)}{1.095} p_halv_t + \underset{(0.0347)}{0.6243} y_t$$

$$(30) \quad c_ikke = \underset{(0.365)}{4.283} - \underset{(0.151)}{0.4178} p_ikke_t + \underset{(0.0281)}{0.5908} y_t$$

$$(31) \quad c_tjenester = \underset{(0.66)}{-1.592} + \underset{(0.333)}{0.0883} p_tjenester_t + \underset{(0.0509)}{1.042} y_t$$

$$(32) \quad c_tot = \underset{(0.225)}{0.8523} + \underset{(0.0168)}{0.9198} y_t$$

Regresjonen av ligning (28) - (32) er utført med MKM og viser de potensielle langsiktssammenhengene for kjøp av de ulike konsumgodene. Samlet kjøp av konsumgoder avhenger kun av husholdningenes inntekt, mens de ulike konsumgodene avhenger av relativprisen i tillegg. Vi ser at for alle ligningene, med unntak av (31), avhenger konsumet positivt av inntekt og negativt av relativpris, i tråd med økonomisk teori. Prisen på tjenester inngår med positivt fortegn, noe som er i strid med hva jeg forventet å finne på forhånd. Koeffisientestimatet er heller ikke signifikant, men jeg velger likevel å beholde relativprisen på tjenester i kointegrasjonstesten og kommer til å formulere en modell med de ”rette” fortegnene i kapittel 5.

Residualene fra disse ulike modellspesifikasjonene inneholder de estimerte verdiene av avvikene fra langsiktig likevekt. Dersom disse er stasjonære vil variablene være kointegrert og ligningene over kan tolkes som potensielle langtidssammenhenger. I trinn to testes restleddsegenskapene, og i tabell 3 oppgis resultatene fra ADF-testen av restleddene.

Tabell 3: Resultat fra 2. trinn i Engle Grangers totrinnstest.

Test av restleddet	t-ADF	D-lag
u _{c_varige}	-2,786040*	0
u _{c_halv}	-5,309735***	1
u _{c_ikke}	-5,720639***	2
u _{c_tjenester}	-2,707146*	0
u _{c_tot}	-2,702170*	0

* Signifikant med 90 prosent sannsynlighet (Kritisk verdi: -2,6)

** Signifikant med 95 prosent sannsynlighet (Kritisk verdi: -2,93)

*** Signifikant med 99 prosent sannsynlighet (Kritisk verdi: -3,59)

Testresultatene indikerer at nullhypotesene om at residualene er ikke-stasjonære forkastes til fordel for alternativhypotesene. At nullhypotesen forkastes betyr at residualene *ikke* er tilfeldig gange, og dette indikerer kointegrasjon. Den observerte t-ADF-verdien er sterkest (mest negativ) for ikke-varige og halv-varige goder, mens de resterende residualtestene antyder at nullhypotesen om ikke-stasjonaritet kan forkastes med 90 prosent sikkerhet. Basert på resultatene fra denne testen konkluderer jeg med at variablene er kointegrert, men ettersom enkelte av nullhypotesene kun forkastes med relativt høy (mindre negativ) observert t-ADF-verdi, taler dette i favør av å estimere en generalisert likevektskorrigeringsmodell av grunner beskrevet i delkapittel 4.3.1.

4.5 Konstruksjon av en økonometrisk modell

Målet med den økonometriske modelleringen er å konstruere en statistisk tilstrekkelig modell som skal være gjerrig i den forstand at den skal kunne forklare et fenomen med få variabler. Den skal ha en passende teoretisk tolkning, koeffisientene skal ha ”korrekte” størrelser og fortegn, og den skal tilfredsstillte antakelsene som ligger til grunn for en

klassisk lineær regresjonsmodell²¹(Brooks, 2008, s. 191).

Strategien som ligger til grunn for den endelige modellspesifikasjonen bygger på det Gilbert (1986) betegner som ”Professor Hendry’s økonometriske metodologi”. Denne tilnærmingen argumenterer for at en god modell er konsistent med data og teori og at den vil omfatte rivaliserende modeller, hvilket betyr at den kan forklare det rivaliserende modeller kan, og helst også mer enn det.

Ifølge Brooks (2008, s. 192) bør en akseptabel modell

- være logisk troverdig.
- være konsistent med underliggende teori, inkludert at den må tilfredsstillere relevante parameterrestriksjoner.
- ha forklaringsvariabler som er ukorrelert med restleddet.
- ha parameterestimater som er stabile over hele utvalget.
- ha residualer som er hvit støy.
- kunne gi de samme resultatene, og helst mer, enn konkurrerende modeller.

En ofte brukt metode for å finne frem til en passende økonometrisk modell er å benytte ”generell-til-spesifikk”-metoden(Brubakk, 1994). Metoden er utført ved å først formulere en omfattende modell med mange forklaringsvariabler. Den generelle modellen skal ha sitt utgangspunkt i den økonomiske og økonometriske teorien som er beskrevet i oppgaven og inneholde de variablene som er presentert i delkapittel 3.1. Videre er det nødvendig å inkludere et tilstrekkelig antall tilbakedaterte verdier på de relevante variablene (Brubakk, 1994). Det er viktig å forsikre seg om at den generelle modellen tilfredsstiller alle antakelsene som må ligge til grunn for en klassisk lineær regresjonsmodell. Om dette ikke er tilfellet, må dette problemet løses før vi kan ta fatt på hypotesetestingen. Når man har funnet en modell som tilfredsstiller antakelsen bak en klassisk lineær regresjonsmodell kan den være stor og inneholde mange variabler og etterslep. Neste steg blir derfor å reparasjone modellene og ekskludere ikke-signifikante forklaringsvariabler. Etter hvert trinn er det viktig å sjekke at antakelsene for den klassiske lineære regresjonsmodellen holder.

²¹Disse antakelsene er(Brooks, 2008, Kap. 4):

1. $E(u_t) = 0$: Den gjennomsnittlige verdien til restleddet er lik null.
2. $var(u_t) = \sigma^2 < \infty$: Homoskedastisitet. Dvs. at variansen til restleddet er konstant.
3. $cov(u_i, u_j) = 0$ for $i \neq j$: Ingen seriekorrelasjon.
4. $cov(x_i, u_i) = 0$: Forklaringsvariablene er ikke-stokastiske.
5. $u_t \sim N(0, \sigma^2)$: Restleddet er normalfordelt.

I følge Brooks (2008, s. 192-193) er fordelene med denne metoden at den først og fremst er statistisk fornuftig. Et viktig argument for å bruke denne metoden er at det er mer alvorlig å ekskludere relevante forklaringsvariabler enn det er å inkludere irrelevante.

Et potensielt problem med generell-til-spesifikk-metoden er at dersom utvalget er lite, kan det bruke opp for mange frihetsgrader. Dette kan i verste fall føre til at ingen av variablene blir signifikante, spesielt om de er høyt korrelerte. En avgjørelse om å utelate enkelte av variablene kan da ha stor innvirkning for den endelige spesifiseringen av modellen dersom variabelen ble utelatt på et trinn hvor den var ikke-signifikant, men hvor den ville ha vært signifikant i den endelige modellspesifiseringen.

4.5.1 Varige goder og likevektskorrigeringsmodellen

Fra delkapittel 2.2 vet vi at varige goder krever særbehandling sammenlignet med ikke-varige goder, og grunnen til dette er at etterspørselen etter varige goder i stor grad bestemmes ut fra beholdningen av varige goder. Etterspørselen etter varige goder trenger også særbehandling når den skal inngå i en økonometrisk spesifisasjon.

Årsaken til dette kommer frem av rapporten til Magnussen og Skjerpen (1992). De norske makrokonsummodellene, MODAG og KVARTS, klarte ikke å predikere utviklingen i konsumet på 80-tallet som skjedde som en direkte årsak av at kreditt- og boligmarkedet i Norge ble deregulert på begynnelsen av tiåret, og som senere ledet til resesjonen i 1987-1989. I ettertid har det vist seg at en mulig årsak til dette kan være at modellene særlig bommer på konsumutviklingen i varige goder. På denne tiden ble ikke etterspørselen etter varige goder modellert annerledes enn hva etterspørselen etter ikke-varige goder ble, til tross for at økonomisk teori krever en særbehandling av denne typen goder (Magnussen, 1990).

Analogt til Magnussen (1990) kommer jeg i dette delkapittel til å vise hvordan etterspørselen etter varige goder kan utledes. Metoden tar utgangspunkt i den tradisjonelle modellen for konsum av varige goder, presentert i Stone og D.A. Rowe (1957), ettersom denne gir mulighet for utvidelser til en likevektskorrigeringsmodell tilsvarende ligning (25).

Husholdningenes beholdning av varige goder på tidspunkt t tilsvarende summen av kjøp av det varige godet, C_t , og beholdningen av varige goder som husholdningen har med seg fra perioden før, K_{t-1} . I tillegg til dette antar vi at deler av beholdningen, D_t , slites ut mellom periodene slik at kapitalbeholdningen på tidspunkt t er gitt ved

$$(33) \quad K_t = K_{t-1} + C_t - D_t.$$

Det antas å være en nær sammenheng mellom depresieringen og beholdningen av varige goder. Dette uttrykkes ved å la depresieringen være en fast andel av lagget beholdning:

$$(34) \quad D_t = \delta K_{t-1} \quad 0 < \delta < 1.$$

Depresieringsraten, δ , forteller hvor stor andel av beholdningen av de varige godene som forfaller mellom periodene. Ved å sette inn D_t fra ligning (34) i ligning (33) kan uttrykket for kapitalbeholdningen på tidspunkt t skrives

$$(35) \quad \begin{aligned} K_t &= K_{t-1} + C_t - \delta K_{t-1} \\ K_t &= C_t + (1 - \delta)K_{t-1}. \end{aligned}$$

Ved å anta at husholdningen har løst maksimeringsproblemet utledet i delkapittel 2.2 vil K_t^* representere den optimale beholdningen av det varige godet. Dette er det nivået på goder husholdningen ønsker å ha, men avvik fra det ønskede nivået vil ikke utlignes automatisk mellom to perioder. Årsaken til dette er at det tar tid å justere seg mellom perioder på grunn av informasjonsinnhenting og finansieringsproblemer (Magnussen, 1990). Denne tregheten i justeringen mellom perioder gjør at beholdningsjusteringsmodellen kan uttrykkes:

$$(36) \quad K_t - K_{t-1} = \lambda(K_t^* - K_{t-1}).$$

λ i ligning (36) er en tilpasningsparameter som forteller oss at kun en andel, $0 < \lambda < 1$ vil bli justert fra en periode til den neste. Denne ligningen kan begrunnes teoretisk ved kostnadsminimering av en kvadratisk kostnadsfunksjon og spesifiseres slik (Stewart og Wallis, 1984):

$$(37) \quad C(K_t) = a_1(K_t^* - K_t)^2 + a_2(K_t - K_{t-1})^2.$$

Når $K_t = K_t^*$, da er beholdningen i likevekt. Dette betyr at det første leddet i ligning (37) representerer kostnaden ved ikke å befinne seg i likevekt, mens det andre leddet tar hensyn til tilpasningskostnadene som kan skyldes at det tar tid å samle inn nødvendig informasjon og å undersøke finansieringsmuligheter. a_1 og a_2 forteller oss noe om vektningen av de respektive leddene. Hvis vi minimerer denne ligningen vil vi komme frem til ligning (36) dersom vi setter $\lambda = a_1/(a_1 + a_2)$

Det har blitt rettet kritikk mot den tradisjonelle beholdningsjusteringsmodellen, ligning (36), da det hevdes at den legger opp til en gradvis tilpasning selv ved små forskjeller mellom optimal beholdning, K_t^* , og faktisk beholdning, K_t . Dersom det er store faste kostnader forbundet med tilpasningen vil enhetskostnadene avta med størrelsen på kjøp av varige goder. Dette tilsier større sprang i tilpasningen enn det modellen foreskriver (Magnussen, 1990). Dette problemet vil imidlertid jevne seg ut i min oppgave ettersom datasettet inneholder aggregerte variabler, og modellen vil derfor være egnet for makroanalyser.

Ved å sette inn for K_t fra ligning (35) inn i ligning (36) finner vi et uttrykk for kjøp

av varige konsumgoder²²:

$$(38) \quad C_t = \lambda K_t^* - (\lambda - \delta)K_{t-1}.$$

Dette uttrykket forteller oss hvordan kjøp av varige goder i periode t avhenger av optimalt nivå samt foregående beholdning av varige goder. Dersom $K_t = K_t^*$, vil kjøp i periode t tilsvare depresieringen mellom de to periodene. Ligning (38) antyder at det er en negativ sammenheng mellom kjøp av varige goder i periode t og beholdningen i foregående periode dersom tilpasningsparameteren er større enn depresieringsraten. Magnussen (1990) hevder i sin rapport at en slik negativ sammenheng kan støttes empirisk, men at effekten er svak. Videre refererer han til Westin (1975) som mener at det ikke er beholdningen som virker inn, men at en slik negativ sammenheng skyldes at andre variabler som virker negativt inn på kjøpet i periode t er utelatt, og at disse variablene er korrelert med beholdningen. Westin mener at faktorer som arbeidsledighet, transitorisk inntekt og forventninger om fremtiden vil kunne fremskynde/utsette kjøp av varige goder i en periode. I neste periode vil en imidlertid kunne observere den motsatte effekten av disse faktorene. Dette skyldes ikke nødvendigvis at beholdningen i forrige periode var stor, men at den transitoriske inntekten var høy.

Ved å utnytte tregheten i justeringen mellom perioder kan etterspørselen etter varige goder uttrykkes som en likevektskorrigeringsmodell. Sammenhengen mellom beholdningsjusteringsmodellen gitt ved ligning (36) og den mer fleksible likevektskorrigeringsmodellen er drøftet i Nickell (1985). For å se denne sammenhengen kan vi legge til og trekke fra λK_{t-1}^* på høyre side av likhetstegnet i ligning (36). Dette gir oss:

$$(39) \quad K_t - K_{t-1} = \lambda(K_t^* - K_{t-1}^*) - \lambda(K_{t-1} - K_{t-1}^*) + u_t.$$

Når vi opphever restriksjonen om at begge λ -koeffisientene på høyresiden skal være like ender vi opp med en likevektskorrigeringsmodell, som kan skrives

$$(40) \quad \Delta K_t = \lambda_1 \Delta K_t^* - \lambda_2 (K_{t-1} - K_{t-1}^*) + u_t,$$

der Δ uttrykker førstedifferanser, $\Delta K_t = K_t - K_{t-1}$ og $\Delta K_t^* = K_t^* - K_{t-1}^*$

Denne ligningen vil tilsvare ligning (26) i delkapittel 4.3 og tjener som et bevis på at beholdningsjusteringsmodellen kan transformeres til en likevektskorrigeringsmodell. I denne sammenhengen tolkes likevektskorrigeringsmodellen som at avvik mellom ønsket og faktisk kapitalbeholdning på kort sikt, som vil elimineres på lang sikt. De langsiktige egenskapene til modellen er knyttet til det siste leddet på høyresiden av ligning (40) (Magnussen og Skjerpen, 1992).

K_t^* er en uobserverbar variabel, og må og modelleres. I henhold til ligning (13) vil

²²Her er det viktig å bemerke seg at $C_t \neq C(K_t)$ fra ligning (37).

det ønskede nivået på beholdningen av varige goder avhenge av disponibel inntekt(Y_t), relativpriser(RP_t), implisitt leiepris(s_t), og fra nå av, realrenten(RR_t). I tillegg antas det at usikkerhet og forventninger om fremtiden spiller en avgjørende rolle i bestemmelsen av optimal kapitalbeholdning, og som en proxy for dette er arbeidsledighetsraten(U_rate_t) inkludert i modellen. Analogt med Magnussen (1990) kan følgende lineære funksjon for det ønskede nivået på kapitalbeholdningen finnes

$$(41) \quad K_t^* = a + bY_t + cRP_t + dRR_t + cU_rate_t + ds_t + u_t.$$

Dette uttrykket kan betraktes som kapitalbeholdningens langsiktig likevektsbane. Kjøp av varige goder skjer som en følge av endringer i kapitalbeholdningen. Når beholdningen i foregående periode avviker fra den langsiktige likevekten motiverer dette for økt kjøp av varige goder denne perioden. Dette gjør at den kortsiktige utformingen kan skrives som en ADL-likevektskorrigeringsmodell med en tilbakedatert verdi av hver variabel(Magnussen, 1990)

$$(42) \quad K_t = \beta_0 + \beta_1 K_{t-1} + \beta_2 Y_t + \beta_3 Y_{t-1} + \beta_4 RP_t + \beta_5 RP_{t-1} + \beta_6 RR_t + \beta_7 RR_{t-1} \\ + \beta_8 U_rate_t + \beta_9 U_rate_{t-1} + \beta_{10} s_t + \beta_{11} s_{t-1} + u_t.$$

Ligning (42) vil være en modell tilsvarende ADL-likevektskorrigeringsmodellen gitt ved ligning (25). Ettersom hensikten med den økonometriske modellen i oppgaven er å måle etterspørselen etter kjøp av varige goder, trenger vi en spesifikasjon med C_t som venstresidevariabel. En slik modell skiller seg dermed fra både Magnussen (1990) og Magnussen og Skjerpen (1992) som har kapitalbeholdningen som venstresidevariabel. Dette gjør at ligning (42) må skrives om for at kjøp av varige goder skal opptre på venstresiden. Ved å sette inn for K_t og K_{t-1} ²³ fra (35) i (42) kan vi finne et uttrykk for C_t :

$$(43) \quad C_t = \beta_0 + \beta_1 C_{t-1} + \beta_2 Y_t + \beta_3 Y_{t-1} + \beta_4 RP_t + \beta_5 RP_{t-1} + \beta_6 RR_t + \beta_7 RR_{t-1} \\ + \beta_8 U_rate_t + \beta_9 U_rate_{t-1} + \beta_{10} s_t + \beta_{11} s_{t-1} + (\delta - 1) [K_{t-1} - \beta_1 K_{t-2}] \\ + u_t.$$

Dette uttrykket vil beskrive den kortsiktige dynamikken som bestemmer kjøp av varige goder. Husholdningene har fortsatt et optimalt nivå på varige goder som de ønsker å nå, og avvik fra den optimale beholdningen vil avgjøre hvordan etterspørselen etter varige goder bestemmes. Sjokk i forklaringsvariablene vil kunne føre til midlertidige avvik fra optimal beholdning på kort sikt, men egenskapene til likevektskorrigeringsmodellen gjør at effekten er forbigående i modellen slik at langtidslikevektssammenhengen opprettholdes. Justeringshastigheten tilbake til likevekt bestemmes av parameteren β_1 . Parameterverdi nær 1 impliserer høy persistens og treg tilpasning tilbake til likevekt og vice versa. Dersom

²³Denne finnes ved å tilbakedatere (35) med en periode.

parameterverdien mot formodning skulle være slik at $\beta_1 \geq 1$, da er modellen ustabil slik det ble diskutert i delkapittel 4.3.1. Da vil det ikke eksistere en langsiktig likevekt i modellen ettersom det ikke eksisterer en kointegrerende sammenheng mellom $I(1)$ -variablene²⁴ i likevektskorrigeringsmodellen. Dette gjør at et sjokk vedvarer, eller i verste fall øker i modellen, slik som beskrevet i delkapittel 4.1.

Det som er veldig viktig å poengtere i denne sammenheng er at i oppgaven kommer *ikke* tilbakedatert nivå på kapitalbeholdningen til å inngå som en forklaringsvariabel i den økonometriske modellen. Basert på diskusjonen i både delkapittel 2.2 og 4.5.1 er dette åpenbart en variabel som burde inngå, og mine resultater kommer derfor til å lide av et utelatt variabel problem som en følge av dette. Dette problemet vil imidlertid falle bort dersom $\delta = \lambda$ i ligning (38). Da vil konsumet kun avhenge av det ønskede nivået på beholdningen av varige goder som er utledet i henhold til maksimeringsproblemet til husholdningen, ligning (11). En eventuell utvidelse av denne oppgaven vil være å beregne beholdningen av de varige godene basert på teorigrunlaget i for eksempel Biørn (1983).

Jeg har heller ikke definert en egen variabel som måler den implisitte leieprisen, men jeg antar denne virker indirekte på etterspørselen etter varige goder gjennom realrenten.

4.5.2 Den langsiktige likevektsløsningen

Når en passende modellspesifikasjon har blitt funnet kan den inneholde både differenserte og tilbakedaterte variabler som gjør den økonomiske tolkningen vanskelig. For å løse dette problemet kan man kalkulere den statiske langsiktige likevektssammenhengen til dynamiske modeller. Den relevante definisjonen på likevekt i dette tilfellet er at et system har nådd likevekt dersom variablene har nådd en stabil tilstand²⁵ hvor de ikke lenger endres (Brooks, 2008, s. 156-157). Dette gjør at $y_t = y_{t-1} = y_{t-2} = \dots = y$. Dersom vi har en modell av følgende form

$$(44) \quad y_t = \beta_0 + \beta_1 y_{t-1} + \beta_2 x_t + \beta_3 \Delta z_t + u_t,$$

vil den langsiktige likevektsløsningen finnes ved

$$(45) \quad y = \frac{\beta_0}{1 - \beta_1} + \frac{\beta_2}{1 - \beta_1} x,$$

og $\frac{\beta_2}{1 - \beta_1}$ kan med dette tolkes som den langsiktige effekten av en endring i x på y . Δz_t faller bort fordi $\Delta z_t = z_t - z_{t-1}$, og når $z_t = z_{t-1} = z$ da vil $\Delta z_t = 0$

²⁴Utnytter her det vi fra delkapittel 4.4.2 vet om integrasjonsordenen til variablene.

²⁵Fra engelsk: "steady state".

4.5.3 Spesifiseringstester

I kapittel 5 kommer resultatene fra ulike modeller til og presenteres i tabeller sammen med resultater fra ulike feilspesifiseringstester. Under følger en utgreining om hva disse testene undersøker ved de økonometriske modellene. I tillegg kommer jeg også til å bruke en test som avgjør hvilken av to konkurrerende modeller som er best egnet til å forklare variasjonen i venstresidevariabelen.

Encompassing test

Om to konkurrerende modeller forsøker å beskrive variasjonen i samme venstresidevariabel vil det være interessant å utføre en "encompassing test". Testen avgjør hvilken av de konkurrerende modellene som er den beste å bruke ved å generere en generell modell som inkluderer variablene inkludert i Modell 1 og variablene i Modell 2. For eksempel kan en slik generell modell være formulert på følgende måte

$$(46) \quad y = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \beta_3 z_1 + \beta_4 z_2 + \beta_5 v_1 + \beta_6 v_2 + u$$

Jeg antar at Modell 1 består av et konstantledd og variablene x_1 , x_2 , z_1 og z_2 og at Modell 2 består av et konstantledd og variablene x_1 , x_2 , v_1 og v_2 . Det testen gjør er å separat gjennomføre en test for hver av de to modellene, for å undersøke om noen av dem er gyldige forenklinger av den generelle modellen²⁶ og hvilken som eventuelt er den beste forenklingen. Hypotesene som testes for henholdsvis Modell 1 og Modell 2 er:

Modell 1

$$H_0 : \beta_5 = \beta_6 = 0$$

$$H_1 : \beta_5 \neq \beta_6 \neq 0$$

Modell 2

$$H_0 : \beta_3 = \beta_4 = 0$$

$$H_1 : \beta_3 \neq \beta_4 \neq 0$$

Dersom nullhypotesen forkastes for den ene (eller begge) modellen(e) er ikke modellen en gyldig forenkling av den generelle modellen. Den modellen hvor nullhypotesen eventuelt ikke forkastes aksepteres som den beste av de to konkurrerende modellen. Om ingen av nullhypotesene forkastes vil den av modellene med den lavest observerte F-verdien betraktes som den beste av de to (Brooks, 2008, s. 115-116).

Seriekorrelasjon

AR-testen er en test for seriekorrelasjon og dersom modellen lider av dette er ikke residualene av typen hvit støy. Da har det ikke gjennomsnitt lik null og endelig varians, hvilket betyr at vi ikke får forventningsrette estimater og tolkningen av resultatene er ikke lenger gyldig (Brooks, 2008, s. 139-140).

²⁶Testen som gjennomføres er en *Joint Test*.

ARCH-testen

ARCH er et fenomen hvor variansen til restleddene endrer seg over tid og ikke systematisk med en av forklaringsvariablene. Nullhypotesen er at alle de q etterslepene til de kvadrerte residualene har koeffisientverdier som *ikke* er signifikant forskjellig fra null. Dersom verdier fra teststatistikken er større enn den kritiske verdien forkastes nullhypotesen. Denne testen kan ses på som en test for seriekorrelasjon i de kvadrerte residualene (Brooks, 2008, s. 389).

Normalitet

Dette er en test for å undersøke om restleddet i modellen følger standard normalfordeling. I tillegg til å være karakterisert av gjennomsnitt og varians er variablene også karakterisert av *skewness* og *kurtosis*. *Skewness* sier noe om symmetrien omkring gjennomsnittsverdien, og *kurtosis* noe om hvor tykke "halene" til fordelingen er. Normality-testen undersøker *skewness*- og *kurtosis*-egenskapene til restleddet. Nullhypotesen er at serien er symmetrisk og om denne forkastes, konkluderes det med at restleddet ikke er normalfordelt. Om restleddet ikke følger standard normalfordeling vil det ikke være mulig å benytte t-test eller F-test (Brooks, 2008, s. 161).

Heteroskedastisitet

En av antakelsene for en klassisk lineær regresjonsmodell er at variansen til restleddet er konstant, det vil med andre ord si at restleddet er homoskedastisk. Dersom restleddet ikke har konstant varians er det heteroskedastisk. Testen er basert på White-testen hvor det gjøres en regresjon på det estimerte kvadrerte restleddet, \hat{u}_t^2 , hvor forklaringsvariablene inngår både på nivå og kvadrert form. I tillegg inneholder regresjonen et feilledd som er uavhengig av restleddet som testen utføres på. Nullhypotesen om homoskedastisitet forkastes om den observerte verdien er høyere enn den kritiske verdien, og det konkluderes med heteroskedastisitet i restleddet. Dette er et problem ettersom det øker standardavvikene til de inkluderte variablene og dette igjen påvirker signifikansen. Det vil i tillegg til dette oppgis resultater fra en Hetero-X-test, som også er en test for heteroskedastisitet. Dette er også en White-test, men det som skiller denne fra overnevnte test er at regresjonen på de estimerte kvadrerte restleddet, \hat{u}_t^2 , inneholder kryssproduktene av forklaringsvariablene i tillegg. Nullhypotesen som utfordres er fremdeles homoskedastisitet (Brooks, 2008, s. 134).

RESET-testen

En av antakelsene for en klassisk lineær regresjonsmodell er at funksjonsformen skal være lineær. Det er ikke alltid slik at denne antakelsen stemmer, og for å teste om modellen bør være lineær testes dette med RESET-testen. Dette er en test for feilspesifisert funksjonell form. Dersom verdien fra teststatistikken er større enn den kritiske verdien forkastes nullhypotesen om at den funksjonelle formen er korrekt (Brooks, 2008, s. 174-175).

5 Empiriske resultater

I dette kapittelet kommer jeg til å presentere resultater fra ulike modellspesifikasjoner i tråd med den økonomiske og økonometriske teorien som er utledet i kapittel 2 og 4. Målet er å formulere reduserte modeller som kan forklare variasjonen i etterspørselen etter de ulike konsumgodene på best mulig måte med utgangspunkt i de variablene jeg har tilgjengelig.

Delkapittel 5.1 inneholder en diskusjon omkring valget av inntektsvariabel. Delkapittel 5.2 presenterer generelle modeller for etterspørselen etter de ulike konsumgodene mens delkapittel 5.3 presenterer de reduserte modellene. I delkapittel 5.4 kommer jeg til å sammenligne og diskutere resultatene fra de reduserte modellene og i delkapittel 5.5 vil jeg sammenligne mine resultater med tidligere masteroppgaver som er skrevet innenfor samme tema.

5.1 Valg av inntektsvariabel

Som nevnt i kapittel 3 inneholder datasettet to mål på inntekt - husholdningenes inntekt *med* aksjeutbytte (målt ved variabel y) og husholdningenes inntekt *uten* aksjeutbytte (målt ved variabel y_{uten}). Ved å sammenligne de tilhørende tidsprofilene til disse inntektsvariablene er det tydelig at de følger hverandre rimelig nøyaktig frem til begynnelsen av 2000-tallet. Deretter ser det ut til at aksjeutbyttet utgjør en stadig større andel av husholdningenes disponible inntekt. Aksjeutbyttet vokser frem til 2006 hvor det faller dramatisk før det stiger igjen i årene etter. Denne økningen i aksjeutbyttet bør ses i sammenheng med økt økonomisk aktivitet i etterkant av at IT-boblen sprakk på begynnelsen av 2000-tallet, og fallet i aksjeutbyttet kan best forklares med finanskrisen som fant sted mot slutten av samme tiår.

Avgjørelsen om å bruke det ene inntektsmålet fremfor det andre er tvetydig, men i et forsøk på å undersøke hvilken av disse variablene som best kan forklare etterspørselen etter konsumgoder har to varianter av generelle modeller blitt estimert med henholdsvis husholdningenes inntekt med aksjeutbytte og uten aksjeutbytte som høyresidevariabel for inntekt. Resultatene fra disse regresjonene er presentert i henholdsvis tabell 4 og i vedlegg A. Standardavvikene til koeffisientene som inngår i de generelle modellene er presentert i vedlegg B.

Ved å sammenligne tabellene finner jeg at for alle konsumkategoriene, med unntak av den generelle modellen for ikke-varige goder, gir y høyest R^2 og best føyning. R^2 er et mål på forklaringskraft og forteller hvor stor andel av den faktiske variasjonen i etterspørsel etter konsumgoder modellen forklarer. Føyning er et estimat på standardavviket til restleddet (Wooldridge, 2009, s. 58) og jo lavere dette estimatet er, jo mer nøyaktig kan modellen forklare den faktiske utviklingen i venstresidevariabelen.

Bruk av den ene inntektsvariabelen fremfor den andre ser heller ikke ut til å påvir-

ke signifikansnivåene i særlig grad. I de generelle modellene er inntektsvariablene ikke-signifikante uavhengig av om jeg benytter y eller y_uten . Den eneste forskjellen er at U_rate_t er signifikant samtidig som $p_tjenester$ er ikke-signifikant i den generelle modellen for etterspørsel etter tjenester med y som forklaringsvariabel. Med y_uten som forklaringsvariabel vil det motsatte gjelde.

Ettersom det ser ut til at y er den variabelen med høyest forklaringskraft for de fleste modellene, er dette det inntektsmålet som vil bli anvendt i modellspesifikasjonene heretter.

5.2 Generell modellspesifikasjon

Med utgangspunkt i delkapittel 4.5 kommer jeg til å presentere estimeringsresultatene fra de generelle modellene med husholdningenes disponible inntekt, realrente, arbeidsledighetsrate og relativpriser som forklaringsvariabler. Fordelen med den dynamiske likevekts-korrigeringsmodellen er at de kortsiktige og langsiktige pris- og inntektselastisitetene kan finnes direkte når disse variablene er log-transformerte.

Argumentet for å estimere etterspørselen etter de ulike konsumkategoriene og aggregert konsum som likevektskorrigeringsmodeller er at økonomien antas å være nær likevekt og at økonomien vil respondere på sjokk ved å forsøke og føre den tilbake mot den langsiktige sammenhengen (Jansen, 2010).

Modellformuleringen for varige, halv-varige, ikke-varige goder og tjenester kommer til å inneholde samme sett av forklaringsvariabler. For enkelhets skyld kommer etterspørselen etter ulike konsumgoder til å betegnes ved c_i_t og relativprisene som p_i_t , hvor $i =$ varige, halv, ikke, tjenester. Etterspørselen etter konsumgoder vil da ta følgende form:

$$(47) \quad c_i_t = \beta_0 + \beta_1 c_i_{t-1} + \beta_2 p_i_t + \beta_3 p_i_{t-1} + \beta_4 y_t + \beta_5 y_{t-1} \\ + \beta_6 RR_t + \beta_7 RR_{t-1} + \beta_8 U_rate_t + \beta_9 U_rate_{t-1} + u_i_t.$$

For samlet konsum vil modellformuleringen være:

$$(48) \quad c_tot_t = \beta_0 + \beta_1 c_tot_{t-1} + \beta_4 y_t + \beta_5 y_{t-1} + \beta_6 RR_t + \beta_7 RR_{t-1} \\ + \beta_8 U_rate_t + \beta_9 U_rate_{t-1} + u_tot_t.$$

Estimeringsresultatene fra de generelle modellene er presentert i tabell 4 sammen med både R^2 og $f\ddot{y}ning$.

Fra tabellen er det tydelig at den tilbakedaterte verdien av venstresidevariabelen inngår med sterk signifikans i de ulike modellene, ikke uventet ettersom denne er endogen. Koeffisientestimatet varierer mellom 0,476 for halv-varige goder og til 0,960 for tjenester. Som beskrevet i delkapittel 4.5.1 betyr en parameterverdi nær 1 at effekten av et sjokk vil være svært persistent og resultatene antyder dermed at justeringshastigheten er høyest for halv-varige goder og lavest for tjenester.

For alle gruppene, bortsett fra tjenester, er relativprisen signifikant. Ingen av de tilbakedaterte koeffisientestimaterne er signifikante, men det som likevel er interessant er at koeffisientestimaterne antyder at en økning i relativprisen i foregående periode har en positiv effekt på kjøpet i inneværende periode. Disse koeffisientestimaterne er ikke-signifikante og derfor vil jeg være forsiktig med å trekke noen konklusjoner fra dette.

Det er overraskende at inntektsvariabelen ikke er signifikant i noen av modellene. Det er likevel viktig å merke seg at selv om effekten er ikke-signifikant så er koeffisientestimateret størst for varige goder, deretter halv-varige goder, ikke-varige goder og til slutt tjenester hvor den faktisk opptrer med negativt koeffisientestimater. Heller ikke de tilbakedaterte verdiene til inntektsvariabelen har signifikante koeffisientestimater.

Realrenten opptrer med ikke-signifikante koeffisientestimater i alle de generelle modellene, og det samme gjelder for variabelens tilbakedaterte verdier. Teorien beskrevet i delkapittel 2.2 antyder at dette er en potensielt relevant forklaringsvariabel ettersom det antas at husholdningene lånefinansierer kjøp av varige goder. Derfor er det overraskende at den ikke har en signifikant effekt i denne modellen. At realrenten ikke er signifikant i de andre modellene er ikke like overraskende ettersom det er ikke like vanlig at kjøp av disse godene lånefinansieres på samme måte, eller i like ustrakt grad, som det varige goder er.

Tabell 4: Resultat fra generelle modeller med y som inntektsvariabel

	Varige	Halv-varige	Ikke-varige	Tjenester	Samlet
Konstant	2,347	1,572**	1,571**	0,042	0,181
$c_{i_{t-1}}$	0,636***	0,476***	0,555***	0,960***	0,843***
p_{i_t}	-1,470**	-0,837***	-0,610**	-0,341	-
$p_{i_{t-1}}$	0,859	0,232	0,242	0,302	-
y_t	0,533	0,267	0,114	-0,042	0,144
y_{t-1}	-0,394	0,055	0,177	0,078	-0,001
U_{rate_t}	-7,763**	-4,279***	-1,315**	-0,643	-1,769**
$U_{rate_{t-1}}$	8,142***	3,218***	0,972**	0,730*	1,815***
RR_t	-0,002	0,002	-0,002	0,001	-0,003
RR_{t-1}	-0,002	0,002	0,004	-0,001	0,001
R^2	0,9869	0,9984	0,9956	0,9993	0,9981
Føying	0,0717	0,0221	0,0139	0,0114	0,0162

* Signifikant med 90 prosent sannsynlighet, ** Signifikant med 95 prosent sannsynlighet, *** Signifikant med 99 prosent sannsynlighet

En variabel som er spesielt interessant å merke seg er arbeidsledighetsraten. Denne har et negativt fortegn på nivåform, mens den tilbakedaterte verdien har et positivt fortegn. Denne variabelen har også, med unntak av modellen for tjenesteetterspørsel, et relativt høyt signifikansnivå. Koeffisientestimaterne er også høye relativt til koeffisientestimaterne til de andre variablene som er inkludert i modellen, men dette må ses i sammenheng med at variabelen for arbeidsledighetsraten er skalert annerledes. Arbeidsledighetsraten er, som beskrevet i delkapittel 3.1, inkludert som en proxy for å fange opp effekter knyttet

til usikkerhet og forventinger i økonomien. Det at denne variabelen inngår med høyere effekt for goder med lengre varighet, indikerer at det er hold i Hypotese 2, og forteller samtidig at faktorene variabelen er en proxy for, spiller en viktig rolle når husholdningene skal bestemme kjøp av de ulike konsumgodene.

En mulig årsak til at enkelte variabler opptrer med ikke-signifikante koeffisientestimer eller ikke har "rette" fortegn skyldes trolig inkluderingen av mange variabler og mulig multikollinearitet mellom forklaringsvariablene knyttet til valg av likevektskorrigeringsmodell(jamfør diskusjonen i delkapittel 4.3).

I tabell 5 er resultatene fra feilspesifiseringstestene oppgitt. Resultatene fra RESET23-testen antyder at antakelsen om lineær funksjonsform ikke holder, og dermed at funksjonsformen til den generelle modellen for kjøp av varige goder og modellen for samlet kjøp av konsumgoder ikke stemmer. I tillegg ser det ut til at restleddet i modellen for varige goder ikke er normalfordelt. Modellen for kjøp av halv-varige goder passerer ikke Heterotesten, og vi konkluderer med at det er heteroskedastisitet i residualene.

Tabell 5: Resultater fra feilspesifiseringstestene til de generelle modellene

Varige goder			
AR(1-2):	F(2,30)=1,7347[0,1937]	Hetero:	F(18,23)=0,8083[0,6742]
ARCH(1-1):	F(1,40)=1,3813[0,2468]	Hetero-X:	Ikke nok observasjoner
Normality:	Chi ² (2)=4,6896[0,0959]*	RESET23:	F(2,30)=5,8961[0,0069]***
Halv-varige goder			
AR(1-2):	F(2,30)=0,4137[0,6649]	Hetero:	F(18,23)=2,4138[0,0240]**
ARCH(1-1):	F(1,40)=1,2553[0,2692]	Hetero-X:	Ikke nok observasjoner
Normality:	Chi ² (2)=0,0610[0,9699]	RESET23:	F(2,30)=2,2526[0,1226]
Ikke-varige goder			
AR(1-2):	F(2,30)=1,4045[0,2612]	Hetero:	F(18,23)=0,6391[0,8322]
ARCH(1-1):	F(1,40)=0,0935[0,7614]	Hetero-X:	Ikke nok observasjoner
Normality:	Chi ² (2)=1,0874[0,5806]	RESET23:	F(2,30)=0,5540[0,5804]
Tjenester			
AR(1-2):	F(2,30)=0,5277[0,5954]	Hetero:	F(18,23)=1,6968[0,1155]
ARCH(1-1):	F(1,40)=0,3544[0,5550]	Hetero-X:	Ikke nok observasjoner
Normality:	Chi ² (2)=0,1875[0,9105]	RESET23:	F(2,30)=2,1641[0,1325]
Samlet kjøp av konsumgoder			
AR(1-2):	F(2,32)=0,7426[0,4839]	Hetero:	F(14,27)=1,3897[0,2242]
ARCH(1-1):	F(1,40)=0,0545[0,8165]	Hetero-X:	Ikke nok observasjoner
Normality:	Chi ² (2)=0,4941[0,7811]	RESET23:	F(2,32)=3,3030[0,0497]**

* Signifikant med 90 prosent sannsynlighet, ** Signifikant med 95 prosent sannsynlighet,

*** Signifikant med 99 prosent sannsynlighet

5.2.1 Langtidseffekter i den generelle modellen

Langtidseffektene er presentert i tabell 6 sammen med standardavvik i parenteser. Relativprisvariablene som var signifikante på kort sikt er fortsatt signifikante på lang sikt. Videre ser vi at den langsiktige effekten av realrenten kun er signifikant i modellen for kjøp av halv-varige goder.

Inntektsvariabelen hadde ingen signifikant effekt på kort sikt, men i den langsiktige sammenhengen opptrer denne variabelen med signifikante koeffisientestimer for alle modellene, med unntak av modellen for etterspørselen etter varige goder. Dette forsterker mistanken om multikollinearitet i de dynamiske generelle modellene, ettersom inntektsvariabelen er en variabel vi på forhånd kunne forvente at ville være en viktig determinant i kjøp av konsumgoder, både på kort og lang sikt.

Tabell 6: Langtidseffekter, generell modell

	Varige	Halv-varige	Ikke-varige	Tjenester	Samlet
Konstant	6,444 (10,09)	2,999*** (1,086)	3,531*** (0,8819)	1,042 (7,047)	1,155 (1,042)
p_varige	-1,68* (0,9999)	-	-	-	-
p_halv	-	-1,155*** (0,1015)	-	-	-
p_ikke	-	-	-0,827** (0,4030)	-	-
p_tjenester	-	-	-	-0,960 (3,520)	-
y	0,381 (0,7358)	0,615*** (0,0793)	0,653*** (0,0679)	0,913* (0,4820)	0,912*** (0,0727)
U_rate	1,042 (7,731)	-2,025* (1,018)	-0,770 (0,6686)	2,152 (8,755)	0,295 (3,512)
RR	-0,01 (0,0197)	0,008** (0,0037)	0,002 (0,0024)	-0,009 (0,0325)	-0,012 (0,0130)
Føyning	0,1969	0,0422	0,0313	0,2820	0,1034

* Signifikant med 90 prosent sannsynlighet, ** Signifikant med 95 prosent sannsynlighet, *** Signifikant med 99 prosent sannsynlighet

Det som er overraskende med langtidseffektene i den generelle modellen for kjøp av varige goder, er at den indikerer at denne varetypen er minst påvirket av permanente endringer i disponibel inntekt og arbeidsledighetsrate, noe som delvis taler i mot Hypotese 1. Riktignok er ikke koeffisientestimatene til disse variablene signifikante, men resultatene er uansett oppsiktsvekkende. Til gjengjeld ser det ut til at modellen for kjøp av varige goder indikerer at disse er mer påvirkelig overfor endringer i relativpriser og realrente enn hva de andre konsumgodene er. En mulig forklaring på hvorfor etterspørselen etter varige goder er relativt mindre påvirkelig, er at husholdningene har et ønsket nivå på beholdningen

av varige goder som på lang sikt trolig er nærmere det optimale nivået. Derfor trenger husholdningen kun å ivareta dette nivået ved å bytte ut utslitt kapital i stedet for å bygge opp kapitalbeholdningen.

Den viktigste forskjellen mellom den kortsiktige og langsiktige løsningen er at i den langsiktige løsningen er ikke lenger arbeidsledighetsraten en signifikant forklaringsvariabel²⁷. Det at denne ikke har en langsiktig signifikant effekt, indikerer at Hypotese 2 kun gjelder på kort sikt. På lang sikt antas arbeidsledigheten å være i likevekt og kortsiktige endringer i ledigheten har derfor ingen permanent effekt på kjøp av konsumgoder. Det at graden av usikkerhet og forventinger om fremtiden ser ut til å spille en viktig rolle kun mellom periodene, gjør at jeg i de reduserte modellene kun kommer til å bruke den førstedifferensierte av arbeidsledighetsraten som forklaringsvariabel.

Sammenlignet med kointegrasjonstestene i delkapittel 4.4.2 har inkluderingen av ytterligere variabler produsert de ”rette” fortegnene på koeffisientene i alle modellene. Inkluderingen av flere forklaringsvariabler har redusert signifikansnivået til koeffisientestimatene sammenlignet med de i kointegrasjonstestene, ligning (28) - (32). Dette er forventet da inkluderingen av flere variabler i en modell bruker opp flere av de tilgjengelige frihetsgradene og dermed påvirker koeffisientestimatene.

5.3 Modellspesifikasjon på redusert form

Resultatene fra de generelle modellene viser at forklaringsvariabler som på forhånd mistenkes å være viktige determinanter for husholdningenes etterspørsel etter konsumgoder opptrer med ikke-signifikant koeffisientestimer. For å få bukt med multikollinearitetsproblemer som potensielt er årsaken til dette er det passende å spesifisere reduserte modeller som kun består av variabler som er signifikante i beskrivelsen av kjøp av ulike typer konsumgoder. Dette er også avgjørende for at vi med større sikkerhet skal kunne bekrefte, eller eventuelt avkrefte hypotesene presentert innledningsvis i oppgaven.

Siden de ulike variablene i de reduserte modellene ikke er spesifisert på samme form, vil det være nyttig å se på ett standardavviks endring i dem for å avgjøre effekten forklaringsvariabelen har på kjøp av konsumgoder. Når endringen i variabelen er tilsvarende sitt respektive standardavvik har vi et gyldig sammenligningsgrunnlag mellom de ulike forklaringsvariablene. Den deskriptive statistikken som inneholder standardavvikene for de log-transformerte variablene er presentert i vedlegg C. I denne tabellen har jeg også inkludert førstedifferansen til arbeidsledighetsraten da denne variabelen brukes i alle de reduserte modellene samt utvalgte relativpriser som opptrer i enkelte av de reduserte modellene.

²⁷Med unntak av modellen for halv-varige goder hvor variabelen er signifikant med 90 prosent sannsynlighet.

5.3.1 RM1: Eterspørsel etter varige goder

Den reduserte modellen for kjøp av varige goder er presentert i tabell 7. Variablene som er inkludert er tilbakedatert kjøp og relativprisen på varige goder, samt førstedifferansen til arbeidsledighetsraten. Alle koeffisientestimaterne er signifikante med 99 prosent sannsynlighet og har ”korrekte” fortegn.

Av feilspesifiseringstestene er det tydelig at antakelsen om lineær funksjonsform ikke holder. Det er imidlertid vanskelig å si hva som kan være årsaken til dette problemet, så jeg kommer til å gjøre en antakelse om at funksjonsformen er korrekt spesifisert.

Modellen forteller at ett standardavvik økning i foregående periodes kjøp av varige goder øker konsumet i dag med 0,34 prosent. Priselasititeten er lik -0,9589 og en økning i relativprisen tilsvarende ett standardavvik reduserer konsumet av varige goder med 0,22 prosent. Førstedifferansen til arbeidsledighetsraten inngår med sterk signifikans, og en økning i arbeidsledighetsraten tilsvarende ett standardavvik reduserer konsum av varige goder med hele 4,93 prosent.

Tabell 7: Estimeringsresultater fra RM1.1

Variabel	Koeffisientestimat	t-verdi	Part. R ²
Konstant	4,8122	5,17***	0,4126
c_varige _{t-1}	0,5951	7,51***	0,5978
p_varige _t	-0,9589	-4,95***	0,3924
DU_rate _t	-8,3621	-4,36***	0,3336
Føyning	0,0702		
R ²	0,9851		
AR(1-2):	F(2,36)=0,3519[0,7058]	Hetero:	F(6,35)=1,0369[0,4184]
ARCH(1-1):	F(1,40)=0,0874[0,7690]	Hetero-X:	F(9,32)=1,1948[0,3319]
Normality:	Chi ² (2)=1,5162[0,4686]	RESET23:	F(2,36)=5,4800[0,0084]***

* Signifikant med 90 prosent sannsynlighet, ** Signifikant med 95 prosent sannsynlighet, *** Signifikant med 99 prosent sannsynlighet

Det som er overraskende med RM1.1 er at hverken realrenten eller husholdningenes inntekt inngår som forklaringsvariabler. I delkapittel 2.2 argumenterte jeg for at realrenten er direkte knyttet opp mot den implisitte leieprisen, og på grunn av dette vil det være rimelig å anta at dette er en variabel som bør inkluderes når man skal beskrive konsum av varige goder. På bakgrunn av denne påstanden har jeg også formulert en redusert modell hvor både realrenten og husholdningenes disponible inntekt er inkludert som signifikante forklaringsvariabler. Resultatet fra denne regresjonen er presentert i tabell 8.

RM1.2 består av variablene tilbakedatert kjøp av varige goder, realrenten, husholdningenes disponible inntekt, og førstedifferansen til arbeidsledighetsraten og relativprisen. Alle er statistisk signifikante med minst 90 prosent sannsynlighet og har de ”korrekte” fortegnene, med unntak av konstantleddet. Denne modellformuleringen lider ikke av feil

funksjonsform, men inkluderingen av RR_t har gjort at restleddet til modellen ikke er normalfordelt. Slike problemer kan skyldes at datasettet ikke er tilstrekkelig stort eller at datasettet inneholder ekstremverdier²⁸ i residualene. Også her antar jeg at modellen er korrekt spesifisert.

Tabell 8: Estimeringsresultater fra RM1.2

Variabel	Koeffisientestimat	t-verdi	Part. R ²
Konstant	-1,9016	-2,10**	0,1094
c_varige_{t-1}	0,7392	9,41***	0,7109
RR_t	-0,0120	-2,77***	0,1759
y_t	0,3578	2,81***	0,1804
DU_rate_t	-6,8340	-3,42***	0,2456
Dp_varige_t	-1,1361	-1,92*	0,0930
Føyning	0,0721		
R ²	0,9851		
AR(1-2):	F(2,34)=0,7198[0,4941]	Hetero:	F(10,31)=1,0406[0,4344]
ARCH(1-1):	F(1,40)=0,0003[0,9861]	Hetero-X:	F(20,21)=1,2126[0,3319]
Normality:	Chi ² (2)=15,712[0,0004]***	RESET23:	F(2,34)=0,3561[0,7030]

* Signifikant med 90 prosent sannsynlighet, ** Signifikant med 95 prosent sannsynlighet, *** Signifikant med 99 prosent sannsynlighet

Til sammenligning med RM1.1 har RM1.2 høyere koeffisientestimat på tilbakedatert kjøp, og indikerer derfor en tregere tilpasning, mens førstedifferansen til arbeidsledighetsraten har et noe lavere koeffisientestimat.

I RM1.2 har husholdningenes disponible inntekt en signifikant effekt på konsumet av varige goder. Modellen forteller at ett standardavvik økning i tilbakedatert konsum øker konsumet i dag med 0,42 prosent. Den kortsiktige inntektselastisiteten er 0,3578, noe som vil si at ett standardavvik økning i disponibel inntekt medfører en økning i kjøpet av varige goder med 0,13 prosent. Estimater til realrenten forteller at en økning tilsvarende ett standardavvik reduserer konsumet av varige goder med 0,041 prosent. Førstedifferansen til relativprisen på varige goder har negativt fortegn, hvilket betyr at dersom prisen mellom perioden øker, vil konsumet av varige goder reduseres. En økning i førstedifferansen til arbeidsledighetsraten tilsvarende ett standardavvik vil redusere kjøp av varige goder med 4,03 prosent.

De to konkurrerende modellene har identisk forklaringskraft. RM1.1 har noe lavere føyning enn modell RM1.2, men denne forskjellen er negligjerbar. For å undersøke hvilken av de to modellene som er best egnet til å forklare kjøp av varige goder har jeg gjennomført en encompassing test. Resultatene fra denne testen presenteres i tabell 9.

²⁸Fra engelsk: *outliers*.

Tabell 9: Test av de konkurrerende modellene RM1.1 og RM1.2

	Modell RM1.1 vs Modell RM1.2	Modell RM1.2 vs Modell RM1.1
Joint Model	$F(3,35) = 1,3612[0,2706]$	$F(1,35) = 4,0066[0,0531]$

Testresultatene antyder at både RM1.1 og RM1.2 er gyldige forenklinger av en generell modell bestående av variablene som er presentert både i tabell 7 og 8 ved et kritisk signifikansnivå som tilsvarer 90 prosent sannsynlighet.

Den observerte F-verdien for RM1.1 er lavere enn tilsvarende verdi for RM1.2, men fordi RM1.2 inneholder variabler som gjør denne modellen mer troverdig, velger jeg å beholde både RM1.1 og RM1.2. Begrunnelsen for dette er at de to sammen gir interessante indikasjoner på hvordan etterspørselen etter varige goder påvirkes av de ulike forklaringsvariablene som er tilgjengelige.

Langtidseffekter

Av ligning (49) presenteres langtidseffektene til forklaringsvariablene i tabell 7. Standardavvikene er oppgitt i parentes.

$$(49) \quad c_varige = \begin{matrix} 11,8847 \\ (0,0614) \end{matrix} - \begin{matrix} 2,3683 \\ (0,1220) \end{matrix} p_varige$$

Den langsiktige priselastisiteten er -2,3683, hvilket betyr at en permanent økning i relativprisen på varige goder tilsvarende ett standardavvik vil føre til at konsumet av varige goder på lang sikt vil reduseres med 0,53 prosent.

Den langsiktige sammenhengen til RM1.2 tar utgangspunkt i tabell 8 og er gitt ved følgende uttrykk:

$$(50) \quad c_varige = \begin{matrix} -7,2917 \\ (1,949) \end{matrix} - \begin{matrix} 0,0460 \\ (0,0143) \end{matrix} RR + \begin{matrix} 1,3718 \\ (0,1462) \end{matrix} y$$

På lang sikt avhenger etterspørselen etter varige goder nå av to variabler, henholdsvis realrenten og husholdningenes disponible inntekt. Fra uttrykket over er det tydelig at en permanent endring i realrenten har en større effekt på lang sikt enn hva en kortsiktig renteendring har, og ett standardavvik permanent økning i denne reduserer kjøp av varige goder med 0,158 prosent. Den langsiktige inntektselastisiteten er lik 1,3718, hvilket impliserer at en inntektsøkning på ett standardavvik på lang sikt vil øke konsumet av varige goder med 0,51 prosent.

Hvis vi sammenligner ligning (49) og (50) med (28) skiller de to førstnevnte modellene seg fra sistnevnte ved at husholdningenes disponible inntekt og relativprisen på varige goder ikke opptrer samtidig. Grunnen til dette er at om begge disse variablene skal inngå

samtidig i en redusert modell²⁹, og alle de andre variablene som ikke er tilstrekkelig signifikante fjernes, da vil vi til slutt stå igjen med en modell uten noen tilbakedaterte variabler tilsvarende (28), men som i tillegg også inneholder DU_rate_t . Problemet med denne modellen er at den ikke består flere av feilspesifiseringstestene, i tillegg til at den ikke forklarer nok av den kortsiktige dynamikken da de variablene som forklarer denne er fjernet for å tillate at både y og p_varige skal opptre med signifikante koeffisienter samtidig. Etersom modellen ikke inneholder noen tilbakedaterte variabler gjør dette at de kortsiktige koeffisientestimatene til y og p_varige også vil være de langsiktige. På bakgrunn av dette har jeg derfor valgt å beholde de to formuleringene av den reduserte modellen presentert i tabell 7 og 8 i oppgaven for å beskrive konsumet av varige goder både på kort og lang sikt.

5.3.2 RM2: Etterspørsel etter halv-varige goder

Den reduserte modellen for kjøp av halv-varige goder er presentert i tabell 10. Variablene som er inkludert består av tilbakedatert kjøp, relativprisen, førstedifferansen til arbeidsledighetsraten og husholdningenes disponible inntekt. Alle koeffisientestimatene er signifikante med 99 prosent sannsynlighet og har ”korrekte” fortegn.

Tabell 10: Estimeringsresultater fra RM2

Variabel	Koeffisientestimat	t-verdi	Part. R ²
Konstant	1,0469	2,94***	0,1889
c_halv_{t-1}	0,5800	8,23***	0,6469
p_halv_t	-0,4728	-5,96***	0,4899
DU_rate_t	-3,0532	-4,93***	0,3963
y_t	0,2738	5,67***	0,4651
Føyning	0,0229		
R ²	0,9980		
AR(1-2):	F(2,35)=0,3330[0,7190]	Hetero:	F(8,33)=1,3115[0,2721]
ARCH(1-1):	F(1,40)=0,9688[0,3309]	Hetero-X:	F(14,27)=0,7896[0,6717]
Normality:	Chi ² (2)=1,7823[0,4102]	RESET23:	F(2,35)=4,4701[0,0187]**

* Signifikant med 90 prosent sannsynlighet, ** Signifikant med 95 prosent sannsynlighet,
*** Signifikant med 99 prosent sannsynlighet

Feilspesifiseringstestene indikerer samme problem som for RM1.1, nemlig at antakelsen om lineær funksjonsform i modellen for kjøp av halv-varige goder ikke holder. Også her velger jeg å gjøre en antakelse om at funksjonsformen ikke er feilspesifisert.

Realrenten ble fjernet tidlig fra modellen da denne ikke var signifikant i beskrivelsen av etterspørselen etter halv-varige goder, noe som bekrefter at det ikke forventes at realrenten er signifikant for andre modeller enn modellen for varige goder.

²⁹Se vedlegg D.

Modellen forteller at ett standardavvik økning i foregående periodes kjøp av halv-varige goder øker kjøp i dag med 0,29 prosent. Den kortsiktige priselastisiteten er -0,4728, noe som betyr at ett standardavvik økning i relativprisen på halv-varige goder reduserer kjøpet med 0,12 prosent. Den kortsiktige inntektselastisiteten er 0,2738, og ett standardavvik økning i husholdningenes disponible inntekt vil øke kjøpet med 0,10 prosent. En økning på ett standardavvik i førstedifferansen til arbeidsledighetsraten vil redusere kjøpet med 1,80 prosent.

Langtidseffekter

På lang sikt avhenger kjøp av halv-varige goder av relativprisen på halv-varige goder og husholdningenes disponible inntekt.

$$(51) \quad c_halv = \frac{2,4926}{(0,7053)} - \frac{1,1258}{(0,0721)} p_halv + \frac{0,6518}{(0,0507)} y$$

Den langsiktige sammenhengen viser at en permanent økning i inntekt og/eller relativpris har en større effekt enn hva en kortsiktig endring har. Den langsiktige inntektselastisiteten er 0,6518, og dette betyr at permanent økning i husholdningenes inntekt på ett standardavvik fører til en økning i kjøp av halv-varige goder med 0,24 prosent på lang sikt. Den langsiktige priselastisiteten er -1,1258, og en langsiktig økning i relativprisen tilsvarende ett standardavvik vil redusere kjøpet av halv-varige goder med 0,29 prosent.

Om vi sammenligner (51) med ligning (29) ser vi at de to er veldig like. Førstnevnte består av forklaringsvariabler som har høyere koeffisientestimer og standardavvik enn hva sistnevnte gjør. Grunnen til at koeffisientestimatene er annerledes skyldes inkludering av tilbakedaterte og førstedifferensierte variabler i den dynamiske modellen. Overgangen fra den dynamiske kortsiktige modellen til den statiske langsiktige modellen gjør at koeffisientene i (51) endrer seg i forhold til (29).

5.3.3 RM3: Etterspørsel etter ikke-varige goder

Den reduserte modellen for kjøp av ikke-varige goder er presentert i tabell 11. Variablene som er inkludert er tilbakedatert kjøp, relativprisen, førstedifferansen til arbeidsledighetsraten og husholdningens tilbakedaterte disponible inntekt. Alle variablene har "korrekte" fortegn og koeffisientestimatene er signifikante med 99 prosent sannsynlighet, med unntak av koeffisientestimatet til konstantleddet og førstedifferansen til arbeidsledighetsraten som er signifikante med 95 prosent sannsynlighet.

Feilspesifiseringstesten viser at modellen ikke består ARCH-testen. Dette betyr at en (eller flere) av de tilbakedaterte verdiene som inngår i restleddet har koeffisientverdier som er signifikant ulik null. Dermed har ikke restleddet konstant varians eller kovarians for hver tilbakedaterte verdi.

Tabell 11: Estimeringsresultater fra RM3.1

Variabel	Koeffisientestimat	t-verdi	Part. R ²
Konstant	1,5008	2,52**	0,1465
c_ikke _{t-1}	0,5560	4,90***	0,3935
p_ikke _t	-0,4148	-3,20***	0,2173
DU_rate _t	-0,8515	-2,20**	0,1159
y _{t-1}	0,2950	4,26***	0,3295
Føyning	0,0141		
R ²	0,9948		
AR(1-2):	F(2,35)=1,8377[0,1742]	Hetero:	F(8,33)=0,5900[0,7789]
ARCH(1-1):	F(1,40)=4,4740[0,0407]**	Hetero-X:	F(14,27)=1,0774[0,4175]
Normality:	Chi ² (2)=2,4267[0,2972]	RESET23:	F(2,35)=0,7142[0,4966]

* Signifikant med 90 prosent sannsynlighet, ** Signifikant med 95 prosent sannsynlighet, *** Signifikant med 99 prosent sannsynlighet

For å løse ARCH-problemet velger jeg å modifisere modellen ved å inkludere y_t i stedet for y_{t-1} i tillegg til at jeg inkluderer tilbakedatert relativpris, p_ikke_{t-1} , som en høyre-sidevariabel. Resultatene fra denne modellen er presentert i tabell 12.

Tabell 12: Estimeringsresultater fra RM3.2

Variabel	Koeffisientestimat	t-verdi	Part. R ²
Konstant	1,3506	2,08**	0,1077
c_ikke _{t-1}	0,6393	5,13***	0,4221
p_ikke _t	-0,5188	-2,36**	0,1338
p_ikke _{t-1}	0,2427	1,09	0,0319
DU_rate _t	-0,9163	-2,36**	0,1336
y _t	0,2293	3,10***	0,2110
Føyning	0,0141		
R ²	0,9949		
AR(1-2):	F(2,34)=0,1740[0,8410]	Hetero:	F(10,31)=1,0119[0,4558]
ARCH(1-1):	F(1,40)=1,9376[0,1716]	Hetero-X:	F(20,21)=1,7068[0,1161]
Normality:	Chi ² (2)=0,2155[0,8979]	RESET23:	F(2,34)=0,1227[0,8849]

* Signifikant med 90 prosent sannsynlighet, ** Signifikant med 95 prosent sannsynlighet, *** Signifikant med 99 prosent sannsynlighet

I denne modellen inngår husholdningens disponible inntekt med en noe lavere t-verdi i tillegg til at koeffisientestimatene til de øvrige variablene er noe annerledes sammenlignet med RM3.1. Modifiseringen av RM3.1 gjør at RM3.2 består samtlige feilspesifiseringstester. Variabelen p_ikke_{t-1} opptrer med et ikke-signifikt koeffisientestimat, og jeg vil med det anta at den ikke bidrar med noe variasjon som påvirker kjøp av ikke-varige goder på kort sikt. Den bør uansett inkluderes i modellen sammen med y_t for å forsikre at modellen

består feilspesifiseringstestene³⁰.

De to konkurrerende modellen har nesten identisk forklaringskraft og føyning, og for å undersøke hvilken av de to som er best egnet til å forklare variasjonen i kjøp av ikke-varige goder har jeg gjennomført en encompassing test. Resultatene fra denne testen er presentert i tabell 13.

Tabell 13: Test av de konkurrerende modellene RM3.1 og RM3.2

	Modell RM3.1 vs Modell RM3.2	Modell RM3.2 vs Modell RM3.1
Joint Model	F(2,35) = 1,7575[0,1874]	F(1,35) = 2,7175[0,1082]

Testresultatene indikerer at både RM3.1 og RM3.2 er gyldige forenklinger av en generell modell bestående av variablene som er presentert i tabell 11 og 12. Den observerte F-verdien for RM3.1 er lavere enn tilsvarende verdi for RM3.2, men ettersom RM3.2 består alle feilspesifiseringstestene er dette den modellen som fremstår som mest troverdig og derfor benyttes videre. Det at RM3.2 har en høyere observert F-verdi ved encompassing test enn hva RM3.1 har, kan komme av at modellen inneholder den irrelevante variabelen p_ikke_{t-1} .

Variablene i RM3.2 har ”korrekte” fortegn og er alle signifikante med minst 95 prosent sannsynlighet, med unntak av variabelen p_ikke_{t-1} . Modellen forteller at ett standardavvik økning i foregående periodes kjøp av ikke-varige goder øker kjøp i dag med 0,12 prosent. Den kortsiktige priselastisiteten er -0,5188, noe som betyr at ett standardavvik økning i relativprisen på ikke-varige goder reduserer kjøpet med 0,036 prosent. Den kortsiktige inntektselastisiteten er 0,2293, og ett standardavvik økning i husholdningenes disponible inntekt vil øke kjøpet med 0,086 prosent. En økning på ett standardavvik i førstedifferansen til arbeidsledighetsraten vil redusere kjøpet med 0,54 prosent.

Langtidseffekter

For å se på langtidseffektene tar jeg utgangspunkt i tabell 12. Konsumet av ikke-varige goder på lang sikt vil dermed avhenge av relativprisen på halv-varige goder og husholdningenes disponible inntekt.

$$(52) \quad c_ikke = \underset{(0,8796)}{3,7440} - \underset{(0,3834)}{0,7655} p_ikke + \underset{(0,0682)}{0,6356} y$$

Den langsiktige sammenhengen viser at en permanent økning i inntekt og/eller relativpris har en større effekt enn hva en kortsiktig endring har. Den langsiktige inntektselastisiteten er lik 0,6356, og dette betyr at en permanent økning i husholdningenes inntekt på

³⁰Jeg forsøkte og å løse ARCH-problemet med å kun bytte ut y_{t-1} med y_t , men nullhypotesen forkastes fremdeles med 90 prosent sannsynligheten i tillegg til at nullhypotesen om homoskedastiske restledd også forkastes. Se vedlegg E.

ett standardavvik fører til en økning i kjøp av ikke-varige goder med 0,24 prosent. Den langsiktige priselastisiteten er -0,7655, og en permanent økning i relativprisen tilsvarende ett standardavvik vil redusere kjøpet av ikke-varige goder med 0,05 prosent.

Om vi sammenligner modell (52) med (30) ser vi at begge modellene inneholder de samme forklaringsvariablene. Forskjellen mellom dem er koeffisientestimaterne - både husholdningenes inntekt og relativpris opptrer med høyere koeffisientestimater i (52) mens variablene i ligning (30) inngår med høyere signifikans.

5.3.4 RM4: Etterspørsel etter tjenester

Den reduserte modellen for kjøp av tjenester er presentert i tabell 14. Variablene som inngår er tilbakedatert kjøp, relativprisen, og førstedifferansen til arbeidsledighetsraten. Alle koeffisientestimaterne er signifikante med 99 prosent sannsynlighet og har ”korrekte” fortegn.

I den reduserte modellen inngår ikke konstantleddet da dette var ikke-signifikant og ble fjernet på et tidlig punkt i generell-til-spesifikk-utførelsen. Det at denne parameteren ikke inngår gjør at regresjonen ikke oppgir R^2 , men det at denne er så nær 1 i alle modellene gjør at denne ikke er særlig informativ uansett.

Tabell 14: Estimeringsresultater fra RM4.1

Variabel	Koeffisientestimat	t-verdi	Part. R^2
$c_tjenester_{t-1}$	1,0032	4258***	1,0000
$p_tjenester_t$	-0,1027	-3,13***	0,2006
DU_rate_t	-0,9304	-3,14***	0,2019
Føyning	0,0111		
R^2	Mangler		
AR(1-2):	F(2,37)=0,7408[0,4837]	Hetero:	F(6,35)=1,7102[0,1477]
ARCH(1-1):	F(1,40)=0,0650[0,8001]	Hetero-X:	F(9,32)=1,4266[0,2183]
Normality:	Chi ² (2)=0,3681[0,8319]	RESET23:	F(2,37)=0,1406[0,8693]

* Signifikant med 90 prosent sannsynlighet, ** Signifikant med 95 prosent sannsynlighet, *** Signifikant med 99 prosent sannsynlighet

Modellen forteller at ett standardavvik økning i foregående periodes kjøp av tjenester øker kjøp i dag med 0,39 prosent. Den kortsiktige priselastisiteten er -0,1027, hvilket betyr at en økning tilsvarende ett standardavvik vil redusere kjøpet med 0,006 prosent. En økning på et standardavvik i førstedifferansen til arbeidsledighetsraten vil redusere kjøpet med 0,55 prosent.

Denne modellen er problematisk ettersom tilbakedatert verdi på kjøp av tjenester inngår med et koeffisientestimat som er større enn 1. En t-test avdekker at dette koeffisientestimatet ikke er signifikant ulik 1, hvilket betyr at modellen er ustabil og at et sjokk ikke vil dø ut. Endringer i relativprisen på tjenester og arbeidsledighetsraten har

en beskjeden effekt på etterspørselen på kort sikt, men det høye koeffisientestimatet på tilbakedatert kjøp vil trolig påvirke de langsiktige effektene av en endring i relativprisen.

For å kunne si med større sikkerhet hvordan den langsiktige sammenhengen mellom etterspørselen etter tjenester avhenger av forklaringsvariablene, vil jeg nå spesifisere en modell som er stabil. En slik modell for kjøp av tjenester er presentert i tabell 15. Variablene som er inkludert er tilbakedatert kjøp, førstedifferansen til arbeidsledighetsraten, husholdningenes disponible inntekt og førstedifferansen til relativprisen. Koeffisientestimaterne er signifikante med 99 prosent sannsynlighet, med unntak av koeffisientestimatet til førstedifferansen til relativprisen som er signifikant med 90 prosent sannsynlighet.

Tabell 15: Estimeringsresultater fra RM4.2

Variabel	Koeffisientestimat	t-verdi	Part. R ²
c_tjenester _{t-1}	0,9235	35,0***	0,9699
DU_rate _t	-0,8675	-2,70**	0,1613
y _t	0,0729	3,00***	0,1916
Dp_tjenester _t	-0,3045	-1,69*	0,0701
Føying	0,0108		
R ²	Mangler		
AR(1-2):	F(2,36)=0,5015[0,6098]	Hetero:	F(8,33)=0,9185[0,5138]
ARCH(1-1):	F(1,40)=0,1728[0,6799]	Hetero-X:	F(14,27)=0,6631[0,7883]
Normality:	Chi ² (2)=0,1857[0,9113]	RESET23:	F(2,36)=0,4181[0,6615]

* Signifikant med 90 prosent sannsynlighet, ** Signifikant med 95 prosent sannsynlighet, *** Signifikant med 99 prosent sannsynlighet

Generell-til-spesifikk-metoden tilsier egentlig at y_{t-1} skal inngå i den endelig modellspesifikasjonen³¹ og ikke y_t , men jeg velger å bruke sistnevnte for å forenkle den økonomiske tolkningen. Grunnen til at Dp_tjenester er inkludert i modellen er for å fange opp den kortsiktige effekten av en endring i relativprisen på tjenester. Hverken p_tjenester_t og p_tjenester_{t-1} opptrådte med signifikante koeffisientestimater og Dp_tjenester er derfor inkludert.

Koeffisientestimaterne til variablene har ”korrekte” fortegn og er alle signifikante med minst 90 prosent sannsynlighet. Til forskjell fra RM4.1 er modellen stabil ettersom tilbakedatert konsum har et koeffisientestimat mindre enn 1. Modellen forteller at ett standardavvik økning i foregående periodes kjøp av tjenester øker kjøp i dag med 0,36 prosent. Ettersom det er førstedifferansen til relativprisen som inngår i denne modellen kan jeg ikke finne den kortsiktige priselastisiteten direkte. En kortsiktig økning i førstedifferansen til relativprisen tilsvarende ett standardavvik vil imidlertid redusere kjøp av tjenester med 0,003 prosent. Den kortsiktige inntektselastisiteten er 0,0729, noe som betyr at ett standardavvik økning i husholdningenes disponible inntekt øker kjøpet med 0,03 prosent.

³¹Se vedlegg F for estimeringsresultater fra denne regresjonen.

Ett standardavvik økning i førstedifferansen til arbeidsledighetsraten vil redusere kjøp av tjenester med 0,51 prosent.

RM4.1 har et noe høyere estimat på føyning enn RM4.2 og for å undersøke hvilken av de to modellene som er best egnet til å forklare kjøpet av tjenester er det nødvendig å gjennomføre en encompassing test.

Tabell 16: Test av de konkurrerende modellene RM4.1 og RM4.2

	Modell RM4.1 vs Modell RM4.2	Modell RM4.2 vs Modell RM4.1
Joint Model	F(2,37)=2,1000[0,1368]	F(1,37)=0,8913[0,3513]

Testresultatene tyder på at både RM4.1 og RM4.2 er gyldige forenklinger av en generell modell bestående av variablene fra tabell 14 og 15.

Jeg ender opp med to reduserte modeller: en ustabil modell som forklarer hvordan kjøp av tjenester avhenger av pris på kort og lang sikt, og en stabil modell som forklarer hvordan kjøp av tjenester avhenger av husholdningenes disponible inntekt.

Langtidseffekter

Langtidseffektene fra RM4.1 er presentert ved ligning (54). På lang sikt vil kjøp av tjenester kun avhenge av relativprisen.

$$(53) \quad c_tjenester = -32,5789 p_tjenester$$

(8,569)

Den langsiktige priselastisiteten er -32,5789, hvilket betyr at en permanent økning i relativprisen på tjenester tilsvarende ett standardavvik vil føre til at kjøpet av varige goder på lang sikt reduserer med 1,85 prosent. Det veldig høye koeffisientestimatet på relativprisen skyldes at tilbakedatert kjøp av tjenester har et koeffisientestimat som ikke er signifikant ulik 1 på kort sikt. Dette leder meg til å konkludere med at det ikke eksisterer et kointegrerende forhold mellom kjøp av tjenester og relativprisen, og på grunn av dette vil jeg av se bort fra RM4.1 og forholde meg til RM4.2, da denne modellen er mer troverdig i beskrivelsen av etterspørselen etter tjenester.

For å finne langtidseffektene for modell RM4.2 tar jeg utgangspunkt i tabell 15. Kjøp av tjenester vil på lang sikt kun avhenge av husholdningenes disponible inntekt.

$$(54) \quad c_tjenester = 0,9537 y$$

(0,0114)

Dermed er den langsiktige inntektselastisiteten lik 0,9573. Dette betyr at en permanent inntektsøkning på ett standardavvik resulterer i en økning i konsumet av tjenester på

0,35 prosent på lang sikt. Husholdningenes disponible inntekt er den eneste signifikante driveren bak etterspørselen etter tjenester på lang sikt.

Ved å sammenligne (53) og (54) med modell (31) er det tydelig at $p_tjenester$ ikke er signifikant i ligning (31) fordi den inngår samtidig som y_t . Den langsiktige effekten av husholdningenes disponible inntekt i ligning (54) har et koeffisientestimat som ikke skiller seg fra tilsvarende koeffisientestimat i ligning (31) i særlig grad, men koeffisientestimat er mer signifikant i førstnevnte. Relativprisen har derimot et betydelig større koeffisientestimat og signifikansnivå i ligning (53), men dette må ses i sammenheng med at variablene i denne modellen ikke kointegrerer.

5.3.5 RM5: Samlet etterspørsel etter goder

Den reduserte modellen for samlet kjøp av goder er presentert i tabell 17. Variablene som er inkludert er tilbakedatert kjøp, førstedifferansen til arbeidsledighetsraten, husholdningenes disponible inntekt, og realrenten. Koeffisientestimatet til konstantleddet er knapt signifikant med 90 prosent sannsynlighet mens koeffisientestimatet til de resterende variablene er signifikant med henholdsvis 95 og 99 prosent sannsynlighet. Alle variablene har ”korrekte” fortegn.

Tabell 17: Estimeringsresultater fra RM5

Variabel	Koeffisientestimat	t-verdi	Part. R ²
Konstant	0,1756	1,68*	0,0712
c_tot_{t-1}	0,8253	11,4***	0,7783
DU_rate_t	-1,7534	-4,07***	0,3095
y_t	0,1611	2,37**	0,1317
RR_t	-0,0019	-2,36**	0,1313
Føying	0,0156		
R ²	0,9980		
AR(1-2):	F(2,35)=0,51243[0,6035]	Hetero:	F(8,33)=1,2797[0,2874]
ARCH(1-1):	F(1,40)=0,033968[0,8547]	Hetero-X:	F(14,27)=1,0013[0,4791]
Normality:	Chi ² (2)=0,76679[0,6815]	RESET23:	F(2,35)=2,5188[0,0951]*

* Signifikant med 90 prosent sannsynlighet, ** Signifikant med 95 prosent sannsynlighet, *** Signifikant med 99 prosent sannsynlighet

Feilspesifiseringstesten antyder at antakelsen om lineær funksjonsform ikke holder i den reduserte modellen, men jeg kommer også her til å gjøre en antakelse om at den ikke er feilspesifisert ettersom testen slår ut med en F-verdi som så vidt passerer den kritiske verdien for 90 prosent sannsynlighet.

Modellen forteller at ett standardavvik økning i foregående periodes samlet kjøp øker kjøpet i dag med 0,28 prosent. Den kortsiktige inntektselastisiteten er 0,1611, og dette betyr at en økning i husholdningenes disponible inntekt tilsvarende ett standardavvik øker

samlet kjøp av goder med 0,06 prosent. En økning på ett standardavvik i førstedifferansen til arbeidsledighetsraten vil redusere kjøpet med 1,03 prosent mens en tilsvarende økning i realrenten reduserer kjøpet med 0,0065 prosent.

Langtidseffekter

På lang sikt avhenger samlet kjøp av goder av realrenten og husholdningenes disponible inntekt.

$$(55) \quad c_tot = \begin{matrix} 1,0049 \\ (0,5530) \end{matrix} - \begin{matrix} 0,0107 \\ (0,0050) \end{matrix} RR + \begin{matrix} 0,9219 \\ (0,0403) \end{matrix} y$$

Den langsiktige priselastisiteten er 0,9219 og en permanent inntektsøkning på ett standardavvik vil øke det samlede konsumet av goder med 0,34 prosent. En økning i realrenten på ett standardavvik reduserer det samlede konsum med 0,0367 prosent.

Om vi sammenligner ligning (55) med (32) ser vi at disse to er veldig like. Hovedforskjellen er at realrenten er inkludert i sistnevnte, men koeffisientestimatene til konstantleddet og husholdningenes inntekt er relativt like. Koeffisientene er mer signifikante i modell (55).

5.4 Sammenligning av de reduserte modellene

I tabell 18 presenteres estimeringsresultatene fra de ulike reduserte modellene beskrevet over. Som før er $i =$ varige, halv, ikke, tjenester, tot. Variabelen p_i_{t-1} er ikke inkludert i denne tabellen da denne kun opptrer i RM3.2, men med et ikke-signifikant koeffisientestimat. Kortsiktig inntekts- og priselastisitet er representert ved henholdsvis y_t og p_i_t mens de langsiktige elastisitetene er representert ved henholdsvis y og p_i .

Variablene i tabellen opptrer alle med de ”korrekte” fortegnene både på kort og lang sikt. Relativprisene inngår med negative fortegn og dette indikerer at dersom prisen på for eksempel varige goder øker (eller prisen på andre konsumgoder faller relativt til prisen på varige goder), vil husholdningene velge å kjøpe mindre av de varige godene og enten utsette kjøpet og/eller substituere seg mot kjøp av andre typer goder.

Modell RM5 utgjør husholdningenes samlede etterspørsel og dette gjør at en del av effektene som eksisterer i de reduserte modellene blir aggregert bort. Jeg kommer derfor ikke til å forklare i detalj hvordan samlet kjøp av goder endres av forklaringsvariablene, da dette er implisert av de øvrige reduserte modellene. RM5 forteller hvordan samlet etterspørsel påvirkes av endringer i forklaringsvariablene, men om vi ønsker å vite hvilken konsumgodekategori som først og fremst er mest utsatt for konjunktursvinginger er det av interesse å studere effektene i de reduserte modellene.

Tabell 18: Oppsummering av estimeringsresultatene fra de reduserte modellene

	Varige		Halv-varige	Ikke-varige	Tjenester	Samlet
	RM1.1	RM1.2	RM2	RM3.2	RM4.2	RM5
Kort sikt						
Konstant	4,8122	-1,9016	1,0469	1,3506	-	0,1756
$c_{i_{t-1}}$	0,5951	0,7392	0,5800	0,6393	0,9235	0,8253
y_t	-	0,3578	0,2738	0,2293	0,0729	0,1611
p_{i_t}	-0,9589	-	-0,4728	-0,5188	-	-
Dp_{i_t}	-	-1,1361	-	-	-0,3045	-
DU_{rate_t}	-8,3621	-6,8340	-3,0532	-0,9163	-0,8675	-1,7534
RR_t	-	-0,0120	-	-	-	-0,0019
Lang sikt						
Konstant	11,8847	-7,2917	2,4926	3,7440	-	1,0049
y	-	1,3718	0,6518	0,6356	0,9537	0,9219
p_i	-2,3683	-	-1,1258	-0,7655	-	-
RR	-	-0,0460	-	-	-	-0,0107

RM3.1 og RM4.1 er ikke inkludert i tabellen av årsaker diskutert tidligere.

Fra tabell 18 kommer det frem at kjøp av varige goder er den konsumkategorien som ser ut til å være mest følsom overfor endringer i pris, inntekt og arbeidsledighetsrate både på kort og lang sikt. Dette var ikke like tydelig i den generelle modellen for kjøp av varige goder, men i en redusert modell hvor alle forklaringsvariablene er signifikante får jeg resultater som er konsistente med Hypotese 1. Om vi ser bort fra varige goder er det halv-varige goder som ser ut til å være mest følsom for endringer både på kort og lang sikt. Dette betyr at det er hold i hypotesen om at i økonomiske nedgangstider er det først og fremst etterspørselen etter goder med lengre varighet som ser ut til og påvirkes mest. Resultatene fra de reduserte modellene avviser påstanden fra delkapittel 5.2.1 om hvorfor varige goder var relativt lite påvirket av langsiktige endringer i den generelle modellen.

I tillegg er det verdt å merke seg at arbeidsledighetsraten kun inngår på kort sikt og at den kortsiktige effekten av variabelen øker med varighetslengden på godet. Dette er konsistent med Hypotese 2. Grunnen til at hypotesen kun er gyldig på kort sikt er at på lang sikt har husholdningene forsonet seg med en endring i arbeidsledighetsraten og usikkerheten som oppstår på kort sikt dør ut om det ikke forventes at arbeidsledigheten skal øke ytterligere.

Under kommer jeg til å sammenligne de ulike reduserte modellene med hverandre. Måten dette gjøres på er at jeg tar for meg en og en variabel og sammenligner størrelsen på koeffisientestimatene i de ulike modellene og diskuterer hvordan og hvorfor en eventuell endring i disse vil påvirke kjøp av konsumgoder. Siden etterspørselen etter ulike konsumgoder avhenger av samme sett av variabler er det tilstrekkelig å sammenligne de estimerte parametrene i tabell 18. Her er det viktig å merke seg at en del av forklaringen bak de

kortsiktige effektene også er gjeldene på lang sikt.

5.4.1 De reduserte modellene på kort sikt

Effekt av kjøp i foregående periode

Tabellen viser at koeffisientestimatet til tilbakedatert kjøp er mindre enn 1 i samtlige av de reduserte modellene og impliserer dermed kointegrasjon slik beskrevet i delkapittel 4.3.1. Dette betyr at sjokk i modellen vil dø ut med tiden og konvergerer tilbake til den langsiktige likevektsbanen som diskutert i delkapittel 4.1.

Konsum ser ut til å være mest persistent for etterspørsel etter tjenester, og dette indikerer veldig treg tilpasning. Høyt koeffisientestimat på tilbakedatert kjøp antyder høy treghet, og dette betyr at tilpasningen er raskest for halv-varige goder, etterfulgt av ikke-varige goder og varige goder (basert på resultatene fra RM1.2). På grunn av høy persistens, vil et sjokk i etterspørselen etter tjenester bruke lengst tid på å dø ut, mens et sjokk i etterspørselen etter halv-varige goder vil dø ut raskere enn sjokk i de andre reduserte modellene.

At varige goder har tregere justeringshastighet enn ikke-varige og halv-varige goder, er begrunnet i at det tar tid å justere beholdningen mellom perioder på grunn av informasjonsinnhenting og finansieringsproblemer. Dette skyldes nok at varige goder ofte er dyrere enn halv-varige og ikke-varige goder. Husholdningen vil derfor bruke lengre tid på å undersøke markedet før de for eksempel bestemmer seg for hvilken bil de ønsker å kjøpe.

Effekt av inntekt

Etterspørselen er uelastisk på kort sikt overfor inntektsendringer i alle de reduserte modellene, hvilket betyr at en økning i inntekt på 1 prosent fører til en mindre enn 1 prosent økning i etterspørsel etter goder. Elastisiteten er høyest for kjøp av varige goder, etterfulgt av halv-varige goder, ikke-varige goder og tjenester. Elastisiteten for samlet konsum plasserer seg mellom konsum av ikke-varige goder og tjenester.

At etterspørselen etter varige goder er den som reagerer mest på en endring i husholdningenes inntekt kan trolig forklares med at kjøp av slike goder utsettes i dårlige tider ved en nedgang i inntekt, og fremskyndes ved en økning i inntekten. Denne typen goder er antatt å være dyrere enn godene med kortere varighetslengde, og en inntektsøkning gjør da at man har råd til å kjøpe slike goder tidligere enn hva man i utgangspunktet hadde planlagt. Når det gjelder etterspørsel etter varige goder, og til dels halv-varige goder, er det ikke nødvendigvis slik at kjøp av goder er motivert av fysisk utslitt kapitalbeholdning. Mye av kjøpet som foretas er styrt av *følelser*, og ikke nødvendigvis *behovet* for å erstatte utslitt kapital. Dette gjør at husholdningene i gode tider (perioder med lav usikkerhet og/eller gode forventninger om fremtiden) velger å bytte ut eksisterende beholdning - husholdningene kan velge å gå til innkjøp av en ny bil eller å pusse opp hjemme fordi inventaret har "utgått på dato" - og denne beslutningen er ikke tatt fordi den *må* gjøre

det, men fordi den *ønsker* å gjøre det.

Halv-varige goder kjøper man oftere og er som regel ikke like dyre som varige goder. Derfor vil ikke en økning i husholdningenes disponible inntekt påvirke avgjørelsen om å utsette/fremskynde kjøpet i like stor grad som for varige goder. Halv-varige goder er imidlertid ofte antatt å være dyrere enn ikke-varige goder, og det er derfor ikke overraskende at en kortsiktig inntektsendring har en større effekt for denne typen goder enn for goder med kortere varighet.

Ikke-varige goder er en sammensatt konsumgruppe og består i stor grad av nødvendighetsgoder. Nødvendighetsgoder er goder som husholdningene *må* ha, og utgjør både vanlige goder og luksusgoder. Husholdningene kan for eksempel velge mellom å kjøpe vakuumpakkede kjøttvarer i en lavprisbutikk, eller kjøpe ferskvarer fra en slakter. Førstnevnte vil være et eksempel på et vanlig gode mens sistnevnte vil være et luksusgode. For en vanlig husholdning vil vanlige goder utgjøre den største utgiftsposten i kjøp av ikke-varige goder og en kortsiktig inntektsendring vil først og fremst gå på bekostning av luksusgodene. Om husholdningenes inntekt øker vil den trolig øke sitt forbruk av luksusgoder, og tilsvarende vil en inntektsnedgang redusere konsumet av disse. En inntektsendring vil ikke nødvendigvis påvirke sammensetningen av nødvendighetsgoder, men vil trolig påvirke hvordan husholdningene substituerer seg mellom vanlige goder og luksusgoder. Dette er grunnen til at en kortsiktig inntektsendring har en mindre effekt på kjøp av ikke-varige goder enn for varige og halv-varige goder.

Tjenester er også en sammensatt kategori og utgjør en kombinasjon av nødvendighetstjenester som telefoni, internett, strøm og helsetjenester finansiert av husholdningene, og kultur- og underholdningstjenester som teater- og konsertbesøk. En inntektsøkning vil derfor først og fremst påvirke husholdningenes kjøp av tjenester som er knyttet til fornøyer. Siden slike tjenester trolig utgjør en mindre utgiftspost i husholdningenes budsjett enn hva nødvendighetstjenester gjør, kan dette være en mulig forklaring på hvorfor en inntektsøkning har en relativt beskjeden effekt på konsum av tjenester.

Husholdningene vil trolig vente med å legge om konsumet av nødvendighetsgoder og -tjenester før de er sikre på at inntektsøkningen er permanent. Dersom inntektsøkningen er forbigående vil husholdningene velge å ikke gjøre store omveltninger i konsumet av disse, ettersom de ikke kan opprettholde dette konsumnivået på lang sikt.

Effekt av relativpris

Etterspørselen er uelastisk overfor relativprisendringer i alle modellene på kort sikt. Den er høyest for varige goder, etterfulgt av ikke-varige goder og halv-varige goder. Det at en prisøkning har størst effekt på kjøp av varige goder kan forklares på samme måte som effekten av en inntektsøkning i kombinasjon med at kostnaden knyttet til kjøp av varige goder trolig er høyere enn for halv-varige og ikke-varige goder.

At priselastisiteten nesten er 1 for varige goder, betyr at en økning i relativprisen

vil føre til en nesten uniform reduksjon i kjøp av denne typen goder. Priselasititeten er betydelig lavere for halv-varige og ikke-varige goder, og dette tolkes som at husholdningene er mer aksepterende overfor en prisøkning på denne typen goder enn hva de er overfor en tilsvarende økning i prisen på varige goder.

Det er ikke godt å si hvorfor konsum av halv-varige goder opplever en mindre effekt av en prisendring enn konsum av ikke-varige goder, men det at p_ikke_{t-1} er inkludert i RM3.2 har trolig påvirket koeffisientestimatet til priselasititeten i en eller annen retning. Denne mistanken forsterkes når vi vet at de generelle modellene antyder at en endring i relativprisen har en større effekt på halv-varige goder enn ikke-varige goder.

Førstedifferansen til relativprisen som er inkludert i modell RM1.2 opptrer med en større negativ effekt enn hva den gjør i modell RM4. Dette betyr at en prisendring mellom foregående og inneværende periode har en større effekt på etterspørselen etter varige goder enn etterspørselen etter tjenester.

Effekt av usikkerhet og forventninger om fremtiden

Proxyen for usikkerhet i økonomien, førstedifferansen til arbeidsledighetsraten, opptrer med en signifikant effekt i alle modellene. Denne variabelen har størst effekt på konsum av varige goder, etterfulgt av halv-varige goder, og relativ lik effekt på ikke-varige goder og tjenester.

Effekten av usikkerhet og forventninger i de ulike reduserte modellene vil i stor grad være styrt av de samme mekanismene som ved en endring i relativpris og disponibel inntekt. I økonomiske nedgangstider, hvor usikkerheten er relativt høy og forventningene om fremtiden er lave, da velger husholdningene å la være å kjøpe ny bil eller å pusse opp hjemme, og sier seg tilfreds med den bilen og spisestuen de har i påvente av bedre tider.

Det interessante her er at endringer i arbeidsledighetsraten har en større effekt på etterspørselen etter goder med lengre varighet. Grunnen til dette er at disse i større grad består av luksusgoder og i økonomiske nedgangstider er det først og fremst etterspørsel etter denne typen goder som sløyfes. Goder med lengre varighet er ofte lånefinansiert og husholdningene vil ikke ta en avgjørelse om å kjøpe slike goder om de ikke vet om de klarer å betjene lånet, så derfor velger de heller å utsette kjøpet til bedre tider.

Usikkerheten ser ut til å spille en relativt mindre viktig rolle i beslutningen om å kjøpe ikke-varige goder og tjenester, og argumentet bak dette er den samme som effekten av inntektsendringen på beslutningen om å kjøpe denne typen goder; disse konsumgruppene er sammensatte og består av nødvendighetsgoder og andre typer goder, og ettersom nødvendighetsgodene utgjør en større andel, så har usikkerheten en betydelig lavere effekt for disse enn hva den har sammenlignet med varige og halv-varige goder.

Arbeidsledighetsraten kan eventuelt også betraktes som et mål på forventningene om fremtiden, og når disse øker er forventningene om fremtiden gode. Da velger husholdningene å etterspørre goder med lengre varighet og substituerer seg bort fra nødvendighetsgoder

mot luksusgoder. Effekten av arbeidsledighetsraten i de reduserte modellene er uansett den samme om vi betrakter den som en proxy for usikkerhet eller forventninger. Om det er usikkerheten eller forventninger om fremtiden som driver disse resultatene kan jeg ikke si med sikkerhet, men trolig vil det være en kombinasjon av disse to faktorene.

Basert på disse resultatene konkluderer jeg med at Hypotese 2 er bekreftet.

Effekt av realrente

Realrenten opptrer kun i den dynamiske modellen for varige goder, RM1.2. I henhold til teorien beskrevet i delkapittel 2.2 er det antatt at husholdningene lånefinansierer kjøpet av varige goder, og en renteendring vil dermed påvirke den implisitte leieprisen. En realrenteendring vil derfor være en viktig determinant i husholdningenes beslutning om å kjøpe varige goder ettersom dette påvirker kostnaden av å ha en større kapitalbeholdning gjennom den implisitte leieprisen. En kortsiktig økning i realrenten vil dermed redusere kjøpet av varige goder siden kostnaden av økt kapitalbeholdning øker. På tilsvarende måte vil en reduksjon i renten øke husholdningenes kjøp av varige goder ettersom husholdningen nå kan kjøpe flere varige goder til samme rentekostnad.

Realrenten er ikke signifikant i noen av de andre reduserte modellene. Om denne forklaringsvariabelen skulle hatt en signifikant effekt i en annen modellen måtte det i så fall ha vært i modellen for halv-varige goder, men ettersom det ikke er like vanlig å lånefinansierer kjøp av slike goder er det ikke overraskende at realrenten ikke er signifikant i denne modellen heller. På grunn av dette er det ikke ventet at realrenten skal ha en signifikant forklaringskraft i andre modeller enn modellen for varige goder.

5.4.2 De reduserte modellene på lang sikt

Det er kun husholdningenes disponible inntekt, relativpris og realrente som bestemmer de langsiktige sammenhengene i de reduserte modellene. Tabell 18 forteller oss at den langsiktige effekten av disse variablene er betydelig større enn hva de kortsiktige effektene er, og dette skyldes at husholdningene ikke foretar seg en drastisk endring i kjøpet av de ulike konsumgodene før de vet om endringene i disse variablene er midlertidige eller permanente.

Effekt av inntekt

De langsiktige etterspørselastisitetene øker relativt til de kortsiktige i alle de reduserte modellene. I modellen for varige goder er etterspørselen elastisk mens i de andre reduserte modellene er den uelastisk. Dette betyr at en permanent inntektsendring på 1 prosent vil øke husholdningenes etterspørsel etter varige goder med mer enn 1 prosent.

Den langsiktige inntektselastisiteten for varige goder og tjenester er betydelig større enn hva den kortsiktige er. Den viktigste grunnen til dette er nok at husholdningene vil forsikre seg om at en inntektsøkning er permanent før de bestemmer seg for om de skal

øke kjøpet av tjenester eller ikke. En inntektsøkning vil først og fremst påvirke kjøpet av underholdningstjenester, og dersom husholdningen forventer at inntektsøkningen er permanent, da unner man seg kanskje lengre og dyrere ferieopphold enn hva man gjorde før. En permanent inntektsøkning betyr også at de ikke trenger å spare like lenge for å få råd til å kjøpe varige goder, eller at de kan ta opp mer lån og fortsatt kunne betjene disse.

Effekt av relativpris

De langsiktige etterspørselstetisitetene øker relativt til de kortsiktige i alle de reduserte modellene hvor relativprisvariabelen på nivåform inngår. I modellen for varige og halv-varige goder er etterspørselen elastisk på lang sikt mens for ikke-varige goder er den fortsatt uelastisk. Fra tabellen er det tydelig at priselastisiteten i RM1.1 er betydelig høyere sammenlignet med de reduserte modellene for halv-varige og ikke-varige goder. Dette betyr at en permanent endring i relativprisen slår kraftigere ut i etterspørselen etter varige goder. Årsaken til dette er at varige goder i utgangspunktet er dyrere enn halv-varige og ikke-varige goder, og en uniform prisøkning på disse godene vil føre til at økningen i kroner er betydelig høyere for varige goder, og derfor vil fallet i etterspørselen være størst for denne konsumgodekategorien.

Effekt av realrente

Realrenten har kun en effekt på kjøp av varige goder, og vi ser at dersom renteendringen er permanent vil dette ha en større effekt på etterspørselen på lang sikt enn hva en tilsvarende renteendring ville hatt på kort sikt. En høyere rente oversettes til en høyere kostnad knyttet til lånefinansiering av kjøpet, og dette betyr at kostnaden øker relativt til hva man forventer å få igjen for å selge godet på et gitt tidspunkt. Med andre ord vil den implisitte leieprisen øke, og dette gjør det mindre attraktivt å kjøpe varige goder fordi kostnaden ved å holde dem øker.

5.5 Sammenligning med tidligere masteroppgaver

Vennes (2010) har i sin masteroppgave formulert dynamiske modeller basert på kvartalsdata for etterspørselen etter nye biler i Norge. Formålet med hennes oppgave er å avdekke hvordan konjunkturvariabler som inntekt, formue, arbeidsledighet og realrente påvirker nybilsalget. Dette skiller seg dermed fra denne oppgaven da hun fokuserer først og fremst på en type varige goder, nemlig biler. I tillegg har hun inkludert en ekstra forklaringsvariabel, husholdningenes formue. Vennes (2010) viser at på lang sikt er det inntekten alene som driver utviklingen i bilbeholdningen, mens etterspørselen på kort sikt avhenger av formuen i tillegg. Modellen som hun baserer resultatene sine på inneholder imidlertid ikke relativpris eller realrente. At realrenten ikke er inkludert hevder hun kan skyldes at effekten den har på etterspørselen etter ny biler fanges opp av formuesvariabelen.

Rustøen (2011) har i sin masteroppgave konstruert dynamiske modeller basert på kvartalstall for etterspørselen etter varige goder i Norge. Modellene i hennes oppgave inneholder forklaringsvariabler tilsvarende de som er brukt i Vennes (2010). Hun ender opp med tre ulike modeller for varige goder i tillegg til en modell for samlet etterspørsel etter goder, og resultatene hennes indikerer at formue og arbeidsledighetsrate er viktige determinanter i konsum av varige goder mens de er ikke-signifikante i en modell for samlet konsum av goder.

Denne oppgaven skiller seg fra både Vennes (2010) og Rustøen (2011) da disse fokuserer først og fremst på varige goder. Det er likevel interessant å sammenligne resultatene fra RM1.2 med deres funn. Den viktigste, og etter min mening mest interessante, forskjellen mellom oppgavene er styrken arbeidsledighetsraten inngår med i RM1.2. Denne forklaringsvariabelen forteller at effekten av usikkerhet i økonomien og forventninger om fremtiden spiller en viktig rolle i etterspørselen etter goder med lengre varighet. Rustøen (2011) finner en tilsvarende effekt i sin analyse, mens effekten er ikke-signifikant i Vennes (2010). I tillegg har realrenten en signifikant effekt for etterspørselen etter varige goder både på kort og lang sikt i denne oppgaven. Vennes (2010) finner at realrenten ikke har en signifikant effekt i hennes dynamiske modell, mens Rustøen (2011) kun finner en kortsiktig effekt. Det er derfor grunn til at RM1.2 inneholder signifikante verdier på realrenten, fordi formuesvariabelen ikke er inkludert i modellen.

6 Oppsummering og konklusjon

I denne oppgaven har jeg modellert norske husholdningers etterspørsel etter ulike typer konsumgoder. Hensikten med oppgaven var å undersøke hvordan husholdningenes etterspørsel etter goder med lengre varighet påvirkes av endringer i tradisjonelle konjunkturvariabler sammenlignet med etterspørselen etter goder med kortere varighet. Dette skiller denne oppgaven fra tidligere studier som i større grad har basert seg på å modellere total konsumetterspørsel og/eller etterspørsel etter varige goder. Det at Nasjonalregnskapet har foretatt en dekomponering av privat konsum som også inneholder data på halv-varige goder, har gjort det mulig for meg å gi en detaljert beskrivelse av hvordan konsumgoder med lengre varighet påvirkes av konjunktursvingninger i større grad enn hva som har vært mulig tidligere, ettersom denne gruppen konsumgoder frem til nylig ikke var en egen kategori.

Hypotesene som er fremsatt i oppgaven er:

Hypotese 1: Lengre varighet på et konsumgode fører til at etterspørselen etter godet er mer påvirkelig overfor konjunktursvingninger i økonomien.

Hypotese 2: Goder med lengre varighet er mer påvirkelig overfor endringer i graden av usikkerhet og overfor forventninger om fremtiden.

For å kunne besvare disse har jeg konstruert dynamiske likevektskorrigeringsmodeller for hver konsumkategori, samt én modell for samlet etterspørsel. Dette lar meg identifisere de kortsiktige og langsiktige effektene på etterspørselen i en og samme modell. For å forsikre at modellene er statistisk troverdige har jeg støttet meg til økonomisk og økonometrisk teori. Varige goder krever særbehandling i en økonometrisk tidsserieanalyse som dette, da disse yter nytte over tid og ikke umiddelbart som hva ikke-varige goder gjør. Dette gjør at beholdningen av varige goder inngår som et viktig argument i etterspørselsfunksjonen. Husholdningene antas å ha et optimalt nivå på beholdningen av varige goder, og avvik fra dette nivået motiverer for kjøp. Det at beholdningen i de fleste perioder ikke tilsvarer det optimale beholdningsnivået er argumentet for at etterspørselen etter varige goder kan uttrykkes som en likevektskorrigeringsmodell.

For at inkluderingen av forklaringsvariablene skal være gyldige i en dynamisk likevektskorrigeringsmodell, har det blitt gjennomført kointegrasjonstester. Testene er basert på Engle og Grangers totrinns metode og indikerer at det eksisterer kointegrerende sammenhenger i de dynamiske modellene. For å forsikre at den tilgjengelige informasjonen i likevektskorrigeringsmodellen utnyttes på best mulig måte, estimeres modellene i ett trinn da denne metoden impliserer kointegrasjon i likevektskorrigeringsmodellen når den tilbakedaterte verdien på venstresidevariabelen er mindre enn 1.

Likevektskorrigeringsmodeller tilsvarende den utledet for etterspørselen etter varige goder har blitt konstruert for hver konsumkategori. Først ble det formulert generelle mo-

deller, før jeg tok i bruk generell-til-spesifikk-metoden for å finne individuelle reduserte modeller for hver konsumkategori bestående av variabler som er signifikante i beskrivelsen av etterspørselen etter de ulike konsumgodene. Noen av de reduserte modellene passerer ikke alle feilspesifiseringstestene. Enkelte av disse problemene har blitt overvunnet, og de som lider av feilspesifisering har blitt antatt å være korrekt spesifisert. Konklusjonen basert på resultatene fra de reduserte modellene er troverdige når disse antakelsene er korrekte. Estimering av de reduserte modellene i ett trinn bekrefter at det eksisterer kointegrerende sammenhenger mellom variablene.

Resultatene fra de reduserte modellene indikerer at goder med lengre varighet har bedre tilpasning om vi ser bort fra tjenester. Årsaken til den relativt lange justeringshastigheten er trolig grunnet informasjonsinnhenting og finansieringsproblemer. Resultatene forteller videre at etterspørselen etter de ulike godene påvirkes mer av en endring i relativprisen enn av en tilsvarende endring i husholdningenes disponible inntekt både på kort og lang sikt, mens realrenten kun er signifikant i den reduserte modellen for varige goder og i modellen for samlet etterspørsel. En forklaring på hvorfor husholdningene reagerer mer på en relativprisendring enn en inntektsendring er at husholdningene velger å substituere seg bort fra det godet som har blitt relativt dyrere, mens en inntektsreduksjon vil ha en direkte konsekvens for deres betalingsevne for alle typer goder.

Resultatene presentert i oppgaven bekrefter Hypotese 1 om at goder med lengre varighet er mer følsomme overfor konjunktursvingninger enn hva goder med kortere varighet er. Estimering av de reduserte modellene indikerer at jo lengre varighet på godet, jo mer responderer etterspørselen på ett standardavvik endring i de respektive forklaringsvariablene både på kort og lang sikt. Funnene i oppgavene antyder at i gode tider vil faktorer som midlertidig inntektsøkning, lav usikkerhet i økonomien og gode forventninger om fremtiden kunne fremskynde husholdningenes kjøp av goder, og denne effekten vil øke med varighetslengden på godet. Dette betyr at dersom økonomien befinner seg i en lavkonjunktur hvor fremtidsutsiktene er dårlige og usikkerheten høy, da er det først og fremst etterspørselen etter goder med lengre varighet som faller, mens goder med kortere varighet påvirkes i mindre grad. Hypotesen gjelder ikke for den langsiktige etterspørselen etter tjenester, men dette skyldes at konsumet er svært persistent.

Arbeidsledighetsraten er den mest interessante variabelen da denne opptrer i alle modellspesifikasjonene. Resultatene viser at denne variabelen har en stor påvirkning på etterspørselen relativt til de andre forklaringsvariablene og har en effekt som ser ut til å øke med varighetslengden. Dette bekrefter dermed Hypotese 2, men effekten har kun en signifikant effekt på kort sikt. Variabelen indikerer at jo lengre varighet et gode har, jo mer påvirkelig er etterspørselen etter godet overfor graden av usikkerhet og forventninger om fremtiden. En mulig forklaring på dette er at etterspørselen etter goder med lang varighet i større grad er bestemt av et ønske om noe nytt fremfor behovet av å erstatte eksisterende utslitt kapital. Husholdningenes kjøp av slike goder fremskyndes derfor i gode tider hvor

usikkerheten er lav og forventningene om fremtiden er gode. Videre ser det ut til at etterspørselen etter ikke-varige goder og tjenester er relativt lite påvirket av disse faktorene. En mulig forklaring er at dette er konsumkategorier som er sammensatte og består i stor grad av nødvendighetsgoder/-tjenester og at etterspørselen derfor påvirkes relativt lite av slike endringer.

Funnene i denne analysen forteller at jo lengre varighet et konsumgode har, jo mer påvirkelig er etterspørselen overfor konjunktursvingninger. I økonomiske nedgangstider er det dermed goder med lengre varighet som husholdningene reduserer sitt kjøp av, og for at nedgangen i privat konsum skal reverseres er det avgjørende at usikkerheten i økonomien reduseres for at forventningene om fremtiden skal ta seg opp igjen. Om beslutningstakerne lykkes i dette vil husholdningene øke sitt konsum av goder med lengre varighet ettersom forventninger om fremtiden er en avgjørende faktor i husholdningenes etterspørsel.

Svakheter ved denne oppgaven er at potensielt relevante forklaringsvariabler som etterspørsel fordelt mellom aldersgrupper, og husholdningenes formue og beholdning av varige goder over tid ikke er inkludert. Dette gjør at modellene muligens lider av problemer knyttet til utelatte variabler. En eventuell utvidelse av denne oppgaven vil dermed være å formulere økonometriske tidsseriemodeller hvor også disse forklaringsvariablene er inkludert. En slik utvidelse vil også potensielt kunne overvinne feilspesifiseringstestene som enkelte av de reduserte modellene i denne oppgaven ikke klarte. En annen interessant utvidelse vil være å inkludere krysspriselasititeter i de ulike spesifikke modellene for å undersøke hvordan etterspørselen etter en type konsumgode påvirkes av prisen på andre typer goder.

Referanseliste

- Biørn, E. (1983): "Gross Capital, Net Capital, Capital Service Price, and Depreciation. A Framework For Empirical Analysis." Statistisk Sentralbyrå, Rapporter 83/27.
- Boug, P., Dyvi, Y., P.R.J. Johansen og B.E. Naug (2002): "MODAG - En makroøkonomisk modell for norsk økonomi." Statistisk Sentralbyrå, Sosiale og økonomiske studier nr. 108.
- Brodin, P. og Nymoen, R. (1992): "Wealth Effects and Exogeneity: The Norwegian Consumption Function 1966(1)-1989(4)." *Oxford Bulletin of Economics and Statistics Vol. 54, No. 3*, s. 431–455.
- Brooks, C. (2008): *Introductory Econometrics for Finance - 2nd edition*. Cambridge University Press, Hoboken.
- Brubakk, L. (1994): "Estimering av en makrokonsumfunksjon for ikke-varige goder 1968-1991." Statistisk Sentralbyrå, Rapporter 94/9.
- De Boef, S. (2002): "Modeling Equilibrium Relationships: Error Correction Models with Strongly Autoregressive Data." *Oxford, Political Analysis, 9:1* , s. 78–94.
- Dickey, D. og Fuller, W. A. (1979): "Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series With a Unit Root." *Journal of the American Statistical Association 74, No. 366*, s. 427–431.
- Enders, W. (2010): *Applied Econometric Time Series - Third edition*. John Wiley & Sons, Inc., Cambridge.
- Engle, R. og Granger, C. (1987): "Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing." *Econometrica 55, No. 2*, s. 251–276.
- Gilbert, C. (1986): "Professor Hendry's Econometric Methodology." *Oxford Bulletin of Economics and Statistics 48*, s. 283–307.
- Harvey, A. (1981): *The Econometric Analysis of Time Series*. Philip Allan, Oxford.
- Jansen, E. (2009): "Kan formueseffekter forklare utviklingen i privat konsum?" *Samfunnsøkonomene No. 5*, s. 54–71.
- Jansen, E. (2010): "Wealth Effects on Consumption in Financial Crises: The Case of Norway." Statistics Norway, Research Department, Discussion Papers No. 616.
- Kremers, J., N.R. Ericsson og J.J. Dolado (1992): "The Power of Cointegrations Tests." *Oxford Bulletin of Economics and Statistics No. 54, Vol. 3*, s. 325–348.

- Magnussen, K. (1990): "Etterspørselen etter varige konsumgoder." Statistisk Sentralbyrå, Rapporter 90/16.
- Magnussen, K. og Skjerpen, T. (1992): "Consumer Demand in MODAG and KVARTS." Statistisk Sentralbyrå, Rapporter 92/22.
- Nickell, S. (1985): "Error-Correction, Partial Adjustment and All That; An Expository Note." *Oxford Bulletin of Economics and Statistics Vol. 47, No. 2*, s. 119–129.
- Rødseth, A. (1992): *Konsumentteori - 2. utgave*. Universitetsforlaget, Oslo.
- Rustøen, F. (2011): "Empirical Analysis of the Demand for Durable and Non-Durable Goods." Masteroppgave, Norges teknisk-naturvitenskapelige universitet.
- Stewart, M. og Wallis, K. (1984): *Introductory Econometrics - 2nd. Edition*. Basil Blackwell, Oxford.
- Stone, R. og D.A. Rowe (1957): "The Marked Demand for Durable Goods." *Econometrica Vol. 25, No. 3*, s. 423–443.
- The Nobel Price Committee (2003): "Time-series Econometrics: Cointegration and Autoregressive Conditional Heteroskedasticity."
- Varian, H. (2006): *Intermediate Microeconomics: A Modern Approach - 7th edition*. W. W. Norton & Company Incorporated, New York.
- Vennes, W. (2010): "Bilsalg og bilbeholdning: En empirisk analyse av det norske bilmarkedet i perioden 1979 - 2008." Masteroppgave, Norges teknisk-naturvitenskapelige universitet.
- Westin, R. (1975): "Empirical Implications of Infrequent Purchase Behavior in a Stock Adjustment Model." *The American Economic Review Vol. 65, No. 3*, s. 384–396.
- Wooldridge, J. M. (2009): *Introductory Econometrics, A Modern Approach - 4th edition*. South Western, USA.

Vedlegg

A Resultat fra generelle modeller med y_uten som inntektsmål

	Varige	Halv-varige	Ikke-varige	Tjenester	Samlet
Konstant	2,794	1,448**	1,505**	0,266	0,120
c_i_{t-1}	0,668***	0,479***	0,440***	1,013***	0,894***
p_i_t	-1,549**	-0,965***	-0,604***	-0,395*	-
p_i_{t-1}	0,931	0,367	0,035	0,414	-
y_uten_t	0,241	0,171	0,220	-0,161	0,210
y_uten_{t-1}	-0,162	0,159	0,181	0,132	-0,113
U_rate_t	-7,225**	-4,352***	-1,391***	-0,554	-1,586**
U_rate_{t-1}	8,061***	3,327***	1,159***	0,649	1,837***
RR_t	-0,003	0,001	-0,003	0,002	-0,003
RR_{t-1}	-0,001	0,002	0,004*	-0,002	0,001
R^2	0,9866	0,9984	0,9962	0,9993	0,9980
Føyning	0,0727	0,0225	0,0130	0,0114	0,0164

* Signifikant med 90 prosent sannsynlighet, ** Signifikant med 95 prosent sannsynlighet, *** Signifikant med 99 prosent sannsynlighet

B Estimerte standardavvik til koeffisientestimatene i de generelle modellene

De estimerte standardavvikene fra generelle modeller med y som inntektsvariabel

	Varige	Halv-varige	Ikke-varige	Tjenester	Samlet
Konstant	3,033	0,6099	0,7117	0,2510	0,1113
c_i_{t-1}	0,1798	0,1359	0,1432	0,0620	0,1278
p_i_t	0,6398	0,2030	0,2291	0,2257	-
p_i_{t-1}	0,6349	0,2652	0,2346	0,2348	-
y_t	0,5347	0,1666	0,1131	0,0915	0,1368
y_{t-1}	0,5155	0,1626	0,1082	0,0818	0,1221
U_rate_t	3,148	0,8902	0,5188	0,4928	0,6843
U_rate_{t-1}	2,301	0,6933	0,4214	0,4074	0,4800
RR_t	0,0110	0,0034	0,0021	0,0017	0,0024
RR_{t-1}	0,0125	0,0041	0,0024	0,0023	0,0029

De estimerte standardavvikene fra generelle modeller med y_uten som inntektsvariabel

	Varige	Halv-varige	Ikke-varige	Tjenester	Samlet
Konstant	3,000	0,6620	0,6205	0,3215	0,1202
c_i_{t-1}	0,1573	0,1397	0,1413	0,0578	0,1188
p_i_t	0,6296	0,1992	0,2063	0,2300	-
p_i_{t-1}	0,6240	0,2457	0,2317	0,2581	-
y_uten_t	1,019	0,3278	0,1850	0,1871	0,2421
y_uten_{t-1}	0,9932	0,3183	0,1802	0,1610	0,2159
U_rate_t	3,082	0,9211	0,4814	0,4818	0,6729
U_rate_{t-1}	2,268	0,6925	0,3900	0,4141	0,4768
RR_t	0,0113	0,0036	0,0019	0,0018	0,0026
RR_{t-1}	0,0127	0,0042	0,0023	0,0023	0,0030

C Deskriptiv statistikk: log-transformerte og differensierte variabler

Variabler	Variabelkode	Gj.snitt	S.A.	Obs.
Førstedifferansen til U_rate	DU_rate	0,0004	0,0059	42
Konsum av varige goder	c_varige	10,818	0,5677	43
Konsum av halv-varige goder	c_halv	10,653	0,4940	43
Konsum av ikke-varige goder	c_ikke	12,160	0,1925	43
Konsum av tjenester	$c_tjenester$	12,363	0,3930	43
Samlet konsum	c_tot	13,166	0,3434	43
Relativpris på varige goder	p_varige	0,4143	0,2260	43
Relativpris på halv-varige goder	p_halv	0,4536	0,2535	43
Relativpris på ikke-varige goder	p_ikke	0,0757	0,0688	43
Relativpris på tjenester	$p_tjenester$	0,0676	0,0567	43
Husholdningenes disponible inntekt	y	13,387	0,3708	43
Disp. inntekt uten aksjeutbytte	y_uten	13,367	0,3564	43
Førstedifferansen til p_varige	Dp_varige	-0,0180	0,0224	42
Førstedifferansen til $p_tjenester$	$Dp_tjenester$	0,0052	0,0104	42

D Alternativ redusert modell for varige goder

Variabel	Koeffisientestimat	t-verdi	Part. R ²
Konstant	6,4114	3,74***	0,2686
p_varige _t	-1,7899	-9,15***	0,6878
DU_rate _t	-10,5631	-3,97***	0,2930
y _t	0,3853	3,15***	0,2067
Føyning	0,0986		
R ²	0,9706		
AR(1-2):	F(2,36)=9,0633[0,0006]***	Hetero:	F(6,35)=1,7603[0,1362]
ARCH(1-1):	F(1,40)=10,438[0,0025]***	Hetero-X:	F(9,32)=1,6322[0,1480]
Normality:	Chi ² (2)=0,3955[0,8206]	RESET23:	F(2,36)=3,3243[0,0473]**

* Signifikant med 90% sannsynlighet, ** Signifikant med 95% sannsynlighet,
 *** Signifikant med 99% sannsynlighet

E Alternativ redusert modell for ikke-varige goder

Variabel	Koeffisientestimat	t-verdi	Part. R ²
Konstant	1,5801	2,57**	0,1518
c_ikke _{t-1}	0,5764	5,20***	0,4226
p_ikke _t	-0,3170	-2,67**	0,1612
DU_rate _t	-0,9811	-2,55**	0,1491
y _t	0,2693	4,19***	0,3217
Føyning	0,0142		
R ²	0,9947		
AR(1-2):	F(2,35)=0,3066[0,7379]	Hetero:	F(8,33)=0,6851[0,7014]
ARCH(1-1):	F(1,40)=3,4510[0,0706]*	Hetero-X:	F(14,27)=1,9556[0,0655]*
Normality:	Chi ² (2)=0,9729[0,6148]	RESET23:	F(2,35)=0,1872[0,8301]

* Signifikant med 90% sannsynlighet, ** Signifikant med 95% sannsynlighet,
 *** Signifikant med 99% sannsynlighet

F Alternativ redusert modell for tjenester

Variabel	Koeffisientestimat	t-verdi	Part. R ²
c_tjenester _{t-1}	0,9131	33,6***	0,9675
DU_rate _t	-0,8685	-2,77***	0,1677
y _{t-1}	0,0827	3,30***	0,2226
Dp_tjenester _t	-0,2829	-1,60	0,0629
Føyning	0,0106		
R ²	Mangler		
AR(1-2):	F(2,36)=0,5217[0,5979]	Hetero:	F(8,33)=0,7384[0,6573]
ARCH(1-1):	F(1,40)=0,1738[0,6790]	Hetero-X:	F(14,27)=0,5088[0,9072]
Normality:	Chi ² (2)=0,0268[0,9867]	RESET23:	F(2,36)=0,2337[0,7928]

* Signifikant med 90% sannsynlighet, ** Signifikant med 95% sannsynlighet,
 *** Signifikant med 99% sannsynlighet