

Andersen, Henrik; Husabø, Eilert; Walle, Mari Aasgaard

### Research Report

## Hva påvirker husholdningenes etterspørsel etter varer og tjenester?

Staff Memo, No. 4/2016

### Provided in Cooperation with:

Norges Bank, Oslo

*Suggested Citation:* Andersen, Henrik; Husabø, Eilert; Walle, Mari Aasgaard (2016) : Hva påvirker husholdningenes etterspørsel etter varer og tjenester?, Staff Memo, No. 4/2016, ISBN 978-82-7553-902-9, Norges Bank, Oslo, <https://hdl.handle.net/11250/2506546>

This Version is available at:

<https://hdl.handle.net/10419/210317>

#### Standard-Nutzungsbedingungen:

Die Dokumente auf EconStor dürfen zu eigenen wissenschaftlichen Zwecken und zum Privatgebrauch gespeichert und kopiert werden.

Sie dürfen die Dokumente nicht für öffentliche oder kommerzielle Zwecke vervielfältigen, öffentlich ausstellen, öffentlich zugänglich machen, vertreiben oder anderweitig nutzen.

Sofern die Verfasser die Dokumente unter Open-Content-Lizenzen (insbesondere CC-Lizenzen) zur Verfügung gestellt haben sollten, gelten abweichend von diesen Nutzungsbedingungen die in der dort genannten Lizenz gewährten Nutzungsrechte.

#### Terms of use:

*Documents in EconStor may be saved and copied for your personal and scholarly purposes.*

*You are not to copy documents for public or commercial purposes, to exhibit the documents publicly, to make them publicly available on the internet, or to distribute or otherwise use the documents in public.*

*If the documents have been made available under an Open Content Licence (especially Creative Commons Licences), you may exercise further usage rights as specified in the indicated licence.*



<http://creativecommons.org/licenses/by-nc-nd/4.0/deed.no>

# STAFF MEMO

## Hva påvirker husholdningenes etterspørsel etter varer og tjenester?

NR. 4 | 2016

FORFATTERE:  
HENRIK ANDERSEN  
EILERT HUSABØ  
MARI AASGAARD  
WALLE

PENGEPOLITIKK



NORGES BANK

Staff Memos present reports and documentation written by staff members and affiliates of Norges Bank, the central bank of Norway. Views and conclusions expressed in Staff Memos should not be taken to represent the views of Norges Bank.

© 2016 Norges Bank

The text may be quoted or referred to, provided that due acknowledgement is given to source.

Staff Memo inneholder utredninger og dokumentasjon skrevet av Norges Banks ansatte og andre forfattere tilknyttet Norges Bank. Synspunkter og konklusjoner i arbeidene er ikke nødvendigvis representative for Norges Bank.

© 2016 Norges Bank

Det kan siteres fra eller henvises til dette arbeid, gitt at forfatter og Norges Bank oppgis som kilde.

ISSN 1504-2596 (online only)

ISBN 978-82-7553-902-9 (online only)

# Hva påvirker husholdningenes etterspørsel etter varer og tjenester?

Henrik Andersen, Eilert Husabø og Mari Aasgaard Walle<sup>1</sup>

## Sammendrag

Norske husholdningers konsum har utviklet seg svakt etter finanskrisen, både i et historisk perspektiv og sammenliknet med andre land. Estimeringer over perioden 1994-2015 tyder på at mer begrenset tilgang til lån og større usikkerhet om den økonomiske utviklingen har dempet konsumet etter finanskrisen. I tillegg tyder andre beregninger på at konsumet er blitt dempet av demografiske endringer og pensjonsreformen i 2011. Disse strukturelle endringene vil trolig ha en langvarig negativ effekt på konsumet, mens effekten av økt usikkerhet vil kunne være av en mer midlertidig karakter. Dersom konsumenttilliten, usikkerheten og tilgangen til lån vender tilbake til sine historiske gjennomsnitt, vil forbruket over en periode kunne vokse mer enn husholdningenes disponible inntekt. Våre beregninger tyder på at konsumet vil utgjøre mellom 90 og 95 prosent av disponibel inntekt i en langsiktig likevekt. Andelen var i overkant av 90 prosent i 2015.

---

<sup>1</sup> Takk til André K. Anundsen, Solveig Erlandsen, Kjersti Haugland, Per Espen Lilleås, Kjersti-Gro Lindquist, Ingrid Solberg og andre kollegaer i Norges Bank for nyttige innspill og kommentarer. Vi har også hatt stor nytte av et seminar som Eilev S. Jansen holdt i Norges Bank 27. oktober 2015.

## Innhold

1. Innledning.....	5
2. Historisk utvikling.....	5
3. Teori og litteratur.....	6
4. Litteratur og empiri i Norge.....	8
5. Andre drivkrefter bak utviklingen i det norske konsumet.....	10
6. Estimering av konsumlikninger.....	15
7. Prediksjonsegenskaper.....	19
8. Langsiktig likevektsnivå.....	21
9. Konklusjon.....	25
10. Litteraturhenvisninger.....	26
Vedlegg.....	29

## 1. Innledning

Husholdningenes konsum utgjør over halvparten av etterspørselen fra Fastlands-Norge. Forbruksutviklingen har vært svak etter finanskrisen. Målt som andel av disponibel inntekt (konsumandelen) har nedgangen vært på over 4 prosentenheter siden 2009. Utviklingen er svak både i et historisk perspektiv og sammenliknet med andre land. De siste årene har den også vært lavere enn tradisjonelle modeller kan forklare.

For pengepolitikken er det viktig å forstå drivkreftene bak forbruksutviklingen. Dersom endringer skyldes strukturelle forhold, som for eksempel befolkningsendringer, vil det langsiktige likevektsnivået for konsumandelen bli endret. Dersom endringene skyldes konjunkturelle forhold, vil utslaget være av en mer midlertidig karakter.

I denne artikkelen analyserer vi de viktigste drivkreftene bak utviklingen i norske husholdningers konsum. Vi estimerer en modell som kombinerer innsikten fra tradisjonelle modeller med nyere teorier. Den inneholder fundamentale variabler som husholdningenes disponible inntekt, formue og rentenivå. I tillegg har vi sett på effekten av lånetilgang, usikkerhet om den økonomiske utviklingen og boligpriser. Ifølge modellen har forbruket etter finanskrisen blitt holdt nede av mer begrenset tilgang til lån, lavere konsumenttillit og økt usikkerhet om den økonomiske utviklingen, mens rentenedgangen har bidratt til å holde forbruket oppe.

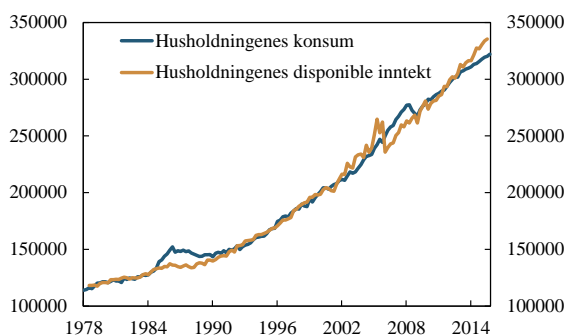
Disse forklaringsvariablene varierer i hovedsak med konjunktorene. Modellen vil derfor ha problemer med å forklare endringer i forbruket som skyldes strukturelle endringer. Enkle beregninger som er gjort utenfor modellen, viser at forbruket trolig også er blitt holdt nede av flere strukturelle forhold etter finanskrisen, blant annet pensjonsreformen i 2011 og demografiske endringer. Disse forholdene vil trolig ha en langvarig negativ effekt på konsumet.

Modellestimeringer tyder på at konsumet over en periode vil kunne vokse mer enn kjøpekraften dersom usikkerheten og lånetilgangen vender tilbake til sine historiske gjennomsnitt. I modellens estimeringsperiode er den gjennomsnittlige konsumandelen i underkant av 95 prosent. I 2015 var andelen i overkant av 90 prosent. Våre beregninger tyder på at det langsiktige likevektsnivået kan ha falt til mellom 90 og 95 prosent som følge av drivkrefter av en mer permanent karakter. Det er på linje med historiske gjennomsnitt for andre land. Konsumandelen kan dermed øke med 1-2 prosentenheter fra dagens nivå når de konjunkturelle forholdene normaliserer seg.

## 2. Historisk utvikling

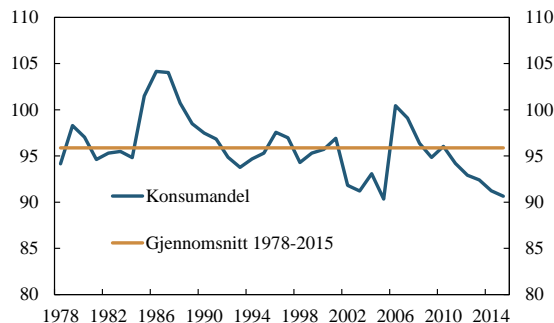
De siste tiårene har det vært en nær sammenheng mellom konsumet og husholdningenes disponible inntekt, se figur 1. Etter finanskrisen i 2008-2009 har konsumveksten derimot vært lavere enn inntektsveksten, og konsumandelen har falt, se figur 2.

**Figur 1. Husholdningenes konsum<sup>1)</sup> og disponible inntekt<sup>2)</sup>. Faste priser. Sesongjustert. Millioner kroner. 1. kv. 1978 – 4.kv. 2015**



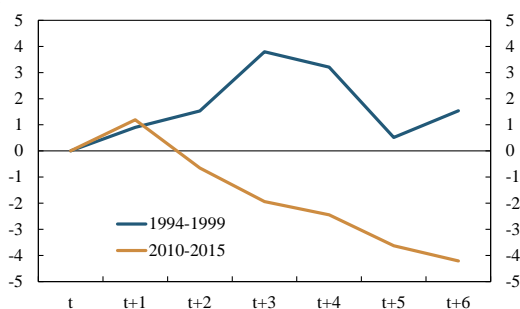
1) Inkluderer konsum i ideelle organisasjoner  
2) Disponibel inntekt er ikke korrigert for pensjonssparing  
Kilde: Statistisk sentralbyrå

**Figur 2. Husholdningenes konsum som andel av deres disponible inntekt<sup>1)</sup>. Prosent. 1978 – 2015**



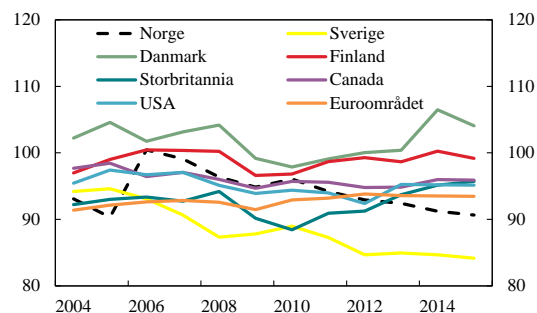
1) Disponibel inntekt korrigert for pensjonssparing  
Kilde: Statistisk sentralbyrå

**Figur 3. Husholdningenes konsum som andel av deres disponible inntekt<sup>1)</sup>. Endring over to seksårsperioder. Prosentenheter.**



1) Disponibel inntekt korrigert for pensjonssparing  
Kilde: Statistisk sentralbyrå

**Figur 4. Husholdningenes konsum. Andel av disponible inntekt<sup>1)</sup>. Faste priser. Prosent. Årstall. 2004-2015<sup>2)</sup>**



1) Disponibel inntekt korrigert for pensjonssparing  
2) Deler av 2015-tallene er basert på anslag fra OECD  
Kilder: OECD og Statistisk sentralbyrå

Utviklingen har vært svakere enn den var i årene etter bankkrisen, se figur 3. Konsumandelen tok seg opp det første året etter begge krisene<sup>2)</sup>, men etter finanskrisen falt den de påfølgende fem årene. Samlet har fallet vært på over 4 prosentenheter over de sist seks årene. Til sammenligning økte andelen med over 1 prosentenhet fra 1993 til 1999.

Siden 2009 har konsumandelen dessuten utviklet seg svakere i Norge enn i mange andre land, se figur 4. Blant landene i figuren er det bare Sverige som har hatt et tilsvarende fall. Den norske konsumandelen er høyere enn den svenske, men mer enn 2 prosentenheter lavere enn gjennomsnittet for euroområdet i 2014 og klart lavere enn i Danmark, Finland, Storbritannia, Canada og USA. Dette må trolig ses i sammenheng med at sparingen i norske husholdninger var lav i årene før finanskrisen.<sup>3)</sup>

### 3. Teori og litteratur

Den første faglitteraturen om aggregert konsum ble publisert i mellomkrigstiden, se Fisher (1930), Keynes (1936) og Ramsey (1928). I 1936 utviklet Keynes den absolutte inntekthypotesen, som forutsetter at husholdningene til enhver tid konsumerer en fast andel av sin inntekt.

<sup>2)</sup> Vi benytter samme datering av krisene som i Dahl m.fl. (2011). Ifølge denne dateringen varte bankkrisen fra andre kvartal 1988 til og med tredje kvartal 1993, mens finanskrisen varte fra tredje kvartal 2008 til og med tredje kvartal 2009.

<sup>3)</sup> Deler av økningen i andelen i 2006 skyldes at husholdningene tilpasset seg nye skatteregler i 2005 ved å ta ut store utbytter. I 2006 ble det innført utbytte- og gevinstskatt på aksjeinntekter ut over det som tilsvarer en risikofri rente (skjermingsfradrag). Det førte til skattemotiverte transaksjoner i årene før. De høye aksjeutbyttene påvirket veksten i disponibel inntekt i denne perioden.

Et par tiår senere ble livsløps- og permanentinntekthypotesen introdusert, se Modigliani og Brumberg (1954) og Friedman (1957). Hypotesene legger til grunn at husholdningene ønsker å ha et relativt stabilt konsum gjennom livet. Permanentinntekthypotesen forutsetter at konsumvalgene tas på bakgrunn av nåverdien av permanentinntekten<sup>4</sup>, mens variasjoner i den løpende inntekten betyr lite. Dersom den løpende inntekten er høyere enn den permanente, spares differansen. Dersom den løpende inntekten er lavere enn permanentinntekten, tar husholdningene opp gjeld for å øke sitt forbruk i påvente av fremtidig inntektsvekst.

Livsløpshypotesen predikerer at yngre husholdninger tar opp gjeld for å øke sitt konsum i påvente av fremtidig inntektsvekst. Middeldrende med relativt høy inntekt, sparer til pensjon, mens pensjonister finansierer sitt forbruk med oppsparte midler, se Modigliani og Brumberg (1954) og Ando og Modigliani (1963). Hypotesen støttes av flere studier som finner at sparingen faller og konsumet øker når andelen eldre personer i befolkningen øker.<sup>5</sup>

Muligheten til å fremskynde konsumet spiller dermed en avgjørende rolle for husholdningenes etterspørsel. Det krever tilgang til kreditt. De fleste husholdninger står overfor en viss grad av kredittrestriksjoner.<sup>6</sup> Begrenset tilgang på kreditt kan redusere konsumet på to måter, se Romer (2011). For det første kan konsumet til husholdninger med inntekt som er lavere enn permanentinntekten bli redusert. For det andre kan husholdningene måtte spare opp en større buffer som kan benyttes i situasjoner der inntekten faller.

Renten har også betydning for konsumet, ifølge standard teori, se for eksempel Fisher (1930), Hall (1978) og Modigliani og Brumberg (1954). Litteraturen er imidlertid ikke samstemt på verken fortegnet eller styrken på effekten.<sup>7</sup> Renteendringer påvirker forbruket gjennom en inntektseffekt, en substitusjonseffekt og en formueseffekt.<sup>8</sup> Inntektseffekten avhenger av størrelsen på husholdningenes gjeld og rentebærende eiendeler. Norske husholdninger har i gjennomsnitt mer gjeld enn rentebærende eiendeler. Dermed vil et rentekutt redusere gjennomsnittshusholdningens renteutgifter mer enn dens renteinntekter. Denne positive inntektseffekten gir normalt en økning i dagens konsum.<sup>9</sup> En lavere rente reduserer dessuten avkastningen på oppsparte midler, noe som isolert sett gjør dagens forbruk billigere sammenliknet med fremtidig forbruk. Denne substitusjonseffekten som følger av en lavere rente, trekker også opp konsumet. I tillegg kan et rentekutt ha en positiv formueseffekt, fordi fremtidige inntekter diskonteres med en lavere rente. En lavere rente kan blant annet øke husholdningenes boligformue.<sup>10</sup> Dersom det er mulig å ta opp mer gjeld når boligformuen øker, slik det er i Norge<sup>11</sup>, kan en økning i boligformuen trekke konsumet opp, se Muellbauer m.fl. (2015), Muellbauer og Williams (2011) og Aron m.fl. (2012).<sup>12</sup>

---

<sup>4</sup> Permanentinntekten er nåverdien av husholdningenes livstidsressurser som både inkluderer formue, fremtidig inntekt og overføringer fra det offentlige, fordelt likt over alle leveår.

<sup>5</sup> Se Attfield og Cannon (2003), Higgins (1998), Horioka (1997) og Masson m.fl. (1996).

<sup>6</sup> Analysen til Muellbauer m.fl. (2015) konkluderer med at bedre lånetilgang øker boligpriser, gjeld og konsum i Canada.

<sup>7</sup> Hall (1988) fant ingen sterk sammenheng mellom renten og amerikanske husholdningers konsum (intertemporal substitusjonselastisitet), mens Gruber (2006), Mulligan (2002) og Weber (1970) fant en positiv sammenheng mellom rente og konsum i USA. Erlandsen og Nymoen (2008) og Muellbauer m.fl. (2015) fant en negativ sammenheng mellom rente og konsum i henholdsvis Norge og Canada. Jansen (2012) bekreftet resultatene til Erlandsen og Nymoen (2008) for Norge da han estimerte deres modell over andre perioder. Jansen (2012) estimerte også intertemporale optimeringsbetingelser, der konsumet ikke avhenger av den løpende inntekten (Euler-likninger). Jansen fant da en positiv sammenheng mellom realrente og konsum i Norge. Denne sammenhengen var imidlertid ikke signifikant med 5 prosent signifikansnivå.

<sup>8</sup> Modellen til Erlandsen og Nymoen (2008) deler effekten av en renteendring opp i en inntektseffekt og en substitusjonseffekt.

Disponibel inntekt fanger opp inntektseffekten av en renteendring fordi den inkluderer både renteinntekter og renteutgifter.

Realrenten fanger opp den resterende effekten av en renteendring. Erlandsen og Nymoen (2008) finner en signifikant, negativ effekt fra realrenten (substitusjonseffekt) på det norske konsumet.

<sup>9</sup> Liane (2013) viser med en deterministisk livssykelmodell at rentekutt bare gir en moderat økning i norske husholdningers konsum, fordi norske husholdninger i gjennomsnitt har en relativt lav netto gjeld. Med antakelser om at norske husholdninger er mer tilbøyelige til å la konsumet variere over tid (høy substitusjonselastisitet), vil et rentekutt i større grad øke konsumet.

<sup>10</sup> Jacobsen og Naug (2004) finner at boligprisene i Norge øker raskt og sterkt etter et rentekutt. Boligformuen, som står for den største andelen av norske husholdningers formue, er spesielt følsom overfor endringer i boligprisene.

<sup>11</sup> Bankene i Norge tilbyr boliglån uten avdragsplikt, ofte kalt rammelån eller boligkreditt, hvor låntaker kan låne inntil 70 prosent av boligens verdi. Det er avdragsplikt på lån med belåningsgrad over 70 prosent.

<sup>12</sup> Økt boligformue gir økt konsum i land hvor det er mulig å ta opp mer gjeld når boligformuen øker, herunder Australia, Storbritannia og USA, se Muellbauer m.fl. (2015), Muellbauer og Williams (2011) og Aron m.fl. (2012). I andre land hvor slike låneprodukter ikke er like tilgjengelige, som Italia, Japan, Canada, Frankrike og Tyskland, kan økte boligpriser og større boligformue



Den samlede effekten av en renteendring vil avhenge av om livsløps- og permanentinntektshypotesen holder, det vil si av hvorvidt husholdningene ønsker å ha et relativt stabilt forbruk gjennom livet og hvorvidt tilgangen til kreditt er tilstrekkelig. I en modell som bygger på livsløps- og permanentinntektsypotesen, har variasjoner i den løpende inntekten liten effekt på forbruket. Hoveddelen av gevinsten fra lavere rente blir spart til fremtidig konsum. Husholdninger som er forhindret fra å fremskynde sitt konsum som følge av låneskranker, kan være villige til å konsumere en større del av den midlertidige inntektsøkningen som følger av et rentekutt.

Usikkerhetsmotivert sparing øker når husholdningene blir mer usikre på inntektsutviklingen, se for eksempel Ljungqvist og Sargent (2004) og Romer (2011). Alexopoulos og Cohen (2009) utviklet en indeks basert på hvor ofte økonomisk usikkerhet ble omtalt i medier og fant en negativ sammenheng mellom indeksen og konsumet i USA. Høy gjeldsbelastning i husholdningene kan forsterke usikkerhetsmotivert sparing og dempe forbruket ytterligere. Bunn og Rostom (2015) viser at britiske husholdninger med høy gjeldsbelastning reduserte sitt forbruk mer enn andre husholdninger under finanskrisen. Deres analyser, som bygger på mikrodata, tyder på at kutt i konsumet som følge av høy gjeldsbelastning kan ha redusert det samlede britiske konsumet med inntil 2 prosent under finanskrisen. Flere andre studier som benytter mikrodata, finner tilsvarende resultater for andre land, se Dynam (2012) og Andersen m.fl. (2014)<sup>13</sup>.

#### 4. Litteratur og empiri i Norge

Fram til starten av 1980-tallet ble utviklingen i det norske konsumet som oftest modellert med utgangspunkt i den absolutte inntektsypotesen som forutsetter at husholdningene til enhver tid konsumerer en fast andel av sin inntekt, se Erlandsen og Nymoen (2008). Da de norske kredittmerkene ble liberaliserte på starten av 1980-tallet, ble utviklingen i forbruket i større grad frikoblet fra inntektsveksten. Dermed brøt den tradisjonelle sammenhengen mellom konsum og inntekt sammen. Flere norske studier utvidet da konsummodellene med mål på husholdningenes formue, se Brodin og Nymoen (1992), Eitrheim m.fl. (2002) og Jansen (2012)<sup>14 15</sup>.

Nyere norske studier legger i større grad til grunn at husholdningene ønsker et relativt stabilt forbruk gjennom livet. Livsløpshypotesen samsvarer godt med norske data. Erlandsen og Nymoen (2008) forklarte deler av utviklingen i det norske konsumet med endringer i befolkningens alderssammensetning.<sup>16</sup> I Norge har yngre husholdninger mye gjeld og lav finansiell formue, mens middelaldrende husholdninger har mer finansiell formue i form av både bankinnskudd, aksjer og andre verdipapirer, se figur 5. Eldre husholdninger har mye bankinnskudd og lite gjeld.

---

ha en negativ effekt på konsumet; boligeiere kan ikke nødvendigvis kan ta opp mer gjeld når boligformuen øker, mens boligkjøpere må benytte en større del av sin permanentinntekt på boligkjøp når boligprisene stiger.

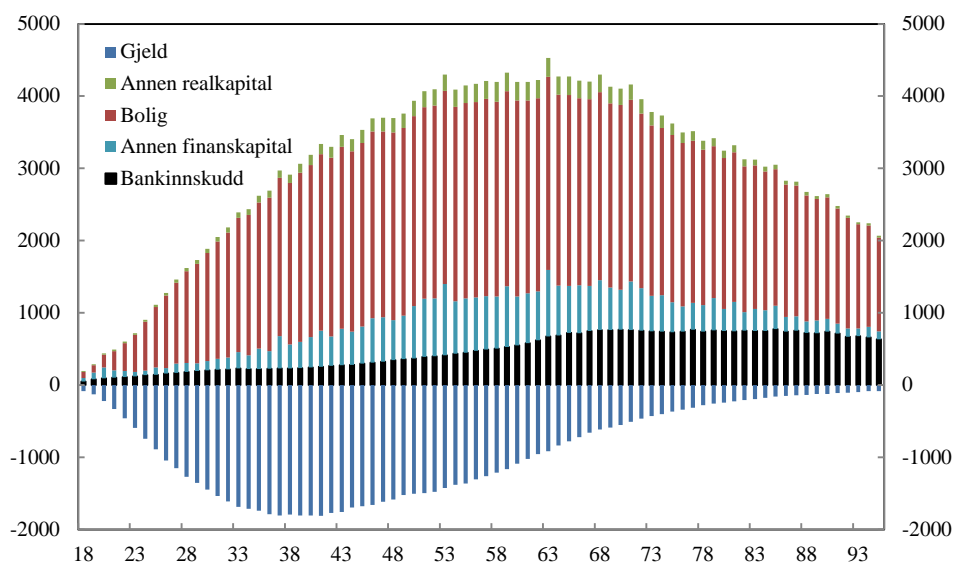
<sup>13</sup> Andersen m.fl. viser også at konsumandelen blant de danske husholdningene med høyest gjeldsbelastning hadde vært større enn for gjennomsnittshusholdningen i tiden før finanskrisen.

<sup>14</sup> Jansen (2012) viste at konsumlikninger som inneholder effekter av formue, forklarer konsumutviklingen bedre enn andre likninger. Jansen sammenliknet forklaringskraften til to Euler-likninger med konsumlikninger som inneholder effekter av formue over perioden 2006-2008. I den første Euler-likningen modelleres konsumet som en random walk, dvs. at konsumet avhenger av konsumet i foregående kvartal og et feilledd. I den andre Euler-likningen avhenger konsumet av realrenten, konsumet i foregående kvartal og et feilledd.

<sup>15</sup> Både Brodin og Nymoen (1992), Eitrheim m.fl. (2002) og Jansen (2012) fant en kointegrerende sammenheng mellom konsum, disponibel inntekt og formue i sine dataserier som omfattet 1980-tallet.

<sup>16</sup> Erlandsen (2003) finner at personer i aldersgruppen 50-66 år har lavest tilbøyelighet blant voksne personer til å konsumere. Ifølge modelleringen til Erlandsen og Nymoen (2008) faller konsumet med 0,31 prosent dersom andelen middelaldrende øker med en prosentenheter.

**Figur 5 Formue og gjeld etter alder på hovedinntektstaker. 18 – 95 år. Ligningsverdier. Gjennomsnitt. 1000 kroner. 2014**



Kilde: Statistisk sentralbyrå

Det er mer krevende å vurdere om permanentinntekthypotesen samsvarer med norske data, fordi permanentinntekten ikke er direkte målbar. Flere indikatorer kan imidlertid fange opp svingninger i denne størrelsen. Figur 5 viser at bolig utgjør hoveddelen av norske husholdningers formue, særlig blant yngre husholdninger. Formuen til disse husholdningene er derfor spesielt følsom overfor endringer i boligpriser, og deler av formuen vil forsvinne ved et boligprisfall.<sup>17</sup> I tillegg kan både aksjekurser og oljepris inneholde informasjon om husholdningenes formue og fremtidig inntekt.

Nyere studier har utvidet konsumfunksjonen med flere variabler, blant annet basert på teorien om usikkerhetsmotivert sparing. Gudmundsson og Natvik (2012) benyttet samme metode som Alexopoulos og Cohen (2009) og beregnet en usikkerhetsindeks for Norge.<sup>18</sup> De fant en negativ sammenheng mellom usikkerhetsindeksen og det norske forbruket i perioden 1985-2011.<sup>19</sup> Indeksen forklarer en større del av utviklingen i det norske konsumet enn to andre usikkerhetsmål som bygger på norske<sup>20</sup> og amerikanske aksjekurser<sup>21</sup>. Blomhoff Holm (2015) utviklet en enkel heterogen-agent modell<sup>22</sup> til å analysere økningen i den norske spareraten etter finanskrisen. Modellen viser at i overkant av to prosentenheter av økningen i spareraten kan forklares med at inntektsusikkerheten økte og med at inntekt og formue ble skjevare fordelt. Fagereng m.fl. (2016) benyttet mikrodata til å studere norske husholdningers spareadferd da deres arbeidsplass gjennomgikk en nedbemanningsprosess. Resultatene tyder på de berørte husholdningene øker sin finansielle sparing betydelig før de blir arbeidsledige eller arbeidsplassen deres legges ned.<sup>23</sup>

Indeksen som Gudmundsson og Natvik (2012) beregnet, er nå på et høyere nivå enn gjennomsnittet tilbake til 1992, se figur 6. Samtidig er forbrukertilliten på historisk lave nivåer, se figur 7. Det kan bety at usikkerhet demper dagens forbruk.

<sup>17</sup> Sommervoll (2007) fant imidlertid ingen sammenheng mellom økt boligformue og lånefinansiert konsum over perioden 1993-2000 i Norge.

<sup>18</sup> Usikkerhetsindeksen er konstruert ved å telle antall unike norske avisartikler i kvartalet som inneholder nøkkelordene «økonomi» og «usikkerhet» samtidig. For å korrigere for at antall tidsskrifter har økt gjennom perioden, er indeksen trendjustert.

<sup>19</sup> Analysen viser at økt usikkerhet har en signifikant negativ effekt på konsumet i opptil 2 år.

<sup>20</sup> Implisitt volatilitet i kjøpsopsjoner på Oslo Børs (OBX).

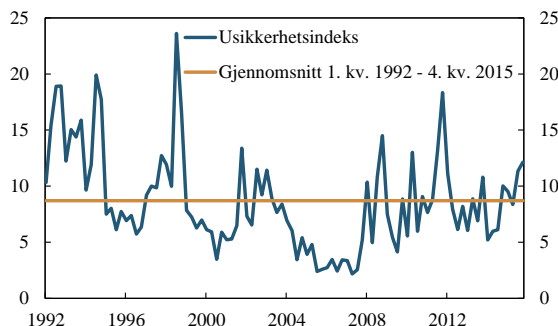
<sup>21</sup> Implisitt volatilitet målt ved Chicago Board of Options VXO Index.

<sup>22</sup> Modellen bygger på en versjon av Hugget (1993) med kontinuerlig tid og ukomplette markeder. Modellen er kalibrert slik at fordelingen av inntekt og formue samsvarer med selvangivelsesdata for norske husholdninger før finanskrisen.

<sup>23</sup> Ifølge resultatene til Fagereng m.fl. (2016) benytter husholdningene i gjennomsnitt den privatøkonomiske bufferen til å dekke inn 25 prosent av inntektsbortfallet som oppstår ved arbeidsledighet.

**Figur 6. Usikkerhetsindeks. Antallet ganger ordene “økonomi” og “usikkerhet” ble benyttet i det samme nyhetsoppslaget i den norske pressen.**

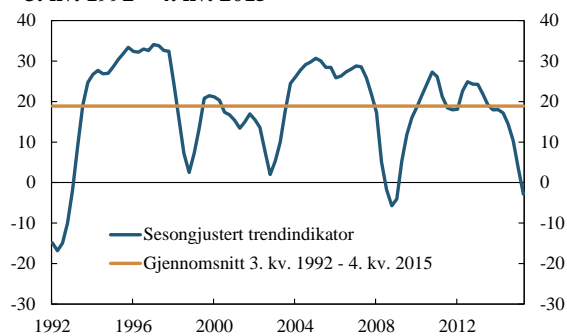
1. kv. 1992 – 4. kv. 2015



Kilder: Norges Bank og Retriever

**Figur 7. TNS Gallups trendindikator for husholdningene. Samlet indeks.**

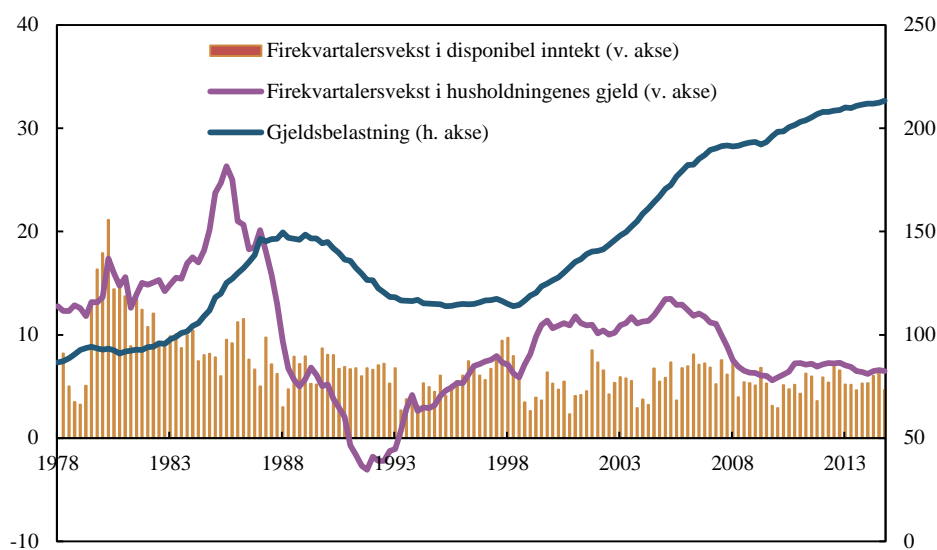
Sesongjusterte netttotal. 3. kv. 1992 – 4. kv. 2015



Kilde: TNS Gallup

Høy gjeldsbelastning i husholdningene kan også føre til usikkerhetsmotivert sparing og lavere konsum, se Bunn og Rostom (2015), Dynam (2012) og Andersen m.fl. (2014). Fagereng og Halvorsen (2016) viser at norske husholdninger med høy gjeld har hatt en svakere konsumvekst enn andre norske husholdninger. Gjeldsbelastningen i de norske husholdningene er nå historisk høy etter at gjelden har økt betydelig mer enn disponibel inntekt siden slutten av 1990-tallet, se figur 8. Det kan ha bidratt til mer usikkerhetsmotivert sparing i Norge, særlig dersom husholdninger med høy gjeldsbelastning vurderer perioder med lav rente som et forbigående fenomen. Da vil den midlertidige veksten i disponibel inntekt ha en forholdsvis liten påvirkning på husholdningens etterspørsel, se Liane (2013).

**Figur 8. Husholdningenes gjeldsbelastning.<sup>1)</sup> Prosent. 4. kv. 1978 – 3. kv. 2015**



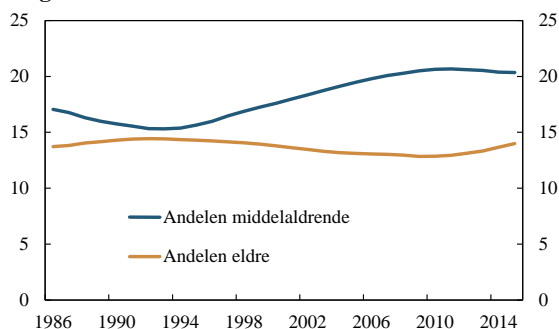
1) Gjeld til husholdninger og ideelle organisasjoner i prosent av disponibel inntekt korrigert for anslått reinvestert aksjeutbytte for 2000 – 2005 og innløsning/nedsettelse av egenkapital 1. kv. 2006 – 3. kv. 2012  
Kilder: Norges Bank og Statistisk sentralbyrå

## 5. Andre drivkrefter bak utviklingen i det norske konsumet

Konsumet er trolig også blitt påvirket av flere strukturelle endringer som ikke fanges opp av de tradisjonelle teoretiske modellene. **Demografiske endringer** kan ha endret likevektsnivået for konsumandelen de siste tiårene. Siden begynnelsen av 1990-tallet har andelen personer i alderen 50-66 år (middelaldrende) steget, se figur 9. Erlandsen og Nymoen (2008) estimerte hvordan endret alderssammensetning i befolkningen påvirker privat forbruk og sparing. De konkluderte med at økningen i andelen middelaldrende i perioden 2000-2008 isolert sett kan ha bidratt til å trekke spareraten opp med inntil 2 prosentenheter. I perioden 2011-2015 har andelen

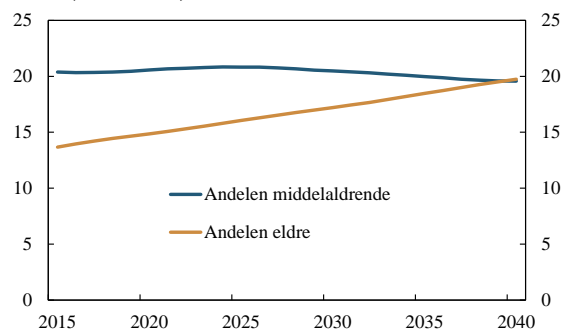
middelaldrende falt noe. Den estimerte sammenhengen til Erlandsen og Nymoen (2008) indikerer at dette kan ha økt konsumandelen med inntil 0,3 prosentenheter. Befolkningsfremskrivninger tyder på at andelen middelaldrende vil holde seg om lag uendret de neste årene, se figur 10.

**Figur 9. Andelen middelaldrende (personer i alderen 50-66 år) og eldre (personer over 66 år) i Norge. Prosent. 1986 – 2015**



Kilde: Statistisk sentralbyrå

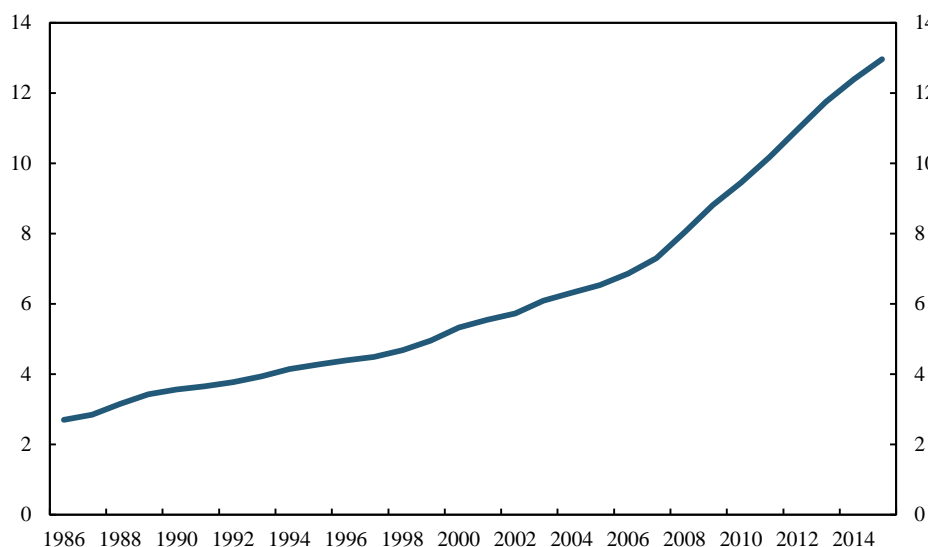
**Figur 10. Fremskrivninger av andel middelaldrende (50-66 år) og eldre (over 66 år). Prosent. 2015 – 2040**



Kilde: Statistisk sentralbyrå

**En større andel innvandrere** i Norge har trolig redusert likevektsnivået for konsumandelen de siste årene. Andelen innvandrere i Norge har økt etter at EU fikk ti nye medlemsland i 2004 og ytterligere to nye i 2007, se figur 11, i hovedsak som følge av arbeidsinnvandring fra østeuropeiske EU-land.

**Figur 11. Antall innvandrere i Norge som andel av befolkningen. Prosent. Årstall. 1986 – 2015**



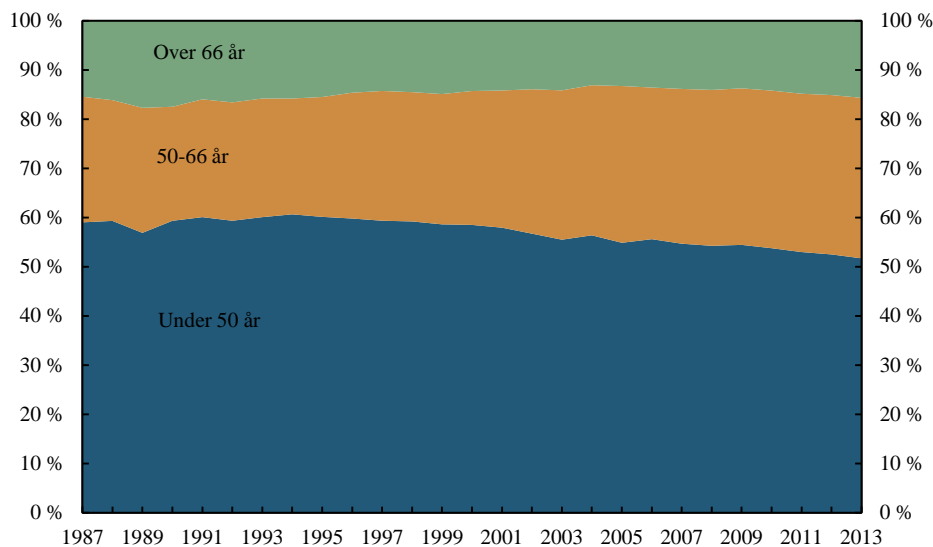
Kilde: Statistisk sentralbyrå

Innvandrere samlet har trolig en høyere sparerate enn gjennomsnittet i Norge. Det finnes ikke data på hvor stor andel av inntekten arbeidsinnvandrerne fra Øst-Europa sparer. Ifølge en undersøkelse gjort blant polakker i Oslo i 2006 (Friberg og Tyldum, 2007) var det mange som overførte penger til hjemlandet eller reiste tilbake med oppsparte midler etter endt arbeidsoppdrag. Til tross for et relativt lavt inntektsnivå, oppga 80 prosent av respondentene at de hadde spart penger mens de var i Norge. Om lag halvparten av respondentene i en tilsvarende undersøkelse fra 2010 (Friberg og Eldring, 2011) overførte penger til hjemlandet. Sparingen blant arbeidsinnvandrerne kan imidlertid avta etter hvert som de etablerer seg med familie i

Norge.<sup>24</sup> Enkle beregninger indikerer at om lag 40 prosent av inntekten til arbeidsinnvandrerne fra Øst-Europa spares.<sup>25</sup> Det kan forklare opptil 1 prosentenheter av økningen i spareraten i 2014 og et tilsvarende fall i konsumandelen.

**Inntektsutviklingen i ulike aldersgrupper** kan også ha betydning for konsumandelen, fordi middelaldrende (50-66 år) har en lavere tilbøyelighet til å konsumere inntektsøkninger enn yngre (20-49 år) og eldre (over 66 år) husholdninger, se Erlandsen (2003). I perioden 2010-2013 hadde eldre en inntektsvekst på 20 prosent. I samme periode hadde middelaldrende en samlet inntektsvekst på 15,7 prosent, mens yngre hadde en inntektsvekst på 11,6 prosent. Inntektsutviklingen ga et fall i inntektsandelen til de yngre husholdningene, mens inntektsandelen til middelaldrende og eldre husholdninger økte, se figur 12. Den økte inntektsandelen til middelaldrende husholdninger, som har lav konsumtilbøyelighet, kan ha bidratt til å holde konsumandelen nede de siste årene. Den økte inntektsandelen til de eldre har trolig trukket i motsatt retning. Estimerte inntektselastisiteter<sup>26</sup> for totalt konsum i Norge varierer fra 0,56 (Brodin og Nymoen, 1992) til 0,66 (Erlandsen og Nymoen, 2008). Beregninger, som antar at inntektselastisiteten er lavere for middelaldrende (0,55) enn for yngre (0,65) og eldre (0,65) husholdninger, viser at konsumandelen kunne vært 0,9-1,7 prosentenheter høyere dersom alle aldersgrupper hadde hatt lik inntektsvekst i perioden 1994-2013.<sup>27</sup> Beregningene viser samtidig at konsumandelen etter finanskrisen ikke er blitt nevneverdig påvirket av inntektsutviklingen i ulike aldersgrupper.

**Figur 12. Ulike aldersgruppers disponible inntekt som andel av samlet disponibel inntekt til norske husholdninger. Prosent. Årstall. 1987 – 2013**



Kilde: Statistisk sentralbyrå

**Pensjonsreformen som trådte i kraft 1. januar 2011**, kan isolert sett ha redusert likevektsnivået for konsumandelen. Med reformen ble de forventede pensjonsutbetalingene

<sup>24</sup> Ifølge Friberg og Eldring (2011) er det først og fremst arbeidsinnvandrere med partner bosatt i Polen som overfører penger til hjemlandet. I perioden mellom de to undersøkelsene har den polske befolkningen blitt mer etablert. Mens flertallet hadde partner bosatt i Polen i 2006, hadde flertallet partner bosatt i Norge i 2010.

<sup>25</sup> Vi anslår konsumet til de østeuropeiske arbeidsinnvandrerne ved å legge til grunn SIFOs referansebudsjett og en rimelig forutsetning om boutgifter. Vi legger til grunn en gjennomsnittsinntekt etter skatt på 250 000 kroner. De fleste arbeidsinnvandrerne som har kommet til Norge de 10 siste årene, er fra Polen. I 2014 ble medianinntekten etter skatt per forbruksenhet for polske husholdninger beregnet til 268 000 kroner etter skatt. Til sammenlikning var det samme inntektsmålet for hele Norges befolkning på 348 000 kroner. Arbeidsinnvandrerne fra andre land, som for eksempel Litauen, har lavere medianinntekt enn polakkene. For å kunne sammenlikne inntekten til husholdninger med ulik størrelse og sammensetning, justerer man vanligvis husholdningsinntekten ved hjelp av en såkalt ekvivalensskala, eller forbruksvekter. Ifølge EUs skala skal første voksne husholdningsmedlem ha en vekt på 1,0, neste voksne får en vekt på 0,5 mens barn får en vekt på 0,3. I gjennomsnitt var størrelsen på polske husholdninger i Norge 1,3 personer. Antar vi at dette bare er voksne personer, at halvparten av husholdningene har to inntekter og at de resterende har en inntekt, vil det gi en medianinntekt etter skatt per polakk i Norge på 270 000 kroner.

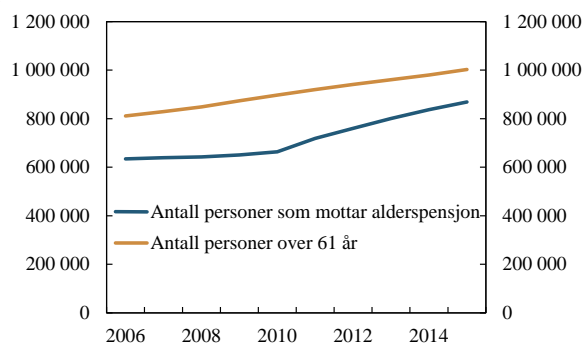
<sup>26</sup> Prosentvis endring i konsumet når inntekten øker med en prosent.

<sup>27</sup> Vi legger til grunn at samlet inntektsvekst er uendret.

gjort nøytrale, noe som i praksis innebærer at de årlige utbetalingene blir større jo lenger man venter med å ta ut pensjon. Reformen introduserte også en levealdersjustering som reduserer de årlige pensjonsutbetalingene dersom levealderen i befolkningen øker. Etersom levealderen er forventet å stige fremover, vil levealdersjusteringen gi nåværende og fremtidige arbeidstagere lavere årlige pensjonsutbetalinger.<sup>28</sup> Det er grunn til å tro at husholdningene har tilpasset seg pensjonsreformen ved både å arbeide lengre og å spare mer. Tall fra undersøkelsen Finansbarometer<sup>29</sup> tyder på at det er flere som vil stå lengre i jobb etter at reformen ble innført. Ifølge undersøkelsen har andelen arbeidstakere som ønsker å gå av med pensjon før fylte 67 år falt fra 57 prosent i 2010 til 42 prosent i 2015. Den samme undersøkelsen viser også at andelen norske husholdninger som sparer som følge av pensjonsreformen, har økt fra 20 prosent i 2010 til 27 prosent i 2015. Våre beregninger tyder på at levealdersjusteringen, samt økt bevisstgjøring rundt behovet for egensparing, isolert sett kan ha redusert konsumandelen med 0,8-1,6 prosentenheter i perioden 2011-2015.<sup>30</sup>

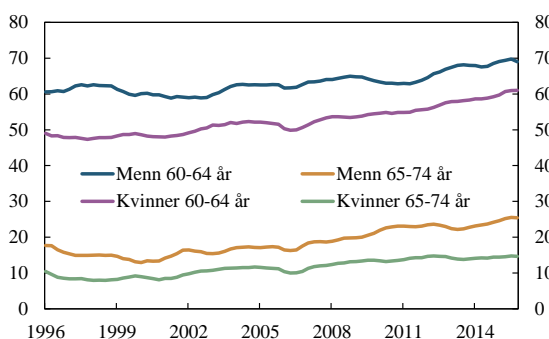
Pensjonsreformen ga også personer i aldergruppen 62-67 år adgang til å være yrkesaktive, selv ved uttak av full pensjon. For disse vil pensjonsutbetalingene komme i tillegg til lønnsinntekten, noe som gir en midlertidig høy inntekt fram til faktisk arbeidsslutt. Det er grunn til å tro at mange har benyttet muligheten til å ta ut pensjon og samtidig fortsette å arbeide. Til tross for at antallet personer som mottar alderspensjon økte med 205 000 personer fra 2010 til 2015 (se figur 13), har ikke arbeidstilbudet i de aktuelle aldersgruppene falt, se figur 14. I den samme perioden økte antall personer over 61 år med 105 000 personer. Hvis eksempelvis 100 000 personer arbeider i tillegg til å motta alderspensjon og den gjennomsnittlige pensjonsinntekten etter skatt er 200 000 kroner, betyr det en samlet ekstraintekt på 20 milliarder kroner. Dersom vi legger til grunn at bare en femtedel av denne ekstraintekten konsumeres, bidrar det isolert sett til å redusere konsumandelen med 0,6-1,3 prosentenheter.

**Figur 13. Personer som mottar alderspensjon og personer over 61 år. Antall. 2006 – 2015**



Kilder: NAV og Statistisk sentralbyrå

**Figur 14. Sysselsatte i prosent av befolkningen. 1. kv. 1996 – 4. kv. 2015**



Kilde: Statistisk sentralbyrå

**Strengere krav til hvor mye norske husholdninger får låne** kan ha økt sparingen og dempet forbruket etter finanskrisen, særlig for yngre husholdninger som sparer for å kjøpe sin første bolig. For å begrense omfanget av høye lån i forhold til inntekt og boligens verdi, innførte Finanstilsynet nye retningslinjer for forsvarlig utlånspraksis for lån til boligformål i mars 2010.<sup>31</sup> Disse ble strammet til i desember 2011.<sup>32</sup> I juni 2015 fastsatte Finansdepartementet en ny forskrift om krav til nye utlån med pant i bolig. Forskriften bygger på Finanstilsynets retningslinjer, men det ble samtidig innført et krav om avdragsbetaling.<sup>33</sup> Enkle beregninger tyder på at strengere kredittpraksis i bankene i Norge kan ha hevet sparingen med opptil 0,2

<sup>28</sup> En overgangsordning skjærer alle personer født før 1954.

<sup>29</sup> Finansbarometeret 2015 (2010) omfatter 3166 (1238) intervju gjennomført med personer over 18 år.

<sup>30</sup> Beregningene bygger på data fra NAV over nødvendig uttaksalder for å kompensere for levealdersjusteringen. Vi legger til grunn at ingen under 40 år og ingen over 61 år (grunnet overgangsregel) endrer spareadferd som følge av levealdersjusteringen. Vi antar at andelen personer som endrer spareadferd, øker lineært fra 4 prosent for 40-åringene til 70 prosent for personer som er 55-61 år. Vi legger til grunn at de som endrer spareadferd i gjennomsnitt sparer et beløp tilsvarende halve effekten av levealdersjusteringen.

<sup>31</sup> Ifølge retningslinjene skulle lånet normalt ikke overstige 90 prosent av boligens markedsverdi.

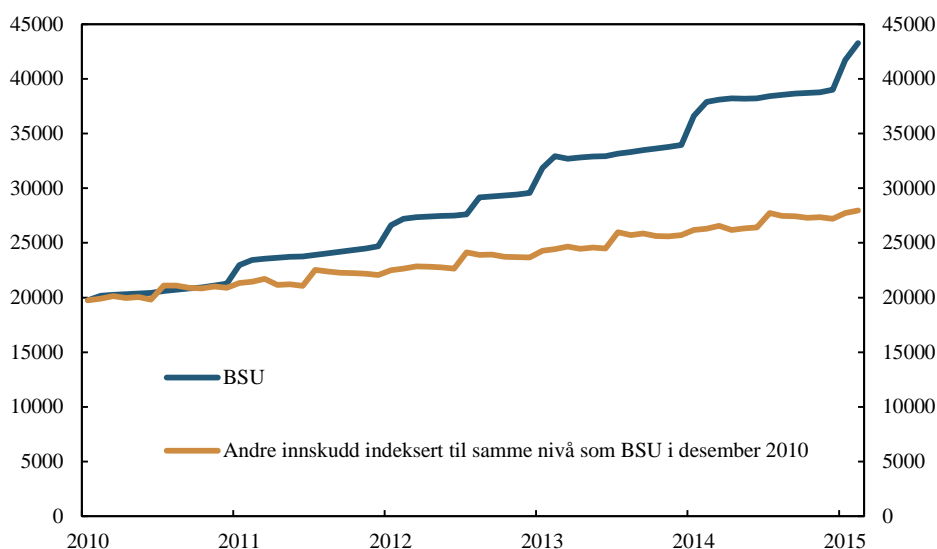
<sup>32</sup> Krav til belåningsgrad ble gjort strengere (85 prosent). Samtidig inneholdt de oppdaterte retningslinjene en presisering om at vurderingen av husholdningenes gjeldsbetjeningsevne skulle ta høyde for en renteøkning på fem prosentenheter.

<sup>33</sup> Det skal årlig betales avdrag på minst 2,5 prosent av innvilget lån ved belåningsgrader over 70 prosent.

prosentenheter de siste årene og redusert konsumandelen tilsvarende.<sup>34</sup> Effektene er mindre enn hva Carroll m.fl. (2012) finner for USA.<sup>35</sup>

**Adgang til å spare mer i spareordningen Boligsparing for ungdom (BSU)** kan de siste årene ha dempet norske husholdningers forbruk noe. Sammenliknet med andre innskuddsformer er BSU-sparing svært gunstig<sup>36</sup>, og de siste årene har adgangen til å spare i ordningen blitt større.<sup>37</sup> Den samlede beholdningen av BSU-innskudd har nesten doblet seg fra om lag 20 milliarder kroner i starten av 2011 til 42 milliarder kroner i slutten av 2015, se figur 15. I den samme perioden økte andre innskudd med 40 prosent samlet sett. Med en tilsvarende vekst ville BSU-beholdningen vært 14 milliarder kroner mindre. Antar vi at denne særegne veksten på 14 milliarder kroner skyldes høyere grenser for å spare i ordningen, viser beregninger at den økte adgangen til å spare i ordningen kan ha økt spareraten med inntil 0,1 prosentenheter de siste årene.

**Figur 15. Norske husholdningers boligsparing for ungdom (BSU). Innskudd i banker. Millioner kroner. Desember 2009 – januar 2016**



Kilde: Statistisk sentralbyrå

<sup>34</sup> Kjøpesummen er satt lik gjennomsnittlig kjøpesum for en norsk bolig. Lånet er antatt å være 85 prosent av kjøpesummen på boligen. Vi antar at låntakere som er begrenset av egenkapitalkrav, må øke sparingen med et beløp tilsvarende fem prosent av kjøpesummen på boligen. Vi antar at låntakere som er begrenset av avdragskrav, må betale ned lånet over 25 år. Vi antar at andelen boligtransaksjoner som er begrenset av egenkapitalkrav og avdragskrav, har økt med henholdsvis 6 og 13 prosentenheter fra 2011 til 2015. Antakelsen bygger på Finanstilsynets boliglansundersøkelser som viser at andelen lån med belåningsgrad utover grensen i retningslinjene (90 prosent fram til 2012 og 85 prosent deretter) falt fra 22 prosent i 2011 til 16 prosent i 2015. I den samme perioden falt andelen avdragsfrie boliglån fra nesten en fjerdedel til 11 prosent.

<sup>35</sup> Carroll m.fl. (2012) finner at 0,6 prosentenheter av økningen i spareraten i USA fra 2007 til 2010 skyldes strammere utlånspraksis.

<sup>36</sup> BSU-sparing gir normalt betydelig bedre rentebetingelser enn vanlige innskudd. I tillegg gir ordningen fradrag i inntektsskatten på 20 prosent av det årlige sparebeløpet.

<sup>37</sup> I 2009 ble det maksimale årlige sparebeløpet i BSU økt fra 15 000 kroner til 20 000 kroner. I 2014 ble det maksimale årlige sparebeløpet økt ytterligere til 25 000 kroner, og det samlede sparebeløpet ble økt fra 150 000 kroner til 200 000 kroner. Regjeringen har med virkning fra 2016 foreslått å heve grensen for det samlede beløpet til 300 000 kroner. Det maksimale årlige sparebeløpet skal fremdeles være 25 000 kroner.

## 6. Estimering av konsumlikninger

Vi estimerer en modell som kombinerer innsikten fra tradisjonelle konsumlikninger med nyere teorier. En teoretisk konsumlikning er gitt ved:

$$(1) C_t = Y_t^{\beta_Y} F_t^{\beta_F} B_t^{\beta_B} G_t^{\beta_G} i_t^{\beta_i}$$

, der  $C_t$  er husholdningenes konsum i periode  $t$ ,  $Y_t$  er husholdningenes disponible inntekt justert for aksjeutbytte,  $F_t$  er husholdningenes finansformue,  $B_t$  er husholdningenes boligformue,  $G_t$  er husholdningenes gjeld og  $i_t$  er nominell utlånsrente<sup>38</sup> til husholdningene. Parameterne  $\beta_Y$ ,  $\beta_F$ ,  $\beta_B$  og  $\beta_G$  angir prosentvis endring i konsumet ved én prosent endring i henholdsvis inntekt, finansformue, boligformue og gjeld (konsumelastisiteten). Parameteren  $\beta_i$  angir prosentvis endring i konsumet ved én prosentendring i utlånsrenten (semielastisiteten). Vår teoretiske konsumlikning skiller seg fra tidligere konsumlikninger for norsk økonomi ved at vi har delt opp formuen i stedet for å se på samlet netto formue i faste priser.

Ifølge teorien som ble presentert i del 3, burde økt inntekt og bruttoformue på lang sikt føre til høyere konsum, mens økt bruttogjeld og høyere rentenivå burde dempe konsumveksten. Vi forventer dermed at de estimerte elastisitetene til inntekt og formue er positive ( $\beta_Y, \beta_F, \beta_B > 0$ ), mens elastisitetene for gjeld og inntekt er negative ( $\beta_G, \beta_i < 0$ ).

Likning (1) blir estimert som en likevektsjusteringsmodell, der den generelle modellen er gitt ved:

$$(2) \Delta \log(C_t) = \alpha (\log(C_{t-1}) - \beta_Y \log(Y_{t-1}) - \beta_F \log(F_{t-1}) - \beta_B \log(B_{t-1}) - \beta_G \log(G_{t-1}) - \beta_i i_{t-1}) + \text{kortsiktsdynamikk} + \text{konstant} + \varepsilon_t$$

, der  $\varepsilon_t$  er feilleddet som antas å være normalfordelt med konstant varians.

I korttidsdynamikken inngår konsumet i foregående perioder samt inntekt, finansformue, boligformue, gjeld og nominell rente på endringsform. Med utgangspunktet i gjennomgangen av teori, litteratur og drivkrefter i del 3-5, har vi også testet en rekke andre variabler (se tabell A1 i vedlegg), blant annet hvordan inntektsusikkerhet, boligpriser og kredittilgang virker inn på forbruket. Usikkerhet om fremtidig inntekt er forsøkt fanget opp med endring i konsumenttilliten og nivået på pressebasert usikkerhet<sup>39</sup>. Vi forventer at den estimerte koeffisienten til konsumenttillit er positiv, mens koeffisienten til pressebasert usikkerhet er negativ. Bankenes utlånspraksis er forsøkt fanget opp ved differansen mellom utlånsrenten til husholdninger og pengemarkedsrenten. Vi forventer at den estimerte koeffisienten til utlånsmarginen er negativ, det vil si at en høyere margin svekker konsumet.

Kortsiktsdynamikken er da gitt ved:

$$(3) \text{kortsiktsdynamikk} = \sum_{j=1}^3 \delta_{C,j} \Delta \log(C_{t-j}) + \sum_{j=0}^3 \left( \delta_{Y,j} \Delta \log(Y_{t-j}) + \delta_{F,j} \Delta \log(F_{t-j}) + \delta_{B,j} \Delta \log(B_{t-j}) + \delta_{G,j} \Delta \log(G_{t-j}) + \delta_{i,j} \Delta i_{t-j} + \delta_{H,j} \Delta \log(H_{t-j}) + \delta_{PBU,j} PBU_{t-j} + \delta_{M,j} M_{t-j} + \delta_{T,j} \Delta T_{t-j} \right)$$

, der  $\Delta$  er en differensoperator,  $PBU_t$  er en pressebasert usikkerhetsindeks,  $M_t$  er bankenes utlånsmargin på lån til husholdningene,  $H_t$  er nominelle boligpriser og  $T_t$  er konsumenttilliten.

<sup>38</sup> Sammenliknet med reelle renter, fanger nominelle renter i større grad opp kortsiktige konstantstrømeffekter som følger av rentendringer. Vi benytter derfor nominelle renter i modelleringen. Videre beregnes reelle renter som nominelle renter fratrukket inflasjonsforventninger eller inflasjonsmålet i pengepolitikken. Siden inflasjonsforventningene (og inflasjonsmålet siden 2001) har vært relativt stabile over estimeringsperioden, vil nominelle og reelle renter i stor grad variere i takt.

<sup>39</sup> Vi benytter samme metode som Alexopoulos og Cohen (2009).



Konsumlikningen er estimert på sesongjusterte data fra første kvartal 1994 til tredje kvartal 2015. Data før 1993 er ikke benyttet, fordi perioden før 1993 er preget av store strukturelle endringer.<sup>40</sup> Vi sparer ikke deler av datautvalget til anslagstesting, fordi vi er interesserte i å modellere hva som har drevet konsumet etter finanskrisen og ønsker så mange observasjoner fra denne perioden som mulig. Vi starter med å estimere den generelle modellen (2) og forenkler både kortsikts- og langsiktsløsningen med den automatiske modellseleksjonsalgoritmen Autometrics, se Doornik (2009).

Resultatene av estimeringene er oppsummert i tabell 1. Ifølge tester er modellen velspesifisert, og modellen er stabil når den blir estimert rekursivt, se tabell A2 og A3. Feilleddet er stasjonært<sup>41</sup> og inneholder hverken autokorrelasjon<sup>42</sup> eller heteroskedastisitet<sup>43</sup>. Den estimerte koeffisienten til feiljusteringsleddet er signifikant forskjellig fra null, noe som viser sterk evidens for kointegrasjon.<sup>44</sup>

**Tabell 1: Estimert konsumlikning<sup>1)</sup>**

	Koeffisient	t-verdi
Finansformue, $\Delta \log(F_t)$	0,21***	3,8
Inntekt, $\Delta \log(I_t)$	0,15***	2,8
Pressebasert usikkerhet, $PBU_t$ <sup>2)</sup>	-0,05**	2,2
Utlånsmargin, $M_{t-3}$ <sup>2)</sup>	-0,85***	4,5
Konsumenttillit, $\Delta T_{t-2}$ <sup>2)</sup>	0,07***	3,5
Boligpris, $\Delta \log(H_{t-1})$	-0,13**	2,5
Konstant	1,69***	4,8
Tilpasningshastighet	-0,57***	7,1
Elastisitet inntekt, $\log(Y_{t-1})$	0,51***	6,4
Elastisitet finansformue, $\log(F_{t-1})$	0,16***	3,1
Elastisitet boligformue, $\log(B_{t-1})$	0,07***	2,8
Semielastisitet rente, $i_{t-1}$	-0,69***	4,4
<b>Tester<sup>3)</sup></b>		
AR 1-5	F(5,70)	0,82
ARCH (4)	F(4,79)	0,50
Normalitet	$\chi^2(2)$	3,74
Heteroskedasitet	F(22,64)	1,38
Durbin-Watson		2,23
Residualt standardavvik (målt i		0,67%
Justert R <sup>2</sup>		0,53

- 1) \*\*\* og \*\* viser at variabelen er signifikant på henholdsvis 1 og 5 prosent signifikansnivå.
- 2) Forklaringsvariabler delt på 100.
- 3) Se Doornik og Hendry (2006).

I likevektsjusteringsleddet inngår inntekt, finansformue, boligformue og nominell rente. Den estimerte langtidsløsningen er på linje med tidligere resultater. En permanent økning i inntekten på 1 prosent øker konsumet med 0,51 prosent. Til sammenligning finner tidligere studier inntektselastisiteter mellom 0,56 og 0,66, se Jansen (2012). Videre finner vi at en økning i finans- og boligformuen på 1 prosent øker konsumet med henholdsvis 0,16 og 0,06 prosent. Det

<sup>40</sup> Kredittmarkedene ble deregulert på 1980-tallet. I tillegg ble det gjennomført en skattereform i 1992. Se del 8 for en nærmere beskrivelse av disse strukturelle endringene.

<sup>41</sup> Dersom feilleddet ikke er stasjonært, vil verdien på feilleddet øke eller falle over tid.

<sup>42</sup> Dersom feilleddet inneholder autokorrelasjon, vil verdien på feilleddet i periode t påvirke verdien på feilleddet i periode t+1.

<sup>43</sup> Dersom feilleddet inneholder heteroskedastisitet, er ikke variansen i feilleddet konstant over tid.

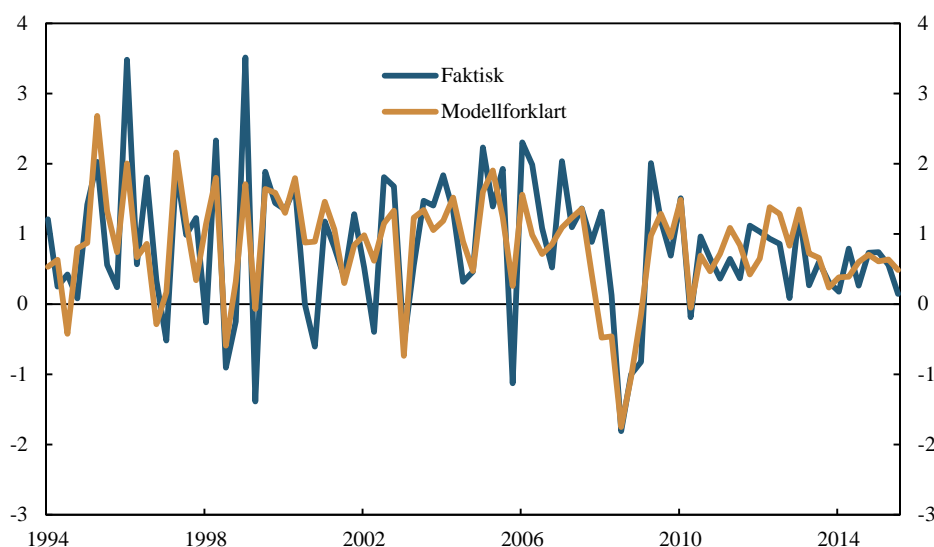
<sup>44</sup> Kointegrasjon kan måles ved å teste signifikansen til feiljusteringsleddet. Dette følger av representasjonsteoremet til Engle-Granger som fastslår at feiljustering impliserer kointegrasjon og motsatt, se Engle og Granger (1987). Vi har testet signifikansen til feiljusteringsleddet med kritiske verdier fra Ericsson og MacKinnon (2002) siden koeffisienten ikke følger en vanlig t-fordeling under nullhypotesen om fravær av kointegrasjon.

er i tråd med resultatene til Muellbauer m.fl. (2015) som finner høyere elastisiteter for canadiske husholdningers likvide formue enn for husholdningenes boligformue. Andre studier finner elastisiteter mellom 0,13 og 0,27 for husholdningenes samlede formue. For renten finner vi at 1 prosentpoeng økning trekker ned konsumet med 0,6 prosent, mot estimater mellom 0,42 og 1,95 prosent i andre studier. Tilpasningshastigheten er estimert til 0,59 prosent, mot 0,34 til 0,96 i tidligere arbeider. Tilpasningshastigheten angir hvor stor del av avviket mellom faktisk konsum og likevektskonsumnivået i modellen som blir korrigert per periode.

Av de potensielle forklaringsvariablene i korttidsdynamikken har endringer i finansformue, inntekt, konsumenttillit og boligformue, samt nivået på pressebasert usikkerhet og utlåsmarginen signifikant forklaringskraft. Koeffisientene har fortegn som ventet. Konsumveksten avhenger positivt av veksten i finansformue og inntekt og negativt av utlåsmarginen. I tråd med resultatene til Gudmundsson og Natvik (2012), Blomhoff Holm (2015) og Fagereng m.fl. (2016) svekkes veksten i forbruket av lavere konsumenttillit og økt usikkerhet.

Konsumveksten dempes på kort sikt når boligprisene stiger. Forklaringen kan være at høyere boligpriser på kort sikt gir større gjeldsoptak og at husholdningene må spare mer å betjene gjelden. Det samsvarer med hva Muellbauer m.fl. (2015) finner i canadiske data. Det er også i tråd med resultatene til Fagereng og Halvorsen (2016) om at norske husholdninger med høy gjeld har en svakere konsumvekst enn andre norske husholdninger. På lengre sikt øker konsumet med boligprisene i modellen, fordi økte boligpriser øker boligformuen i langtidsløsningen. Det kan forklares med at boligeiere i større grad kan lånefinansiere forbruk når boligformuen blir større.

**Figur 16. Faktisk og modellforklart utvikling i konsumet. Firekvartalsvekst. Prosent. 1. kv. 1994 – 3. kv. 2015**

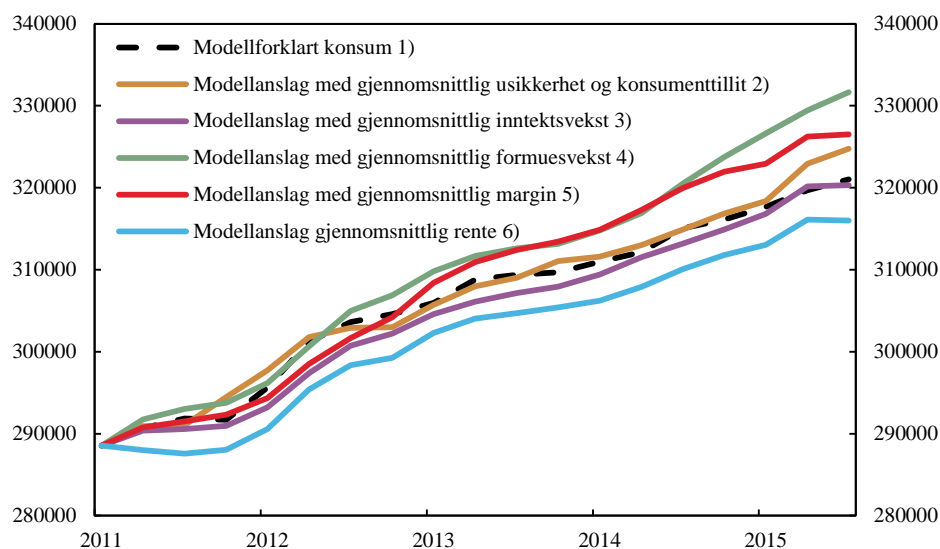


Kilder: Norges Bank og Statistisk sentralbyrå

Modellen forklarer en betydelig del av svingningene i konsumveksten, se figur 16. Ifølge modellen er konsumet etter finanskrisen blitt holdt nede av mer begrenset tilgang til lån, mindre formuesvekst, lavere forbrukertillit og større usikkerhet om den økonomiske utviklingen, mens de lave rentene har bidratt til å holde forbruket oppe. Figur 17 viser det modellforklarte konsumet. I tillegg viser figuren ulike modellanslag beregnet med gjennomsnittsverdien for en forklaringsvariabel og faktiske verdier for de andre forklaringsvariablene. Modellen anslår om lag det samme konsumet når vi benytter faktisk i stedet for gjennomsnittlig inntektsvekst, det vil si at inntektsveksten har hatt en relativt nøytral effekt på konsumet etter finanskrisen. Modellanslagene blir høyere enn det modellforklarte konsumet når vi benytter gjennomsnittsverdier for tilgang til lån, formuesvekst, forbrukstillit og usikkerhet om den

økonomiske utviklingen, mens anslagene blir lavere når vi benytter gjennomsnittsverdier for renten.

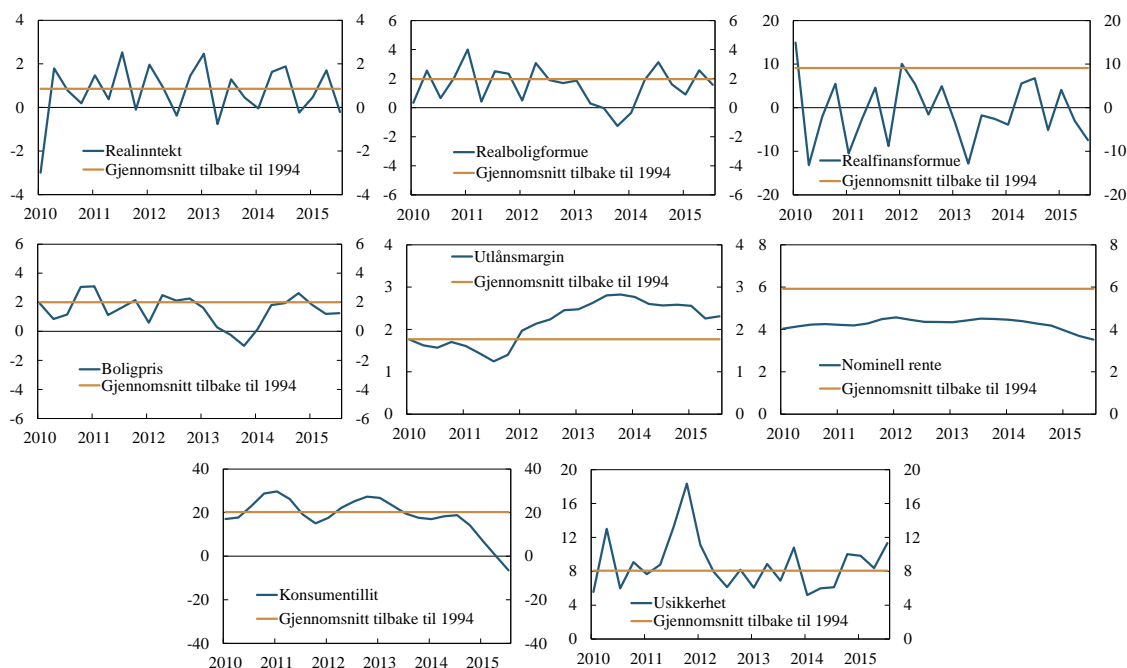
**Figur 17. Modellanslag for konsumet. Sesongjustert. Faste priser. Millioner kroner. 1. kv. 2011 – 3. kv. 2015**



- 1) Beregnet med faktiske verdier for alle forklaringsvariablene
  - 2) Som 1), men med gjennomsnittlig usikkerhet og konsumenttillit i perioden 1. kv. 1994 - 3. kv. 2015
  - 3) Som 1), men med gjennomsnittlig inntektsvekst i perioden 1. kv. 1994 - 3. kv. 2015
  - 4) Som 1), men med gjennomsnittlig formuesvekst i perioden 1. kv. 1994 - 3. kv. 2015
  - 5) Som 1), men med gjennomsnittlig utlånsmargin i perioden 1. kv. 1994 - 3. kv. 2015
  - 6) Som 1), men med gjennomsnittlig rente i perioden 1. kv. 1994 - 3. kv. 2015
- Kilde: Norges Bank

Figur 18 viser utviklingen i forklaringsvariablene til modellen etter finanskrisen. Etter finanskrisen har den nominelle renten vært betydelig lavere enn sitt gjennomsnitt tilbake til 1994. Det har bidratt til å holde forbruket oppe. Utlånsmarginen og usikkerhetsindeksen har samtidig vært høyere enn gjennomsnittet for estimeringsperioden til modellen, mens konsumenttilliten har vært lavere enn sitt historiske gjennomsnitt. Forbruket er dermed blitt dempet av mer begrenset tilgang til lån og større inntektsusikkerhet. I tillegg har veksten i realboligformue og realfinansformue etter finanskrisen vært lavere enn gjennomsnittet for estimeringsperioden til modellen. Det har bidratt til å dempe konsumveksten noe. Realinntektsveksten har vært nær sitt historiske snitt.

**Figur 18. Forklaringsvariablene i modellen. Kvartalersvekst i realinntekt, realboligformue, realfinansformue og boligpris. Utlånsmargin, nominell rente, konsumenttillit og usikkerhet på nivå. 1. kvartal 2010 – 3. kvartal 2015.**



Kilder: Statistisk sentralbyrå, Norges Bank og Retriever

## 7. Prediksjonsegenskaper

Norges Bank utarbeider anslag på konsumet fire ganger i året som en del av arbeidet med *Pengepolitisk rapport*. I dette arbeidet er modeller med gode prediksjonsegenskaper nyttige. Vi vurderer derfor prediksjonsegenskapene til modellen som ble estimert i del 6 fra første kvartal 2010 og fremover. Modellen blir estimert rekursivt og gir anslag 8 kvartaler frem i tid. I første trinn blir modellen estimert med data for perioden første kvartal 1994 – fjerde kvartal 2009, og modellen gir anslag fra første kvartal 2010 og fremover. I andre trinn blir modellen estimert med data for perioden første kvartal 1994 – første kvartal 2010, og modellen gir anslag fra andre kvartal 2010 og fremover, og så videre. Det gir oss 16 runder med modellanslag à 8 kvartaler.

Vi sammenlikner disse med anslag fra en enkel AR(1)-modell og fra en VAR-modell. AR(1) modellen forklarer konsumet ved

$$(4) \Delta \log(C_t) = \text{konstant} + \Delta \log(C_{t-1}) + \varepsilon_t$$

VAR-modellen er en utvidelse av AR(1)-modellen, der flere forklaringsvariabler inngår og forklaringsvariablene inngår med flere tidsetterleap. Forklaringsvariablene i VAR-modellen er gitt ved en vektor  $x_t$

$$(5) x_t = (\Delta \log(C_t), \Delta \log(Y_t), \Delta \log(F_t), \Delta(i_t))'$$

, der variablene er definert som ovenfor. Vi begrenser VAR-modellen til de fundamentale forklaringsfaktorene fordi estimeringsperioden er relativt kort. Vi estimerer en tredjeordens VAR gitt ved

$$(6) x_t = \mu + A_1 x_{t-1} + A_2 x_{t-2} + A_3 x_{t-3} + e_t$$

, der  $A$  er en  $(4 \times 4)$  koeffisientmatrise,  $\mu$  er en  $(4 \times 1)$  vektor av konstantledd, og  $e_t$  er en  $(4 \times 1)$  vektor av feilledd som vi antar at er hvit støy med riktige egenskaper<sup>45</sup>.

AR(1)-modellen og VAR-modellen estimeres rekursivt og gir anslag på samme måte som konsumlikningen.

Vår modell viser bedre prediksjonsegenskaper enn både AR-modellen og VAR-modellen for alle tidshorisonter, se tabell 2. Konsumlikningen har imidlertid en fordel ettersom anslagene er betinget på faktisk utvikling i forklaringsvariablene. I kolonne 3 har vi rapportert prediksjonsegenskaper for vår modell når anslagene er betinget på AR(1)-anslag på forklaringsvariablene, det vil si at utviklingen i alle forklaringsvariabler er anslått rekursivt med modeller av fra ligning (4). Da viser konsumlikningen bedre prediksjonsegenskaper enn AR(1)-modellen for horisonter ut over tre kvartaler, men samlet sett dårligere prediksjonsegenskaper enn VAR-modellen. Det tilsier ikke nødvendigvis at konsumlikningen gir dårligere realtidsanslag enn de autoregressive modellene fordi realtidsanslagene fra konsumlikningen normalt vil være betinget på modellanslag på forklaringsvariablene.

**Tabell 2. RMFSE (gjennomsnittlig anslagsfeil)<sup>46</sup> til konsumlikning og VAR-modell. 1. kv. 2010 - 3. kv. 2015. RMFSE er normalisert ved å dele på RMFSE for AR(1)-modellen. Verdier over 1 indikerer mindre anslagsfeil enn AR(1)-modellen.**

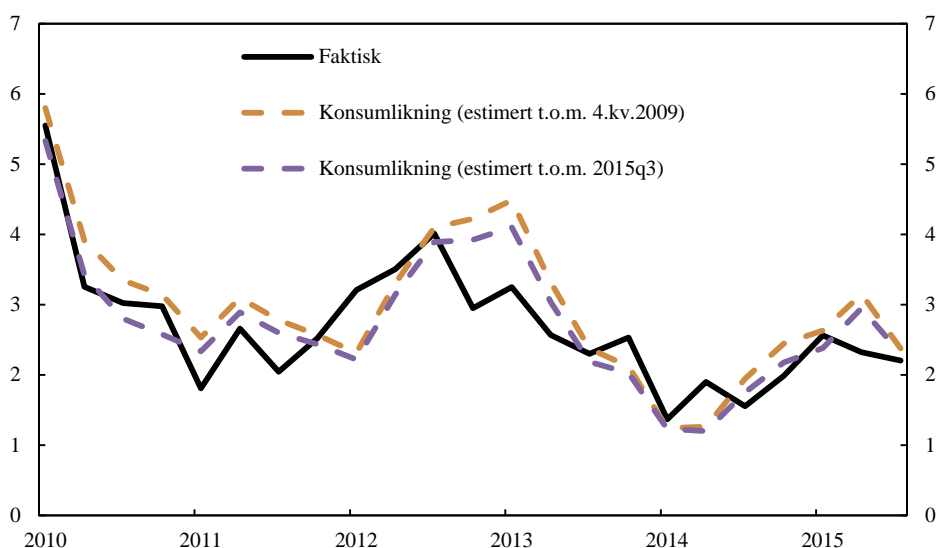
Antall kvartaler frem	Konsumlikning betinget på faktisk utvikling i forklaringsvariablene	Konsumlikning betinget på AR(1)-anslag på forklaringsvariablene	VAR-modell
1	0.9	1.3	0.9
2	0.8	1.4	1.1
3	0.6	1.1	1.0
4	0.5	1.0	0.9
5	0.5	1.0	0.9
6	0.4	0.9	0.9
7	0.4	0.9	1.0
8	0.4	0.9	0.9

I figur 19 har vi sammenliknet anslagene som vår modell gir fra 1. kvartal 2010 med faktisk utvikling i forbruket i perioden 2010 – 2015. Estimatene er basert på data til og med fjerde kvartal 2009. Modellen forklarer hoveddelen av svingningene i konsumet siden 1994. Vi har i tillegg inkludert anslag fra modellen som er estimert med data til og med tredje kvartal 2015. Som ventet, føyer modellen den faktiske utviklingen noe bedre med en lengre estimeringsperiode, men forskjellen er ikke stor fra modellen med kortere estimeringsperiode. Det taler for at de estimerte sammenhengene i modellen har holdt seg relativt stabile over de siste 5 årene.

<sup>45</sup>  $E[e_t] = 0, E[e_t, e_s'] = \begin{cases} \omega & \text{for } t=s \\ 0 & \text{ellers} \end{cases}$

<sup>46</sup>  $RMFSE = \sqrt{\sum_{t=1}^n (\hat{c}_t - c)^2 / n}$ , der  $\hat{c}_t$  er anslag  $i$  for en gitt horisont og  $n$  er antall runder med modellanslag.

**Figur 19. Firekvarterersvekst i privat konsum. Faste priser. Modellanslag<sup>1)</sup> sammenliknet med faktisk utvikling. 1. kv. 2010 – 3. kv. 2015**

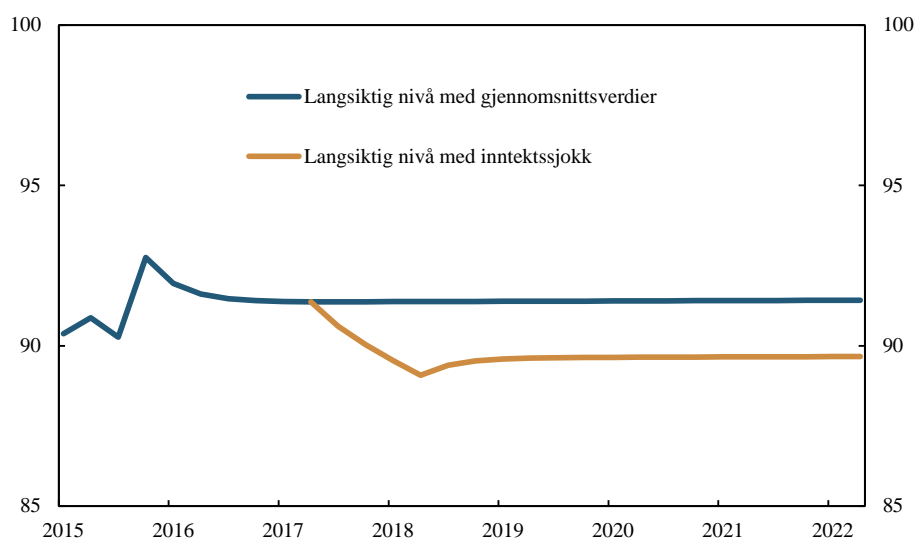


1) Anslag betinget på faktisk utvikling i forklaringsvariablene  
Kilder: Norges Bank og Statistisk sentralbyrå

## 8. Langsiktig likevektsnivå

Vi vurderer også langtidsegenskapene til modellen ved å fremskrive konsumandelen fram til 2022. Den første fremskrivingen er gjort ved å sette fremtidige verdier av forklaringsvariablene lik sine gjennomsnittsverdier for estimeringsperioden 1994-2015. Konsumandelen går da fra dagens nivå på rundt 90 prosent til et langsiktig nivå på om lag 91,5 prosent, se figur 20. Det tilsier at konsumandelen skal øke med 1-2 prosentenheter fra dagens nivå etter hvert som de fundamentale faktorene normaliserer seg. I simuleringen er veksten i disponibel inntekt (nevneren) på nivå med faktisk vekst de siste årene, men normaliseringen av de andre forklaringsvariablene bidrar til en midlertidig, sterkere vekst i konsumet (telleren). Konsumandelen øker derfor midlertidig over det langsiktige likevektsnivået før likevektsjusteringsleddet gradvis reduserer andelen mot likeveksten.

**Figur 20. Konsum som andel av disponibel inntekt. Predikert andel med og uten inntektssjokk i 2018. Prosent. 2015 – 2022**



Kilder: Norges Bank og Statistisk sentralbyrå

I neste steg vurderer vi hvordan konsumandelen reagerer på et sjokk som øker inntektsveksten. Vi antar at kvartalsveksten i disponibel inntekt øker med 1 prosentenheter i 2018 før den faller tilbake til gjennomsnittsveksten i 2019. Det positive sjokket reduserer konsumandelen ned mot 89 prosent i slutten av 2018, fordi inntektselastisiteten i modellen er 0,51 prosent. En økning i inntektsveksten på én prosent gir dermed bare en økning i konsumveksten på en halv prosent. Det samsvarer med konsumteorier som sier at variasjoner i den løpende inntekten har begrenset effekt på forbruket. Etter 2018 går konsumandelen mot et nivå på om lag 90 prosent, nesten to prosentenheter lavere enn likeveksten i simuleringen uten inntektssjokk. Avviket i likevektsnivået til de to simuleringene kan forklares med at veksten i konsum og inntekt etter 2018 er lik i de to simuleringene, men inntektssjokket har gitt en langvarig høyere bane for inntekten.

Konsumlikninger med forklaringsvariabler som i hovedsak varierer med konjunktorene, vil ha problemer med å forklare endringer i forbruket som skyldes strukturelle endringer. Kunnskap om strukturelle endringer som endrer det langsiktige likevektsnivået på forbruket, er derfor viktig for å kunne anslå etterspørselsimpulsen fra husholdningene og effekten av pengepolitikken.

Blant drivkreftene som ble diskutert i del 5, inneholder den estimerte modellen bare effekter av endringer i kredittpraksis. De andre effektene inngår ikke i den estimerte modellen fordi hver enkelt effekt ikke er signifikant over hele estimeringsperioden.<sup>47</sup> Samlet kan imidlertid disse drivkreftene ha hatt betydelig effekt. I denne delen sammenlikner vi det langsiktige likevektsnivået i vår modell med historiske gjennomsnitt og beregnede effekter av drivkreftene i del 5.

## 8.1 Historiske gjennomsnitt og strukturelle endringer i Norge

Historiske gjennomsnitt kan også gi indikasjoner på hva det langsiktige likevektsnivået på konsumandelen er. Over perioden 1978-2015 var dette gjennomsnittet 96 prosent. Strukturelle endringer, som dereguleringen av kredittmarkedet på 1980-tallet<sup>48</sup> og skattereformen i 1992<sup>49</sup>, kan ha gjort tidligere perioder mindre representative for dagens likevektsnivå på konsumandelen. Det taler for å vurdere konsumandelen over en kortere periode. Over estimeringsperioden til vår modell, 1994-2015, var den gjennomsnittlige konsumandelen i underkant av 95 prosent, se figur 21. Konsumandelen har imidlertid hatt en fallende trend gjennom perioden, og etter finanskrisen har gjennomsnittet vært 93 prosent.

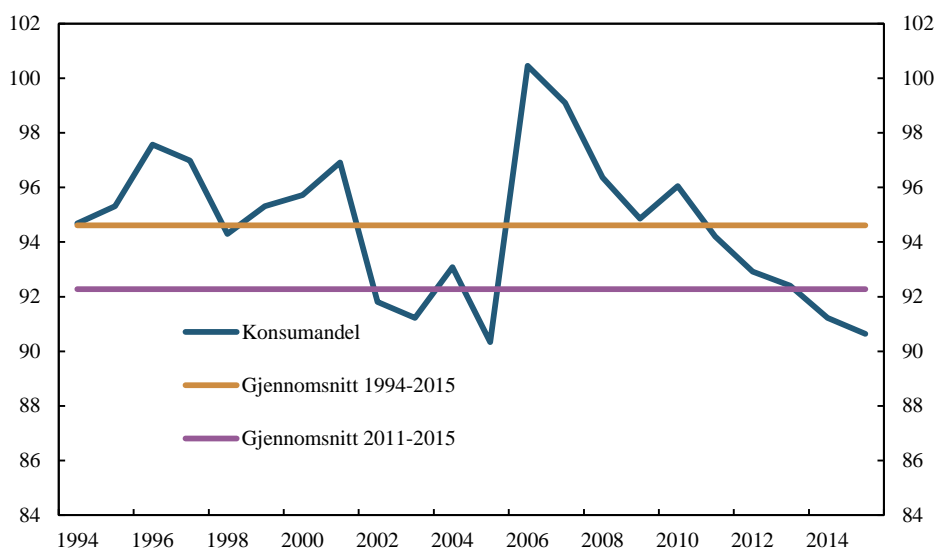
---

<sup>47</sup> Vi modellerer ikke de strukturelle endringene med dummy-variabler (variabler som enten har verdien 1 eller 0), fordi de strukturelle endringene har virkning over så mange ulike tidspunkter.

<sup>48</sup> Tilleggsreservekravet, som hadde begrenset kredittveksten fra bankene, ble opphevet i januar 1984. Et system med renteerklæringer fra myndighetene, som satte et tak for den gjennomsnittlige renten for utlån i bankene, ble avvirket i september 1985. Disse strukturelle endringene endret sammenhengen mellom konsum og flere andre sentrale variabler.

<sup>49</sup> Med skattereformen i 1992 ble skattesatsene kuttet betydelig, men skattegrunnlaget ble gjort bredere og en rekke fradrag ble enten fjernet eller redusert. Før reformen i 1992 hadde det norske skattesystemet høye formelle skattesatser og omfattende fradragsregler. Særlig rentefradraget ga store fradrag i skatten, og husholdninger med høy inntekt kunne bli nullskatteyttere ved å ta opp store lån.

**Figur 21. Husholdningenes konsum som andel av disponibel inntekt<sup>1)</sup>. Faste priser. 4-kvartalers glidende snitt. Prosent. 3. kv. 1978 – 4.kv. 2015**



1) Disponibel inntekt korrigert for pensjonssparing  
Kilde: Statistisk sentralbyrå

I modellens estimeringsperiode kan strukturelle endringer ha redusert det langsiktige likevektsnivået på konsumet. Våre beregninger i del 5 tyder på at disse samlet kan ha redusert konsumandelen med 5 til 10 prosentenheter i estimeringsperioden, se tabell 3. Det taler for at det langsiktige likevektsnivået for andelen er nærmere 90 prosent.

**Tabell 3 Endringer i konsumandelen dekomponert i prosentenheter**

Effekter av strukturelle endringer	1994 – 2015	2011 – 2015
- Demografi - alderssammensetning	-2½ – -5	0 – ¼
- Demografi - innvandring	-½ – -¾	-¾ – -1¼
- Inntektsutvikling for ulike aldersgrupper	-1 – -1¾	0
- Pensjonsreform	-1½ – -3	-1½ – -3
- Kredittpraksis	0 – -¼	0 – -¼
- BSU	0 – -¼	0 – -¼
<b>Total effekt av strukturelle endringer</b>	<b>-5½ – -10¾</b>	<b>-2 – -4¼</b>
<b>Gjennomsnittlig konsumandel</b>	<b>94,6</b>	<b>92,9</b>
<b>Langsiktig likevektsnivå i 2015 justert for strukturelle endringer<sup>50</sup></b>	<b>88½ – 91½</b>	<b>89¾ – 91¼</b>

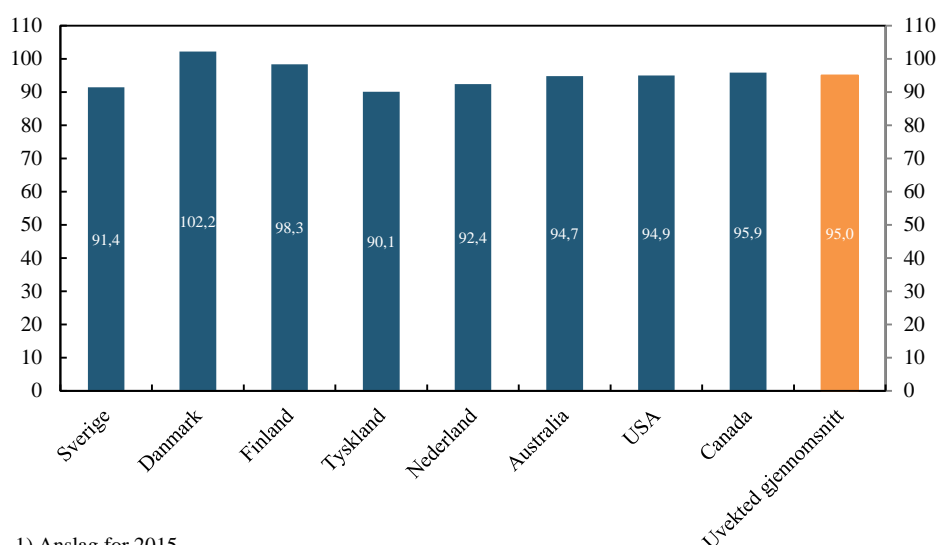
## 8.2 Historiske gjennomsnitt for andre sammenliknbare land

Det er også nyttig å sammenlikne de beregnede likevektsnivåene med historiske gjennomsnitt i andre land, selv om strukturelle endringer også kan ha endret andelen i disse landene. Figur 22 viser husholdningenes gjennomsnittlige konsumandel i åtte sammenliknbare land over perioden 1994-2014, det vil si i estimeringsperioden til vår modell. Andelen varierer fra 90 prosent i Tyskland til 102 prosent i Danmark. Variasjonen på tvers av land kan blant annet skyldes forskjeller i alderssammensetning, pensjonssystem og skattesystem. Tallene er derfor ikke nødvendigvis sammenliknbare. Gjennomsnittlige konsumandeler i andre sammenliknbare land kan likevel gi en pekepinn på hva som kan være et langsiktig likevektsnivå for Norge. Det uvektede gjennomsnittet for de 8 landene i figur 22 er 95 prosent. Det samsvarer med de beregnede likevektsnivåene i del 8.1.

<sup>50</sup> Beregnet langsiktig likevekt er justert for at de strukturelle effektene allerede har påvirket gjennomsnittet i perioden.



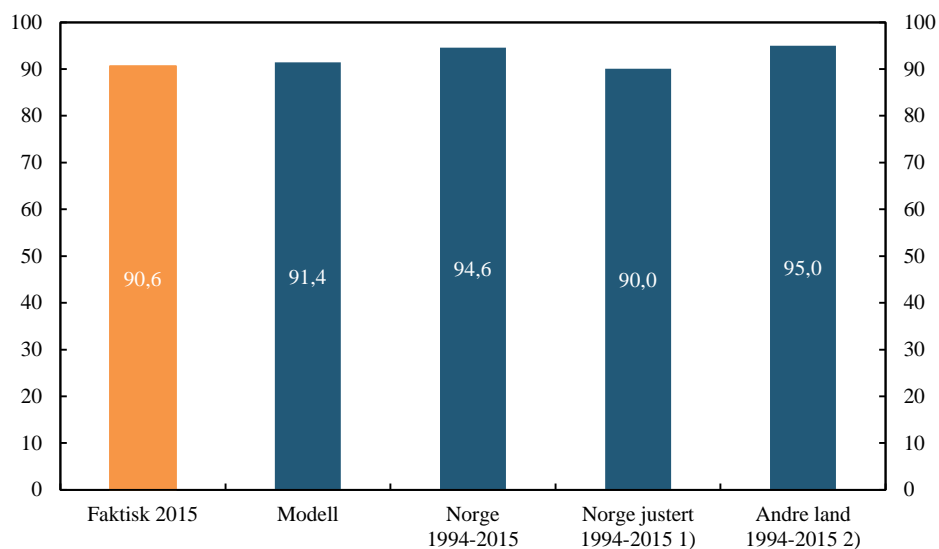
**Figur 22. Konsum som andel av disponibel inntekt i ulike land. Prosent. Gjennomsnitt over perioden 1994 – 2015<sup>1)</sup>**



1) Anslag for 2015  
Kilde: OECD

De ulike gjennomsnittene indikerer at det langsiktige likevektsnivået på konsumandelen er mellom 90 og 95 prosent, se figur 23. I 2015 var andelen på 90,6 prosent, godt under gjennomsnittet tilbake til 1994 på 94,6 prosent. Strukturelle endringer har trolig redusert likevektsnivået noe de siste tiårene. Samlet tyder dette på at konsumandelen kan øke med 1-2 prosentenheter fra dagens nivå når de fundamentale faktorene normaliserer seg.

**Figur 23. Beregnet langsiktig likevektsnivå på konsum som andel av disponibel inntekt basert på ulike tilnærminger. Prosent**



1) Justert for strukturelle endringer i perioden

2) Australia, Canada, Danmark, Finland, Nederland, Sverige, Tyskland og USA

Kilder: Norges Bank, OECD og Statistisk sentralbyrå

## 9. Konklusjon

Utviklingen i husholdningenes konsum har vært svak etter finanskrisen. Konsumet som andel av inntekten (konsumandelen) har falt med over 4 prosentenheter siden 2009. Utviklingen er svak både i et historisk perspektiv og sammenliknet med andre land. De siste årene har også konsumveksten vært lavere enn tradisjonelle konsumlikninger kan forklare. I denne artikkelen analyserer vi de viktigste drivkreftene bak norske husholdningers konsum.

Vår konsummodell, som er estimert over perioden 1994-2015, kombinerer innsikten fra tradisjonelle konsummodeller med nyere teorier. Estimeringen tyder på at de viktigste driverne bak utviklingen i det norske forbruket er husholdningenes disponible inntekt og formue samt boligpris, rente, lånetilgang, konsumenttillit og økonomisk usikkerhet. Effekten av renteendringer fanges opp av to ulike variabler i modellen. Inntektseffekten er inkludert i husholdningenes disponible inntekt, mens substitusjonseffekten fanges opp av en egen rentevariabel.

Modellen forklarer utviklingen i konsumet godt. Modelleringen viser at nedgangen i renten har bidratt til å holde forbruket oppe etter finanskrisen. Ifølge modellen er konsumet etter finanskrisen blitt holdt nede av begrenset tilgang på lån, lavere konsumenttillit og økt usikkerhet om den økonomiske utviklingen.

Konsumlikninger med forklaringsvariabler som i hovedsak varierer med konjunktorene, vil ha problemer med å forklare endringer i forbruket som skyldes strukturelle endringer. Enkle beregninger viser at konsumet er blitt holdt nede av flere strukturelle endringer etter finanskrisen, blant annet pensjonsreformen i 2011 og demografiske endringer. Disse endringene vil trolig ha en langvarig negativ effekt på forbruket.

I modellens estimeringsperiode er den gjennomsnittlige konsumandelen i underkant av 95 prosent, mens andelen var i overkant av 90 prosent i 2015. Våre beregninger tyder på at konsumet vil utgjøre mellom 90 og 95 prosent av disponibel inntekt i en langsiktig likevekt. Historiske gjennomsnitt for andre land samsvarer med dette nivået. Samlet tyder dette på at konsumandelen kan øke med 1-2 prosentenheter fra dagens nivå når de konjunkturelle forholdene normaliserer seg.

## 10. Litteraturhenvisninger

Andersen, A. L., C. Duus og T. L. Jensen (2014), "Household debt and consumption during the financial crisis: evidence from Danish micro data", *Danmarks Nationalbank Working Paper*, Nr. 89

Ando, A. og F. Modigliani (1963), "The "Life Cycle" Hypothesis of Saving: Aggregate Implications and Tests", *American Economic Review*, Nr. 53(1), s. 55–84

Aron, J., J. Duca, J. Muellbauer, K. Murata og A. Murphy (2012), "Credit, housing collateral and consumption: Evidence from Japan, the U.K. and the U.S.", *Review of Income and Wealth*. Nr. 58(3), s. 398–423

Attfield, C. L. F. og E. Cannon (2003), "The Impact of Age Distribution Variables on the Long Run Consumption Function", *Discussion Paper 03/546*, University of Bristol

Blomhoff Holm, M. (2015), "Effekten av inntektsusikkerhet på husholdningenes sparing i Norge etter finanskrisen", *Samfunnsøkonomen*, 6/2015, s. 22–27

Bunn, P. og M. Rostom (2015), "Household debt and spending in the United Kingdom", *Bank of England Staff Working Paper*, Nr. 554

Brodin, P. A. og R. Nymoen (1992), "Wealth Effects and Exogeneity: The Norwegian Consumption Function 1966.1-1989.4", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Nr. 54, s. 43–454

Carroll, C., J. Slacalek og M. Sommer (2012), "Dissecting Saving Dynamics: Measuring Credit, Wealth and Precautionary Effects", *IMF Working Paper*, Nr. 12/219

Dahl, G. A., T. B. Kloster, U. Larsen, K. J. Rakkestad, R. Reisvaag, B. D. Syversten og C. B. Træe (2011), "A cobweb model of financial stability in Norway", *Norges Bank Staff memo*, 15/2011

Doornik, J. og D. Hendry (2006), "Empirical econometric modelling: PC-Give", Volume 1, Timberlake, London

Doornik, J. (2009), "Autometrics. In The Methodology and Practice of Econometrics", *Castle JL, Shephard N (eds). Oxford University Press: Oxford*; s. 88–121

Dynan, K. (2012), "Is a household debt overhang holding back consumption?", *Brookings Papers on Economic Activity*, Spring

Engle, R. F. og C. W. J. Granger (1987), "Co-integration and error correction: representation, estimation and testing", *Econometrica*, Nr. 55, s. 251–276

Erlandsen, S. (2003), "Age Structure Effects and Consumption in Norway. 1968(3)–1998(4)", *Norges Bank Working Paper*, 1/2003

Erlandsen, S. og R. Nymoen (2008), "Consumption and population age structure", *Journal of Population Economics*, ISSN 0933–1433. 21(3), s. 505–520

Ericsson, N. R. og J. G. MacKinnon (2002), "Distributions of error correction tests for cointegration", *Econometrics Journal* (2002), volume 5, s. 285–318

- Fagereng, A. og E. Halvorsen (2016), "Debt and household consumption responses", *Norges Bank Staff memo*, 1/2016
- Fagereng, A., K. Telle og C. Basten (2016), "Saving and Portfolio Allocation Before and After Job Loss", *Journal of Money, Credit and Banking*, forthcoming
- Finans Norge (2010), "Finansbarometeret 2010: Det norske livs- og pensjonsforsikringsmarkedet og dets bevegelser"
- Finans Norge (2015), "Finansbarometeret 2015: Pensjon"
- Finanstilsynet (2010), "Retningslinjer for forsvarlig utlånspraksis for lån til boligformål", *Rundskriv*, 11/2010
- Finanstilsynet (2011), "Retningslinjer for forsvarlig utlånspraksis for lån til boligformål", *Rundskriv*, 29/2011
- Finanstilsynet (2011), "Boliglånsundersøkelsen 2011", 30.09 2011
- Finanstilsynet (2012), "Boliglånsundersøkelsen 2012", 30.10 2012
- Finanstilsynet (2013), "Boliglånsundersøkelsen 2013", 17.12 2013
- Finanstilsynet (2014), "Boliglånsundersøkelsen 2014", 12.12 2014
- Finanstilsynet (2016), "Boliglånsundersøkelsen 2015", 12.01 2016
- Fischer, I. (1930), "The Theory of Interest", *New York: Macmillan*
- Friberg, J. H. og G. Tyldum (2007), "Polonia i Oslo: en studie av arbeids- og levekår blant polakker i hovedstadsområdet", *Fafo-rapport 2007:27*
- Friberg, J. H. og L. Eldring (2011), "Polonia i Oslo 2010, Mobilitet, arbeid og levekår blant polakker i hovedstaden", *Fafo-rapport 2011:27*
- Friedman, M. (1954), "A Theory of the Consumption Function. Princeton", NJ: Princeton University Press
- Granger, C. W. J. og P. Newbold (1974), "Spurious Regressions in Econometrics", *Journal of Econometrics* 2 (1974), s. 111–120.
- Gruber, J. (2006), "A Tax-Based Estimate of the Elasticity of Intertemporal Substitution" *NBER Working Paper*, Nr. 11945
- Gudmundsson, J. og G. J. Natvik, (2012), "That Uncertain Feeling - How consumption responds to economic uncertainty in Norway", *Norges Bank Staff memo*, 23/2012
- Gudmundsson, J. og L. Reiakvam (2013), "Husholdningenes sparing etter finanskrisen", *Norges Bank Aktuell kommentar*, 1/2013
- Hall, R. E. (1978), "Stochastic Implications of the Life Cycle - Permanent Income Hypothesis: Theory and Evidence", *Journal of Political Economy*, vol. 86, Nr. 6 (December 1978), 971-987

- Hall, R. E. (1988), "Intertemporal Substitution in Consumption", *Journal of Political Economy*, Vol. 96, Nr. 2, s. 339-356
- Higgins, M. (1998), "Demography, National Saving, and International Capital Flows", *International Economic Review*, s. 343-369
- Horioka, C. Y. (1997), "A Cointegration Analysis of the Impact of the Age Structure of the Population on the Household Saving Rate in Japan", *Review of Economics and Statistics*, Nr. 79, s. 511-516
- Hov, M. N., B. E. Naug og N. Stensland (2013), "Faktorer bak veksten i konsumprisene", *Norges Bank Staff memo*, 6/2013
- Hugget, M. (1993), "The risk-free rate in heterogenous-agent incomplete-insurance economies". *Journal of Economics Dynamics and Control*, Nr. 17(5), s. 953-969
- Jansen, E. S. (2012), "Wealth effects on consumption in financial crises: The case of Norway", *Empirical Economics*, 45 (2013), s. 873-904
- Keynes, J. M. (1936), "The General Theory of Employment, Interest and Money", Macmillan Co.
- Liane, G. (2013), "Why do Norwegians increase their savings when the interest rate is cut?", *Norges Bank Staff memo*, 15/2013
- Ljungqvist, L. og T. Sargent (2004), "Recursive Macroeconomics", *MIT Press*
- Masson, P., T. Bayoumi og H. Samei (1996), "International Evidence on the Determinants of Private Saving", *Discussion Paper Series 1368*, CEPR
- Modigliani, F. og R. Brumberg (1954), "Utility Analysis and the Consumption Function: An Interpretation of Cross-Section Data" *Post-Keynesian Economics*, 388-436. New Brunswick, NJ: Rutgers University Press
- Muellbauer, J. og D. Williams (2011), "Credit conditions and the real economy: The elephant in the room." *Centre for Economic Policy Research Working Paper*, Nr. 8386
- Muellbauer, J., P. St-Amant og D. Williams (2015), "Credit Conditions and Consumption, House Prices and Debt: What makes Canada Different?", *Bank of Canada Staff Working Paper*, 2015-40
- Mulligan, C. (2002), "Capital, Interest, and Aggregate Intertemporal Substitution" *NBER Working Paper*, Nr. 9373
- Ramsey, F. P. (1928), "A Mathematical Theory of Saving", *Economic Journal*, Nr. 38, s. 543-59
- Regjeringen (2015), "Forskrift om krav til nye utlån med pant i bolig"
- Romer, D. (2011), "Advanced Macroeconomics" *McGraw Hill*
- Sommervoll, D. E. (2007), "Gjeldsrenter og skatt: Skattereformen av 1992 uten effekt på husholdningenes gjeld?" *Økonomiske analyser* 5/2007, Statistisk sentralbyrå

Weber, W. E. (2007), "The Effect of Interest Rates on Aggregate Consumption" *The American Economic Review*, Vol. 60, Nr. 4, s. 591-600

## Vedlegg

### Tabell A1

Konsum	Konsum i Fastlands-Norge. 1. kv. 1978 – 4. kv. 2015. Faste priser. Kvartalstall. Kroner
Arbeidsledige	Arbeidsledige i prosent av arbeidsstyrken. NAV. Sesongjustert. 1. kv. 1978 – 4. kv. 2015
Bytteforhold ovenfor utlandet	Eksportdeflator relativt til importdeflator. Glattet med tosidig HP-filter med lambda = 1600. Sesongjustert. 1. kv. 1978 – 4. kv. 2015
Disponibel inntekt	Disponibel inntekt til husholdninger og ideelle organisasjoner fratrukket aksjeutbytte. 1. kv. 1978 – 4. kv. 2015. Årstall til 2001. Kvartalstall fra 2002.. Kroner
Inntekten til husholdningene med lavest inntekt	Inntekten til de to desilene med lavest inntekt. <sup>51</sup> 1987 – 2013. Årstall konvertert til kvartalstall
Inntekten til ulike aldersgrupper	Inntekt til ulike aldersgrupper <sup>52</sup> . Målt som andel av samlet inntekt. 1987 – 2013. Årstall konvertert til kvartalstall
Inntektsulikhet	Standardavvik i inntekten til de ulike inntektsdesilene. Normalisert med gjennomsnittlig inntektsvekst. 1987 – 2013. Årstall konvertert til kvartalstall
Størrelse på gjennomsnittshusholdning	Antall personer i gjennomsnittshusholdning. 1987 – 2013. Årstall konvertert til kvartalstall
Andelen personer i ulike aldersgrupper	Andelen personer i alderen 45-54, 55-66 og 50-66 år. Årstall konvertert til kvartalstall
Andelen middelaldrende	Antall personer i alderen 50-66 år som andel av antall personer i alderen 20-49 år og over 67 år. 1987 – 2013. Årstall konvertert til kvartalstall
Finansformue	Husholdningenes finansformue. Deflatert med konsumdeflatoren. 1. kv. 1978 – 3. kv. 2015. FINSE fra 1995.
Gjeld	Husholdningenes gjeld. Deflatert med konsumdeflatoren. 1. kv. 1978 – 3. kv. 2015. FINSE fra 1995.
Boligformue	Vekst i eksisterende boligformue satt lik boligprisveksten. Verdien av ny boligformue (endring i boligvolum) satt lik byggekostnader. Verdien av boligformuen i 2010 – 2014 er deretter satt lik SSBs estimat på beregnet markedsverdi for primær- og sekundærboliger i 2010 – 2014.  Rente på lån fra banker og kredittforetak. Kvartalstall. 1. kv. 1986 – 4. kv. 2015. <sup>53</sup>

<sup>51</sup> Målt som andel av total inntekt og gjennomsnittlig inntekt.

<sup>52</sup> 55-66, 60-66, 55-76 og 67-76 år.

Utlånsrente	Prosent
Boligpriser	Kjedet fra ulike kilder (Statistisk sentralbyrå, Eiendom Norge, Eiendomsverdi, Finn.no og Norges Bank) og konvertert til kvartalstall. 4. kv. 1978 – 4. kv. 2015
Aksjekurser	Oslo Børs Hovedindeks. Januar 1996 – desember 2015. Månedstall konvertert til kvartalstall. Indeks.
Oljepris	Brent Blend. Kvartalstall. 4. kv. 1960 – 4. kv. 2015. USD per fat. Modellen er forsøkt estimert med dataserien, samt ensidig og tosidig HP-filter av dataserien.
Usikkerhetsindeks	Antall ganger ulike ord er blitt benyttet i nyhetsoppslag i den norske pressen. <sup>54</sup> 1. kv. 1978 – 4. kv. 2015. Månedstall konvertert til kvartalstall. Indeks <sup>55</sup>
VIX-indeksen	CBOE, Volatility Index (VIX). <sup>56</sup> 2. kv. 1990 – 4. kv. 2015. Indeks
Volatilitet i aksjekurser	Standardavvik i dagsavkastning på Oslo Børs Hovedindeks. Dagstall konvertert til kvartalstall. <sup>57</sup> 1. kv. 1983 – 4. kv. 2015
Terminpåslag	Avvik mellom tiårig statsobligasjonsrente og tremåneders NIBOR. 1. kv. 1986 – 4. kv. 2015. Dagstall konvertert til kvartalstall. Prosent
Forventninger til egen økonomi	TNS-Gallup. Egen økonomi neste år. 3. kv. 1992 – 4. kv. 2015. Sesongjusterte kvartalstall. Forventningsbarometer for konsumenter. Indeks
Forventninger til norsk økonomi	TNS-Gallup. Norsk økonomi neste år. 3. kv. 1992 – 4. kv. 2015. Sesongjusterte kvartalstall. Forventningsbarometer for konsumenter. Indeks
Husholdningenes samlede forventninger	TNS-Gallup. Norsk økonomi neste år. 3. kv. 1992 – 4. kv. 2015. Kvartalstall. Samlet indeks. Forventningsbarometer for konsumenter. Sesongjustert
Endring i kredittpraksis neste 3 måneder	Utlånsundersøkelsen. 4. kv. 2007 – 4. kv. 2015. Kvartalstall. Indeks
Endring i kredittetterspørsel siste 3 måneder	Utlånsundersøkelsen. 4. kv. 2007 – 4. kv. 2015. Kvartalstall. Indeks
Kredittvekst	Kvartalsvekst og tolv månedersvekst i innenlandsk kreditt til husholdninger (K2). 4. kv. 1975 – 4. kv. 2015. Kvartalstall. Prosent
Andelen husholdninger med høy	Andel husholdninger med gjeldsbelastning <sup>58</sup> over 500 prosent. 1987 – 2013. Årstall

<sup>53</sup> Før første kvartal 2002 benyttes bankenes gjennomsnittlige utlånsrente på alle lån til å tilnærme gjennomsnittlig utlånsrente til foretak fra banker og kredittforetak.

<sup>54</sup> Ulike usikkerhetsindekser er konstruert og testet med utgangspunkt i ordene “økonomi”, “usikkerhet”, “krise”, “oppsigelse” og “svekke”.

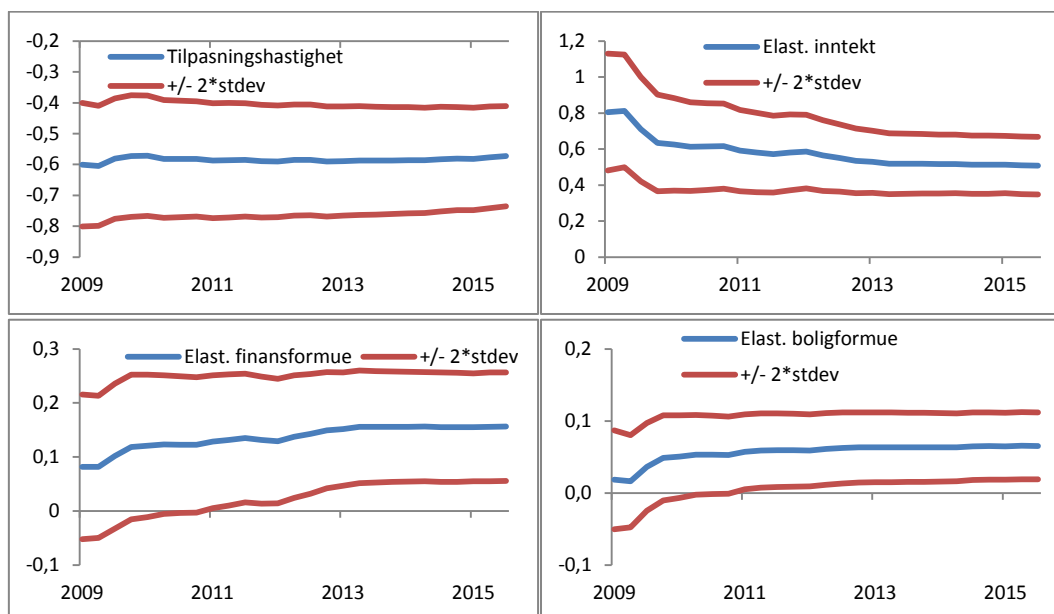
<sup>55</sup> Indeksen er konstruert med tall fra Retriever. Indeksen er normalisert med antallet ganger ordene “og” og “er” ble benyttet i det samme nyhetsoppslaget i den norske pressen.

<sup>56</sup> VIX-indeksen er basert på derivatkontrakter som måler forventet volatilitet i det amerikanske finansmarkedet over de neste 30 dagene.

<sup>57</sup> Standardavvik målt over de siste 90 dagene.

gjeldsbelastning	konvertert til kvartalstall. Prosent
Økning i husholdningenes rentebelastning ved en økning i renten på en prosentenheter	Økning i husholdningenes rentebelastning <sup>59</sup> ved en økning i renten på en prosentenheter. 1987 – 2013. Årstall konvertert til kvartalstall. Prosentenheter
Husholdningenes rentebelastning ved en økning i renten på tre prosentenheter	Husholdningenes rentebelastning ved en økning i renten på tre prosentenheter. 1. kv. 1987 – 4. kv. 2014. Kvartalstall. Prosent
Gjeldsbetjeningsgrad	Husholdningenes rente- og avdragsbetalinger som andel av deres disponible inntekt etter skatt. <sup>60</sup> 1. kv. 1980 – 4. kv. 2014. Kvartalstall.
Andel rammelån	Rammelån som andel av samlede utlån med pant i bolig. Alle banker og kredittforetak. 1. kv. 1987 – 4. kv. 2015. Kvartalstall. Kroner
Utlånsmargin	Margin på lån fra banker og kredittforetak. 1. kv. 1986 – 4. kv. 2015. Kvartalstall. Prosentvis avvik mellom utlånsrente og tremåneders NIBOR
Oljeformue	Nåverdi av oljeformuen. Sum av oljeformue i bakken og Statens pensjonsfond utland. Årstall 1996 – 2014, konvertert til kvartalstall.

**Tabell A2: Rekursive estimat på koeffisientene. 1. kvartal 2009 – 3. kvartal 2015. Estimeringene starter i 1. kvartal 1994**

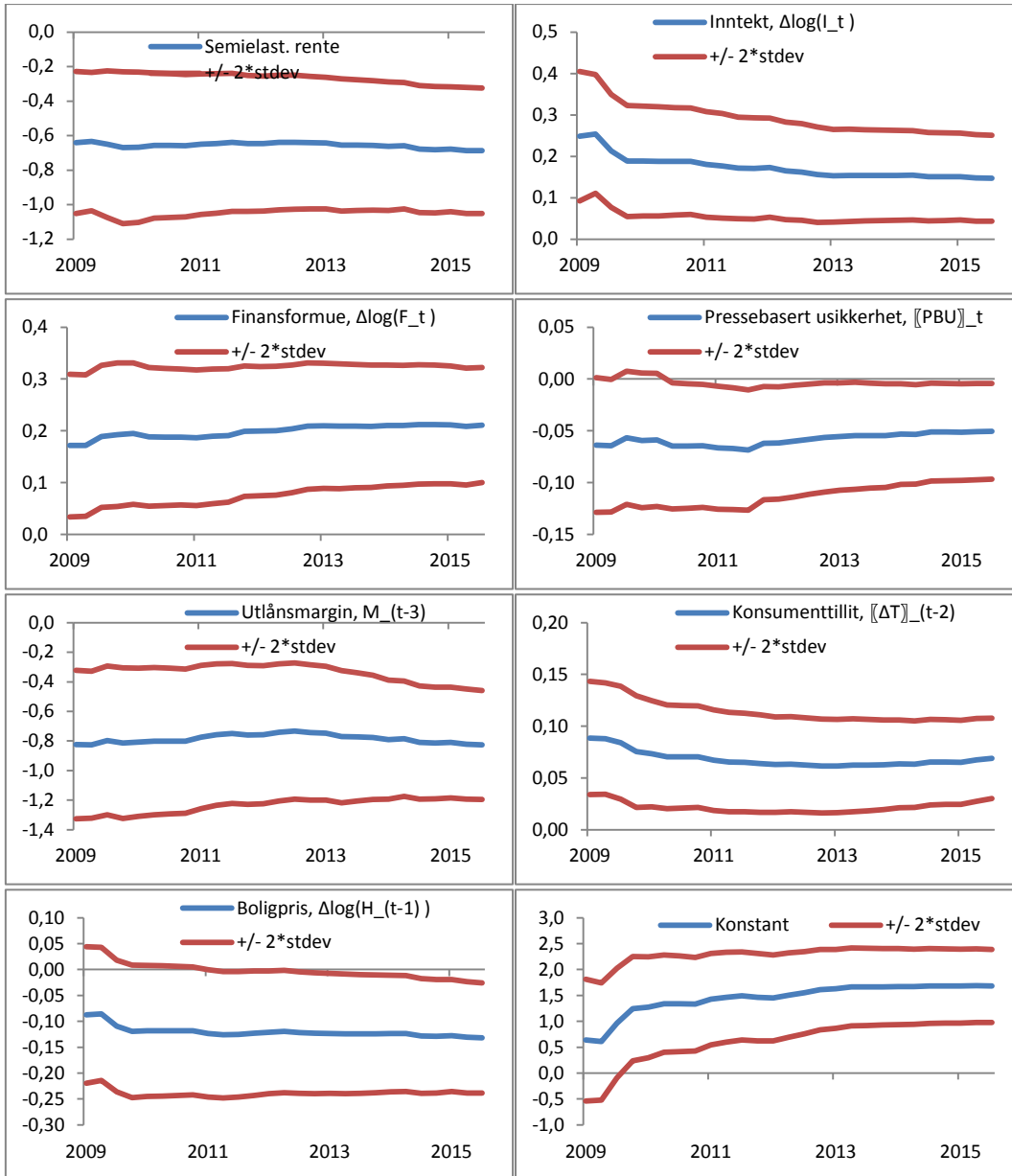


<sup>58</sup> Lånegjeld i prosent av disponibel inntekt (alle inntekter fratrukket skatter, renteutgifter og andre utgifter).

<sup>59</sup> Samlede rentebetalinger i prosent av samlet inntekt etter skatt.

<sup>60</sup> Beregnede rentebetalinger er fratrukket skattefradrag for gjeldsrenter. Løpetiden på husholdningenes gjeld er satt til 18 år for hele perioden.





Tabell A3: Feilledd ved ett-steps prognoser og ett-steps Chow-test

