

Stian Vestrheim

Kan konsumenttillit bedre prediksjonen av husholdningskonsum?

En empirisk undersøkelse av betydningen av
konsumenttillit i Norge mellom 2002 og 2019.

Masteroppgave i Finansiell økonomi

Veileder: Hans Bonesrønning

Juni 2020

Stian Vestrheim

Kan konsumenttillit bedre prediksjonen av husholdningskonsum?

En empirisk undersøkelse av betydningen av konsumenttillit i Norge mellom 2002 og 2019.

Masteroppgave i Finansiell økonomi
Veileder: Hans Bonesrønning
Juni 2020

Norges teknisk-naturvitenskapelige universitet
Fakultet for økonomi
Institutt for samfunnsøkonomi



Kunnskap for en bedre verden

Forord

Denne masteroppgaven representerer avslutningen av masterstudiet i finansiell økonomi ved Norges Teknisk-Naturvitenskapelige Universitet, NTNU. Arbeidet med oppgaven har gitt meg en fin introduksjon i å bruke teori i praksis. Selv om arbeidet har vært krevende og slitsomt, sitter jeg igjen med mye ny kunnskap, både om meg selv og faglig, som er godt å ha med videre i livet.

Jeg ønsker å takke Hans Bonesrønning for hjelpen som veileder for god hjelp og rettleiding i oppgaveprosessen. Til slutt ønsker jeg å takke venner og familie som har stilt opp med støttende ord og hjelpende hender når det har trengtes.

Norges Teknisk-Naturvitenskapelige Universitet

Trondheim, juni 2020

Stian Vestrheim

Sammendrag

Betydningen av konsumenttillit som en forklaringsfaktor på fremtidig husholdningskonsum har siden introduksjonen av konsumenttillitsindekser på midten av 1960-tallet vært et omdiskutert tema. Resultatene spriker, og det argumenteres både for og imot at tillit har signifikant effekt på konsum.

I denne oppgaven brukes en rekke økonometriske metoder for å belyse prediksjonen av norsk husholdningskonsum mellom 2002 og 2019. Resultatene viser at det er en positiv signifikant effekt mellom de to. En positiv endring i konsumenttilliten vil ha en moderat positiv betydning på fremtidig husholdningskonsum. Videre vurderes effektene av tillit på de forskjellige vareklassene husholdningskonsumet består av. Her observeres det en sammenheng mellom priselastisitet og effekt av konsumenttillit. Klassene som er mest prisfølsomme, det vil si semi-varige og varige varer, vil påvirkes av endringer i tilliten, mens de mindre prisfølsomme konsumklassene ikke vil påvirkes av endringer i tilliten.

Flere forskningsartikler påpeker at tillit i en normalsituasjon ikke vil ha en nevneverdig effekt på konsumet, men i situasjoner hvor det observeres kraftige bevegelser i tilliten bør variabelen tillegges mer betydning når konsum skal forklares (Throop et al., 1992). I tidsrommet mellom 2002 og 2019 har det vært tre kriser i verdensøkonomien som har påvirket konsumtillitsindeksene kraftig. Resultatet av å ignorere sjokkene vil gjøre at all effekt mellom husholdningskonsum og tillit forsvinner, og tilliten vil ikke lenger være i stand til å hjelpe prediksjonen av husholdningskonsum i noen form. Dermed vil tillitens betydning skyldes krisene. Tillitsindeksene bør derfor tillegges ekstra betydning ved store utslag.

Nøkkelord – Konsumenttillit, husholdningskonsum, vareklasser

Abstract

The importance of consumer confidence as an explanatory factor of the household consumption has been a hot topic for discussion since the introduction of consumer confidence indexes in the mid 1960s. The results has been, and still are, mixed and uncertain of whether the consumer confidence are able to contribute with unique information regarding the future household consumption or not.

In this thesis, I have used a number of econometric methods, including granger-causality and impulse response functions, to shed light on prediction of Norwegian household consumption and the importance of the national consumer confidence indexes in forecasting. It's done by first evaluating the consumer confidence importance when trying to forecast the total household consumption. The results shows that there is a statistical significant effect between the two, also after other important variables are checked for. However, the effect is marginal, and in comparisons to other important factors explaining future consumption, it has very little economic impact. Then, I perform the same granger-causality procedure on each of the subsets of consumption, and find that the consumption goods that are more price sensitive, being the consumption of semi-durable and durable goods, are effected of the consumer confidence. Consumer classes that are less price sensitive, do not get affected by changes in the consumer confidence.

Further, there is a second view amongst reaserchers that consumer confidence in a normal situation, in between crises, that there is no effect between the consumption and the confidence, but when larger shocks are observed in the confidence, the variable should be added more importance (Throop et al., 1992). To evaluate if the statistical effect shown between consumption and consumer confidence is due to the shocks, I am using a threshold model to ignore the shocks, and when doing so, the effects diminishes. Therefore, it's no longer possible to use the confidence variable to forecast future consumption, meaning that the effect is due to the shocks. Consumer confidence variables should therefore be given more importance in times with greater volatility.

Keywords – Consumer confidence, household consumption, consumer goods

Innhold

1	Innledning	1
1.1	Innledning og bakgrunn	1
1.2	Problemstilling	2
1.3	Fremgangsmåte	2
2	Teori	3
2.1	Keynes absolutt-inntektshypotese	3
2.2	Livsløps- og Permanentinntektshypotesen	7
2.3	Buffersparing	10
2.4	Konsumenttillit	12
2.4.1	Forventningsbarometeret	12
2.4.2	Forbrukermeteret	13
2.4.3	Analyse av oppsett og indeksdesign	14
2.5	Konsumklasser	16
3	Litteraturgjennomgang	18
4	Metode	23
4.1	Korrelasjon	23
4.2	Granger-kausaltet	23
4.2.1	Modellspesifikasjon A	24
4.2.2	Modellspesifikasjon B	24
4.2.3	Modellspesifikasjon C	25
4.3	Likevektsjusteringsmodell	25
4.3.1	Engle-Granger-test for kointegrasjon	25
4.4	Impulsresponsfunksjoner	27
4.5	Andre benyttede tester	29
4.5.1	Residualtester	29
4.5.2	R^2 og justert R^2	29
4.5.3	Hypotesetester	30
4.5.4	Augmented Dicky-Fuller test	31

5	Datamaterialet	33
5.1	Databeskrivelse	33
5.1.1	Utvalg	33
5.1.2	Datakilder	33
5.1.3	Datavariabler	33
5.1.4	Databehandling	34
5.2	Hendelser i datasettet	37
5.2.1	9/11	37
5.2.2	Finanskrisen 2007/08	37
5.2.3	Oljeprisfallet	38
6	Empiriske resultater	39
6.1	Dekomponering av Konsumenttillitsmålet	39
6.2	Korrelasjonsanalyse av tillit og konsum	41
6.3	Valg av modellspekifisering	44
6.3.1	Totalkonsum \bar{R}^2	44
6.3.2	Konsumklasser \bar{R}^2	46
6.4	Konsumenttillitens effekt på konsum	47
6.4.1	Konsumenttillitens effekt basemodell	47
6.4.2	Konsumenttillitens effekter i en Likevektsjuteringsmodell	50
6.5	Konsumtillitens effekt i lav-volatile perioder	54
6.5.1	Basemodell uten krisesituasjoner	56
6.5.2	Likevektsmodell uten krisesituasjoner	57
6.6	Effekt av sjokk i konsumtilliten	57
6.6.1	Impulsresponsfunksjoner	58
7	Konklusjon	61
	References	63
	Appendiks	65
A	Sammenligning tillitsserier 2007-19	65
B	Kildeoversikt	66
C	Korrelasjon mellom konsum og tillit	67

D	Korrelasjon mellom variabler	68
---	--	----

Figurer

1	Sammenligning av Forventningsbarometeret og Forbrukermeteret 2002-2019.	16
2	Sammenligning av konsum og tillitsvariabelen mellom 2002 og 2019	43
3	Datasett som brukes etter innføring av terskeldummy	55
4	Impulsrespons effekter på konsumet	59

Tabeller

1	Vurdering av enhetsrøtter i prosessene	36
2	Effekter av variabler som påvirker tillit	40
3	\bar{R}^2 verdier av modellspesifikasjonene.	47
4	Effekt mellom tillitt og konsum	48
5	Effekter av modellspesifikasjon Z_{t-i}^B på totalkonsum.	49
6	Effekter av modellspesifikasjon Z_{t-i}^B på konsumklasser	50
7	Effekt mellom tillitt og konsum med langtidslikevekt	51
8	Effekter av modellspesifikasjon Z_{t-i}^B på totalkonsum med langtidslikevekt .	52
9	Effekter av modellspesifikasjon Z_{t-i}^B på konsumklasser med langtidslikevekt	53
10	Effekter etter innføring av terskeldummy	56
11	Effekter etter innføring av terskeldummy og langtidslikevekt	57
12	Sammenligning av \bar{R}^2 mellom tillitsindeksene	65
13	Sammenligning av effekter mellom tillitsindeksene	65
14	Kildeoversikt	66
15	Korrelasjoner mellom konsum og tillit 2002-2019	67
16	Korrelasjon mellom variabler	68

1 Innledning

1.1 Innledning og bakgrunn

Konsumenttillit er en psykologisk mål på konsumentenes tiltro til økonomien, og har som formål å fungere som en predikator på fremtidig etterspørsel etter varer og tjenester i et land. Variabelen skiller seg fra andre økonomiske variabler med at den er spesifikt designet for å kunne innhente informasjon som representerer fremtiden, da den stiller spørsmål om konsumentenes forventninger i tiden som kommer. Formålet med denne oppgaven er å vurdere om tillitsindeksenenes forsøk på å fange fremtidig etterspørsel er av faktisk betydning. Vil folks tiltro være i stand til å predikere fremtidig konsum bedre enn hva klassiske makroøkonomiske variabler er i stand til?

I motsetning til andre psykologiske mål som antas å være stabile og normalfordelte, vil konsumenttilliten ifølge Nyhus (2004) endre seg over tid. Dette skyldes at befolkningen vil påvirkes av de samme økonomiske nyhetene og politiske avgjørelsene gjennom media. Husholdningenes økonomiske refleksjoner vil derfor bevege seg sammenfallende gjennom hele befolkningen. Det vil være endringer i folks generelle oppfatning av økonomien som kan gi ny og unik informasjon utover andre klassiske makroøkonomiske variabler. Dette danner grunnlaget for hvorfor det er interessant å se på tilliten som en forklarende faktor av konsum.

Viktigheten av å kunne bedre prediksjonen av fremtidig etterspørsel handler først og fremst om å kunne bedre modellere bruttonasjonalproduktet, kjent som BNP. SSB beskriver BNP som et viktig økonomisk mål, som fanger utvikling og tilstanden til en økonomi. Husholdningskonsumet utgjør ca. 50 prosent av konsumet i det totale fastlands-BNP i Norge, og er med det en sentral driver i norsk økonomi.

Om tilliten vil bedre prediksjonsevnen vil det bety at variabelen vil kunne gi indikasjoner på økonomiske nedturer i tiden før bevegelsen faktisk finner sted. Dermed vil det være mulig for styresmaktene, enten politiske eller finansielle, å gjennomføre tiltak som kan dempe økonomisk nedgang.

1.2 Problemstilling

For å gi et klarere bilde og en bedre forståelse av konsumenttillit ønsker denne oppgaven å besvare to mer konkrete spørsmål, i tillegg til selve problemstillingen, for å underbygge sistnevnte. De tre problemstillingene er følgende, hvor hovedproblemstillingen kommer først:

Er konsumenttilliten i stand til å predikere konsum i Norge?

Vil effekten av konsumenttillit ha større effekt på predikert konsum av konsumklasser med høy priselastisitet enn lav?

Vil effekten av sjokk i tilliten ha en langvarig og betydelig effekt på konsum?

1.3 Fremgangsmåte

Fremstillingen i oppgaven starter med en presentasjon av kjente konsumteorier hvis formål er å presentere hva som er sentrale faktorer som påvirker valget mellom å spare og å konsumere. I tillegg vil konsumenttillit og konsumklasser defineres og sammenlignes. Formålet med kapittel 2 er å gi en inngang til problemstillingen, og presentere det økonomiske landskapet oppgaven vil være en del av. I kapittel 3 vil tidligere forskning på området presenteres. Kapittel 4 er en gjennomgang av metodene som brukes i oppgaven. Kapittel 5 presenterer datamaterialet som oppgaven bygger på, og hvordan det er behandlet. Kilder og beskrivelser av variablene vil være her. Kapittel 6 presenterer resultatene som er funnet. Dette kapittelet vil først ta for seg en analyse av konsumenttilliten. Deretter vil relasjonen mellom konsumenttillit og konsum analyseres. I kapittel 7 vil oppgaven konkluderes og problemstillingene besvares.

2 Teori

2.1 Keynes absolutt-inntektshypotese

Keynes (1936) formaliserer et økonomisk rammeverk som forklarer hva som påvirker konsumentens valg mellom konsum og sparing. I dag kalles dette rammeverket *konsumhypotesen*. Hypotesens formål er å etablere hva som er viktige drivere av individets konsum, mer spesifikt hva som påvirker konsum og viktigheten av inntekt for å forklare konsum.

I boken bygger Keynes opp en konsumentfunksjon som beskriver individets konsum som en positiv lineær funksjon av inntekt,

$$C_t = a + bY_t \quad (2.1)$$

hvor C_t er konsum i en gitt periode, Y_t er inntekt i den samme perioden, t , a er konstant og b representerer forandringen i C_t ved én enhets skift i Y_t , gitt at alt annet holdes konstant. Modelleringen bruker kun inntekt i samme periode som forklaringsvariabel, men det påpekes også at total rikdom i samme periode vil ha en innvirkning på tilbøyeligheten av konsum (Carroll, Slacalek, Tkuoka og White, 2017). Koeffisienten b antas å være mellom 0 og 1 i denne modellen, og det vil ikke være mulighet til å låne penger for å konsumere fremtidig inntekt i dag. Keynes beskriver aggregert konsum som et resultat av befolkningens totale rikdom, samt objektive- og subjektive omstendigheter som vil påvirke en konsuments marginaltilbøyeligheten av konsum. De subjektive og objektive faktorene som vil farge et individs konsum er forhold som enten er ting ved en persons væremåte eller hvordan den økonomiske situasjonen til individet er, som vil være av økonomisk betydning. Faktorene beskrives under.

Subjektive og sosiale faktorer

De subjektive faktorene er hvordan personlige forhold vil påvirke konsumtilbøyeligheten og er individets personlige idé om hva som er rett forhold mellom konsum og sparing. Det pekes på åtte faktorer som vil føre til at individet velger å ikke konsumere hele inntekten i

en gitt periode;

1. Individuer vil bygge opp reserver mot uforutsette hendelser (forsiktighetsmotivet),
2. Individuer er fremoverskuende og ønsker å glatte sitt konsum (livssyklusmotivet),
3. Individuer vil dra nytte av renter og avkastning på sparing (tålmodighet),
4. Individuer har nytte av å utsette konsum slik at de kan ha høyere levestandard senere i livet,
5. Følelsen av frihet og muligheten til å være uavhengig og impulsiv,
6. Individuer sparer for å kunne bruke midlene til investering eller oppstart av en bedrift,
7. Individuer har et arvemotiv,
8. Noen individer er gjerrige og setter pris på følelsen av det å ha penger tilgjengelig, men liker ikke å bruke det.

Oversettelse er tatt fra Berg og Aarestad (2014). Konsumhypotesen sier at vektning av de forskjellige faktorene varierer mellom individene, og at dette skyldes forskjellig sedvane basert på individuelle oppfatninger.¹ Keynes hevder at med mindre ekstraordinære tider oppstår, vil de subjektive forholdene ved tilbøyeligheten forholde seg stabile på et aggregert nivå. Derfor antar Keynes at de subjektive faktorene er gitt, og at det kun er de objektive faktorene som har betydning for individets valg mellom forbruk og sparing Keynes (1936).

Objektive faktorer

De objektive faktorene som former konsumtilbøyeligheten er faktorer som står utenfor individets kontroll. Keynes peker på seks faktorer han mener virker til å ha en effekt på tilbøyeligheten på sikt,

1. Forandring i inntekt,
2. Forandring i forskjellen mellom inntekt og netto inntekt,
3. Uventede kapitalinnsprøytningen skal ikke tas med i nettoinntekt beregningen,
4. Forandringer i tidsdiskonteringsrente,
5. Forandringer i finanspolitikken, i inntektsforventninger i fremtiden.

Keynes (1936) konkluderer med at det i all hovedsak er individets forandring i inntekt

¹Individuell sedvane formet av rase, utdanning, religion, moral, normer, dagens fremtidsutsikter og tidligere erfaringer og bruk av kapitalutstyr, og ressursfordeling (Keynes, kap. 9., bok I, 1936).

som vil være avgjørende for konsum i samme periode. De resterende faktorene vil ifølge Keynes være stabile prosesser hvor forandringer skjer sakte, og derfor ikke vil være av interesse når konsum skal vurderes på kort sikt.

Likevekt mellom sparing og produksjon

Keynes Absolutte inntektshypotese brukes til å etablere en likevekt mellom sparing og konsum. Likevekten forklarer hvordan folks sparevaner er med på å forme produksjonen av varer og tjenester. Oppsettet som beskrives i teksten under er hentet fra Blanchard, Amighini og Giavazzi (2013) og er en modellering av Keynes tekst. Likevekten i varemarkedet er definert som

$$Y = C + \bar{I} + G \quad (2.2)$$

hvor Y er total produksjon, C er konsum, \bar{I} er den eksogene investeringen i kapitalutstyr og G er offentlig forbruk. Dette er utgangspunktet for sparelikevekten til Keynes. Videre er total sparing i et land er summen av privat og offentlig sparing. Privat sparing defineres som disponibel inntekt minus konsumet i samme periode,

$$S = Y_D - C \quad (2.3)$$

, hvor S er sparing, Y_D er disponibel inntekt og C er konsum. Disponibel inntekt er det samme som totalinntekt minus skatt, $Y_D = Y - T$, og uttrykket kan da skrives som

$$S = Y - T - C \quad (2.4)$$

, hvor T er skattekostnaden. Offentlig sparing oppstår når staten får inn mer penger enn hva den bruker, altså vil skatteinntekt minus budsjettutgifter være positiv, $T - G > 0$. Neste steg er å trekke fra skatt på begge sider av (2.2) og flytte konsum over på venstre side av ligningen. Venstresiden av ligning (2.2) blir da $(Y-T-C)$, og er da lik S gitt ved ligning (2.4). Sparing kan derfor representeres som investeringer pluss offentlig forbruk minus skatt,

$$S = \bar{I} + G - T \quad (2.5)$$

som kan rearrangeres til likevekten av investeringer i markedet,

$$\bar{I} = S + (T - G) \quad (2.6)$$

Ligning (2.6) sier da at investeringer er det samme som total sparing, altså vil det for å oppnå likevekt i konsummarkedet være nødvendig at sparing og investeringer er like. Hva bedriftene skal investere må være det samme som staten og husholdningene er villige til å spare. Dette er kjent som IS-relasjonen. Idéen bak, og forståelsen av likevekten, er den at valget mellom å spare eller å investere er den samme avgjørelsen. Det som ikke investeres, spares, og motsatt.

Tidligere har vi definert C som en lineær funksjon av disponibel inntekt. Dette utnyttes, og C settes inn i ligning (2.4).

$$S = Y - T + a - b(Y - T) \quad (2.7)$$

Og rearrangerer det til

$$S = -a + (1 - b)(Y - T) \quad (2.8)$$

b representerer som tidligere nevnt andelen av disponibel inntekt som konsumeres. $(1-b)$ vil da være andelen av disponibel inntekt som går til sparing, altså tilbøyeligheten til å spare inntekten sin. Nå som vi har definert S med hensyn til konsumentenes tilbøyelighet, setter vi inn resultatet i IS-relasjonen, og får:

$$\bar{I} = -a + (1 - b)(Y - T) + (T - G) \quad (2.9)$$

Som løses for totalproduksjon Y er;

$$Y = \frac{1}{1 - b}[a + \bar{I} + G - bT] \quad (2.10)$$

Konklusjonen er altså at befolkningens private oppfatning og sparevaner vil ha effekt på konsumet, i og med at tilbøyeligheten for sparing, og samtidig konsum, vil ha en direkte effekt på produksjonen i (2.10).

2.2 Livsløps- og Permanentinntektshypotesen

Livsløps- og Permanentinntektshypotesen er en sammensetning av Friedman (1957) og Ando og Modigliani (1963) hypoteser om at individets konsum i en gitt periode, t , er et valg tatt på grunnlag av individets permanentinntekt gjennom livet og ikke den midlertidige inntekten i en gitt periode som vist i konsumhypotesen til Keynes. Hypotesen kalles videre i oppgaven som LPI-hypotesen. Permanentinntekt defineres som inntekten et individ har i perioden om man tar den totale livsinntekten og fordeler den likt over leveårene. Dette er en vanskelig oppgave da både levealder og totalinntekt er vanskelig å spå. Midlertidig inntekt er inntekten individet har i en gitt periode, og kan være både over og under hva permanentinntekten tilsier at periodeinntekten skal være. I utgangspunktet er Friedmans og Modigliani/Brumbergs hypoteser frittstående, men med likhetstrekk, og har med tiden blitt samlet under fellesbenevnelsen *Livsløps- og Permanentinntektshypotesen*.² Modelleringen er hentet fra Romer (2006).

Antagelser

Hypotesen definerer først nyttefunksjonen til et individ over et helt liv, T ,

$$U = \sum_{t=1}^T u(C_t), u'(\bullet) > 0, u''(\bullet) < 0 \quad (2.11)$$

hvor $u(\bullet)$ er den umiddelbare marginalnyttefunksjonen og C_t er konsum, begge deler i en gitt periode, t . Det vil si nytten individet har av konsumet i en gitt periode. Vi observerer at marginalnyttens er positiv og konkav, $u'(\bullet) > 0$. Noe som betyr at individets marginalnytte ved å øke konsumet med én enhet alltid vil gi et positivt tilskudd til totalnyttens. Det er en vanlig antakelse innen økonomisk teori at individet vil ønske mer framfor mindre, men at tilskuddet til totalnyttens av én ekstra enhet synker gradvis.³

²Eksempelvis sees dette hos Hall (1978).

³Gossens regel om avtagende nytte.

I tillegg til nyttefunksjonen, har individet også en beskrankning i form av inntekt, Y_T , som er individets totale livsinntekt gjennom arbeid, samt A_T , som er individets initielle rikdom. Initial rikdom er arv, lottogevinster eller annen form for rikdom som dukker uforventet opp. Konsumenten har i denne modellen mulighet til å spare eller låne penger til en eksogen gitt rente, som Romer (2006), for enkelthets skyld setter til null i sin presentasjonen. Romer skriver også at den personlige neddiskonteringsrenten som brukes til å estimere den samlede nytten av fremtidig konsum også er satt til null, og argumenterer for at effekten av r , realrente, og δ , personlig neddiskonteringsrate, i analysen vil være liten eller ikke tilstede. Realrente er renten lånet vil beløpe seg til etter å ha justert for inflasjon gjennom låneperioden. Personlig neddiskonteringsrate er den personlige verdsettelsen av penger i fremtiden i forhold til å ha penger i dagens periode. Om individene har høy neddiskonteringsrate vil fremtidig inntekt ha liten betydning for dagens konsum og motsatt. En siste beskrankning kommer i form av at et individs gjeld må betales tilbake ved død i tidspunkt T .

Budsjettrestriksjonen konsumenten da står overfor er,

$$\sum_{t=1}^T C_t \leq A_0 + \sum_{t=1}^T Y_t \quad (2.12)$$

, hvor venstresiden representerer totalt konsum gjennom livet, mens høyresiden representerer total rikdom gjennom livet. Med andre ord, at livskonsumet er mindre eller likt enn verdien av livsressursene.

Nyttemaksimering

Videre må nytten av konsum maksimeres. Den marginale nytten vil alltid være positiv da det, som nevnt tidligere, alltid vil være å foretrekke mer konsum fremfor mindre. Konsumenten vil maksimere nyttefunksjonen (2.11) under beskrankningen i ligning (2.12), og vi kan derfor sette likhetstegn mellom konsum og inntekt, for så å maksimere ved hjelp av Lagranges metode,

$$\mathcal{L} = \sum_{t=1}^T u(C_t) + \lambda(A_0 + \sum_{t=1}^T Y_t - \sum_{t=1}^T C_t) \quad (2.13)$$

hvor førsteordensbetingelsen med hensyn på C_t blir

$$(C_t) = \lambda \quad (2.14)$$

Siden førsteordensbetingelsen nødvendigvis må holde i alle perioder t , vil den marginale nytten av konsum være konstant gjennom alle perioder. Videre vet vi at det er konsum som bestemmer marginalnyttens, se ligning (2.11), noe som betyr at konsum også må være konstant over tid. Altså vil $C_1 = C_2 = \dots = C_T$. Vi bruker dette funnet til å løse for C_t i ligning (2.13) og finne konsumet i en gitt periode, t ,

$$C_t = \frac{1}{T} \left(A_0 + \sum_{t=1}^T Y_T \right) \quad \text{For alle perioder, } t \quad (2.15)$$

Innholdet av parentesens på høyre side i ligning (2.15) uttrykker et individs totale ressurser gjennom livet, T , mens hele uttrykket på høyre side forteller oss at individet bruker en like stor andel av de samlede ressursene sine i hver periode.

Tolkning

Modellen kan sammenfattes med at individet ønsker et mest mulig glattet konsum gjennom livet, og at konsumet i dag bestemmes av nåverdien av fremtidig inntekt og initiell rikdom. Den midlertidige inntekten vil variere fra periode til periode. Individets livsløpsinntekt kan beskrives som en bølge; yngre individer med relativt sett lavere inntekt enn resten av befolkningen tar opp gjeld for å øke konsum i påvente av forventet inntektsøkningen som følger av økt erfaring, middelaldrende individer har relativt sett høyere inntekt enn resten av befolkningen som brukes til å nedbetale gjeld og sparing til pensjon, og pensjonister som er nærmest gjeldsfrie og finansierer forbruk ved hjelp av oppsparte midler. Midlertidig høy eller lav inntekt vil ifølge hypotesen ikke ha en effekt på den totale livsressursen, siden individet vil ha insentiver til å glatte ut konsumet sitt ved å låne eller bruke oppsparte midler når den midlertidige inntekten gir lavere konsum enn ønsket, og spare midler når den midlertidige inntekten er høyere enn hva som trengs for å oppfylle ønsket konsum. Variabler som presenteres under i form av store bokstaver er aggregerte nivåer. Sparing, S , er forskjellen på inntekt og konsum,

$$S_t = Y_t - C_t \quad (2.16)$$

$$\begin{aligned} & \text{setter inn for } C_t \text{ (2.15),} \\ S &= (Y_t - \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T Y_t) - \frac{1}{T} A_0 \end{aligned} \quad (2.17)$$

Ligning (2.17) argumenterer for at når den midlertidige inntekten overgår permanentinntekten spares differansen, og desto høyere midlertidig inntekt, desto mer spares det. Om den midlertidige inntekten er lavere enn gjennomsnittet, $\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T Y_t$, vil sparingen være negativ, og individet bruker tidligere oppsparte midler for å opprettholde konsumnivået sitt. Dermed vurderes sparing som fremtidig konsum i LPI-hypotesen

Romer (2006) sier at hovedidéen bak LPI-hypotesen til Modigliani/Brumberg og Friedman er at individet bruker sparing og opplåning til å glatte ut konsumet gjennom livet. Dermed vil kapitalinnsprøytninger og arv ha en mild effekt på individets forbruk i dag, da det fordeles ut over resterende forventede perioder, T .

2.3 Buffersparing

Buffersparinghypotesen er en videreføring av LPI-hypotesen som innfører psykologiske trekk ved husholdningens konsum for å danne seg et mer realistisk bilde av konsumet. Hypotesen peker på husholdningens inntektsusikkerhet og utålmodighet som viktige drivere av konsum (Carroll, 1997). Inntektsusikkerheten fører til sparing for å sikre konsum ved inntektsfall mellom perioder.⁴⁵ Mens utålmodighet i konsum betyr at om fremtidig inntekt er bestemt med hundre prosents sikkerhet i dag, vil konsumenten ta opp lån for å konsumere denne inntekten i dag, på grunnlag av enten høy forventet inntektsvekst eller høy personlig neddiskonteringsrate. Disse husholdningskarakteristikaene danner grunnlaget for det Carroll (1997) kaller for *buffersparingsoppførsel*.

Husholdninger som konsumerer etter buffersparingsprinsippet har et ønske om å opprettholde en konstant ressurs-til-permanentinntektsratio, noe som betyr at husholdningenes økonomiske valg beror på å holde forholdet mellom ressurser i en periode og permanentinntekten konstant.⁶ Sett i lys av de psykologiske trekkene som er presentert

⁴⁵Se Carroll og Kimball (2001) for forsiktighetssparing.

⁵Se Romer (2006) for kredittbeskränkninger.

⁶Se Appendix C, Carroll et. Al, 2015.

tidligere vil dette i praksis bety følgende;

1. Om ressursene er lavere enn hva ønsket ratio skulle tilsi, vil husholdningens motiv være å spare inntekt for å komme seg opp på ønsket ratio-nivået, altså vil forsiktighetsaspektet aktiveres
2. om ressursene overgår hva ratioen tilsier er nødvendig, vil utålmodighetsaspektet aktiveres, og husholdningen vil konsumere den midlertidige inntekten over den forventede permanentinntekten. Konsumet styres altså av to motstridende insentiver.

Carroll (1997) påpeker at modellen derfor er i stand til å forklare empiriske funn de to andre hypotesene ikke har vært i stand til å forklare:

1. at husholdningenes konsum i perioden vil bevege seg tettere med disponibel inntekt enn permanentinntekten.
2. at husholdningenes konsum ikke følger midlertidig inntekt. Konsumet vil altså ikke påvirkes av inntektssjokk eller vekst i midlertidig inntekt.

Dermed vil modellen være i stand til å tillate konsumvekst ettersom individene blir eldre. Dette er i motsetning til LPI-hypotesen hvor veksten i konsum forklares som differensen mellom personlig neddsikonteringsrente og realrente,⁷ og derfor er et spørsmål om personlige forventninger, mot buffersparingsmodellen som peker på økt erfaring og kunnskap som årsaken til konsumvekst, gitt at økt kunnskap øker inntekten. Ettersom konsumveksten er forventet å avta i tidsrommet hvor individet er mellom 45 og 50 år, vil LPI-hypotesen være en god indikator på konsum i tiden etter dette.

Buffersparingsoppførsel er utbredt (Deaton Angus, 1991). Det er observert at store deler av en befolkning har lite ressurser, og dermed er nødt til å bruke sin midlertidige inntekt til konsum bare for å beholde sin levestandard (Campbell og Mankiw, 1989). Dette er med andre ord et empirisk funn den tradisjonelle LPI-hypotesen ikke er i stand til å forklare.

⁷ $C_t = \lambda * \frac{1+\delta}{1+r}$

2.4 Konsumenttillit

Konsumenttillit er et psykologisk mål på husholdningenes tiltro til økonomien. I motsetning til andre psykologiske mål som antas å være stabile og normalfordelte i en populasjon, vil husholdningenes oppfatning av økonomien være svingende etter markedsforhold, mediedekning og politiske forhold, noe som gjør det naturlig at tilliten ikke vil være stabil over tid (Nyhus, 2004). Formålet med konsumenttillitsindekser er å fange husholdningenes fremtidig etterspørsel, da det antas at fremtidig etterspørsel er et resultat av husholdningenes tiltro til egen- og landets økonomiske utsikter.

For å vurdere befolkningens tiltro til økonomien er det laget konsumenttillitsindekser hvis formål er å fange nettopp befolkningens oppfatning av den økonomiske tilstanden i dag og hvor økonomien er på vei. Spørsmålene som stilles er kvalitative og subjektive, og det finnes derfor ingen rette eller gale svar. Undersøkelsene har et består av en kombinasjon av mikro- og makroøkonomiske spørsmål hvor det både stilles spørsmål om dagens økonomiske situasjon og forventninger til fremtidig situasjon. Mikroøkonomiske spørsmål blir brukt fordi husholdningene som oftest har bedre kontroll på egne økonomiske utsikter enn de makroøkonomiske utsiktene, og svarene blir derfor mer håndfaste og mindre synesbasert. Mikroindikatorer har også vist seg å være gode prediktorer på konsum (Jonsson og Lindén, 2009). Mikro-makrokombinasjonen har vist seg å være metoden som best er i stand til å fange informasjon om fremtidig konsum ifølge (European Commission, 2018).

I Norge finnes det to mål på konsumenttilliten, Finans Norges *Forventningsbarometeret* og Opinion AS' *Forbrukermeter*. Begge to har et oppsett bestående av en mikro-makrokombinasjon, selv om spørsmålsstillingen varierer noe. Delkapittel (2.4.1) og (2.4.2) presenterer indeksenes innhold, mens (2.4.3) analyserer likheter og ulikheter mellom dem.

2.4.1 Forventningsbarometeret

1. Vil du si at økonomien i din husstand er bedre eller dårligere enn for ett år siden, eller er det ingen forskjell?
2. Tror du at økonomien i din husstand vil komme til å bli bedre eller dårligere om ett år

eller vil det ikke bli noen forskjell?

3. Dersom vi ser på den økonomiske situasjonen for hele Norge, vil du si at økonomien i landet generelt er bedre eller dårligere enn for ett år siden eller er det ingen forskjell?

4. Tror du at den økonomiske situasjonen i Norge kommer til å bli bedre eller dårligere om ett år eller vil det ikke bli noen forskjell?

5. Tror du at det nå er et godt tidspunkt for befolkningen generelt å kjøpe større husholdningsartikler eller tror du at det er et dårlig tidspunkt?

Tilleggsspørsmål: Dersom økonomien i din husstand ble bedre, hva ville dere bruke pengene til?⁸

2.4.2 Forbrukermeteret

1. Hvordan har husholdningens finansielle situasjon forandret seg de siste 12 månedene?

2. Hvordan forventer du at husholdningens finansielle situasjon vil forandre seg iløpet av de neste 12 månedene?

3. Hvordan forventer du at den finansielle situasjonen i Norge vil forandre seg iløpet av de neste 12 månedene?

4. Sammenlignet med de siste 12 månedene, forventer du å bruke mer eller mindre penger på innkjøp av dyre husholdningsartikler (møbler, elektroniske/elektriske enheter osv.) iløpet av de neste 12 månedene?

⁸Dette er et åpent, uhjulpent spørsmål, med en rekke forhåndskodede svaralternativer. Spørsmålet gir et bilde av hvilke alternative anvendelser folk ser for sine penger.

2.4.3 Analyse av oppsett og indeksdesign

Ludvigson (2004) dekomponerer de amerikanske tillitsindeksene i fire kategorier for å sammenligne dem. Dette oppsette, med noen modifikasjoner, brukes for å sammenligne de norske indeksene i denne oppgaven. Ludvigson starter med å vurdere spørsmålene som stilles, der han deler inn spørsmålene i to undergrupper, spørsmål om dagens situasjon og spørsmål om den fremtidige situasjonen, som analyseres hver for seg. Det neste som vurderes er en sammenligning av antall respondenter av undersøkelsen og undersøkelses prosedyrer. Til slutt vurderer Ludvigson selve indeksen konstrueres. I denne oppgaven er de to siste slått sammen, og analysen vil bestå av tre deler.

Dagens situasjon

Komponenten i undersøkelsen som har som formål å beskrive den økonomiske situasjonen husholdningen opplever i dag kalles *Dagens situasjon* komponenten. Spørsmålene som faller inn under denne kategorien, vil omhandle husholdningens innstilling til enten deres egen eller landets økonomi i dag, i forhold til hvordan den økonomiske situasjonen var for ett år siden. Forventningsbarometeret har to slike spørsmål, spørsmål 1. og 3., hvor deltageren blir spurt om egen og landets økonomi har blitt bedre eller dårligere enn for ett år siden. Forbrukermeteret har kun ett slikt spørsmål, spørsmål 1, der deltageren blir spurt om hvordan deres finansielle situasjon har forandret seg gjennom det siste året.

Begge indeksene stiller spørsmål om husholdningenes vilje til å gjennomføre innkjøp av dyrere husholdningsvarer (TV, kjøleskap, stekeovner osv.) idag eller i løpet av de kommende tolv månedene. Dette er også et spørsmål som vil gå inn under dagens situasjon. Spørsmålene har til hensikt å kartlegge innkjøp i nær fremtid, inntil ett år frem i tid, og svarene vil gjenspeile den økonomiske situasjonene forbrukeren er i idag. Spørsmålet er også mer spesifikt, og vil fange opp informasjon rundt etterspørselen etter varige-varer. Dette er den eneste undergruppen av konsum som direkte undersøkes i indeksene.

Forventningsbarometeret har tre spørsmål som omhandler dagens situasjon mot Forbrukermeterets to. Dermed vil Forventningsbarometerets indeksresultater basere seg i større grad på befolkningens oppfatning av den økonomiske situasjonen de står i idag.

Forventningskomponenten

Forventningskomponenten i undersøkelsen har som mål å kartlegge fremtidstro til økonomien. Forventningsbarometeret har to slike spørsmål, spørsmål 2 og 4. De spør om husholdningen tror deres personlige økonomi og landets økonomi som helhet vil være bedre, dårligere eller uforandret om tolv måneder. Forbrukermeteret har også to spørsmål som faller inn under forventningskomponenten, spørsmål 2. og 3. der de spør om hvordan den finansielle situasjonen i husholdningen og landet som helhet vil forandre seg i løpet av tolv måneder. Begge de to indeksenes spørreskjemaer er i dette tilfelle svært like, nærmest identiske.

Betydningen av forventninger vil vektes forskjellig i de to indeksene, da forventningene vil utgjøre halvparten av Forbrukermeterets spørsmål, mot førti prosent av Forventningsbarometerets spørsmål.

Respondenter og prosedyre

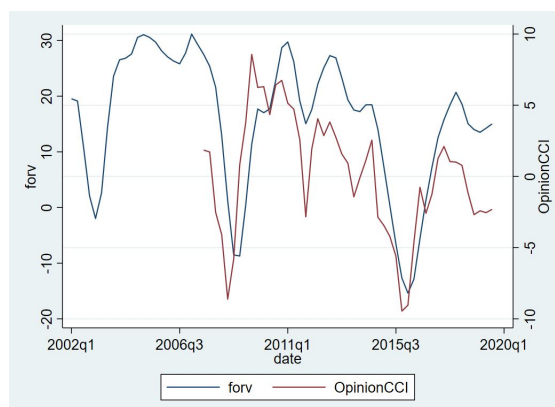
Forventningsbarometeret er et resultat av ca. 1000 respondenter som intervjues over telefon. Respondenten må være over 15 år. Indeksen utgis på en kvartalsvis basis. Forventningsbarometeret inngår i en undersøkelse på seks spørsmål, men kun fem av dem brukes for å lage indeksen. Forbrukermeteret på sin side er et resultat av ca. 1000 respondenter og utgis på en månedlig basis. Respondenten må være over 18 år. Begge indeksene har et landsrepresentativt utvalg.

Forbrukermeteret har fem svaralternativer for sine spørsmål. To positive, et nøytralt og to negative. Nettotallet er differansen mellom positive og negative svar i et spørsmål, og vekten vil gå som følger: Absolutte positive eller negative svar vektes fullt ut, det vil si at om respondenten svarer at han eller hun er positiv til et av delspørsmålene vil dette vektlegges 100 prosent, mens om hun svarer at hun er litt positiv vil dette vektes 50 prosent. Dette gjelder også motsatt, i negativ forstand. Hver delindeks er slik at tallet er 100 hvis alle venter sterk positiv endring, og minus 100 hvis alle venter sterk negativ endring. Hvis alle venter ingen endring blir tallet lik 0. Med indeksresultat over 0, kan vi si at forbrukerne i overveiende grad venter sterkere økonomi. Hvis CCI er under 0, venter de i overveiende grad svakere økonomi. Delspørsmålene veies likt, og det vil være et

gjennomsnitt av alle spørsmålene .

Forventningsbarometeret har tre forskjellige svaralternativer. Et positivt, et nøytralt og et negativt. Hovedindikatoren er lik differansen mellom prosentandel optimistiske og pessimistiske svar for hvert spørsmål, og deles på 5. Det vil si at et positivt resultat vil bety at befolkningen generelt er positive til den økonomiske situasjonen de står i, mens et negativt resultat betyr at befolkningen generelt ser negativt på den økonomiske situasjonen de befinner seg i.

Oppbygningen av de to indeksene vil gi litt forskjellige resultater. Vektingen og flere svarmuligheter i Forbrukermeterests undersøkelse vil gjøre at bevegelsene i indeksen vil være mindre enn hva som er tilfellet i Forventningsbarometeret. Bevegelsene er derimot ganske samstemte. De to indeksene har en korrelasjon på 0,68, altså en ganske sterk samvariasjon mellom seg som kan sees i figur 1.



Figur 1: Sammenligning av Forventningsbarometeret og Forbrukermeteret 2002-2019.

2.5 Konsumklasser

Det finnes fire vareklasser å kategorisere husholdningskonsumet i. Dette er fordi varene som konsumeres har forskjellig varighet, kjøpsfrekvenser og innkjøpspriser, noe som betyr at det er forskjellige motiver som trigges når konsumenten vurderer å gå til innkjøp av de ulike typer produkter. Det er fire forskjellige vareklasser som utgjør det totale husholdningskonsumet. Eksempler er tatt fra Framnes, Thjømøe og Pettersen (2003).

Ikke-varige varer er varer som konsumeres fort etter innkjøp. Eksempler er matvarer, drikkevarer og tobakk. Halv-varige varer er varer som konsumeres over lengre tid etter innkjøp, og har en levetid på flere år om det behandles godt. Eksempler er klær og sko. Dette er varer som påvirkes av motebilde og i stor grad utsettes for slitasje. Varige varer konsumeres over lang tid. Eksempler er sykler, kjøleskap og TV. Dette er varer som har en levetid på flere tiår om de behandles riktig. Tjenester er et produkt som forbrukes i samme øyeblikk som tjenesten blir utført. Eksempler er tannlegebehandling, verkstedsbehandling, frisør og flyreiser.

De forskjellige klassene med konsumvarer vil ha forskjellige priselastisiteter. Priselasitet viser i hvor stor grad etterspørselen etter varen vil forandres om prisen endrer seg. Varer som forbrukes fort, og er nødvendighetsvarer for at husholdningen skal gå rundt, som mat, elektrisitet og drivstoff, vil altså ha lav elastisitet, i motsetning til varer som kan kategoriseres som mer luksusvarer som feriereiser, motorsykler og klokker. Cappelen et al. (1995) og Hungnes (2016) har undersøkt elastisiteter for norske konsumvarer og bekrefter at varer som tilhører de forskjellige gruppene konsumvarer vil ha forskjellig elastisitet. Varer som faller inn under ikke-varige varer vil ha lavest forandring i etterspørsel om prisen øker, mens varige varer vil ha størst. Innenfor servicesegmentet vil det nødvendigvis være store forskjeller på grunn av den store variasjonen av tjenester som tilbys, og det er vanskelig å trekke en konkret samlende konklusjon om gruppens priselastisitet.

3 Litteraturgjennomgang

Litteraturen omkring betydningen av konsumenttillit som predikator av privat konsum er preget av usikkerhet. Desroches og Gosselin (2004) beskriver forskningsresultatene som tredelt. Det finnes én del som neglisjerer effekten av konsumenttillit, én del som sier at det er en signifikant og økonomisk effekt, og én del som sier at konsumenttilliten er av interesse først ved store svingninger i indeksene. Her presenteres noen av de mest innflytelsesrike tekstene på hver av de tre resultatene.

Fuhrer et al. (1993) og Garner (1991) er to artikler som observerer signifikant effekt mellom konsumenttillit på fremtidig konsum, men påpeker at den økonomiske betydningen er liten. I situasjoner hvor andre viktige makroøkonomiske variabler som forklaringsvariabler legges til som forklaringsvariabler, poengterer Fuhrer og Garner at forklaringskraften nærmest forsvinner. Fuhrer finner at forklaringskraften i tilliten, altså prediksjonskraften som ikke fanges av andre makroøkonomiske variabler, vil være i stand til å øke \bar{R}^2 i modellen med 5 prosent. Fuhrer forklarer videre at sammenhengen mellom tillit og konsum ikke nødvendigvis skyldes forholdet mellom de to, men at tillitsmål også en god predikator på disponibel inntekt som igjen er en god predikator på konsum, og at sammenhengen kan skyldes denne linken. Garner argumenterer for et likt syn som Fuhrer, og konkluderer med at konsumenttillit, hverken som eneste forklaringsvariabel eller som en del av flere makroøkonomiske forklaringsvariabler, er i stand til å forklare fremtidig konsum i en betydningsfull grad. Resultatene av økonomisk betydning i de to artiklene er såpass marginale at de kan ansees som neglisjerbare (Desroches, 2004).

I den neste kategorien er det resultater som både kan bekrefte statistisk- og økonomisk signifikante resultater. Ludvigson (2004) og Carroll et al. (1994) er eksempler på dette.

Ludvigson bruker de to amerikanske tillitsundersøkelsene *University of Michigan's Index of Consumer sentiment* og *Conference Board's Consumer confidence Index* til å vurdere prediksjonskraften til konsumettillit. Ludvigson vurderer først prediksjonsstyrken av indeksene ved å behandle dem som forklaringsvariabler i en Granger-modell, først én og én, for så samlet. Deretter legger han indeksvariablene til i en baseregresjon som

inneholder forklaringsvariablene disponibel inntekt, risikofri rente og aksjekurser, for å se om de kvalitative indeksene fanger annen nyttig informasjon om konsumet enn hva de andre variablene er i stand til. Ludvigsons baseligning finner at indeksene alene vil resultere i en \bar{R}^2 på henholdsvis 14,7 og 15 prosent ved bruk av henholdsvis *Michigan Index* og *Conference Board index*. Samlet vil de to indeksene de to indeksene være i stand til å forklare 19,7 prosent av variasjonene i neste periode. Etter at andre økonomiske variabler introduseres, synker viktigheten av indeksene. Om begge indeksene legges til baseregresjonen faller prediksjonsevnen deres fra 19,7 til 10 prosent. Ludvigson beskriver konsumenttillitens betydning på konsum som signifikant, men av liten betydning.

Matusaka og Sbordone (1995) vurderer viktigheten av bidragene den enkelte økonomiske variabelen stiller med for å predikere bevegelser i bruttonasjonalproduktet i USA. Matusaka og Sbordone bruker residualene fra en VAR-modell til å dekomponere prognosevariansen av bruttonasjonalprodukt, og vil da være i stand til å kunne vurdere den enkelte variabelens bidrag for å forklare fremtidig varians. VAR-modellen består av BNP, tillitsindeksen *Index of Consumer Sentiment*, og kontrollvariablene er tatt fra *Index of leading economic indicators* som er en indeks konstruert av variabler som er antatt viktige for fremtidig økonomisk aktivitet. De finner at konsumenttilliten er i stand til å forklare mellom 13 og 26 prosent av bevegelsene av BNP selv etter at andre viktige variabler er testet for, og at tilliten vil derfor være en uavhengig og viktig variabel for å beskrive etterspørselen av varer og tjenester.

Carroll et al. (1994) finner at det vil være et positivt bidrag å legge til konsumenttilliten i modellen for å forklare endringringer i konsumet av varige-varer og totalkonsumet i en Granger-modell. De vurderer tillitsindeksens betydning på forskjellige tidsperioder, og finner at tillitsindeksene vil bidra med å bedre prediksjonen av varige-varer med mellom 3 og 8 prosent. Resultatene av tillitens betydning for totalkonsum og servicekonsum er mindre konsistent, og tillitens vil nødvendigvis ikke være med å bedre prediksjonen. I tillegg vurderer de husholdningens konsum i Campbell-Mankiws tommelfinger-modell.⁹ Ved bruk av Campbell-Mankiw er de i stand til å isolere effekten konsumenttillit har på

⁹Campbell-Mankiw konsum modell deler befolkningens i to forskjellige grupper; én del som konsumerer hele sin disponible inntekt i perioden, og en fremoverseende del som er i stand til å spare (Campbell og Mankiw, 1989)

fremtidig konsum, uten å se på den indirekte sammenhengen mellom konsumenttillit og disponibel inntekt, og de finner at konsumenttillit har en effekt på konsum som ikke fanges opp i de andre variablene. Desroches (2004) bekrefter også denne direkte kanalen mellom konsum og laggede verdier av konsumenttillit ved bruk av Campbell-Minkow.

Gelper et al. (2007) vurderer effekten av konsumenttillit på fremtidig konsum i USA gjennom bruk av Granger-kausalteten i et VECM-rammeverk. De finner at det er en sterk langsiktig kausalitet sammenheng mellom konsumenttillit og fremtidig konsum. Videre konkluderer de med at indeksene fungerer best som predikator på fremtidig konsum når tidshorisonten er lang, og at betydningen på kort sikt er mindre. Tilliten vil ha sterkest prediksjonskraft på fremtidig konsum av servicetjenester, deretter langsiktige forbruksvarer og minst på ikke-langsiktige forbruksvarer.

Den tredje delen av forskning på dette område er om hvorvidt store utslag på konsumenttilliten er i stand til å forbedre prediksjonen på konsum. Dette gjøres ved å fjerne lavfrekvente observasjoner, og lage en terskelmodell som kun tar vare på observasjoner med store utslag. Store utslag skyldes økt usikkerhet, enten av politiske eller økonomiske årsaker. Dees og Brinca (2013), Throop et al. (1992) og Desroches (2004) vurderer dette.

Dees og Brinca (2013) bruker en terskelmodell til å fjerne de lavfrekvente observasjonene konsumenttilliten både i USA og euro-området mellom første kvartal 2002 og tredje kvartal 2010. Modellen er spesifisert slik at den er i stand til å fange store hopp i tilliten, noe Dees og Brinca kaller *Perioder hvor konsumenttilliten gjelder*. Artikkelen konkluderer med at betydelige svingninger i tillit vil øke forklaringskraften konsumenttilliten har på konsumet, både i USA og Europa. Det er derfor viktigere å bruke tillitsindeksene for å få informasjon rundt store bevegelser, enten positive eller negative. Desroches og Gosselin (2 Desroches (2004) bruker amerikanske tall mellom 1960 og 2002 og finner de samme resultatene som Dees og Brinca.

Throop et al. (1992) finner at store sjokk i konsumenttilliten vil ha en økonomisk og statistisk effekt for å foutsu konsumet av varige varer. De resterende vareklassene

vil ikke være preget av store endringer i tilliten. Throop bruker kun Gulf-krigen som eneste store endring i datasettet sitt, så det kan stilles spørsmål om hvorvidt resultatene er overførbare og konsistente over tid. Leeper et al. (1992) vurderte om store sjokk i tilliten kunne brukes tillegges ekstra betydning for arbeidsledighet og produksjon, og bekrefter Throops funn for betydningen av Gulf-krigen. Leeper vurderer betydningen opp mot andre kriser med påfølgende stor endring i tillitten, og disse kunne *ikke* bekrefte hypotesen om at tilliten vil ha betydning ved store svingninger.

4 Metode

4.1 Korrelasjon

Korrelasjon er et statistisk mål på samvariasjonen mellom to datasett. Om datasettene beveger seg identisk vil korrelasjonskoeffisienten ha verdi lik 1, om bevegelsene er absolutt motsatt av hverandre vil verdien være -1, og om det ikke finnes noen form for samvariasjon vil koeffisienten ha verdien 0. Om korrelasjonen mellom x og y er høy vil det bety at realt sett høye x -verdier observeres sammen med relativt sett høye y -verdier, og motsatt. I situasjoner med negativ korrelasjon vil høye x -verdier observeres med lave y -verdier. Og om det ikke er noe korrelasjon mellom datasettene, vil det ikke være noe sammenheng mellom observasjoner av x og y . Korrelasjonskoeffisienten er gitt med følgende formel,

$$r = \text{corr}(x, y) = \frac{\sum(x - \bar{x})(y - \bar{y})}{(n - 1)sd_x sd_y} \quad (4.1)$$

, x er en spesifikk observasjon i populasjon X , \bar{X} er gjennomsnittet i populasjon x , y er en spesifikk observasjon i populasjon y , \bar{y} er gjennomsnittet i populasjon y , n er antall observasjoner, og sd er standardavviket i populasjonen.

Korrelasjon er ikke en test for å vurdere årsakssammenhenger, men testen kan avsløre interessante sammenhenger til bruk i videre analyse.

4.2 Granger-kausaltet

For å vurdere om konsumenttillit har en effekt på konsumet i norske husholdninger, brukes Grangers kausalitets metode. En Granger-kausaltet er når tidligere verdier av den uavhengige variabelen har effekt på den avhengige variabelen, selv etter at tidligere effekter av den avhengige variabelen er kontrollert for, se Granger (1969). Granger-kausalteten brukes i praksis ved å bruke Ordinary least squares estimatoren, også kjent som OLS-estimatoren, til å estimere lineære sammenhenger der de uavhengige variablene kun er laggede økonomiske variabler som antas å ha betydning på konsumet. OLS-estimatoren er underlagt Gauss-Markov kriterier for å sikre at koeffisientene er objektive, se for eksempel

Wooldridge (2016) for nærmere utledning av disse. Om det finnes signifikante effekter mellom forklaringsvariabelen i periode $t - 1$ og konsumet i periode t vil det finnes en årsakssammenheng mellom de to, og forklaringsvariabelen gir nyttig informasjon om fremtidige verdier. Bruk av Granger-kausaltet for å vurdere effekten av konsumenttillit er en standard som ofte brukes i faglitteratur, og kan for eksempel sees i Kwan og Cotsomitis (2006), Ludvigson (2004), Carroll et al. (1994) og Dees og Brinca (2013). Modellen tar form som:

$$\Delta \log(C_t) = \alpha_0 + \sum_{i=1}^n \beta_i \Delta \text{conf}_{t-i} + \epsilon_t \quad (4.2)$$

og

$$\Delta \log(C_t) = \alpha_0 + \sum_{i=1}^n \beta_i \Delta \text{tillit}_{t-i} + \sum_{j=1}^n \beta_j Z_{t-j}^k + \epsilon_t \quad (4.3)$$

, hvor C er konsumet, tillit er konsumenttillitten i befolkningen, Z_{t-i} er en vektor med forklaringsvariabler som kan være med på å forklare bevegelser i konsumet, og ϵ er feilleddet i regresjonen. Ligning (4.2) vurderer effekten av konsumtillit alene som prediktor på konsumet, mens ligning (4.3) vurderer konsumenttillitseffekten etter å ha sjekket for andre relevante faktorer. Ligning (4.2) er vår basemodell, mot ligning (4.3) som er modellen med modellspesifikasjoner. I denne oppgaven presenteres tre modellspesifikasjoner, altså Z -vektorer, som brukes som forklaringsvariabler for å forklare konsumet. Modellspesifikasjonene er hentet fra Dees og Brinca (2013), og valg av variabler er det samme som i deres artikkel.

4.2.1 Modellspesifikasjon A

$$Z_{t-i}^A = \sum_{i=1}^n \mu_i \Delta \log(C_{t-i}) + \sum_{i=1}^n \omega_i \Delta \log(Y_{t-i}) \quad (4.4)$$

Modellspesifikasjon A tillegger basemodellen to nye variabler; konsum og disponibel inntekt.

4.2.2 Modellspesifikasjon B

$$Z_{t-i}^B = \sum_{i=1}^n \mu_i \Delta \log(C_{t-i}) + \sum_{i=1}^n \omega_i \Delta \log(Y_{t-i}) + \sum_{i=1}^n \eta_i \Delta \log(W_{t-i}) \quad (4.5)$$

Modellspesifikasjon B tillegger basemodellen tre nye variabler; konsum, disponibel inntekt

og finansiell formue.

4.2.3 Modellspesifikasjon C

$$\begin{aligned}
 Z_{t-i}^C = & \sum_{i=1}^n \mu_i \Delta \log(C_{t-i}) + \sum_{i=1}^n \omega_i \Delta \log(Y_{t-i}) + \sum_{i=1}^n \eta_i \Delta \log(W_{t-i}) \\
 & + \sum_{i=1}^n \nu_i \Delta i_{t-i} + \sum_{i=1}^n \phi_i \Delta \text{risikofrirente}_{t-i} + \sum_{i=1}^n \psi_i \Delta \text{ledighet}_{t-i}
 \end{aligned} \tag{4.6}$$

Modellspesifikasjon C tillegger basemodellen seks nye variabler; konsum, disponibel inntekt, finansiell formue, arbeidsledighet, risikofri rente og aksjekurser.

Antall lagger i modellen

I denne oppgaven vil det brukes fire lagger for å vurdere effekten av endring i en variabel på konsumet. Dette skyldes at husholdningene trenger tid til å tilpasse seg et nytt økonomisk klima. Antallet lagger som skal brukes bestemmes av informasjonskriteriene Final prediction error, Akaike informasjonskriterie, Schwarz informasjonskriterie og Hannan-Quin informasjonskriterie. Informasjonskriteriene er ikke stabile mellom modellspesifikasjonene, noe som er ønskelig for å sikre et likt sammenligningsgrunnlag. Det optimale antall lags varierer mellom tre og fire, og det er tatt et subjektivt valg om å velge fire. Modellene vil da kunne vurdere effekten av en endring opp til ett år etter at endringen fant sted.

4.3 Likevektsjusteringsmodell

Likevektsjusteringsmodeller brukes for å kunne vurdere både lang- og korttidsdynamikken i en modell. Modellen fanger lineære og stabile prosesser mellom en eller flere ikke-stabile prosesser som ellers forsvinner om modellen kun differensierer bort trender. Dette er interessant å se nærmere på for å vurdere om effekten av konsumenttillitt på konsum kan forklares som en mer langsiktig forståelse av flere variabler.

4.3.1 Engle-Granger-test for kointegrasjon

Engler-Granger presenterer en *error correction model* hvor residualene av en regresjon mellom ikke stabile prosesser brukes for å finne den langsiktige likevekten mellom variablene. Testen vurderer om det finnes en kointegrert vektor i modellen, men den er

ikke i stand til å vurdere hvilke variabler som er kointegrerte med hverandre i tilfeller hvor det er flere enn to kointegrerte variabler. Dicky-Fuller testen, som beskrives nærmere i delkapittel i 4.5.4, brukes for å vurdere integrasjonen i variablene som brukes. Engle og Granger (1987) presenterer en fire-steps prosedyre hvis formål er å teste og justere for langsiktig likevekt. Fremgangsmåten som presenteres i denne oppgaven er hentet fra Enders (2015), og beskriver hvordan man identifiserer modeller som kan være kointegrert og hvordan man utfører likevektsberegninger:

(1) **Vurdere prosessene som brukes i regresjonen.** For at det skal finnes en kointegrert vektor er det avhengig av at prosessene er av samme orden. Det vil si at prosessene må differensieres like mange ganger for å bli stabile. For at det potensielt skal finnes en likevekt må det være minst to variabler som er integrert av samme orden større enn null. Augumentert Dickie-Fuller, også kjent som ADF-test, brukes i denne oppgaven for å sjekke integrasjonsordenen i prosessene. Om variabelen ikke er stabil, differensieres dataen, og ADF-testen kjøres på nytt for å sjekke om dataene er stabile etter differensiering.

(2) **Estimere langsiktig sammenhenglikevekt.** En OLS-regresjon kjøres med variablene som er integrert av samme orden. Datavariablene er ikke behandlet, og vil ha enhetsrøtter. Modellen vil lide av spuriøse resultater ¹⁰, og kan i seg selv ikke brukes til analyseformål. For at variablene skal være kointegrerte avhenger det av at residualene til denne regresjonen er stabil. Om ikke dette er tilfelle er ikke variablene kointegrerte. ¹¹ Stabiliteten i residualene sjekkes med ADF-test. Gitt at residualene er stabile, vil vi ta vare på dem for å bruke dem i neste del.

(3) **Estimere likevektsmodellen.** Likevektsmodellen er en modell med differensierte verdier både av de kointegrerte variablene og andre aktuelle variabler, samt de estimerte residualene fra som ble funnet i del (2). De differenserte verdiene representerer korttidsdynamikken i modellen, mens residualene fra (2) representerer langtidslikevekten. Alle regressorene er nå stabile. Derfor kan vi igjen bruke en OLS-estimator til å finne

¹⁰Spuriøse resultater er misledende. Resultatene skyldes at bevegelsene i serien er like, og dermed assosiert med hverandre, men de er ikke i stand til å argumentere for en kausal effekt.

¹¹For at det skal være mulig med kointegrasjon kreves det at errorleddet i regresjonen er stabilt, se side 344-350 i Applied econometric time series, Enders

effektene variablene har uten å være redd spuriøse resultater. α -koeffisienten, som beskriver effekten av errorkorrigeringen, er påvirkningskraften langtidslikevekten har i modellen. Det vil altså si hvordan forrige periodes avstand fra den langsikte likevekten påvirker modellen. En høy verdi betyr at forrige periodes avvik fra den langsiktige likevekten raskt rettes opp igjen, og modellen havner raskt i likevekt. Om α -verdien er lav vil avvik fra likevekten bruke lang tid på å rette seg inn igjen. α er et mål på tiden avvik vil bruke for å komme seg tilbake i likevekt. Modellen tar form som dette:

$$\Delta \log C_t = \text{konstant} + \alpha_1 (\log C_{t-1} - \log Y_{t-1} - \log W_{t-1}) + \sum_{i=1}^n \Delta \log C_{t-i} \quad (4.7)$$

$$+ \sum_{i=1}^n \Delta \log Y_{t-i} + \sum_{i=1}^n \Delta \log W_{t-i} + \sum_{i=1}^n \Delta Z_{t-i}^k + \epsilon_t$$

(4) **Vurdere modell.** Avslutningsvis vurderer vi resultatene fra steg (3). Residualledet sjekkes, og skal være white noise. Speed-of-adjustment koeffisienten må være signifikant. Om koeffisienten ikke er signifikant, vil det ikke eksistere en kointegrert vektor som har betydning for resultatet. Om alle disse kriteriene møtes vil det finnes en langsiktig effekt mellom de kointegrerte variablene.

4.4 Impulsresponsfunksjoner

Impulserresponsfunksjoner er en metode for å vurdere effekten av et sjokk i x på y i et VAR-system, se Sims (1980). Impulseresponsefunksjonen er i stand til å fange tidsforløpet av et sjokk mellom to variabler i systemet, som betyr at det er mulig å vurdere sjokkets dynamikk i tiden etter at sjokket inntreffer. Modellen tar form som:

$$y_t = \mu_i + \sum_{i=0}^{\infty} \Phi_i \epsilon_{t-i}, \quad (4.8)$$

hvor

$$y = \begin{pmatrix} \Delta \text{tillit}_t \\ \Delta Z_t^k \\ \Delta \text{Konsum}_t \\ \Delta \text{Inntekt}_t \end{pmatrix} \quad (4.9)$$

,hvor μ_i er en vektor med gjennomsnittlige verdier av seriene i VAR-modellen, Φ_i er en $n \times n$ matrise med impaktmultiplikatorer og ϵ_{t-i} er en vektor med feilleddene til de forskjellige variablene. Impaktmultiplikatorene beskriver i hvor stor grad et én enhets sjokk i en gitt variabel, x , påvirker en annen variabel, y , etter å ha justert for sjokket i hele VAR-systemet. Ved å oppdatere modellen fremover til periode $t + 1$ og videre fremover i tid, er det mulig å følge effekten av sjokket fra periode t , og se på den langsiktige effekten sjokket vil ha. Impaktmultiplikatoren vil forandre seg over tid, og om sekvensen mellom dataseriene brukes er stabil, vil effekten på sikt konvergere mot null og forsvinne.

Effektene sjokkene har vurderes gjennom en Cholesky dekomposisjon. Når Cholesky dekomposisjon brukes for å vurdere sjokkeffekter vil det være en asymmetri i VAR-modellen, hvor sjokk i variabelen som rangeres først i systemet påvirker de andre variablene i modellen både i dagens periode og laggede perioder, i motsetning til sjokk i de resterende variablene som kun påvirker variabler med laggede effekter. Eksempelvis om konsumenttilliten settes før konsumet i VAR-modellen vil sjokk i tillitten i dag ha en effekt på dagens konsum, mens sjokk i konsumet ikke vil ha en effekt på konsumtillitten i dagens periode. Dette gjør at det er av interesse for impulsefunksjonen hvilken rekkefølge variablene er satt opp i. Valget av rekkefølge blant variablene er satt til : Tillit, ΔZ_t^k , konsum og inntekt. Rekkefølgen som er satt opp i denne oppgaven er hentet fra Bram og Ludvigson (1998) og er også brukt i Dees og Brinca (2013). Dees og Brinca tester flere forskjellige spesifikasjoner, og observerer en svært lik dynamisk effekt og en minimal forskjell i effektens størrelse mellom dem. Hovedvekten av oppgaven ligger på verdien av tillit, dermed blir dette det mest egnede valget av rekkefølge.

4.5 Andre benyttede tester

4.5.1 Residualtester

Residualtester brukes for å vurdere variansen i OLS-estimatoren, mer spesifikt for å vurdere homoskedastisitet og seriekorrelasjon. Brudd på homoskedastisitet og seriekorrelasjon betyr at en annen estimator vil være mer passende å bruke,¹² og at koeffisientene som beskriver effekter vil ha større varianse enn om antagelsene er oppfylt. Brudd på normalitet vil bety at t- og f-testene som brukes til å vurdere om variablene har effekt ikke er lenger er gyldige mål på statistisk signifikans.

Breusch-Pagan/Cook-Weissberg brukes for å teste for homogenitet, hvor H_0 : konstant varianse, Engles Lagrange LM-multiplikator tester for ARCH-effekter, det vil si seriekorrelasjon, hvor H_0 :ingen ARCH-effekt, Breusch-Godfrey tester for autokorrelasjon, hvor H_0 : ingen autokorrelasjon og Shapiro-Wilks tester for normalitet i modellens residualer, hvor H_0 : residualene er normale. Om residualene bryter med kravene om homoskedastisitet eller seriekorrelasjon, vil Newey-West estimatoren brukes til å korrigere for dette.

4.5.2 R^2 og justert R^2

For å sammenligne modellspesifikasjoner opp mot hverandre brukes \bar{R}^2 . \bar{R}^2 beskriver hvor godt de uavhengige variablene er i stand til å forklare den avhengige variabelen. I motsetning til den vanlige R^2 som alltid vil øke i forklaringskraft om det tillegges nye variabler, vil \bar{R}^2 kunne både øke og synke, avhengig av forklaringskraften i den nye variabelen som legges til. Årsaken ligger i at summen av residualer, SSR, aldri kan øke om det legges til nye forklaringsvariabler da de uansett vil være med på å senke residualverdiene. R^2 og \bar{R}^2 defineres som

$$R^2 = 1 - \frac{(SSR/n)}{(SST/n)} \quad (4.10)$$

¹²Homoskedastisitet= vektet minste kvadraters metode, seriekorrelasjon = generalisert minste kvadrats metode, Normalitet= MLE estimator

$$\bar{R}^2 = 1 - \frac{\frac{SSR}{(n-k-1)}}{\frac{SST}{(n-1)}} \quad (4.11)$$

hvor n er antall observasjoner og k er antall forklaringsvariabler i regresjonen, og SSR er summen av arealet til residualene. For at en ny forklaringsvariabel skal gi økt forklaringskraft må den være i stand til å senke SSR i den grad at selv med k nye variabler vil uttrykket $\frac{SSR}{(n-k-1)}$ være lavere enn hva det var før k -variablen ble lagt til. \bar{R}^2 vil med andre ord straffe modellen om det legges til variabler som ikke er i stand til å gi nok informasjon om den avhengige variabelen.

4.5.3 Hypotesetester

Hypotesetesting er statistisk testing for å vurdere påstander om en populasjon er rimelig å anta. Testingen foregår ved å ha to hypoteser; 1. nullhypotesen, hvor påstanden ikke kan bevises å være feil, og 2. alternativhypotesen som godtas om nullhypotesen brytes, og det er mulig å påvise at påstanden i nullhypotesen sannsynligvis er gal. T-test, f-test og p-verdi er alle tester som kan brukes til å avkrefte eller bekrefte hypoteser. Testene resulterer i test-statistikker som sammenlignes med det forhåndsbestemte kravet til konfidens som stilles. De kritiske verdiene baserer seg på normalfordeling i datamaterialet. Om statistikkene bryter med de kritiske verdiene, vil nullhypotesen forkastes.

Kravene til signifikans for å kunne forkaste nullhypotesen i oppgaven er satt til ti, fem og én prosent. Resultater som krever ti prosents konfidensnivå er det mest usikre resultatet jeg er villig til å godta, og vil kommenteres spesifikt om det observeres.

T-test

T-test er en test for å vurdere om effekten av en enkelt variabel har signifikant forklaringskraft til å forklare variasjoner i den avhengige variabelen. T-verdien finnes ved følgende formel,

$$t = \frac{\bar{x} - \mu}{s/\sqrt{n}} \quad (4.12)$$

hvor \bar{x} er gjennomsnittet i populasjonen, μ er hypotesesnittet, s er standardavviket i populasjonen og n er antall observasjoner.

F-test

F-testen er en test for å vurdere om flere variabler samlet sett har effekt på den avhengige variabelen, y , selvom den enkelte effekten ikke er signifikant. Dette er i motsetning til t-testen som kun har kapasitet til å sjekke effekten av en spesifikk variabel. F-testen er praktisk å bruke når totaleffekten av lagger skal bestemmes. F-verdien finnes ved følgende formel,

$$F = \frac{(SSR_r - SSR_{ur})/q}{(SSR_{ur})/(n - k - 1)} \quad (4.13)$$

hvor SSR_{ur} er summen av de kvadratiske residualene i modellen med alle variablene, den fulle modellen, SSR_r er summen av de kvadratiske residualene i modellen uten variablene som ønskes sjekket for påvirkningskraft, den delvise modellen, q er forskjellen i antall variabler mellom den fulle og den delvise modellspefisikasjonen, n er antall observasjoner og k er antall variabler i modellen den fulle modellen. Nullhypotesen er at de ekstra variablene i den restriktede modellen ikke har noe effekt på variasjoner i y , og alternativhypotesen er at de ekstra variablene har effekt på variasjoner i y .

p-verdi

p-verdi er en verdi som beskriver sannsynligheten for å få et resultat som er lik eller mer ekstremt enn den observerte verdien dersom nullhypotesen er sann. Om p-verdien er under hva som er satt som krav til konfidens, vil nullhypotesen brytes, og alternativhypotesen godtas. p-verdien rapporteres sammen med t- og f-statistikken i STATA.

4.5.4 Augmented Dicky-Fuller test

Dicky-Fuller testen er en test som vurderer om en prosess inneholder en *enhetsrot*. Om en serie har en enhetsrot betyr det at periode t er et resultat av periode $t - 1$ pluss en uforutsigbar effekt ϵ . Det vil altså være umulig å forutsi resultatet i periode t , og prosessen vil være stokastisk. Stabile prosesser kategoriseres som prosesser der gjennomsnitt og

varianse ikke forandrer seg over tid, og autokorrelasjonen mellom realisasjonene er raskt synkende, noe som gjør det mulig å bruke tidligere realiseringer av prosessen til analyseformål, i og med at realiseringene er gjentagende og uavhengig av tidligere resultater.

Augumentert Dicky-Fuller test skiller seg fra en vanlig Dicky-Fuller test ved at den er i stand til å kjøre tester av en høyere autoregressiv order, AR(k)-modeller. Dicky-Fuller kan kun brukes på modeller med én lagget verdi, mens agumentert Dicky-Fuller kan kjøre K -verdier. Dette er ønskelig å teste da en AR(1) modell kan mangle viktig informasjon som finnes i tidligere perioder. For eksempel kan det finnes forsinkede effekter som er av betydning. Modellen som brukes for å vurdere stabilitet er som følger,

$$\Delta y_t = \alpha + \gamma y_{t-1} + \sum_{i=1}^n \delta_i y_{t-i} + \epsilon_t \quad (4.14)$$

$$H0 : \gamma = 0 \quad H1 : \gamma \neq 0$$

Om nullhypotesen ikke kan avkreftes betyr det at prosessen har en enhetsrot, men om nullhypotesen ikke kan avkreftes, og vi godtar den alternative hypotesen er prosessen stabil. Om prosessen er stabil uten å ha behandlet dataene i noen form vil prosessen være en stabil prosess etter orden null, $I(0)$. Hvis prosessen blir stabil etter å ha blitt differensiert én gang kalles den en $I(1)$ prosess. Dette fortsetter videre, men det er svært få prosesser som er av orden $I(2)$ eller høyere.

5 Datamaterialet

5.1 Databeskrivelse

5.1.1 Utvalg

Denne oppgaven bruker tidsseriedata i tidsrommet mellom 1. kvartal 2002 til og med 3. kvartal 2019. Alle seriene utgis på kvartalsvis frekvens, og det er ingen mangler i datasettet, det vil si at alle variablene har observasjoner i hvert kvartal gjennom hele tidsløpet. Perioden er 17 år og 9 måneder lang, og består av 71 observasjoner. Tidrommet er valgt på grunnlag av at en av de viktigste variablene som brukes, disponibel inntekt, kun er blitt utgitt på kvartalsvis frekvens siden 1.kvartal 2002.

5.1.2 Datakilder

Datamaterialet er hentet fra Statistisk sentralbyrå, Finans Norge, Opinion AS, Norges Bank og Oslo Børs. Se appendiks B for mer informasjon om kilder.

5.1.3 Datavariabler

- *Konsum i husholdningen.* Konsum i husholdningene er husholdningens utgifter til konsum, det vil si utgifter til anskaffelser av varer og tjenester for konsumformål. Tall hentet fra SSB.
- *Disponibel inntekt* beskrives som inntekt som kommer fra individets arbeidsaktivitet. Tall hentet fra SSB.
- *Finansiell formue.* Den finansielle formuen består av bankinnskudd, sedler, gull, sertifikater, obligasjoner, utlån og egenkapital i form av aksjer, verdipapirer, pensjonsrettigheter, derivater og forsikringsreserver. Finansformuen tar ikke med husholdningenes verdi i fast eiendom. Absolutt formue. Tall hentet fra SSB.
- *Arbeidsledigheten.* Arbeidsledigheten representerer ledighet i arbeidsstyrken i alderen 15-74 år. I årene mellom 2002 og 2006 ble ledigheten rapportert i aldersgruppen 16-74 år. Tall hentet fra SSB.
- *Aksjekurs* representerer hovedindeksen på Oslo Børs. Hovedindeksen består av de

mest omsatte aksjene på børsen. Tall hentet fra Oslo Børs.

- *Risikofri rente*. Den risikofrie renten er gitt som NIBOR3. NIBOR er betegnelsen på gjennomsnittelig rente som kreves på usikrede lån mellom banker med NIBOR status.¹³ 3 måneders renten er et standard referansemål på risikofri rente i Norge. Tall hentet fra Norges Bank og Oslo Børs
- *Tillit*. Konsumenttillitsindekser hvis formål er å fange husholdningenes tiltro til økonomien. I Norge finnes det to tillitsindekser. I denne oppgaven brukes kun Finans Norges Forventningsbarometeret til å representere konsumenttilliten.¹⁴

5.1.4 Databehandling

Justering for sesongvariasjoner og faste priser

Datasettene som brukes er justert til faste 2017-priser og sesongjustert om nødvendig. Faste priser brukes for å justere for den generelle prisstigningen på varer og tjenester, og gjør det mulig å sammenligne konsumentenes kjøpekraft på tvers av tid. Flere av datasettene leveres originalt fra kilden i 2015-priser, men er omjustert ved å omskalere konsumprisindeksen fra 2015 til 2017 priser. Basisåret i oppgaven er 2017. Datasettene som endres fra 2015 til 2017 priser er disponibel inntekt og formue.

Hovedindeksen leveres uten noen form for prisjusteringer fra kilden. Hovedindeksen justeres for faste 2017-priser ved bruk av konsumprisindeksen.

Sesongjusteringer brukes for å fjerne gjentakende sesongvariasjoner, som økt konsum av varer og tjenester hver julesesong og salg av shortser når sommeren nærmer seg. Dermed vil faste og forventede variasjoner ikke ha betydning som en forklarende faktor, kun variabelens trend vil ha en forklarende effekt. Datasettene som krever sesongjustering, det vil si alle husholdningskonsumvariablene og disponibel inntekt, leveres begge av SSB og er

¹³DNB, Danske Bank, Handelsbanken, Nordea, SEB og Swedbank.

¹⁴De to konsumenttillitsindeksseriene som brukes i denne oppgaven er blitt observert over forskjellige tidsperioder. Forventningsbarometeret strekker seg tilbake til 1992, mens Forbrukermeteret begynte sine målinger i 2007. Det er kjørt robusthetssjekk i perioden 2007-2019 hvor begge indeksene er vurdert, og det konkluderes med at de økonomiske effektene av de to tillitsproxyene er svært like når variasjoner i totalkonsumet skal forklares, se appendiks A. Derfor er det naturlig å anta at resultatene som observeres av Forventningsbarometerets effekt på konsum i tiden mellom 2002 og 2019 på konsum er overførbare til Forbrukermeterets effekt i årene 2007-2019. Dette gjør at jeg i denne oppgaven vil bruke Forventningsbarometeret som proxy for konsumenttillit for å få et større datagrunnlag til analysen.

også sesongjustert av SSB.¹⁵

Forventningsbarometeret er justert for sesong- og tilfeldige variasjoner for å tydeliggjøre utviklingstrekkene i tilliten. Forbrukermeteret er ikke justert for sesongvariasjoner.

Omgjøring av frekvens på observasjoner

De fleste av seriene er utgitt av sine respektive kilder på kvartalsvis frekvens. Unntakene er Forbrukermeteret, risikofri rente og hovedindeksen. Forbrukermeteret og den risikofrie renten utgis på månedlig basis, mens aksjekursene er daglige sluttkurs. Forbrukermeteret ble mellom oppstarten i 2007 til og med 2010 ikke utgitt i juli måned. Løsningen blir å generere et resultat som er et gjennomsnitt av de to månedene juli grenser til, juni og august, for å lage en proksi for konsumtillit i juli.

For å generere kvartalsobservasjoner av disse datavariablene er det tatt gjennomsnitt enten av de tre månedene i hvert kvartal, i tilfellene Forbrukermeteret og risikofri rente, mens aksjekursen er gjennomsnittet av de daglige sluttkursene i kvartalet. Utrekningene er gjort ved hjelp av Microsoft Excels pivot-tabell.

Bruk av logaritmiske skalaer

Konsumseriene, disponibel inntekt og formue brukes på log-form. Dette gjøres av to grunner. Log-form vil gjøre det enklere å tolke resultatene av regresjonsmodellen, og samtidig vil log-formen gjøre den ikke-lineære konsumlikningen lineær, se Andersen et al. (2016). Omgjøringen til log er gjort via analyseprogrammet STATA.

Differensiering

Datavariablene som benyttes i oppgaven er stort sett serier som inneholder *enhetsrøtter*. ADF-testen som er presentert i kapittel 4 brukes for å vurdere dataene. Med unntak av konsum av semi-varige varer, lider samtlige av prosessene av enhetsrøtter på 5 prosents konfidensnivå. Om seriene differensieres én gang vil alle seriene bli stabile, og vil kunne brukes til analyseformål. Dermed vil prosessene være $I(1)$ prosesser som må differensieres

¹⁵SSB sesongkorrigerer dataene i nasjonalregnskapet ved hjelp av sesongjusteringsprogrammet X-12-ARIMA.

én gang for å oppnå stabilitet.

Resultatet av ADF-testen presenteres i tabell 1.

Tabell 1: Vurdering av enhetsrøtter i prosessene ved bruk av ADF-test.

Variabel	ADF p-verdi	Enhetsrot?
Forventningsbarometeret	0.4287	Ja
Δ Forventningsbarometeret	0.0182	Nei
Forbrukermeteret	0.2147	Ja
Δ Forbrukermeteret	0.0000	Nei
Totalkonsum	0.1534	Ja
Δ Totalkonsum	0.000	Nei
Ikke-varig konsum	0.3519	Ja
Δ Ikke – varigkonsum	0.0000	Nei
Semi-varig konsum	0.0013	Nei
Δ Semi – varigkonsum	0.0000	Nei
Varig konsum	0.2143	Ja
Δ Varigkonsum	0.0000	Nei
Service konsum	0.8396	Ja
Δ Servicevarigkonsum	0.0000	Nei
Disponibel inntekt	0.5305	Ja
Δ Disponibelinntekt	0.0000	Nei
Formue	0.0843	Ja
Δ Formue	0.0000	Nei
Ledighet	0.1725	Ja
Δ Ledighet	0.0000	Nei
Aksjekurs	0.6779	Ja
Δ Aksjekurs	0.0000	Nei
Risikofri rente	0.2321	Ja
Δ Risikofrirente	0.0015	Nei

5.2 Hendelser i datasettet

Gjennom den i overkant av 17 år lange tidshorisonten som er brukt i denne oppgaven har det skjedd flere hendelser som har hatt stor innvirkning på økonomien. Det er spesielt tre hendelser som har utløst kraftige bevegelser i konsumenttilliten i Norge.

5.2.1 9/11

Terrorangrepene 11. september 2001, der ekstremistgruppen al-Qaida gjennomførte et koordinert terrorangrep mot flere amerikanske mål, resulterte i stor usikkerhet blant konsumenter.

Garner et al. (2002) skriver at selv om de økonomiske følgene av angrepet var store, tok konsumenttilliten seg opp til raskt, og ved inngangen til 2002 var tilliten på samme nivå som før angrepet. Det kraftige fallet som er observeres gjennom 2002 er derfor ikke direkte knyttet til det faktiske angrepet, men var en utløsende faktor for kraftig nedgang i økonomien. Et pågående bear-marked etter dot-com boblen og krigsintervensjon i Irak, er årsaker som kan være med på å forklare nedgangen i konsumenttilliten i Norge i 2002.

5.2.2 Finanskrisen 2007/08

Finanskrisen i 2007-2008 var en krise med rot i det finansielle systemet, og var forårsaket av store nedskrivninger av verdier av subprime lån. Subprime lån er lån gitt til lånetagere hvor det ansees realistisk at lånetager vil ha problemer med å betale tilbake lånebeløpet. Problemene med subprime lån førte til en bankkrise hvor banker med store utlån til subprime lånetagere gikk på enorme tap, og store banker gikk konkurs. Krisen resulterte i at økt ledighet, tapte børsverdier og statlige støtte for å forhindre kollaps i det finansielle systemet. For Norges del doblet arbeidsledigheten i årene etter finanskrisen, børsen mer enn halverte seg iløpet av sommeren 2008 og antall årlige konkursbegjæringer økte ca. 70 prosent fra 2007 til 2009. Effektene av krisen var med andre ord store.

Duca et al. (2010) argumenterer for at krisen skyldes at risikoen ved sub-prime lån ble undervurdert. Både i form av lite historisk data, og risikomodeller som utelot huspriser som forklaringsvariabel, noe som igjen medførte at prognosene ble misvisende, og

lånene ble vurdert som langt sikrere enn hva de faktisk var.

5.2.3 Oljeprisfallet

Oljeprisfallet som skjedde på midten av 2010-tallet skyldes overproduksjon av olje i verden. Årsakene er flere og komplekse, men hovedproblemet var en mangel på vilje til å samarbeide om total produksjon blant de største oljeproduserende landene i verden (Baumeister og Kilian, 2016). Mellom juni i 2014 og januar i 2016 falt oljeprisen 68 prosent fra en topp på 110 til en bunn på 35 dollar fatet for nordsjøolje. Siden bunnen i 2016 har prisene forholdt seg mer stabile, frem til våren 2020, hvor prisen igjen stupte kraftig etter ny uenighet om produksjon. I et land som Norge, som har en betydelig oljenæring, vil usikkerhet rundt oljepris være viktig. Cappelen et al. (2014) argumenterer for at norsk økonomi er følsom for svingninger i oljeprisen, og at store endringer i kursen vil senke husholdningskonsumet kraftig. Fallet i tillit i 2014 tyder på at husholdningene også fryktet et slik utfall.

6 Empiriske resultater

6.1 Dekomponering av Konsumenttillitsmålet

Denne delen av oppgaven har som formål å dekomponere konsumenttillitsvariabelen. Ideen bak er å kartlegge viktige drivere i folks tiltro til økonomien. Dette gjøres ved å introdusere en regresjonsligning hvor tillitsindeksen er den avhengige variabelen, og de uavhengige variablene er andre makroøkonomiske variabler som kan ha en effekt på husholdningenes økonomiske tanker. Variablene som brukes til å forklare tilliten er husholdningens konsum, disponible inntekt, formue, aksjekurser, arbeidsledighet og risikofri rente. Modelleringen er på differensiert form, og disponibel inntekt og formue er på logform. Konsum, disponibel inntekt, formue og hovedindeksen er presentert i faste 2017-priser. Variablene som brukes i modellen er differensierte for å sikre stabilitet ettersom flere av variablene er I(1) prosesser.

$$\begin{aligned} \Delta\text{tillit}_t = & \beta_0 + \beta_1\Delta\log\text{konsum}_t + \beta_2\Delta\log\text{disp}_t + \beta_3\Delta\log\text{formue}_t + \\ & + \beta_4\Delta\text{Risikofrirente}_t + \beta_5\Delta\text{arbl}_t + \beta_6\Delta\log\text{hovedindeks}_t + \epsilon_t \end{aligned} \quad (6.1)$$

På forhånd er det forventet at konsum, inntekt, formue og aksjekurser vil påvirke husholdningenes formening om økonomien positivt, mens risikofri rente og ledighet vil påvirke negativt.

Resultatene som observeres er at variablene med størst praktisk betydning for folks privatøkonomi vil være best i stand til å forklare endringer i tillitsindeksene. Dette er variablene aksjekurs, risikofri rente og ledighet. Effektene av disse er signifikante helt ned på 1 prosents konfidensnivå, og påvirkningskraften deres ansees som svært sikker. Årsaken er at de tre variablene har en praktisk betydning for folk flest, da det vil være direkte betydning i form av jobbsikkerhet, lånerenter og sparing. Resultatene av risikofri rente og ledighet er presentert på level-level form, mens resultatet av aksjekurs er presentert på level-log form. Effekten av en permanent økning i ledighet har en negativ effekt på tillitsindeksen, og en oppgang på én prosent vil senke tillitsindeksen med 3.3 poeng. Om den risikofrie renten øker vil den også ha en negativ effekt på tilliten, og ved en oppgang på én prosent vil effekten være en nedgang i tilliten på 3.49 poeng. En positiv endring

Tabell 2: Effekter av variabler som påvirker tillit. Variablene er hentet fra samme periode som tilliten, periode t .

Variabler	Effekt på tillit
$\Delta konsum$	80.38 (0.326)
$\Delta inntekt$	27.37 (0.095)
$\Delta Formue$	-25.11 (0.462)
$\Delta aksjekurs$	27.14 (0.000)
$\Delta Risikofrirente$	-3.49 (0.000)
$\Delta ledighet$	-3.314 (0.008)
\bar{R}^2	0.476
LM ARCH(4)	0.496
Shapiro-Wilks	0.955
Breusch-Godfrey (4)	0.001
Breusch-Pagan	0.242

i hovedindeksen har en positiv påvirkning på tilliten, og en oppgang på én prosent vil øke tilliten med 0.27 poeng. Det som er viktig her, er at aksjekurs, ledighet og risikofri rente har signifikant effekt når tilliten skal forklares, effektene i seg selv er av underordnet interesse.

Effekten av inntekt er først signifikant på ti prosents konfidensnivå, og vil dermed være en mer usikker indikator på tilliten. Men et konfidensnivå på ti prosent vil det bekreftes at det er noen sammenheng mellom inntekt og formue. Det kan argumenteres for at betydningen dens kommer fra at husholdninger har et ganske tett forhold til egen inntekt og egne lønnsutsikter. Effekten som observeres er på level-log form. En permanent økning på én prosent i inntekt medfører en økning i tilliten på 0.27 poeng, og det vil observeres en positiv effekt mellom inntekt og konsumenttillit.

I motsetning til variablene presentert så langt, vil ikke konsum eller formue være av betydning for å forklare husholdningens tillit til økonomien. Oppfatningen av variablene kan fremstå diffus og vanskelig for husholdninger å begripe betydningen av, i motsetning til de andre, hvor det er et større praktisk betydning for husholdningene. Prosessene

forholder seg også relativt stabile, noe som også gjør det vanskelig for husholdningene er tolke, da det er vanskelig å ta inn over seg praktisk betydning på for eksempel en 0.5 prosents økning i formue.

For å evaluere tillitsvariabelen er det blitt brukt anerkjente makroøkonomiske dataserier i et forsøk på å belyse hvilken informasjon tillitsvariabelen har. Modellen er istand til å beskrive 47,6 prosent av variasjonene i tilliten. Dette betyr at selv etter å ha introdusert batteriet med antatte betydningsfulle variabler som kan ha effekt, vil det fortsatt være mye egen informasjon tilstede i tillitsmålet. Spesielt interessant er sammensetning av variabler som vil være signifikante. Variablene som viser seg å være signifikante, vil ha en mer praktisk betydning for husholdningenes økonomiske hverdag, enn hva de ikke-signifikante variablene har. Formue og konsum, som er kjent som viktige drivere når fremtidig etterspørsel skal modelleres, vil i disse datasettene ikke være i stand til å kunne forklare tilliten blant husholdningene. Forventningsbarometeret, som er tillitsindeksen som analyseres her, har en mikro-makro miks i spørsmålsstillingen, hvor det kan argumenteres for at de mikroøkonomiske spørsmålene vil farges av de fire mest nærliggende økonomiske variablene, ledighet, risikofri rente, aksjekurser og disponibel inntekt. Det vil også være en mulighet at disse variablene vil være med å danne grunnlaget for svar på makrospørsmål også. Samlet så vil konsumtilliten kunne kokes ned til å bestå av husholdningenes oppfatning av variabler som har praktisk betydning for dem, men det finnes også mye uforklarlig informasjon i tilliten som ikke andre variabler kan forklare, noe som gjør det interessant å se om denne informasjonen kan være med å predikere konsum.

6.2 Korrelasjonsanalyse av tillit og konsum

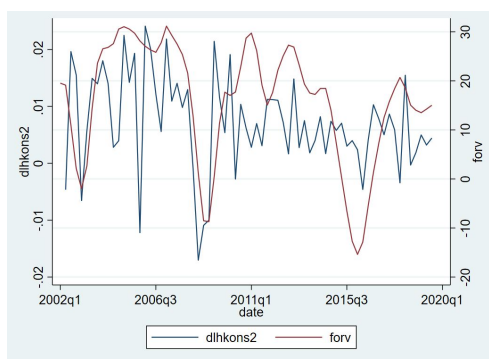
Korrelasjon gir en introduksjon til datamaterialet, og hvorfor det er interessant å se nærmere på sammenhengen mellom konsumenttillit og konsum. Korrelasjonen er målt mellom konsumenttilliten og veksten i konsumet, på lik linje med Kwan og Cotsomitis (2006). Konsumet representeres på differensiert log-form, mens konsumenttilliten representeres i absolutt form. Resultatene tolkes derfor som følger; Om korrelasjonen er høy vil høye absoluttverdier av tillit bety en relativt sett høy vekst i konsum i det samme kvartalet, og motsatt, lave tillitsverdier vil gi små bevegelser i konsumet. Med høye og lave verdier menes store utslag på i positiv og negativ forstand. Figur (1) viser bevegelsene

mellom de forskjellige konsumklassene og konsumenttilliten. Mønsteret som observeres er at de fleste konsumseriene i mer eller mindre grad ser ut til å bevege seg sammen med variasjonen i tilliten. Det observeres kun positive korrelasjoner i område 0.15 til 0.4. Dermed er det en positiv samvariasjon mellom forventningene og konsumet i tidsrommet 2002-2019 i Norge. Kwan og Cotsomitis vurderer korrelasjonen mellom totalkonsum og konsumenttillit i flere europeiske land mellom 1987/88 og 2002, hvor resultatene av korrelasjon observeres mellom 0.225 og 0.476. Dette samsvarer godt med korrelasjonen som observeres i Norge mellom 2002 og 2019 hvor korrelasjonen er 0.4.

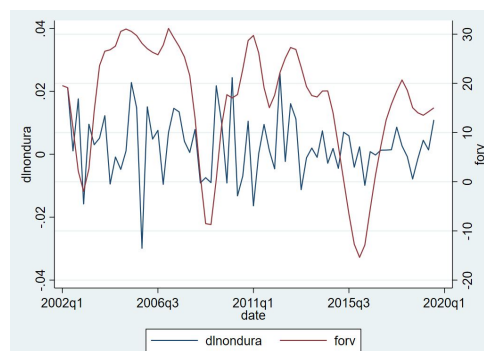
Blant undergruppene av konsum er det konsumet av ikke-varige varer, med en korrelasjon på 15 prosent, som har den laveste samvariasjonen med bevegelser i konsumenttillitsindeksen. Det er også den konsumklassen som skiller seg mest ut fra mengden. Ikke-varige varer er konsumvarer som i de aller fleste tilfeller kjøpes uavhengig av økonomiske forhold, som mat, drivstoff og medisiner. Dette er varer med kort levetid, men som ofte er nødvendig for at husholdningen skal fungere. Derfor er den lave korrelasjonen forventet. Psykologiske forventninger vil i liten grad ha effekt på etterspørselen etter uelastiske konsumvarer, som ikke-varige varer er.¹⁶ De resterende konsumklassene varierer fra ca 28 til 37 prosent korrelasjon med tillitsindeksen, se appendiks C for korrelasjonskoeffisienter.

¹⁶Barsky, House og Kimball beskriver husholdningens konsum av ikke-varige varer som et konsumglattingsvalg som presentert i Livsløps- og Permanentinnteksthypotesen. Dermed vil det ikke være store endringer i konsumet mellom periodene. Robert B. Barsky, Christopher L. House and Miles S. Kimball, 2007.

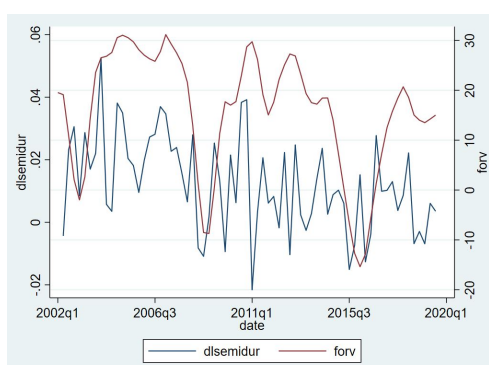
Figur 2: Variasjoner i den logaritmiske og differensierte konsumvariablen og konsumenttillitsindeksen *Forventningsbarometeret* i perioden Q1 2002- Q3 2019.



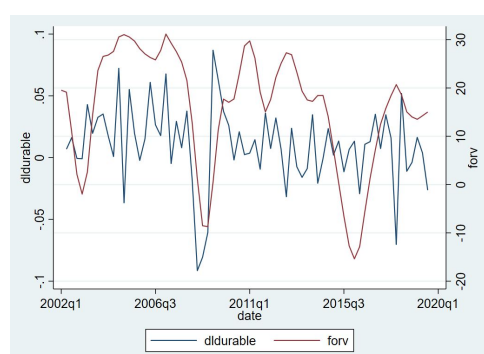
(a) Totalkonsumet



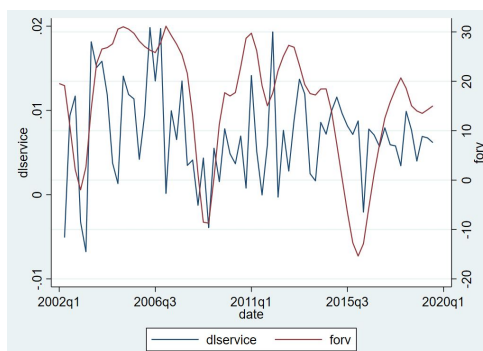
(b) Ikke-varige varer



(c) Halv-varige varer



(d) Varige varer



(e) Service

For å vurdere om korrelasjonene skyldes en faktisk sammenheng, eller om sammenhengen ikke kan avskrives som en ren tilfeldighet, sjekkes korrelasjonssignifikansen. Totalkonsum, konsum av halv-varige-, varige- og servicevarer har signifikant korrelasjon med konsumenttillit helt ned på 2 prosents konfidensnivå, mens korrelasjonen mellom ikke-varige varer og konsumenttillit ikke er signifikant. Derfor vil korrelasjonen på 15 prosent ikke kunne avskrives som en tilfeldighet. Generelt observeres en moderat positiv sammenheng mellom konsumklassene og konsumenttilliten, noe som gjør at det også her er interessant å se nærmere på sammenhengene.

6.3 Valg av modellspesifikasjon

For å analysere effektene mellom konsum og konsumenttillit er det først nødvendig å finne en modell som er i stand til å predikere endringer i fremtidig konsum blant norske husholdninger, for deretter å vurdere om konsumenttilliten vil kunne bidra til å bedre prediksjonen. Dette er for å vurdere om tilliten har informasjon som ikke fanges opp av de andre variablene, altså unik informasjon om fremtidig konsum. Modellene som brukes er følger et Granger-kausalt oppsett.

Drøftingen foregår ved å vurdere flere modellspesifikasjoner opp mot hverandre etter \bar{R}^2 for å finne modellen som best klarer å predikere fremtidig konsum. Modellspesifikasjonene som presenteres i delkapittel 4.2 kjøres, og finner resultatene som er presentert i tabell (2). Fremgangsmåten i analysen er som følger; Først vil resultatene knyttet til totalkonsumet vurderes, deretter konsumklassene. Testingen vil foregå ved at resultatene fra modellene uten konsumenttillit presenteres først, for så å kommentere resultatene for modellspesifikasjoner med konsumenttillit som en forklarende faktor. Avslutningsvis vil det konkluderes med hvilken modell som passer best, og skal brukes som basemodell i oppgaven.

6.3.1 Totalkonsum \bar{R}^2

Først vurderes modellspesifikasjonene uten konsumenttillitsindeksen som forklaringsvariabel. Modellspesifikasjon A, bestående av fire laggede effekter av konsum og inntekt, er i stand til å forklare 8.5 prosent, modellspesifikasjon B, bestående av laggede effekter av konsum, inntekt og finansiell formue, forklarer 35.9 prosent, og modell C, bestående av konsum, inntekt, finansiell formue, risikofri rente, aksjekurser og arbeidsledighet, forklarer 34.1 prosent. Modellspesifikasjon A gjør en langt dårligere jobb med å forklare fremtidig totalkonsum enn spesifikasjon B og C. Dermed står valget mellom spesifikasjon B og C. Det er interessant at modellspesifikasjon B, som har færre forklaringsvariabler enn modellspesifikasjon C, er bedre rustet til å forklare bevegelser i fremtidig konsum. Årsaken til dette er at variablene som legges til i C ikke bidrar med ny og unik informasjon utover variablene som presenteres i spesifikasjon B. Flere av forklaringsvariablene korrelerer kraftig med hverandre, noe som betyr at

de deler mye av den samme informasjon, som igjen betyr at unik forklaringskraft forsvinner fra modellen. Spesielt hovedindeksen er sterkt korrelert med bevegelser i formue, med en korrelasjonskoeffisient på 0.6. Dette er en naturlig samvariasjon da mye av verdiøkningen i formue vil stamme fra verdiøkning på børsen. Om hovedindeksen fjernes som forklaringsvariabel vil \bar{R}^2 i modellspesifikasjon C øke til 36.6 prosent, noe som er bedre en modellspesifikasjon B. Bedringen er marginal, og for å spare observasjoner til å kjøre regresjonen på, vil modell B foretrekkes. Modellspesifikasjonene med antatt viktige makroøkonomiske variabler er på sitt beste i stand til å forklare i overkant av 1/3 av fremtidig bevegelse i konsumet.

Videre legges konsumenttilliten til som forklarende faktor. Konsumenttilliten alene er i stand til å forklare 15 prosent av bevegelsene i det totale konsumet. Om modellspesifikasjon A tillegges konsumenttillit stiger forklaringskraften til 27 prosent, modellspesifikasjon B til 50 prosent, og modellspesifikasjon C til 44 prosent. Alle modellspesifikasjonene vil predikere totalkonsumet bedre når konsumenttillitsindeksen er med som forklarende variabel, enn om den er utelatt. Forklaringskraften øker med henholdsvis 18.5 prosent når konsumenttilliten tillegges spesifikasjon A, 13.9 prosent når den tillegges spesifikasjon B, og 11.8 prosent når den tillegges spesifikasjon C. Endringene som observeres gir en bedring av modellens evne til å forklare variasjoner i neste periode uansett modellspesifikasjon. Informasjonen tilliten besitter har en vesentlig betydning for å bedre modellen. Selv om betydningen konsumenttillits bidrag på \bar{R}^2 er avtagende når det legges til stadig flere variabler, vil den hele tiden være over 10 prosent, noe som er en kraftig forbedring for å forklare bevegelser i fremtidig konsum.

Om hovedindeksen fjernes som forklaringsvariabel i spesifikasjon C vil modellens forklaringskraft gå fra 46 til 49 prosent, noe som betyr at modellspesifikasjon B fortsatt er å foretrekke.

Til å predikere variasjoner i totalkonsumet er konklusjonen den at spesifikasjon B er best egnet med en total forklaringskraft på rett under 50 prosent. Konsumenttilliten er også istand til å bedre prediksjonen betraktelig, og vil ha en betydelig mengde unik informasjon.

6.3.2 Konsumklasser \bar{R}^2

Resultatene av \bar{R}^2 uten konsumenttillit er spredt. Alene vil konsumenttindeksen betydning for å forklare fremtidige bevegelser på mellom 0.7 og 17.8 prosent. Tilliten er i størst grad i stand til å forklare svingninger i konsumet av varige varer og minst i stand til å forklare svingninger i ikke-varige varer. Sannsynligvis skyldes dette forskjeller i egenskapene vareklassene har, og hvor nødvendige de er for husholdningene.

Når modellspesifikasjonene kjøres uten tillit vil det generelt observeres resultater i \bar{R}^2 som er lavere enn de hva den samme modellen resulterer i når den forklarer totalkonsumet. Modellspesifikasjon A er i stand til å predikere 17.2 prosent av konsumet av ikke varige varer, mens i de tre andre konsumklassene vil A spesifikasjonen kun klare å predikere mellom 0.12 og 6.4 prosent av fremtidig variasjon. Når modellspesifikasjon B vurderes vil \bar{R}^2 -verdiene øke i flere av konsumklassene. Konsum av ikke-varige varer øker til 26 prosent, en oppgang på 8.8 prosent i forhold til spesifikasjon A. Konsum av tjenester øker til 22.3 prosent, og vil med det ha en solid oppgang på 15.9 prosent. Konsumet av varige varer stiger fra 4.1 til 11.2 prosent, noe som også er en kraftig forbedring. Konsumet av semi-varige varer er på 0.8 prosent, til 2 prosent. Formuevariabelen vil bedre prediksjonen av samtlige konsumklasser. Keyenes påstår at marginaltilbøyeligheten vil farges av den totale rikdomdommen et individ har, noe som bekreftes her. Modellspesifikasjon C, hvor risikofri rente, hovedindeksen og arbeidsledigheten legges til som forklarende faktorer, observeres synkende \bar{R}^2 i tre av fire konsumklasser i forhold til spesifikasjon B. Konsum av semi-varige varer vil øke med 8.4 prosent. De resterende synker, og de nye forklaringsvariablene vil ikke kunne bidra med nok ny informasjon til å bedre modellen.

I motsetning til totalkonsumet, er det ikke nødvendigvis konsistens mellom konsumklassene hvorvidt det å legge til konsumenttillit i spesifikasjon faktisk bedrer modellens forklaringskraft. Modellspesifikasjon A vil bedre prediksjonen når tilliten legges som forklaringsvariabel i alle konsumklasser unntatt konsum av tjenester. Når spesifikasjon B brukes observeres en økt forklaringskraft i halvparten av konsumklassene. Forklaringskraften stiger når tilliten legges til modellen som beskriver konsum av

semi-varige og varige varer, mens den synker når modellen skal forklare variasjoner i konsum av ikke-varige og service varer. Modellspesifikasjon C følger resultatene som observeres i modellspesifikasjon B, med unntak av resultatene i servicekonsum, hvor tilliten i dette tilfelle bedrer prediksjonen marginalt.

Modellspesifikasjon B vil, med et unntak, ha høyest absolutt forklaringskraft til å predikere variasjoner i alle konsumklassene både før og etter at tilliten er lagt til som forklaringsvariabel. Etttersom modellspesifikasjonen alltid er spesifikasjonen med høyest \bar{R}^2 , er det denne som vil brukes som grunnmodell når de økonomiske effektene av konsumenttillit skal vurderes.

Tabell 3: \bar{R}^2 verdier av modellspesifikasjonene. Modellspesifikasjonene består av fire laggede effekter av hver variabel.

Modell	Total R^2	Ikke -varig \bar{R}^2	Semi -varig \bar{R}^2	Varig R^2	Service R^2
$\Delta Tillit_{t-i}$	0.155	0.007	0.096	0.178	0.018
ΔZ_{t-i}^A	0.085	0.172	0.012	0.041	0.064
$\Delta Z_{t-i}^A + \Delta tillit_{t-i}$	0.269	0.201	0.143	0.261	0.043
ΔZ_{t-i}^B	0.359	0.260	0.020	0.112	0.223
$\Delta Z_{t-i}^B + \Delta tillit_{t-i}$	0.498	0.242	0.198	0.322	0.176
ΔZ_{t-i}^C	0.341	0.214	0.104	0.039	0.096
$\Delta Z_{t-i}^C + \Delta tillit_{t-i}$	0.459	0.162	0.194	0.247	0.103

6.4 Konsumenttillitens effekt på konsum

I denne delen av oppgaven vil den økonomiske betydningen av konsumenttilliten vurderes. Tillitens betydning på totalkonsum er det første som vurderes, deretter effekten tilliten har på de forskjellige vareklassene. Det brukes to modeller for å vurdere effekten, hvor den første som presenteres er minste kvadraters metode, deretter likevektsjusteringsmodellen.

6.4.1 Konsumenttillitens effekt basemodell

Test av Granger-kausale effekter

For å finne ut om modellspesifikasjon B og konsumenttilliten påvirker fremtidig konsum brukes F-tester. F-testene vil vurdere om de fire laggede verdiene av hver enkelt

forklaringsvariabel samlet sett har effekt på konsumet.

Resultatene kan sees i tabell 5. Om resultatet er under 0.05 brytes nullhypotesen, og det vil være en Granger-kausalt effekt mellom variabelen og konsumet. Totalkonsumet og konsum av varige varer er begge påvirket av alle tre variablene helt ned på 2 prosents konfidensnivå. Konsum av semi-varige varer er kun statistisk signifikant med konsumenttilliten. Konsum av service og ikke varige varer påvirkes av tidligere konsum og Z_{t-i}^B , men ikke konsumenttillit. Konsumenttilliten er dermed kun i stand til å forklare endringer i totalkonsum og konsum av semi-varige og varige varer.

Tabell 4: Resultater av F-test for å vurdere effekter i Z_{t-i}^B . Om $p < 0.05$ vil H_0 avkreftes, og det vil være effekt mellom variabelen og konsum.

Variabler	Total	Ikke Varig	Semi Varig	Varig	Service
$\Delta Konsum_{t-i}$	0.013	0.013	0.802	0.019	0.149
ΔZ_{t-i}^B	0.000	0.022	0.273	0.014	0.042
$\Delta Tillit_{t-i}$	0.003	0.607	0.008	0.002	0.909
<i>samlet effekt</i>	0.00	0.013	0.032	0.00	0.048

Effekt på totalkonsum

På forhånd forventes konsumtilliten å ha en positiv effekt på totalkonsumet. Tilliten har som formål å fange informasjon om den generelle befolkningens positive eller negative holdning til økonomien som helhet, noe som igjen antas å ha effekt på befolkningens konsumtilpasninger. Effekten som observeres ved å tillegge konsumenttillitsindeksen til modellspesifikasjon B for å forklare totalkonsum er svært marginal. Resultatet som vises i tabell (4) forteller oss at en positiv permanent økning i konsumtillit på én enhet vil gi en permanent langsiktig økning på beskjedne 0.08 prosent på totalkonsumet. Funnet er statistisk signifikant, noe som betyr at effekten er vedvarende og konsistent, men den økonomiske effekten er derimot nærmest neglisjerbar i forhold til effektene de andre variablene i spesifikasjon har.

Når modellen tillegges tillitsindeksen tilltar effektene av tidligere konsum og inntekt, mens formuevariabelens effekt er lik som i modellspesifikasjonen uten tillit. Endringene skyldes korrelasjonen mellom variablene, og at tilliten deler informasjon med de andre forklaringsvariablene.¹⁷ De unike prediksjonsegenskapene som finnes i konsum- og

¹⁷Se appendiks D for korrelasjon mellom variablene

inntekstvariabelen etter at tilliten er justert for endres. Etter justeringen vil konsumet ha en negativ effekt på 1.12 prosent, mot 1 prosent tidligere, inntekt vil ha en positiv effekt på 0.47 prosent mot 0.32 prosent tidligere og effekten av formue forholder seg konstant. Det er naturlig å forvente at dette skjer endringer, da konsumenttilliten vil fange husholdningens opplevelse av de økonomiske forholdene de lever i, som igjen er et samspill av konsum, inntekt og formue.

Tabell 5: Effekter av modellspesifikasjon Z_{t-i}^B på totalkonsum.

Variabler	Z_{t-i}^B	$Z_{t-i}^B + \Delta\text{tillit}_{t-i}$
$\Delta\log\text{Konsum}_{t-i}$	-1.011 (0.0000)	-1.1177 (0.0000)
$\Delta\log\text{Inntekt}_{t-i}$	0.3183 (0.0090)	0.4716 (0.0004)
$\Delta\log\text{Formue}_{t-i}$	0.7658 (0.0007)	0.7570 (0.0000)
$\Delta\text{Tillit}_{t-i}$		0.0008 (0.0002)
R^2	0.3591	0.4982
LM ARCH(4)	0.6234	0.8604
Shapiro-Wilks	0.1631	0.2363
Breusch-Godfrey (4)	0.6061	0.0722
Breuch-Pagan	0.0984	0.4861

Effekt på konsumklasser

Resultatene som observeres mellom de forskjellige konsumklassene er spredd. Her er kun effektene av modellen med tillit vurdert. Dette gjøres fordi jeg ønsker å se på konsumenttillitens effekt på forskjellige vareklasser og forskjellige priselastisiteter, da det allerede er bevist at tilliten har betydning på totalkonsumet som vist over. Konsumenttilliten er kun signifikant i tilfellene hvor jeg vurderer konsum av semi-varige og varige varer, i de resterende konsumklassene finnes det ikke en signifikant sammenheng mellom konsumtillit og konsum.

Som i delkapittelet over, er de forventede effektene som følger; laggede variabler av konsum er forventet å ha en negativ effekt, laggede tillits-, inntekts og formuevariabler antas å ha en positiv effekt. Resultatet står i stil med forventningene her også. Effekten som observeres av en permanent økning i konsumenttilliten er liten i samtlige konsumklasser.

Tabell 6: Effekter av modellspesifikasjon Z_{t-i}^B på konsumklasser.

$Z_{t-i}^B + tillit_{t-i}$	Ikke-Varig	Semi-varig	Varig	Service
$\Delta \log Konsum_{t-i}$	-0.8952 (0.0133)	0.1812 (0.5610)	-0.8669 (0.0192)	-0.5512 (0.1491)
$\Delta \log Inntekt_{t-i}$	0.4817 (0.0260)	-0.0469 (0.6855)	1.006 (0.1359)	-0.0095 (0.7893)
$\Delta \log Formue_{t-i}$	0.2237 (0.1620)	0.5638 (0.1206)	1.6263 (0.0844)	0.4042 (0.0224)
$\Delta Tillit_{t-i}$	-0.0001 (0.6072)	0.0014 (0.0036)	0.0043 (0.0016)	-0.0001 (0.9087)
R^2	0.2420	0.1980	0.3219	0.1759
LM ARCH(4)	0.3431	0.8662	0.4589	0.8837
Shapiro-Wilks	0.5768	0.1476	0.5860	0.1217
Breusch-Godfrey (4)	0.1364	0.0129	0.8844	0.7191
Breuch-Pagan	0.3431	0.1308	0.1480	0.5847

Dette i likhet med resultatet som observeres i totalkonsumet. Konsumet av ikke-varige varer og servicevarer er ikke påvirket av tillitsindeksen på noe konvensjonelt konfidensnivå, mens konsum av semi-varige og varige varer derimot, er påvirket av konsumenttilliten. Effekten tilliten har på konsumet av de to er faktisk sterkere enn hva tillitseffekten er på totalkonsum, men fortsatt er det diskutabelt hvorvidt effekten er av økonomisk betydning. En positivt permanent økning i konsumenttilliten vil øke konsumet av semi-varige varer med 0.14 prosent, og konsumet av varige varer med 0.43 prosent. Effektene tilliten har på konsum små. Økninger på 0.43 og 0.14 prosent er små, og den økonomiske betydningen er av liten praktisk.

En permanent økning i konsum vil senke konsumet av de forskjellige klassene, så lenge effekten er signifikant. Det vil si i konsumklassene ikke-varige varer og varige varer. Inntektsvariabelen gir et positivt bidrag om den er signifikant, noe som kun gjelder i tilfellet med konsum av ikke-varige varer. Formueeffekten sees kun i konsum av varige varer og servicetjenester.

6.4.2 Konsumenttillitens effekter i en Likevektsjuteringsmodell

Flere av dataseriene som brukes i modellen er integrert av en annen orden enn null, altså finnes det prosesser i modellen som ikke er stabile. De er gjort stabile ved hjelp av differensiering i basemodellen i 6.3.1. Dette gjør at basemodellen kun ser på

korttidsdynamikken for å vurdere effekter, og mister forklaringskraft som kan skyldes langtidsdynamikken. Dette er en interessant vinkling av oppgaven for å vurdere om informasjonen i konsumenttillitsindeksene fanger informasjon som baserer seg på et mer langsiktig samspill mellom konsum, inntekt og formue, enn kun den korttidsdynamikken som presenteres i basemodellen. Langtidslikevekten som observeres mellom de tre variablene er et kjent samspill, og vil derfor være viktig å ta hensyn til for å få en mest mulig realistisk fremvisning av tillitseffekten på konsum. Den langsiktige likevekten som brukes er hentet fra Desroches (2004) og består av konsum, disponibel inntekt og formue. Konsumenttilliten forblir derfor en variabel som kun vil ha betydning på korttidsdynamikken, noe som også er gjort i Andersen et al. (2016). Om konsumenttillitens effekt på konsum forandrer seg når likevektsjusteringen legges til modellen, vil det bety at kointegrasjonen og tillitsindeksen korrelerer med hverandre, og derfor deler noe av den samme forklaringskraften. Dette forholdet var ikke mulig å vurdere i basemodellen. Den langsiktige likevekten vil videre i teksten kalles ECM_{t-1} . Dette står for *Error Correction Model*.

Granger-kausale effekter

På samme måte som effektene vurderes i basemodellen, vil F-testen også brukes for å kartlegge Granger-kausale effekter i likevektsjusteringsmodellen. Resultatene gjenspeiler resultatene fra basemodellen, og tilliten vil ha effekt på fremtidig totalkonsum, og konsum av semi-varige og varige varer, akkurat som i basemodellen. Tilliten vil ikke ha noen effekt på fremtidig konsum av ikke-varige og service varer.

Tabell 7: Resultater av F-test for å vurdere effekter i Z_{t-i}^B . Om $p < 0.05$ vil H_0 avkreftes, og det vil være effekt mellom variabelen og konsum.

Variabler	Total	Ikke Varig	Semi Varig	Varig	Service
ECM_{t-1}	0.058	0.000	0.908	0.008	0.451
$\Delta \log Konsum_{t-i}$	0.517	0.333	0.590	0.189	0.126
$\Delta \log Z_{t-i}^B$	0.000	0.005	0.039	0.009	0.068
$\Delta \log Tillit_{t-i}$	0.001	0.251	0.003	0.001	0.862
<i>samlet effekt</i>	0.000	0.000	0.000	0.000	0.061

Effekt på totalkonsum

Resultatene sees i tabell (7). Når konsumenttilliten legges til ECM-modellen vil effekten på totalkonsumet være 0.08 prosent og signifikant. Effekten er identisk med basemodellen

uten likvektsjustering. Igjen er dette en størrelse som kategoriseres som svært marginal, og det økonomiske betydningen av tillitt som forklaringsvariabel er liten. Selv om effekten av konsumenttillitsindeksen på totalt husholdningskonsum holder seg stabilt mellom modellene, vil introduksjonen av indeksen ha betydning for effekten på samtlige av de andre variablenes effekt på totalkonsumet. Likevektsvariabelen synker -0.34 til -0.27, og avvik fra den langsiktige likevekten vil nå justere seg tilbake til likevekt 27 prosent per periode. Justeringen tilbake i likevekt vil nå ta lenger tid enn hva den gjorde i likevektsmodellen uten tillit. Også de andre variablene endres da de er korrelerte med tilliten. Formuevariabelen bevegelser korrelerer med 40 prosent med tillitens bevegelser, mens disponibel inntekt korrelerer 13 prosent med bevegelser i tilliten. Informasjonen de deler vil være av betydning, noe som observeres her, da det observeres tildels store endringer på påvirkningskraften variablene har. Effekten av en positiv inntektsendring går fra 0.25 til 0.41 prosent, og formueeffekten går fra 0.41 til 0.49 prosent. Effekten av lagget konsum vil forsvinne i likvektsjusteringsmodellen.

Tillitsindeksene er i stand til å øke \bar{R}^2 fra 38 til 51 prosent. Økningen er liten i forhold til modellene uten ECM_{t-1} . I forhold til basemodellen med kun kortiddsdynamikk som forklaringsvariabler, går \bar{R}^2 fra 50 til 51 prosent. ECM-modellen er i stand til å forklare variasjoner i totalkonsumet bedre enn basemodellen, men svært marginalt.

Tabell 8: Effekter av modellspefikasjon Z_{t-i}^B på totalkonsum med langtidsliekevekt.

Variabler	Z_{t-i}^B	$Z_{t-i}^B + \Delta tillit_{t-i}$
ECM_{t-1}	-0.3402 (0.084)	-0.2718 (0.058)
$\Delta \log Konsum_{t-i}$	-0.3450 (0.6657)	-0.6105 (0.5167)
$\Delta \log Inntekt_{t-i}$	0.2464 (0.0495)	0.4127 (0.0004)
$\Delta \log Formue_{t-i}$	0.4150 (0.0909)	0.4862 (0.0017)
$\Delta Tillit_{t-i}$		0.0008 (0.0001)
\bar{R}^2	0.3835	0.5121
LM ARCH(4)	0.8160	0.9480
Shapiro-Wilks	0.1358	0.2980
Breusch-Godfrey (4)	0.6707	0.0654
Breuch-Pagan	0.0692	0.4277

Effekt på konsumklasser

Mellom konsumklassene er det kun konsum av ikke-varige og varige varer som har en statistisk signifikant langtidslikevekt. Konsumenttilliten er ikke signifikant når konsum av ikke-varige varer skal forklares, mens effekten av konsumenttilliten for å forklare variasjoner i konsum av varige varer er signifikant og av økonomisk betydning. ECM-variabelen i konsum av varige varer er -0.30 og signifikant. Et resultat som ligger nærme totalkonsumets tilpasningshastighet.

Tabell 9: Effekter av modellspefisikasjon Z_{t-i}^B på konsumklasser med langtidslikevekt

$Z_{t-i}^B + tillit_{t-i}$	Ikke-Varig	Semi-varig	Varig	Service
ECM_{t-i}	-0.6471 (0.000)	-0.0066 (0.908)	-0.2979 (0.008)	0.0354 (0.451)
$\Delta \log Konsum_{t-i}$	0.3751 (0.3333)	0.1922 (0.5904)	-0.3349 (0.1894)	-0.6295 (0.1258)
$\Delta \log Inntekt_{t-i}$	0.0883 (0.0013)	-0.0248 (0.6931)	2.049 (0.0573)	0.0464 (0.7332)
$\Delta \log Formue_{t-i}$	0.0279 (0.0460)	0.5435 (0.1597)	1.1055 (0.2111)	0.4376 (0.0202)
$\Delta Tillit_{t-i}$	-0.0002 (0.2511)	0.0014 (0.0031)	0.0037 (0.0014)	-0.0002 (0.8622)
\bar{R}^2	0.3528	0.1815	0.4021	0.1687
LM ARCH(4)	0.2044	0.8671	0.6755	0.7594
Shapiro-Wilks	0.8055	0.5768	0.4731	0.1145
Breusch-Godfrey (4)	0.0353	0.0093	0.9603	0.6381
Breuch-Pagan	0.2775	0.1342	0.2074	0.7997

Konsumet av varige varer er den eneste undergruppen av konsum som både har signifikant likevektsvariabel og konsumenttillit, og det er kun denne variabelen som vurderes videre. Effektene er svært sikre i dette tilfelle, og kan bekreftes ned på under 1 prosents konfidensnivå. Om likevektsjuteringsmodellen som beskriver konsum av varige varer sammenlignes med modellen uten langsiktig likevekt vil effekten av én enhets økning av konsumenttillit synke fra 0.43 prosent til 0.37 prosent, mens \bar{R}^2 vil øke fra 0.32 til 0.40. Dermed vil den langsiktige likevekten dempe effekten av konsumenttilliten i konsumet av varige varer, og øke modellens forklaringskraft. Tilliten vil altså dele noe informasjon med langtidslikevekten, og husholdningenes økonomiske tiltro vil bero på en økonomisk langtidsforståelse av konsum, inntekt og formue. Av økonomisk betydning vil endringen

fra 0.43 til 0.37 prosent være liten. Modellene vil ha relativt like resultater, men det er interessant at effekten påvirkes av langtidspåvirkningen.

Videre vil inntektsvariabelen ha en positiv effekt, hvor et hopp på 1 prosent i inntekt vil medføre en konsumeffekt av varige varer på i overkant av 2 prosent. Dette er en kraftig bevegelse, og er av en størrelse som er av større økonomisk betydning enn de andre variablene. Sikkerheten er derimot mindre, da effekten først kan godtas på 5.8 prosents konfidensnivå, men det er mulig å akseptere effekten på 10 prosents konfidensnivå. Formueseffekten på konsum av varige varer forsvinner. Det vil altså ikke lenger være av noe betydning hvorvidt formue går opp eller ned. Husholdninger virker altså å vurdere sine innkjøp etter buffersparingmodellen til Carroll, hvor det er dagens disponible inntekt som er avgjørende. Dermed vil langsiktig likevekt dele noe av forklaringskraften sin med konsumenttillitsindeksen, og det observeres kraftig korrelasjon mellom de to, hvor lag 2-3-4 av tilliten korrelerer med henholdsvis 18-32-30 prosent med den langsiktige likevekten.

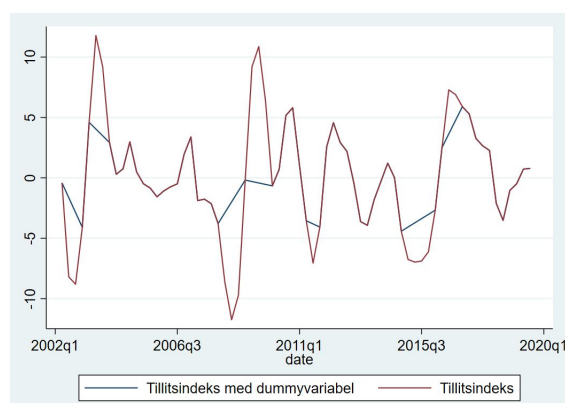
6.5 Konsumtillitens effekt i lav-volatile perioder

Det er argumentert for at konsumenttillit har en økt betydning når det oppstår store forandringer i markedet, se Garner (1991) og Throop et al. (1992). Store sjokk er markedsbevegelser som skyldes endringer som skjer uventet og plutselig. Det er umulig å forutsi disse endringene basert på informasjonen man har i dataene, da dette er strukturelle forandringer som endrer egenskapene prosessen innehar. Datasettet som er brukt i denne oppgaven har det vært tre store hendelser som har gjort at tillitsindeksene har hoppet kraftig. Ettermæle etter 9/11 sees i starten av datasettet, finanskrisen 2007-2008 og oljeprisfallet i 2014-15 har alle kraftige effekter på tillitten i Norge. I denne delen av oppgaven skal jeg vurdere hvordan tillitsindeksene er i stand til å predikere fremtidig konsum i en normalsituasjonsituasjon uten store svingninger. Om tillittens effekt forsvinner vil det bety at forklaringskraften som er bevist i kapittel 6.4 nødvendigvis kommer fra sjokk, og at tillitten i en normalsituasjon ikke er i stand til å predikere konsum. Fremgangsmåten er lik som i 6.4.

Oppgaven så langt har kun tatt for seg hele datamaterialet uten å differensiere mellom høy og lav volatilitet i tillitsindeksen. I denne delen av oppgaven er det interessant å kunne se på de lavfrekvente observasjonene av konsumenttillit, og om de vil kunne bidra med for å forklare fremtidig konsum. Dette gjøres for å danne seg et bilde av hvordan modellspesifikasjonen vil predikere konsum i perioder som ikke kan knyttes til sjokksituasjoner. Normalsituasjonen defineres som tiden mellom kriser, og kjennetegnes med reaktivt stabile bevegelser rundt null i tillitsindeksen. Under omstendigheter som vi vet har vært krisesituasjoner, observeres negative bevegelser i størrelsesorden -6 til -11 i tillitsindeksene. Tilsvarende i perioder etter krisen, observeres kraftige rekyllbevegelser med motsatt fortegn i samme størrelsesorden. For å isolere for disse store svingninger i tillitsindeksen, brukes en dummyvariabel hvor terskelverdien settes til $+/- 6$. Da vil effekten av etterdønningene av 9/11, finanskrisa 07/08 og oljeprisfallet 14/15 forsvinne, og vi står igjen med et datasett som er en normalt tilstand.¹⁸ Etter at dummyvariablen legges til tillitten vil det gjenstå det 34 kvartaler hvor bevegelsene har vært innenfor normalen. Figur (2) viser bevegelsene i Forventningsbarometeret. I dataene som analyseres i denne oppgaven er det kun observert negative sjokk med påfølgende positiv rekyll. Det er ikke observert enkeltstående positive sjokk uten eller positive sjokk med påfølgende negativ rekyll. terskelverdiene presenteres som

$$\Delta_{tillit} = \begin{cases} 1 & \text{om bevegelsene i den differensierte tillitsindeksen er mellom } +/- 6 \\ 0 & \text{om tillitsindeksene beveger seg utenfor terskelområdet} \end{cases}$$

Figur 3: Differensierte nivåer av konsumenttillit, differenserte nivåer av konsumenttillit med threshold verdier $+/-6$ poeng.



¹⁸Med unntak av én observasjon, Q3 2011, vil observasjoner med bevegelser i størrelsesorden som nevnt tidligere, kunne knyttes til kriser. Nedgangen som observeres i Q3 2011 er et resultat av en nedgradering av kredittverdigheten til amerikansk gjeld og problemer med europeiske gjeldsløsninger etter finanskrisen

Lagstrukturen vil optimalt sett være to etter informasjonskriteriene når terskelvariablen brukes, men for å sikre at modellene med og uten dummy vil være mulige å sammenligne vil det også i denne delen av oppgaven brukes fire laggede effekter av hver forklaringsvariabel.

6.5.1 Basemodell uten krisesituasjoner

På forhånd er det forventet at konsumenttilliten vil ha mindre effekt i en normaltilstand, enn når ekstraordinære tilstander er med i analysegrunlaget, se Throop et al. (1992). Først vurderes de Granger kausale effektene. Resultatene vises i tabell (9). Når de store bevegelsene i konsumenttillitsindeksen fjernes fra analysen, vil effekten av konsumenttillit forsvinne som en predikator på totalkonsum. Med ett unntak vil dette gjelde resten av variablene også. Kun den laggede konsumvariablene av varige-varer er i stand til å forklare variasjoner i konsum når krisetilstander er fjernet. Konsumenttillitsindeksen er ikke i stand til å påvise effekt på konsum i noen av konsumklassene før på 25 prosents konfidensnivå. Dette er det laveste observerte konfidensnivået, og er tatt fra konsumklassene varige varer og service. Totalkonsum, konsum av ikke varige- og varige varer ligger enda høyere. Dermed vil ikke effekten av konsumenttillit være av betydning i en normalsituasjon.

Tabell 10: Resultater av F-test for å vurdere effekter i Z_{t-i}^B uten sjokk/kriser. p-verdier under 0.05 bekrefter effekt.

Variabler	Total	Ikke Varig	Semi Varig	Varig	Service
$\Delta Konsum_{t-i}$	0.316	0.710	0.842	0.024	0.152
ΔZ_{t-i}^B	0.177	0.372	0.311	0.793	0.342
$\Delta Tillit_{t-i}$	0.893	0.823	0.638	0.252	0.251
<i>samlet effekt</i>	0.191	0.451	0.380	0.135	0.495

Den samlede effekten av samtlige variabler i modellspesifikasjon B vil også forsvinne når krisetider fjernes fra data. Om det brukes konvensjonelle konfidensnivåer, det vil si konfidensnivåer på enten 10, 5 eller 1 prosent, vil ikke modellspesifikasjonen være i stand til å predikere noen ting. Hall (1978) fremstiller en hypotese om at husholdningskonsumet følger en random-walk, og at det derfor ikke er mulig å predikere den fremtidige konsumet. Gitt resultatene i (9) bekreftes dette.

Resultatene peker i retning av at de signifikante forklaringsvariablene som observeres når datasettet er fullstendig og ikke moderert, nettopp er signifikante på grunn av de store

svingningene. Dermed vil Throops og andre forskningsartikler som argumenterer for at det er kun er i tider med store svingninger i konsumenttilliten bør tillegges betydning, bekrefte.

6.5.2 Likevektsmodell uten krisesituasjoner

Resultatene i likevektsmodellen reflekterer resultatene fra basemodellen, og sees i tabell (10). Konsumenttilliten vil aldri være signifikant i hverken totalkonsum eller noen av underklassene. Den laveste p-verdien som observeres er 0.26, noe som er langt unna konfidensnivået som kreves for å bryte nullhypotesen. De resterende modellvariablene er heller ikke signifikante på noe konvensjonelle konfidensnivåer, noe som også gjelder de fleste langtidslikevektene som observeres. Langtidslikevekten i konsum av ikke-varige varer fortsetter å være signifikant som den også er når hele datasettet brukes i analysen. Langtidslikevekten av konsum av varige varer, som var signifikant i ECM-modellene når hele datasettet ble brukt, nå ikke lenger er signifikant. Konsumtilliten vil heller ikke i denne modellen være signifikant, og det vil derfor ikke være mulig å påvise noen form for økonomisk betydning som skyldes tilliten. Resultatet er derfor i tråd med Throop et al. (1992) og Garner (1991), som tilskriver konsumenttillitens betydning, hvis noen, så vil den oppstå når det er store bevegelser i indeksen.

Tabell 11: Resultater av F-test for å vurdere effekter i Z_{t-i}^B med ECM-variabel uten sjokk/kriser. p-verdier under 0.05 bekrefter effekt.

Variabler	Total	Ikke-Varig	Semi-Varig	Varig	Service
ECM_{t-1}	0.393	0.035	0.412	0.359	0.627
$\Delta konsum_{t-i}$	0.959	0.549	0.851	0.111	0.159
ΔZ_{t-i}^B	0.835	0.354	0.431	0.862	0.490
$\Delta Tillit_{t-i}$	0.920	0.786	0.685	0.326	0.257
<i>Samlete effekt</i>	0.219	0.190	0.415	0.154	0.571

6.6 Effekt av sjokk i konsumtilliten

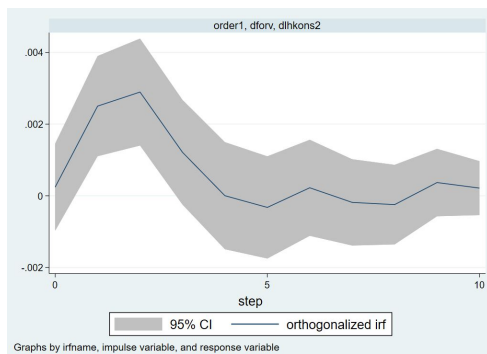
Etter å ha vurdert konsumenttillitens effekt både i situasjoner med og uten krisesituasjoner i datasettet, konkluderes det med at betydningen av tillitsindeksene skyldes krisesituasjonene. Tillitens betydning er dermed kun aktuell ved store svingninger i datasettet. Det er derfor

aktuelt å analysere effekten av sjokk i tilliten på konsum. Analysen gjennomføres ved å bruke impulsresponsfunksjoner.

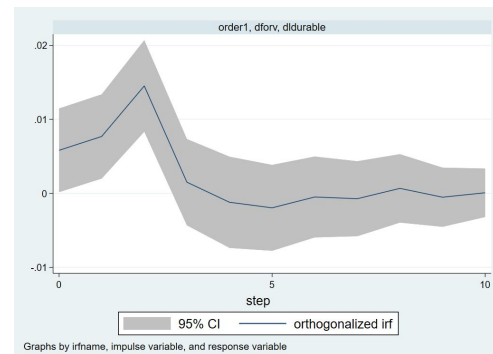
6.6.1 Impulsresponsfunksjoner

VAR-modellen som brukes er hentet fra modellspesifikasjon B og har fire laggede verdier. Modellen er beskrevet i detalj i 4.4. Effekten av en én enhets positivt sjokk i tilliten antas på forhånd å gi en positiv effekt på konsum i alle konsumklassene. Sett i lys av funnene i denne oppgaven så langt, er det naturlig å tro at sjokkene ikke vil ha en sterk og langsiktig effekt på konsum. Granger-testene, både resultatene fra modellen med og uten langtidslikevekt, kartla at det vil være effekter av tillit på totalkonsum, konsum av varige og semi-varige varer. Konsum av ikke varige varer og servicetjenester vil ikke tilliten ha noen effekt på. Det forventes like resultater i denne delen av oppgaven. Alle VAR-modellene som er brukt her er stabile, og derfor vil den dynamiske sjokkeffekten på sikt forsvinne.

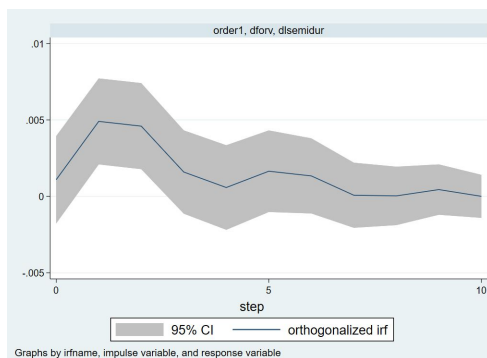
Resultatene av impulsrespons funksjonen sees i figur (3). Sjokkeffektene er blandet mellom konsumklassene. For totalkonsumet observeres en positiv og signifikant sjokkeffekt som peker på at husholdningens konsum vil øke om tillitsindeksen stiger med ett poeng. Effekten er derimot svært liten, 0.2 prosent, og vil forsvinne tre kvartaler etter at sjokket inntraff. Effekten inntreffer én periode etter sjokket i tillitten observeres, og oppnår maksimal styrke to perioder etter. Resultatet gjenspeiler Dees og Brinca (2013) funn gjort i USA og Europa, hvor sjokkene vil ha effekter ca 0.1 prosent, og signifikante i to perioder etter sjokkene er observert. Sjokk i konsum av varige og semi-varige varer følger den samme gangen som totalkonsum, effektene av sjokket vil være marginalt, henholdvis 1.1 og 0.5 prosents økning, og den dynamiske effekten av sjokkene vil vedvare i to perioder etter at sjokket inntraff, for så å forsvinne. Konsumet av ikke-varige varer og servicetjenester vil ikke påvirkes av sjokk i tillitsindeksen. Det vil altså ikke være mulig å si med sikkerhet at sjokkeffekten vil være noe annet enn null. Samlet peker resultatene på at det er en marginal sjokkeffekt, og effekten som oppstår er av kort og midlertidig karakter, og forsvinner fort.

Figur 4: Impulsrespons effekter på konsumet.

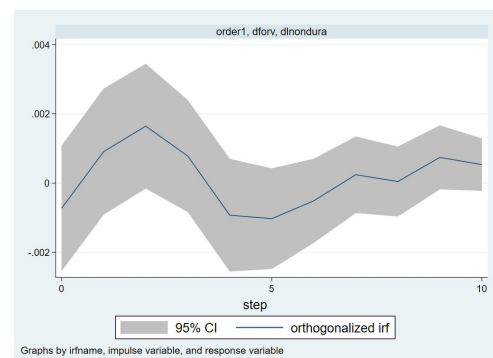
(a)



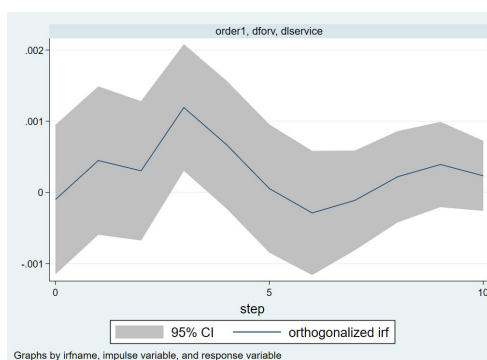
(b)



(c)



(d)



(e)

7 Konklusjon

Oppgavens hovedformål er å vurdere om konsumenttilliten er i stand til å bedre prediksjonen av fremtidig total konsum i norske husholdninger. Når tilliten tas med som forklaringsvariabel i modellen vil det observeres et kraftig hopp i forklaringskraft av totalt husholdningskonsum, men den økonomiske betydningen er liten. Det er en statistisk sammenheng mellom tillit og fremtidig husholdningskonsum når krisesituasjoner tas med i datasettet, men om volatile perioder fjernes vil sammenhengen forsvinne. Dette betyr at tillitens forklaringskraft kommer fra krisesituasjonene, og at indeksens betydning først blir viktige i tilfeller med økt usikkerhet i økonomien.

Den andre problemstillingen i oppgaven er om tillitsindeksene har sterkere påvirkningskraft på konsumklasser med høy priselastisitet enn lav. Resultatet er at tillitsmålet kun vil ha effekt på varer av semi-varig og varig karakter, som har relativt sett høyest priselastisitet. Varer med lavere priselastisitet, som ikke-varige varer og service varer påvirkes ikke av tilliten. Effekten mellom de mer priselastiske varene og tillit er signifikant, men også her er den økonomiske betydningen diskutabel. Om krisesituasjoner fjernes fra modellen, vil effekten av konsumtilliten på konsum forsvinne. Dermed vil det også her konkluderes med at det er først i situasjoner med store bevegelser at tilliten bør tillegges betydning for å predikere konsum av semi-varig og varig art.

Problemstilling tre er å vurdere om sjokk i tillitsindeksen vil være av betydning i lang tid. Ved bruk av impulsrespons funksjoner for å vurdere den dynamiske effekten av sjokk i tilliten på konsumet det konkluderes med at sjokk i tilliten vil ha liten og kortvarig effekt på konsumet.

Referanser

- Andersen, H., Husabø, E., og Walle, M. A. (2016). Hva påvirker husholdningenes etterspørsel etter varer og tjenester? Technical report, Staff Memo.
- Ando, A. og Modigliani, F. (1963). The life cycle hypothesis of saving: Aggregate implications and tests. *The American economic review*, 53(1):55–84.
- Baumeister, C. og Kilian, L. (2016). Understanding the decline in the price of oil since June 2014. *Journal of the Association of Environmental and Resource Economists*, 3(1):131–158.
- Berg, O. og Aarestad, C. (2014). Sparing i unge norske husholdninger i perioden 2000-2011: finnes det forsiktighetsmotivert sparing blant unge norske husholdninger? Master's thesis.
- Bram, J. og Ludvigson, S. C. (1998). Does consumer confidence forecast household expenditure? a sentiment index horse race. *Economic Policy Review*, 4(2).
- Campbell, J. Y. og Mankiw, G. N. (1989). Consumption, income, and interest rates: Reinterpreting the time series evidence. *NBER macroeconomics annual*, 4:185–216.
- Cappelen, Å., Eika, T., og Prestmo, J. B. (2014). Virkninger på norsk økonomi av et kraftig fall i oljeprisen. *Økonomiske analyser*, 3(2014):31–41.
- Cappelen, et al. (1995). Konsumetterspørsel, tjenesteproduksjon og sysselsetting. en mikro til makro analyse. *SSB notat 95/17*.
- Carroll, C. D. (1997). Buffer-stock saving and the life cycle/permanent income hypothesis. *The Quarterly journal of economics*, 112(1):1–55.
- Carroll, C. D., Fuhrer, J. C., og Wilcox, D. W. (1994). Does consumer sentiment forecast household spending? if so, why? *The American Economic Review*, 84(5):1397–1408.
- Deaton Angus, S. (1991). Saving and liquidity constraints. *Econometrica*, 59(5):221–248.
- Dees, S. og Brinca, P. S. (2013). Consumer confidence as a predictor of consumption spending: Evidence for the United States and the Euro area. *International Economics*, 134:1–14.
- Desroches, Brigitte og Gosselin, M.-A. (2004). Evaluating threshold effects in consumer sentiment. *Southern Economic Journal*, sider 942–952.
- Duca, J. V., Muellbauer, J., og Murphy, A. (2010). Housing markets and the financial crisis of 2007–2009: lessons for the future. *Journal of financial stability*, 6(4):203–217.
- Enders, W. (2015). Applied econometric time series fourth edition.
- Engle, R. F. og Granger, C. W. J. (1987). Co-integration and error correction: representation, estimation, and testing. *Econometrica: journal of the Econometric Society*, sider 251–276.
- European Commission (2018). A revised consumer confidence indicator.
- Friedman, M. (1957). Introduction to "a theory of the consumption function". I *A theory of the consumption function*, sider 1–6. Princeton university press.

- Fuhrer, J. C. et al. (1993). What role does consumer sentiment play in the us macroeconomy? *New England Economic Review*, (Jan):32–44.
- Garner, C. A. (1991). Forecasting consumer spending: Should economists pay attention to consumer confidence surveys? *Economic Review*, 76(3):57–71.
- Garner, C. A. et al. (2002). Consumer confidence after september 11. *Economic Review-Federal Reserve Bank of Kansas City*, 87(2):5–26.
- Gelper, S., Lemmens, A., og Croux, C. (2007). Consumer sentiment and consumer spending: decomposing the granger causal relationship in the time domain. *Applied Economics*, 39(1):1–11.
- Granger, C. W. J. (1969). Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods. *Econometrica: journal of the Econometric Society*, sider 424–438.
- Hall, R. E. (1978). Stochastic implications of the life cycle-permanent income hypothesis: theory and evidence. *Journal of political economy*, 86(6):971–987.
- Hungnes, H. (2016). Etterspørsel etter hvitevarer 2016. modell og prognoser.
- Jonsson, A. og Lindén, S. (2009). The quest for the best consumer confidence indicator.
- Keynes, J. M. (1936). The general theory of interest, employment and money.
- Kwan, A. C. C. og Cotsomitis, J. A. (2006). The usefulness of consumer confidence in forecasting household spending in canada: A national and regional analysis. *Economic Inquiry*, 44(1):185–197.
- Leeper, E. M. et al. (1992). Consumer attitudes: king for a day. *Federal Reserve Bank of Atlanta Economic Review*, 77(4):1–15.
- Ludvigson, S. C. (2004). Consumer confidence and consumer spending. *Journal of Economic perspectives*, 18(2):29–50.
- Matsusaka, J. G. og Sbordone, A. M. (1995). Consumer confidence and economic fluctuations. *Economic Inquiry*, 33(2):296–318.
- Nyhus, E. K. (2004). Forbrukernes forventninger: Relevant for økonomisk utvikling. *Magma*, 2.
- Romer, D. (2006). Advanced macroeconomics 3rd edition mcgraw–hill.
- Sims, C. A. (1980). Macroeconomics and reality. *Econometrica: journal of the Econometric Society*, sider 1–48.
- Throop, A. W. et al. (1992). Consumer sentiment: Its causes and effects. *Federal Reserve Bank of San Francisco Economic Review*, 1:35–59.
- Wooldridge, J. M. (2016). *Introductory econometrics: A modern approach*. Nelson Education.

Appendiks

A Sammenligning tillitsserier 2007-19

Tabell 12 viser til justert \bar{R}^2 for forskjellige modeller med konsumenttillit i perioden Q2 2007 til Q3 2019. De to konsumtillitsproksimatorene beskriver datamaterialet relativt likt. Differansen mellom de to varierer fra 4.1 til 5.3 prosent, variablene følger hverandre tett og det antas at de vil forklare mer eller mindre like mye informasjonen om totalkonsumet. Effektene som presenteres i tabell 13 underbygger at proksimatorene forklarer mye av det samme. Størrelsesorden og signifikans følger hverandre tett. Resultatene som finnes i oppgaven i tidsrommet mellom 2002 og 2019 ved bruk av forventningsbarometeret, vil være overførbart til Forbrukermeteret.

Tabell 12: Sammenligning av \bar{R}^2 -verdier mellom de to konsumtillitsindeksene og totalkonsum.

Spesifikasjon	\bar{R}^2 Forventningsbarometeret	\bar{R}^2 Forbrukermeteret
$\Delta Conf_{t-i}$	0.081	0.129
$\Delta Z_{t-i}^A + conf_{t-i}$	0.228	0.175
$\Delta Z_{t-i}^B + conf_{t-i}$	0.429	0.388
$\Delta Z_{t-i}^C + conf_{t-i}$	0.299	0.293

Tabell 13: Sammenligning av konsumenttillitsindeksenes effekt i modellspesifikasjonene på totalkonsum. p-verdier i parantes.

Spesifikasjon	Tillitseffekt	Tillitseffekt
	Forventningsbarometeret	Forbrukermeteret
$\Delta Conf_{t-i}$	0.0005 (0.125)	0.0015 (0.054)
$\Delta Z_{t-i}^A + conf_{t-i}$	0.0007 (0.106)	0.0009 (0.233)
$\Delta Z_{t-i}^B + conf_{t-i}$	0.0007 (0.032)	0.0011 (0.068)
$\Delta Z_{t-i}^C + conf_{t-i}$	0.0007 (0.355)	0.0011 (0.371)

B Kildeoversikt

Tabell 14: Oversikt over kilder og behandling av data

Variabel	Kilde	Sesongjustert?	Faste priser (år)
Konsum			
-Total	SSB (09173)	Ja	2017
-Ikke-varige varer	SSB (09173)	Ja	2017
-semi-varige varer	SSB (09173)	Ja	2017
-varige varer	SSB (09173)	Ja	2017
-service	SSB (09173)	Ja	2017
Konsumenttillitsindekser			
-Forbrukermeteret	Opinion AS	USIKKERT	NEI
-Forventningsbarometeret	Finans Norge	JA	NEI
Disponibel inntekt	SSB(11020)	JA	2015
Formue	SSB(10706)	NEI	2015
Arbeidsledighet	SSB(07458)	JA	NEI
Aksjekurs	OSEBX	NEI	2017
NIBOR 3mnd	Norges Bank/Oslo Børs	NEI	NEI

C Korrelasjon mellom konsum og tillit

Tabell 15: Korrelasjoner mellom konsum og tillit 2002-2019

Konsumklasse	Korrelasjon
Total	0.3992 (3.59)
Ikke-varig	0.1500 (1.25)
Halv-varig	0.3703 (3.29)
Varig	0.2775 (2.38)
Service	0.2975 (2.57)

D Korrelasjon mellom variabler

Tabell 16: Korrelasjon mellom variabler

	$\Delta Tillit$	$\Delta Konsum$	$\Delta Inntekt$	$\Delta Formue$	ΔOSE	$\Delta NIBOR3$	$\Delta Ledighet$
$\Delta Tillit$	1						
$\Delta Konsum$	0.282	1					
$\Delta Dispinnpekt$	0.128	-0.028	1				
$\Delta Formue$	0.418	0.428	0.157	1			
ΔOSE	0.615	0.412	-0.041	0.602	1		
$\Delta Nibor3$	-0.254	0.142	0.138	-0.07	-0.025	1	
$\Delta Ledighet$	-0.208	-0.120	0.010	-0.221	-0.164	-0.215	1

