

# STAFF MEMO

## Effekter av metodeendringer i KPI

NR. 10 | 2016

SOLVEIG K.  
ERLANDSEN, PÅL  
BERGSET ULVEDAL  
OG NIKKA HUSOM  
VONEN

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)

ISBN 978-82-7553-921-0 (online)

## Effekter av metodeendringer i KPI

Solveig K. Erlandsen, Pål Bergset Ulvedal og Nikka Husom Vonen<sup>1</sup>

*I 2013 endret Statistisk sentralbyrå metodene for beregning av prisutviklingen for to store konsumområder i konsumprisindeksen (KPI); for matvarer og alkoholfrie drikkevarer og for husleier. I denne artikkelen diskuterer og analyserer vi mulige effekter av metodeendringene. Vi anslår at de nye metodene har gitt en årsvekst i KPI som hvert år de siste tre årene er mellom 0,1 og 0,4 prosentenheter høyere enn metodene som ble brukt før 2013 ville ha gitt. Effektene avhenger trolig både av konjunkturutviklingen og av graden av tilbudsaktivitet i dagligvarehandelen.*

### 1. Introduksjon

Ved utarbeidelse av statistikk og beregning av indekser er det ofte utfordringer knyttet til målefeil og skjevheter i statistikken. Det gjelder også for beregning av konsumprisindekser. Den såkalte Boskin-rapporten (Boskin, 1996) innledet for 20 år siden en internasjonal debatt om målefeil i KPI. Rapporten fant at amerikansk KPI overvurderte den faktiske veksten i levekostnadene betydelig, blant annet som følge av at kvalitetsforbedringer på nye varer ikke ble fanget opp i tilstrekkelig grad. Koht og Sandberg (1997) gjorde en tilsvarende analyse på norsk KPI. De fant at også norsk KPI trolig overvurderte den faktiske prisveksten, men at effekten var mindre enn i mange andre land.

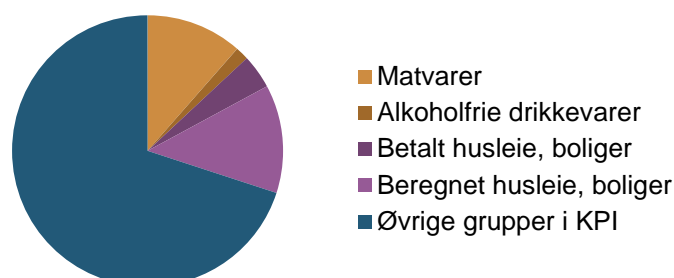
Statistisk sentralbyrå (SSB) har over tid videreutviklet og forbedret metodene for beregning av mange av delindeksene i KPI.<sup>2</sup> Noen av endringene har skjedd i lys av Boskin-rapporten, andre har hatt bakgrunn i bedre datatilfang, teknologiske endringer eller andre årsaker. I januar 2013 ble metodene for beregning av prisutviklingen både for matvarer og alkoholfrie drikkevarer og for husleier endret. Disse konsumområdene er store og utgjør til sammen nesten en tredjedel av KPIs vektgrunnlag, se figur 1.

For Norges Bank, som har et inflasjonsmål for pengepolitikken, er det viktig å forstå hvordan beregningsmetodene for KPI, og endringer i disse, påvirker den målte prisveksten. I denne artikkelen diskuterer og analyserer vi mulige virkninger på KPI-veksten av metodeendringene som ble gjort i januar 2013. Vi gjør ingen vurderinger av metodene eller metodeendringene i seg selv, og våre analyser i denne artikkelen gir ikke grunnlag til å si noe om utviklingen i potensielle målefeil i KPI.

---

<sup>1</sup> Takk til Leif Anders Thorsrud, Kjersti Haugland, Per Espen Lilleås og andre kollegaer i Norges Bank for nyttige kommentarer og innspill. Takk også til medarbeidere i Seksjon for prisstatistikk i Statistisk sentralbyrå for gode og oppklarende svar på metodespørsmål. Synspunktene i dette memoet er våre egne og kan ikke nødvendigvis tillegges Norges Bank. Eventuelle feil og mangler er vårt ansvar.

<sup>2</sup> Merk at KPI ikke revideres bakover i tid.

**Figur 1** Vekter i KPI. Per januar 2016. Prosent

Kilde: Statistisk sentralbyrå

Vi finner, i tråd med SSBs vurderinger da endringene ble innført, at metodeendringene kan ha bidratt til å løfte den målte prisveksten for begge delindeksene i 2013. For prisindeksen for matvarer og alkoholfrige drikkevarer kan metodeendringen ha bidratt til å øke den målte prisveksten også i de påfølgende årene, mens den nye metoden kan ha gitt lavere vekst i husleieindeksene enn den gamle metoden ville ha gitt i den siste tiden. Samlet anslår vi at metodeendringene kan ha trukket opp veksten i total KPI med mellom 0,1 og 0,4 prosentenheter hvert år de siste tre årene.

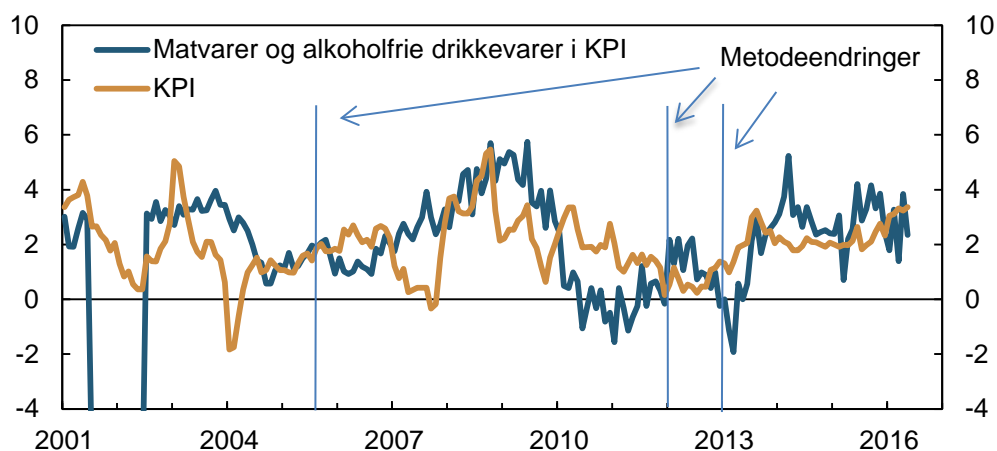
Resten av artikkelen er organisert som følger: I del 2 presenterer vi beregningsmetoden for prisindeksen for matvarer og alkoholfrige drikkevarer og diskuterer og analyserer mulige effekter av endringer i denne. Vi gjør tilsvarende for husleier i KPI i del 3, mens vi oppsummerer i del 4.

## 2. Matvarer og alkoholfrige drikkevarer i KPI

Matvarer og alkoholfrige drikkevarer er en av hovedgruppene i KPI<sup>3</sup> og utgjør om lag 13 prosent av totalindeksen, se figur 1. De siste 15 årene har prisveksten for denne gruppen i gjennomsnitt vært om lag som veksten i samlet KPI, se figur 2. Fra juli 2001 til juni 2002 og i 2010 og 2011 var imidlertid prisveksten for matvarer og alkoholfrige drikkevarer betydelig lavere enn veksten i samlet KPI. Nedgangen i 2001-2002 skyldes reduksjonen av merverdiavgiften for matvarer og alkoholfrige drikkevarer, mens den svake utviklingen i 2010 og 2011 kan, som vi kommer tilbake til nedenfor, ses i sammenheng med økt tilbudsaktivitet i dagligvarehandelen og skjevheter i målemetoden.

<sup>3</sup> KPI klassifiseres etter ECOICOP-systemet (European Classification of Individual Consumption According to Purpose). Hovedgrupper er det minst detaljerte nivået i ECOICOP.

**Figur 2** KPI. Samlet og delindeks for matvarer og alkoholfrie drikkevarer. Tolvmånedersvekst. Prosent. Januar 2001 – mai 2016



Kilde: Statistisk sentralbyrå

Det er blitt gjort større endringer i metoden for å beregne prisindeksen for matvarer og alkoholfrie drikkevarer tre ganger de siste 15 årene; i august 2005, i januar 2012 og i januar 2013, se figur 2.

## 2.1 Beregningsmetode og metodeendringer<sup>4</sup>

Indeksen for matvarer og alkoholfrie drikkevarer i KPI lages som et aggregat av mer detaljerte underindekser. Før august 2005 ble underindeksene på det mest detaljerte nivået beregnet med utgangspunkt i prisutviklingen på et utvalg representantvarer, mens de etter den tid er basert på prisobservasjoner på alle varer<sup>5</sup> som omsettes i dagligvarebutikker, se Rodriguez og Haraldsen (2005). Fra og med august 2005 ble prisobservasjonene hentet inn utelukkende ved bruk av strekkodedata. Strekkodedataene inneholder også informasjon om den løpende omsetningen av de ulike produktene, og etter metodeomleggingen i 2005 ble omsetningstallene fra strekkodedataene tatt i bruk som vektgrunnlag for underindeksene på det mest detaljerte nivået.<sup>6</sup> Vektene ble oppdatert løpende hver måned.<sup>7</sup>

Etter noen års erfaring med denne beregningsmetoden fant SSB indikasjoner på at indeksen underestimerte den faktiske prisveksten på matvarer og alkoholfrie drikkevarer, se Johansen og Nygaard (2010) og Johansen (2012). Skjevheten skyldtes at indeksen «driftet» nedover, det vil si at indeksen ikke

<sup>4</sup> Deler av avsnitt 2.1 er basert på ulike publikasjoner fra SSB, deriblant Johansen og Nygaard (2010), Johansen (2012) og SSB (2014).

<sup>5</sup> Innen matvarer og alkoholfrie drikkevarer.

<sup>6</sup> Indeksen er en såkalt superlativ prisindeks.

<sup>7</sup> Til sammenligning blir KPI-vektene på aggregert nivå oppdatert én gang i året.

vendte tilbake til sitt utgangspunkt etter en tilbudsperiode selv om prisene gjorde det. Drifting kan oppstå ved bruk av løpende vekter basert på omsetning kombinert med forhold som hamstring og sesongrelatert etterspørsel. Dette skyldes at varer som er på tilbud da får høy vekt i indeksen i tilbudsperioden når omsetningen er høy, men liten vekt når prisen vender tilbake til normalpris og omsetningen er lav. I 2012 pekte Johansen (2012) på at ulike former for tilbudsaktivitet hadde økt i omfang de seneste årene. Det kan ha bidratt til at driftingen i indeksen for matvarer og alkoholfrie drikkevarer tiltok over tid.

For å korrigere for skjevhetene har SSB endret metoden for å beregne indeksen for matvarer og alkoholfrie drikkevarer to ganger de siste årene, se Johansen (2012), SSB (2012) og SSB (2013a):

- I januar 2012 ble det tatt i bruk en ny metode som korrigerer for frafall av varer. Endringen bidro til å redusere driftingen nedover i indeksen.
- I januar 2013 ble beregningsmetoden endret ved å fjerne den direkte bruken av løpende vektandeler på det mest detaljerte nivået. Med den nye metoden vektet i stedet alle varer, som har omsetning over et visst nivå i de to siste månedene, likt på produktnivå.<sup>8</sup> Den nye metoden fjerner driftingen i indeksen.

For å vurdere effektene av metodeendringene i 2012 og 2013, har SSB beregnet prisindeksen for matvarer og alkoholfrie drikkevarer i KPI med ulike metoder bakover i tid, se Johansen (2012), tabell 1 og figur 3a. Metoden som er blitt brukt siden 2013 gir betydelig høyere gjennomsnittlig prisvekst enn metodene som ble brukt tidligere, og forskjellene er økende over tid. Hadde metoden som ble innført i 2013 blitt benyttet tidligere, ville den faktisk publiserte prisveksten for matvarer og alkoholfrie drikkevarer vært 1,4 og 2,3 prosentenheter høyere i henholdsvis 2010 og 2011. I de syv første månedene av 2012 ville veksten i gjennomsnitt vært 1,7 prosentenheter høyere. At forskjellen fra den faktisk publiserte indeksen er mindre for 2012 enn for året før, kan trolig ses i sammenheng med at metoden som ble brukt i 2012 reduserte driftingen.

---

<sup>8</sup> Rent teknisk innebærer endringen en overgang fra bruk av Törnquist prisindeks på det mest detaljerte konsumgruppenivået til bruk av en uveid Jevons prisindeks på et vareutvalg som utgjør 80 prosent av omsetningen for de respektive konsumgruppene.

**Tabell 1** Indeksen for matvarer og alkoholfrie drikkevarer i KPI beregnet med ulike metoder. Årsvekst. Prosent (der ikke annet fremgår)

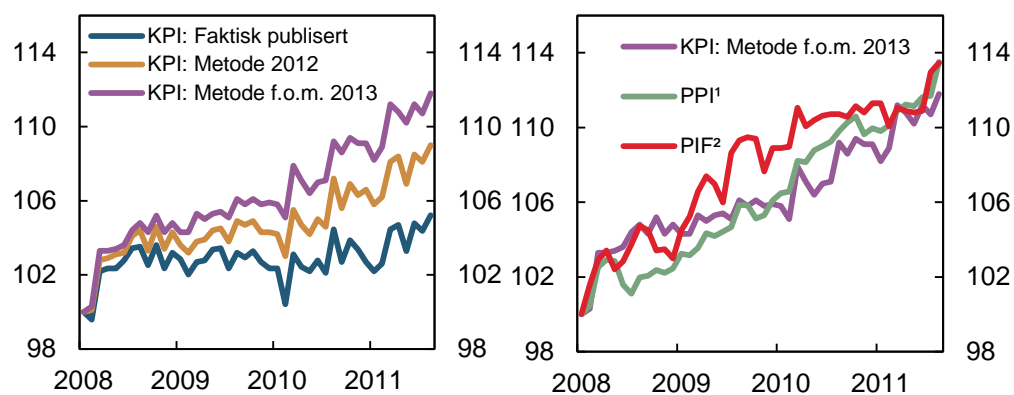
Metode	2010	2011	2012 <sup>1)</sup>
Faktisk publisert	0,2	-0,1	1,7
Metode i 2012	0,9	1,2	2,9 <sup>2)</sup>
Metode f.o.m. 2013	1,6	2,2	3,3
Avvik faktisk publisert og metode f.o.m. januar 2013 (prosentenheter)	1,4	2,3	1,7

1) For 2012 vises gjennomsnittlig tolv månedersvekst fra januar til juli.

2) Metoden er den samme som ble benyttet i faktisk publisert KPI i 2012. Årsveksten blir forskjellig fra den faktisk publiserte indeksen fordi denne metoden ikke ble brukt i 2011. I tillegg er ikke datagrunnlaget som ligger til grunn for disse beregningene helt identisk med det som ble brukt i beregningen av faktisk publisert indeks.

Kilder: Statistisk sentralbyrå og Norges Bank

**Figur 3a og b** Matvarer og alkoholfrie drikkevarer i KPI beregnet med ulike metoder samt andre prisindekser. Indeks. Desember 2008 = 100. Desember 2008 – juli 2012



1) Produsentprisindeks for næringsmiddelindustrien, hjemmemarked

2) Prisindeks for førstegangsomsetning for matvarer

Kilder: Statistisk sentralbyrå og Norges Bank

En indikasjon på at den nye metoden fanger opp den faktiske prisutviklingen på matvarer og alkoholfrie drikkevarer bedre enn metodene som ble brukt tidligere, er at indeksen denne metoden genererer samsvarer bedre med utviklingen i andre, sammenlignbare indekser. Fra desember 2008 til juli 2012 steg både prisindeksen for førstegangsomsetning innenlands (PIF) for matvarer, som måler prisutviklingen i første omsetningsledd for både importerte og

norskproduserte varer, og produsentprisindeksen (PPI) for næringsmiddelindustrien for hjemmemarkedet med om lag 14 prosent, se figur 3b. I den samme perioden økte den faktisk publiserte KPI-indeksen for matvarer og alkoholfrie drikkevarer med kun 5 prosent. KPI-indeksen for matvarer og alkoholfrie drikkevarer laget med 2013-metoden steg derimot med 12 prosent.

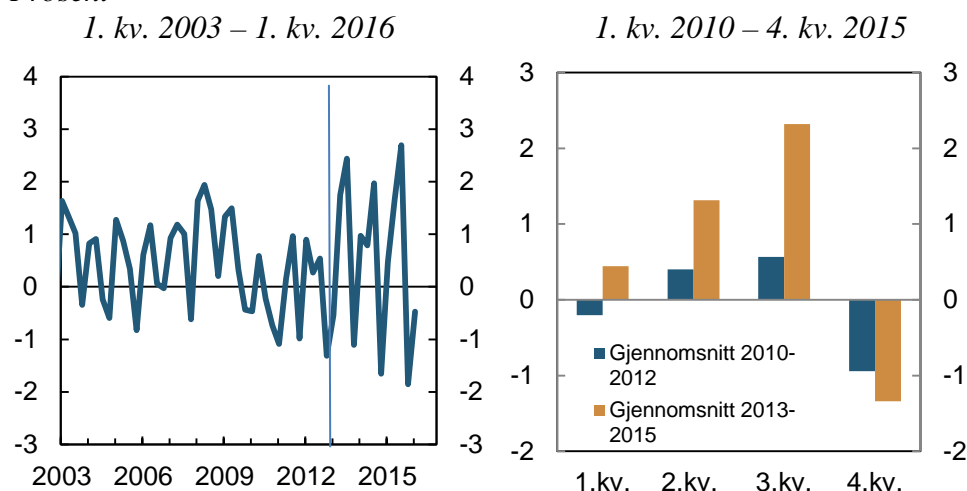
## **2.2 Mulige effekter av metodeendringen i 2013**

Den målte prisveksten for matvarer og alkoholfrie drikkevarer tok seg markert opp etter metodeendringen i 2013. Tolv månedersveksten i indeksen økte fra om lag 0 prosent i desember 2012 til nærmere 3 prosent ett år senere, se figur 2. Deretter har tolv månedersveksten holdt seg om lag på dette nivået. Det er grunn til å tro at metodeendringen har bidratt til oppgangen. Samtidig kan den økte prisveksten også skyldes andre faktorer. Blant annet har den norske kronen svekket seg betydelig de siste årene, noe som har gitt økt prisvekst på importerte mat- og drikkevarer. At svekkelsen av kronen begynte om lag samtidig som den nye metoden ble innført, gjør det mer utfordrende å beregne den isolerte effekten på prisveksten av metodeendringen.

### **2.2.1 Økt sesongvariasjon etter metodeendringen**

Det ser ut til at den sesongmessige variasjonen i prisindeksen for matvarer og alkoholfrie drikkevarer har økt etter metodeendringen, se figur 4a. Fra og med 2013 har prisveksten vært spesielt høy i tredje kvartal, mens også nedgangen i fjerde kvartal er blitt større enn tidligere, se figur 4b. Det kan dels skyldes at den nye metoden har ført til et nytt sesongmønster i indeksen. Samtidig kan også andre faktorer, som økende tilbudsaktivitet i dagligvarehandelen, ha bidratt til den økte variasjonen i indeksen.



**Figur 4a og b** KPI for matvarer og alkoholfrie drikkevarer. Kvartalsvekst. Prosent

Kilder: Statistisk sentralbyrå og Norges Bank

### 2.2.2 Høyere prisvekst etter metodeendringen

For å studere mulige effekter av metodeendringen i 2013 nærmere, estimerer vi en enkel regresjonsmodell for prisindeksen for matvarer i KPI.<sup>9</sup> I modellen blir kvartalsveksten i matvareprisene forklart av kvartalsveksten i prisindeksen for førstegangsomsætning innenlands (PIF) for matvarer<sup>10</sup> og av ulike dummyvariabler. Med unntak av perioden fra 2009 til 2012 har PIF for matvarer utviklet seg om lag på linje med matvareindeksen i KPI, se figur 5a. Førstnevnte indeks inkluderer prisutviklingen på førstegangsomsætning av importerte matvarer, noe som gjør at variabelen også fanger opp kronekurseffekter. Ved å inkludere dummyvariabler i modellen søker vi å ta hensyn til sesongvariasjoner, reduksjonen av merverdiavgiften i juli 2001 og økende tilbudsaktivitet i dagligvarehandelen fra og med 2009<sup>11</sup>. I tillegg har modellen med en dummyvariabel for tredje kvartal fra og med 2013. Denne dummyvariabelen kan fange opp endret sesongmønster og endret vekstrate i indeksen etter metodeendringen.<sup>12</sup> Se appendiks A for detaljer om modellen.

<sup>9</sup> Delindeksen for matvarer utgjør om lag 90 prosent av indeksen for matvarer og alkoholfrie drikkevarer i KPI, se figur 1. Vi bruker prisindeksen for matvarer som venstresidevariabel i modellen, siden denne indeksen er mest sammenlignbar med høyresidevariabelen PIF for matvarer.

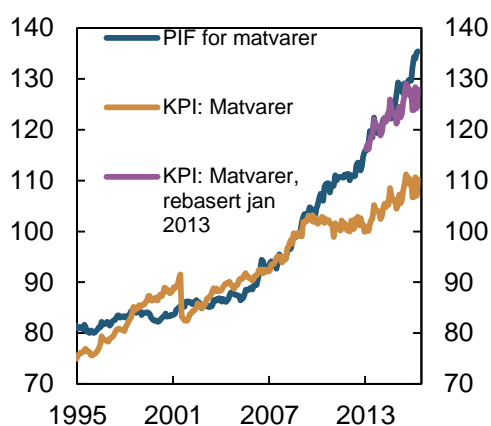
<sup>10</sup> PIF måler førstegangsomsætning av en vare. Dette er gjerne ett omsetningsledd før konsumvarehandelen i verdikjeden. Veksten i PIF inngår derfor lagget i modellen.

<sup>11</sup> Ifølge Johansen (2012) økte avstanden mellom indekser med og uten drifting særlig fra 2009. Det er også fra dette tidspunktet vi observerer at matvareindeksen i KPI avviker betydelig fra utviklingen i PIF. Det er grunn til å tro at dette skyldes økt tilbudsaktivitet i dagligvarehandelen.

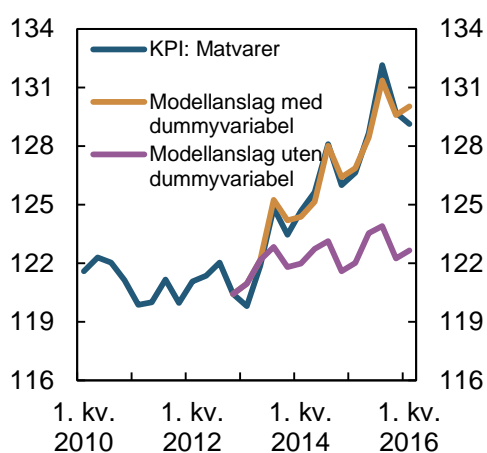
<sup>12</sup> Vi har også testet alternative dummyvariabler som kunne tenkes å fange opp andre effekter av metodeendringen i 2013, men disse var ikke signifikante. I tillegg har vi testet for mulige effekter av metodeendringen i 2012, uten at vi fant noen signifikant effekt av denne.

Estimeringsresultatene indikerer at metodeendringene har hatt en signifikant effekt på den målte prisutviklingen i KPI. Dummyvariabelen for tredje kvartal fra og med 2013 er positiv og signifikant forskjellig fra null. Den estimerte koeffisientverdien indikerer også at effekten er betydelig. Uten denne variabelen predikerer modellen at den årlige veksten i KPI for matvarer ville ha vært om lag 2 prosentenheter lavere fra og med andre halvår av 2013, se figur 5b. At dummyvariabelen er signifikant indikerer i tillegg at sesongmønsteret i indeksen er endret etter metodeendringen.

**Figur 5a** Matvarer i KPI og PIF for matvarer. Indeks. 2008 = 100. Januar 1995 – mars 2016



**Figur 5b** Matvarer i KPI. Faktisk og modellanslag med og uten dummy for 3. kvartal f.o.m. 2013<sup>1)</sup>



1) Modellanslagene er «in sample», og modellen er estimert over perioden fra 1. kv. 1995 – 1. kv. 2016. Modellene er identiske utenom dummyvariabelen.

Kilder: Statistisk sentralbyrå og Norges Bank

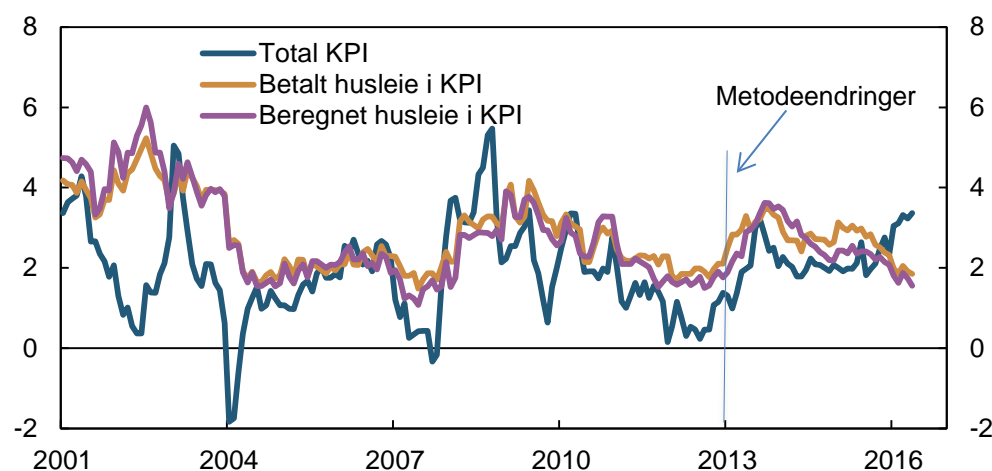
Modellen predikerer om lag samme effekt av den nye beregningsmetoden i perioden fra og med andre halvår av 2013 som SSB beregnet for perioden fra 2010 til 2012, se tabell 1. Den estimerte effekten av metodeendringen på samlet KPI er i underkant av 0,3 prosentenheter i året, se appendiks B.

Modellestimatene er usikre og må tolkes med varsomhet. Den nye metoden har kun vært i bruk i vel tre år. Dessuten skjedde metodeendringen samtidig med at kronen svekket seg markert. Selv om modellen tar hensyn til effekter av kronekursen, kan effektene være annerledes enn det modellen fanger opp. Effektene av metodeendringene er også situasjonsavhengige. Blant annet vil forskjellen i indeksen med den nye og den gamle metoden kunne variere med graden av tilbudsaktivitet i dagligvarehandelen.

### 3. Husleier i KPI

Betalt og beregnet husleie for bolig inngår i hovedgruppen bolig, lys og brensel i KPI. De to gruppene utgjør henholdsvis fire og 13 prosent av KPI, se figur 1. Betalt husleie skal måle prisen på boligkonsumet til leietagere, mens beregnet husleie søker å måle utviklingen i verdien av selveierens boligkonsum. Vanligvis følger prisutviklingen i de to gruppene hverandre tett, og veksten i disse har i de siste 15 årene i gjennomsnitt vært noe høyere enn veksten i samlet KPI, se figur 6.

**Figur 6** KPI samlet og betalt og beregnet husleie i KPI. Tolvmånedersvekst. Prosent. Januar 2001 – mai 2016



Kilde: Statistisk sentralbyrå

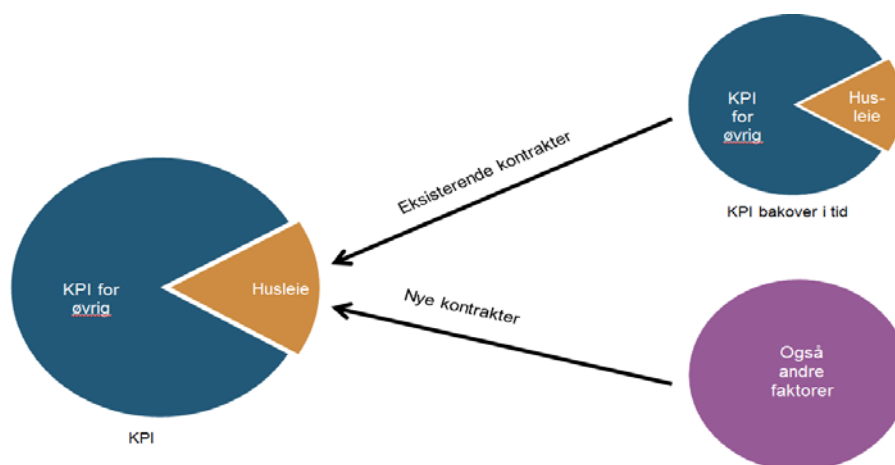
#### 3.1 Beregningsmetode og metodeendringer

Betalt husleie i KPI måles ved hjelp av observerte husleier i et representativt utvalg av leieboliger, mens beregnet husleie beregnes indirekte via leieekvivalensmetoden, se SSB (2013b).<sup>13</sup> Det er den samme husleieundersøkelsen som ligger til grunn for beregningen av begge husleieindeksene, men vektingen av blant annet ulike typer boliger og geografisk beliggenhet er forskjellig. I husleieundersøkelsen følges de samme leieboligene i utvalget i ett års tid. I løpet av denne perioden skifter noen av boligene leieboere, mens de øvrige boligene har samme leietaker gjennom hele perioden. Husleieindeksene i KPI skal dermed fange opp husleieutviklingen i både nye og eksisterende leiekontrakter.

<sup>13</sup> Leieekvivalensprinsippet innebærer at prisen for boligjenestene selveiere mottar beregnes med utgangspunkt i den alternative kostnaden som eier selv har ved å leie egen bolig. Det legges altså til grunn at verdien av tjenestene som selveiere mottar av boligen sin følger utviklingen i husleier for tilsvarende boliger i leiemarkedet, se også SSB (2004).

Utviklingen i husleiene er gjerne forskjellig i eksisterende og nye leiekontrakter, se figur 7. Husleiene i eksisterende leieforhold er regulert av Husleieloven av 1999, som blant annet sier at det må gå minst ett år mellom hver justering av husleien. I tillegg sier loven at endringene i husleiene i de tre første årene av et eksisterende leieforhold kun kan justeres med veksten i KPI etter siste leiefastsetting.<sup>14</sup> Ved inngåelse av nye leiekontrakter har utleier derimot større rom til å gjøre endringer i husleien. Nye husleier kan dermed i større grad enn de eksisterende leiekontraktene også påvirkes av faktorer som etterspørsel i leiemarkedet, konjunktursituasjonen og renten. En konsekvens av dette er at husleien for en leiebolig i normale tider gjerne gjør et hopp opp ved inngåelse av en ny leiekontrakt.

**Figur 7** Sammenhengen mellom samlet KPI og husleier i KPI



I januar 2013 ble det gjort flere endringer i beregningsmetoden for både betalt og beregnet husleie for bolig, se SSB (2013b). Et viktig formål med endringene var å øke betydningen av nye leiekontrakter i husleieindeksene. Ifølge SSB var det tidligere en utfordring å få kontakt med nye leieboere ved skifte av leietaker i boligene i utvalget, noe som resulterte i en lav andel nye leiekontrakter i husleieundersøkelsen. En sentral endring gjaldt derfor selve datainnsamlingen, hvor det fra og med 2013 blant annet ble tatt i bruk forbedrede sporingsteknikker for å fange opp nye leietagere. Denne endringen har resultert i en høyere andel nye leiekontrakter i utvalget. I tillegg ble også selve beregningsmetoden endret. En av endringene er en ny frafallsbehandling

<sup>14</sup> Reguleringen er asymmetrisk ved at KPI-veksten utgjør en øvre begrensning på hvor mye husleiene kan oppjusteres, mens det ikke er noen tilsvarende begrensning for reduksjon av husleiene. Merk også at husleiereguleringen fører til at husleiene i KPI implisitt er en funksjon av seg selv bakover i tid ettersom husleiene selv er en del av KPI.

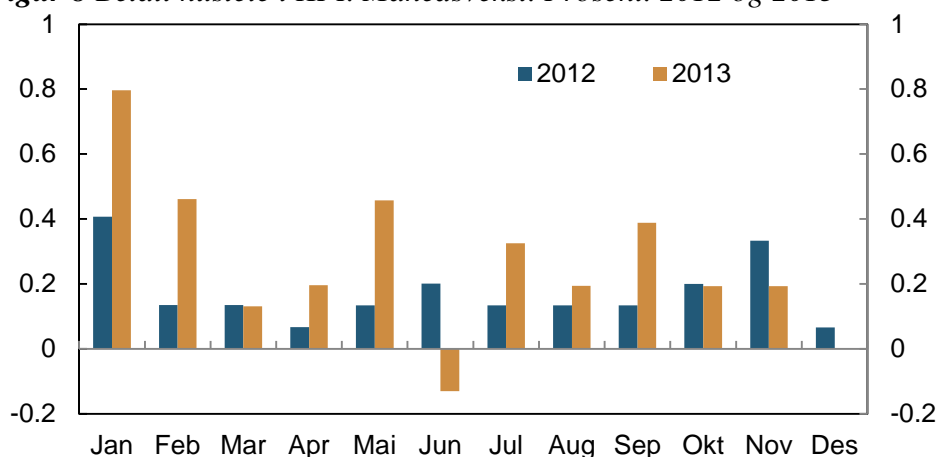
av leieboere, slik at også beregningsmetoden tar hensyn til at prisutviklingen er annerledes i nye og eksisterende leiekontrakter.

Effektene metodeendringene har på husleieindeksene vil trolig avhenge av flere forhold i økonomien. Som nevnt gjør husleiene gjerne et hopp opp ved inngåelse av nye leiekontrakter. Dette gjelder trolig spesielt i perioder hvor veksten i KPI er relativt lav, slik at husleiereguleringen virker dempende på veksten i husleiene i eksisterende leieforhold. I en slik situasjon vil den nye metoden, som representerer nye leiekontrakter bedre, gi høyere vekst i husleieindeksene enn den gamle. I en annen situasjon hvor KPI-veksten er relativt høy mens etterspørselen i leiemarkedet er avtagende, kan effekten være motsatt. Ettersom nye leiekontrakter ikke indekseres til KPI ved oppstart, men i større grad bestemmes av andre faktorer, kan den økte representasjonen av nye leietakere gi lavere vekst i husleieindeksene. Generelt kan bedre representasjon av nye leiekontrakter i husleieindeksene føre til mindre samvariasjon mellom husleieindeksene og KPI bakover i tid.

### 3.2 Beregnede effekter av metodeendringene i 2013

Den målte prisveksten for begge husleieindeksene i KPI tok seg markert opp etter metodeendringene, se figur 6. For de fleste månedene var månedsveksten i begge indeksene høyere i 2013 enn i tilsvarende måned året før, se figur 8, og tolv månedersveksten steg fra i underkant av 2 prosent høsten 2012 til om lag 3,5 prosent ett år senere. Utviklingen gjennom 2013 er i tråd med SSBs vurderinger da de nye metodene ble innført om at endringene kunne bidra til å trekke opp prisveksten i husleieindeksene noe, se SSB (2013b). I de siste par årene har tolv månedersveksten i husleieindeksene avtatt igjen, til i underkant av 2 prosent.

**Figur 8** Betalt husleie i KPI. Månedsvekst. Prosent. 2012 og 2013



Kilde: Statistisk sentralbyrå

### 3.2.1 Sammenligning med andre husleieindekser

Da de nye metodene ble innført i 2013, var veksten i alternative husleieindekser betydelig høyere enn veksten i husleieindeksene i KPI. Årsveksten i SSBs leiemarkedsundersøkelse (LMU)<sup>15</sup>, som er en nivåtallsundersøkelse for både etablerte og nye leiekontrakter, og Eiendom Norges husleieindeks for nye leiekontrakter<sup>16</sup>, var henholdsvis 5 prosent og 7,5 prosent høsten 2012, se figur 8a. Til sammenligning var årsveksten i husleieindeksene i KPI om lag 2 prosent på samme tid.

De alternative husleieindeksene måler ikke nøyaktig det samme som husleieindeksene i KPI, men fanger trolig bedre opp utviklingen i nye leiekontrakter enn KPI-husleiene gjorde tidligere. Avstanden mellom de alternative indeksene og husleiene i KPI før 2013 kan dermed indikere at økt representasjon av nye leiekontrakter i KPI-husleiene ville bidra til å trekke opp veksten i husleieindeksene. Oppgangen i veksten i husleieindeksene i KPI gjennom 2013 er konsistent med dette.

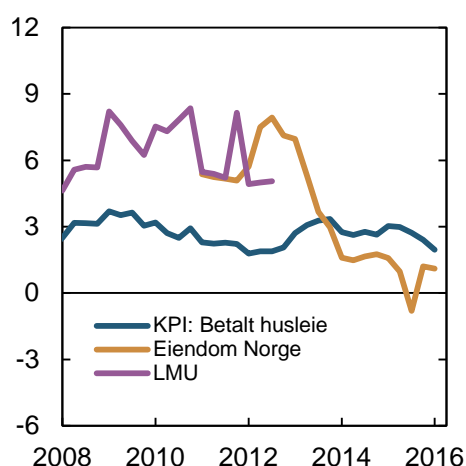
I de siste par årene har veksten i Eiendom Norges husleieindeks avtatt. I de store byene har nedgangen vært størst i Bergen og Trondheim, se figur 8b. Ettersom husleieindeksene i KPI nå fanger opp utviklingen i nye leiekontrakter bedre enn tidligere, er det rimelig å vente at disse i større grad enn før følger utviklingen i Eiendom Norge-indeksen. Den fallende trenden i husleieindeksene i KPI i de siste par årene kan derfor trolig ses i sammenheng med at den nye målemetoden fanger opp den faktiske utviklingen i nye leiekontrakter bedre.

---

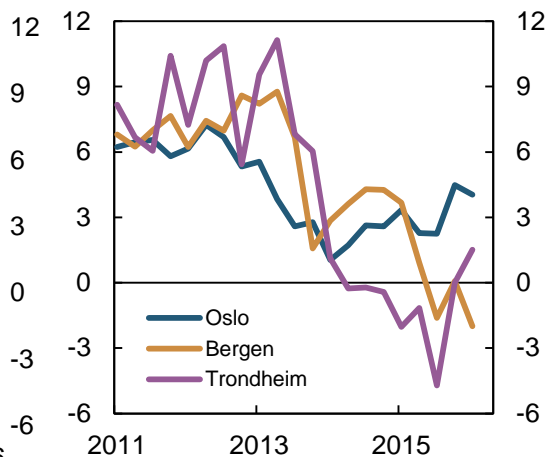
<sup>15</sup> LMU er en nivåtallsundersøkelse som er ment å gi et øyeblikksbilde, heller enn av utviklingen over tid, av husleiene. Kvartalsserien for husleie i LMU slutter i 3. kvartal 2012.

<sup>16</sup> Eiendom Norge utarbeider indeksen sammen med Eiendomsverdi og Finn.no. Den starter i 1. kvartal 2010. Indeksen er ment å måle utvikling i leieprisene over tid. Indeksen tar utgangspunkt i leiepriser på Finn.no, og baserer seg dermed på prisutviklingen på nye leiekontrakter.

**Figur 8a** Betalt husleie i KPI, Eiendom Norges leieprisindeks og gjennomsnittlig husleie i LMU<sup>1)</sup>. Firekvartalersvekst. Prosent. 1. kv. 2008 – 1. kv. 2016



**Figur 8b** Eiendom Norges leieprisindeks for Oslo, Bergen og Trondheim. Firekvartalersvekst. Prosent. 1. kv. 2011 – 1. kv. 2016



1) Leiemarkedsundersøkelsen

Kilder: Eiendom Norge, Eiendomsverdi, Finn.no og Statistisk sentralbyrå.

### 3.2.2 Mindre samvariasjon med KPI etter metodeendringene ...

En indikasjon på at metodeendringene kan ha hatt betydning for den målte prisveksten, er at veksten i husleieindeksene i KPI de siste årene har utviklet seg annerledes enn veksten i KPI, se figur 6. Mens det i årene før metodeomleggingen var høy samvariasjon mellom tolv månedersveksten i KPI bakover i tid og husleieindeksene, er det ingen eller negativ samvariasjon mellom seriene i årene etter 2013, se tabell 2.

**Tabell 2** Korrelasjon mellom husleieindeksene i KPI og total KPI bakover i tid. Korrelasjonskoeffisienter<sup>1)</sup>

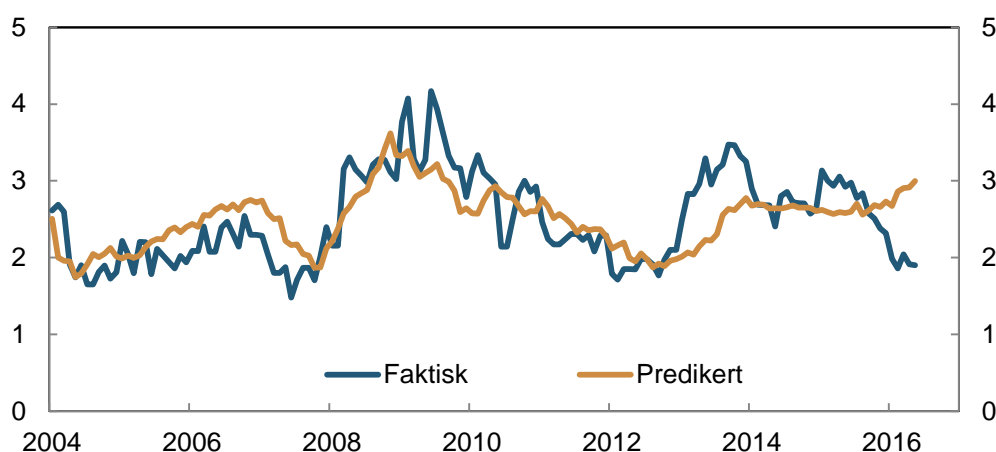
	Betalt husleie	Beregnet husleie
Jan. 2003 - des. 2012	0,58	0,56
Jan. 2013 – mai 2016	-0,24	0,09

1) Gjennomsnittet av korrelasjonskoeffisientene mellom tolv månedersveksten i husleieindeksene i måned t og i samlet KPI i månedene t-1 til t-6.

En enkel regresjonsmodell, hvor veksten i betalt husleie forklares av KPI-veksten bakover i tid, indikerer at KPI-veksten forklarer mindre av utviklingen

i husleiene etter 2013. Se appendiks C for detaljer om modellen. Mens modellen forklarer utviklingen i betalt husleie godt frem til og med 2012, predikerer modellen for lav vekst i 2013 og for høy vekst fra slutten av 2015 og i de første månedene av 2016, se figur 9. For 2013 er de modellpredikerte verdiene i overkant av 0,7 prosentenheter for lave i gjennomsnitt, mens de er om lag 0,9 prosentenheter for høye i de fem første månedene av 2016.

**Figur 9** Betalt husleie. Faktisk og predikerte verdier fra modell med KPI bakover i tid som forklaringsvariabel. Tolvmånedersvekst. Prosent. Januar 2004 – mai 2016



Kilder: Statistisk sentralbyrå og egne beregninger

### 3.2.3 ... og mer samvariasjon med produksjonsgapet

Dersom den nye metoden fanger opp den faktiske prisutviklingen i leiemarkedet bedre enn før, og dersom leieprisene påvirkes av den generelle konjunkturutviklingen, kan konjunkturutviklingen bidra til å forklare utviklingen i husleiene i KPI i årene etter metodeendringen bedre enn før. For å undersøke dette nærmere estimerer vi en likevektsjusteringsmodell for betalt husleie i KPI. I modellen forklares utviklingen i betalt husleie på lang sikt av utviklingen i boligprisene og utlånsrenten til husholdningene, som kan tolkes som et mål på alternativkostnaden til å leie bolig. Modellen inneholder også kortsiktige effekter av KPI, KPI justert for avgifter og uten energivarer (KPI-JAE) og boligpriser. Vi inkluderer også dummyvariabler for å fange opp sesongmønsteret og den gradvise avreguleringen av husleiene gjennom 2000-tallet. I tillegg inneholder modellen, for å fange opp mulige effekter av metodeendringen i 2013, en variabel for konjunkturutviklingen –

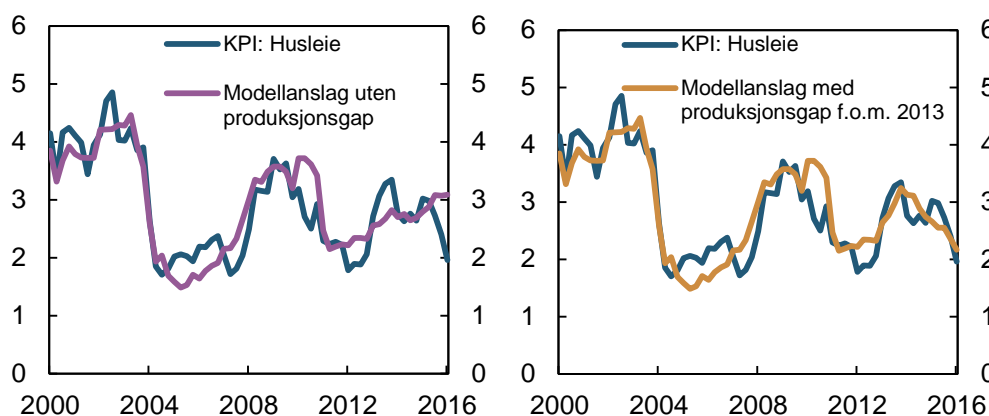


produksjonsgapet<sup>17</sup> – fra og med 2013. Se appendiks D for detaljer om modellen.

Estimeringsresultatene indikerer at konjunkturutviklingen påvirker indeksen for betalt husleie etter metodeendringene. Koeffisienten for produksjonsgapet etter 2013 har et positivt fortegn og er signifikant forskjellig fra null. Produksjonsgapet er derimot ikke signifikant når det inkluderes i hele estimeringsperioden. Vi finner heller ikke signifikante effekter av en dummyvariabel fra og med 2013 som ikke er knyttet til produksjonsgapet. Dette er en indikasjon på at effekten av metodeendringen på husleieindeksen er situasjonsavhengig heller enn konstant.

Virkingen av å inkludere produksjonsgapet fra og med 2013 som forklaringsvariabel i modellen er betydelig. Modellen som har med denne forklaringsvariabelen fanger opp utviklingen etter 2013 rimelig godt, se figur 10b. Modellen uten denne variabelen predikerer derimot for lav vekst utover i 2013 og for høy vekst det siste året, se figur 10a. I andre halvår av 2013 er avviket mellom anslagene fra de to modellene 0,4 prosentenheter. For første kvartal i år predikerer modellen uten produksjonsgapet at veksten i husleiene er 0,9 prosentenheter høyere enn både modellen med produksjonsgapet og den faktiske veksten.

**Figur 10a og b:** Betalt husleie i KPI. Firekvartalersvekst. Prosent. Faktisk utvikling og anslag<sup>1</sup>. 1. kv. 2000 – 1. kv. 2016



1) Modellanslagene er «in sample», og modellen er estimert over perioden fra 1. kv. 1995 – 1. kv. 2016. Modellene er identiske utenom forklaringsvariabelen for produksjonsgapet fra og med 2013.

Kilder: Statistisk sentralbyrå og egne beregninger

<sup>17</sup> Produksjonsgapet er en beregnet størrelse, som måler den prosentvise forskjellen mellom BNP for Fastlands-Norge og anslått potensielt BNP for Fastlands-Norge. Vi bruker Norges Banks anslag på produksjonsgapet, slik det ble beregnet i Pengepolitisk rapport 2/16.

### 3.2.4 Effekt på samlet KPI

Modellene i avsnitt 3.2.2 og 3.2.3 søker å forklare utviklingen i KPI-indeksen for betalt husleie. Hvis vi antar tilsvarende effekter av metodeendringene på beregnet husleie og bruker gjennomsnittseffektene fra de to modellene, gir dette at disse metodeendringene bidro til å trekke opp veksten i samlet KPI med om lag 0,1 prosentenheter i andre halvår av 2013, se appendiks B. For det siste halve året trekker metodeendringene for husleiene i motsatt retning. Den nye beregningsmetoden kan ha bidratt til at veksten i samlet KPI er nærmere 0,2 prosentenheter lavere i årets første kvartal enn om den gamle metoden ble benyttet.

Estimatene fra begge husleiemodellene må tolkes med varsomhet. Det er kort tid siden metodeendringene ble innført, og også andre faktorer påvirker utviklingen i husleiene i KPI. Det er også en utfordring å benytte KPI som forklaringsvariabel i modeller for husleier i KPI, ettersom husleiene i seg selv utgjør en betydelig del av KPI, se figur 1 og 7.

## 4. Oppsummering

I denne artikkelen har vi diskutert og analysert mulige effekter av endringer i beregningsmetodene i 2013 for to viktige konsumområder i KPI. Vi finner at metodeendringene har hatt vesentlig betydning for den målte prisutviklingen både for indeksen for matvarer og alkoholfrie drikkevarer og for husleieindeksene. For matvarer og alkoholfrie drikkevarer ser metodeendringene ut til å ha trukket opp prisveksten på varig basis, mens fortegnet på effekten for husleieindeksene kan variere over tid. Husleieindeksene avhenger nå trolig mer av konjunkturutviklingen, og mindre av KPI-veksten bakover i tid, enn tidligere. Samlet sett finner vi at metodeendringene kan ha bidratt til å løfte årsveksten i total KPI med mellom 0,1 og 0,4 prosentenheter hvert år i de siste tre årene.

De beregnede effektene av metodeendringene er usikre. Effektene ser likevel ut til å være av en slik art og størrelse at de er viktige å være klar over i analyser av konsumprisutviklingen.

## Referanser

Boskin, M. J. (1996): «Toward a More Accurate Measure of the Cost of Living», *Final Report to the Senate Finance Committee, USA*

Johansen, I. og R. Nygaard (2010): «Skjevheter i prisindeksen for matvarer og alkoholfrie drikkevarer?», *Notater 30/2010*, Statistisk sentralbyrå

Johansen, I. (2012): «Bruk av strekkodedata i matvareindeksen», *Økonomiske analyser 6/2012*, Statistisk sentralbyrå

Koht, B. og L. Sandberg (1997): «Kilder til målefeil i konsumprisindeksen», *Økonomiske analyser 5/97*, Statistisk sentralbyrå.

Rodriguez, J. og F. Haraldsen (2005): «Den nye matvareindeksen: Bruk av strekkodedata i konsumprisindeksen,» *Økonomiske analyser 4/2005*.

SSB (2004): «Konsumprisindeksen og boligpriser», <http://www.ssb.no/priser-og-prisindekser/artikler-og-publikasjoner/konsumprisindeksen-og-boligpriser>

SSB (2012): [http://www.ssb.no/a/kortnavn/kpi/endringer\\_2012.html](http://www.ssb.no/a/kortnavn/kpi/endringer_2012.html)

SSB (2013a): «Endringer i KPI fra og med 2013», <http://www.ssb.no/priser-og-prisindekser/statistikker/kpi/maaned/2013-02-11>

SSB (2013b): «Nye leieboere i KPIs husleieindekser», <http://www.ssb.no/priser-og-prisindekser/statistikker/kpi/tilleggsinformasjon/nye-leieboere-i-kpis-husleieindekser>

SSB (2014): «Konsumprisindeksen (KPI): Slik beregnes prisutviklingen på matvarer i KPI»: <http://www.ssb.no/priser-og-prisindekser/artikler-og-publikasjoner/slik-beregnes-prisutviklingen-pa-matvarer-i-kpi>

## Appendiks A: Modell for matvarer i KPI

**Tabell A.1** Variabelliste

Variabelnavn	Forklaring	Kilde
$KPI_{MAT}$	Matvarer i konsumprisindeksen	Statistisk sentralbyrå
$PIF_{MAT}$	Prisindeks for førstegangsomsetning innenlands for matvarer	Statistisk sentralbyrå
D2001Q3	Dummy for reduksjon i merverdiavgift for matvarer fra 24 prosent til 12 prosent 1. juli 2001. Verdien «1» i 3. kv. 2001, «0» ellers.	
D2009	Dummy for økt tilbudsaktivitet i dagligvaremarkedet. Verdien «1» fra og med 1. kv. 2009, «0» før 2009.	
D2013	Dummy for metodeendringen i 2013 for matvarer og alkoholfrie drikkevarer i KPI. Verdien «1» fra og med 1. kv. 2013, «0» ellers.	
$D_i, i = 1, 2, 3$	Sesongdummyer. Verdien «1» i hhv. 1., 2. og 3. kv. hvert år, «0» ellers.	

Modellen er gitt ved følgende ligning:

$$(A.1) \quad \Delta kpi_{mat_t} = C + \sum_{i=1}^3 \beta_{1,i} D_i + \beta_2 D2001Q3 + \beta_3 D2009 + \beta_4 D_3 * D2013 + \beta_{5,1} \Delta pif_{mat_{t-1}} + \beta_{5,2} \Delta pif_{mat_{t-2}} + \varepsilon_t$$

I ligningen angir bunnskrift  $t$  tidsperioden, små bokstaver angir logaritmen av variablene,  $\Delta$  angir at variablene er på endringsform,  $\beta$ -ene er koeffisientene vi ønsker å estimere og  $\varepsilon$  er modellens restledd.

**Tabell A.2** Resultater for estimering av ligning (A.1) for perioden  
1. kv. 1995 – 1. kv. 2016<sup>1)</sup>

Variabel	Koeffisient	Standardfeil <sup>2)</sup>	t-verdi
Konstant (C)	-0,006***	(0,001)	-5,12
D1 ( $\beta_{1,1}$ )	0,015***	(0,002)	8,70
D2 ( $\beta_{1,2}$ )	0,019***	(0,002)	12,57
D3 ( $\beta_{1,3}$ )	0,014***	(0,002)	6,99
D2001Q3 ( $\beta_2$ )	-0,100***	(0,002)	-46,41
D2009 ( $\beta_3$ )	-0,008***	(0,002)	-4,81
D2013*D3 ( $\beta_{4,3}$ )	0,019***	(0,003)	6,85
$\Delta \pi f_{mat_{t-1}}$ ( $\beta_{5,1}$ )	0,160**	(0,080)	2,01
$\Delta \pi f_{mat_{t-2}}$ ( $\beta_{5,2}$ )	0,144*	(0,073)	1,98
Justert R <sup>2</sup>	0,853		
Standardavvik	0,005		
White-test <sup>3)</sup> (p-verdi)	0,032**		
LM-test <sup>4)</sup> (p-verdi)	0,817		
Jarque-Bera <sup>5)</sup> (p-verdi)	0,912		

1) I den foretrukne modellen har vi kun beholdt variabler som er statistisk signifikante på 10 prosent signifikansnivå. \*, \*\* og \*\*\* indikerer signifikans på hhv. 10, 5 og 1 prosent nivå.

2) Standardfeilene tar hensyn til heteroskedastisitet og autokorrelasjon (Newey-West).

3) Test for heteroskedastisitet. Nullhypotesen er at restleddene er homoskedastiske. Den lave p-verdien gir grunnlag for å forkaste nullhypotesen, og indikerer dermed heteroskedastisitet i restleddene. Vi har derfor benyttet heteroskedastisitetskonsistente standardfeil.

4) Test for autokorrelasjon i restleddene med fem lag. Nullhypotesen er at feilleddene ikke er autokorrelerte. Den høye p-verdien gir ikke grunnlag for å forkaste nullhypotesen.

5) Test for normalitet i restleddene. Nullhypotesen er at restleddene er normalfordelte. Den høye p-verdien gir ikke grunnlag for å forkaste nullhypotesen.

## Appendiks B. Estimerte effekter av metodeendringene i 2013

**Tabell B.1** Estimerte effekter av metodeendringer.<sup>1</sup> Effekt på respektive indekser (prosent) og på total KPI (prosentenheter). 2. halvår 2013 – 1. kv. 2016<sup>2</sup>

	H2	H1	H2	H1	H2	1.kv.
	2013	2014	2014	2015	2015	2016
<b>Matvarer</b>						
Matvaremodell	1,98	1,98	1,96	1,97	1,98	1,97
Effekt total KPI <sup>2)</sup>	0,26	0,26	0,26	0,25	0,25	0,26
<b>Husleier</b>						
Husleiemodell 1	0,72	0,03	0,05	0,41	-0,09	-0,94 <sup>3)</sup>
Husleiemodell 2	0,36	0,39	0,15	-0,23	-0,62	-0,92
Husleiemodeller (snitt)	0,54	0,21	0,10	0,09	-0,36	-0,93
Effekt total KPI	0,09	0,03	0,02	0,02	-0,06	-0,17
<b>Samlet effekt KPI</b>	<b>0,35</b>	<b>0,30</b>	<b>0,28</b>	<b>0,27</b>	<b>0,19</b>	<b>0,09</b>

1) De estimerte effektene er beregnet på ulike måter i de forskjellige modellene.

2) Gitt samme effekt på delindeksen for alkoholfrie drikkevarer i KPI som for matvarer.

3) For husleiemodell 1 er siste observasjon de fem første månedene av 2016.

## Appendiks C: Modell 1 for husleier i KPI

**Tabell C.1** Variabelliste

Variabelnavn	Forklaring	Kilde
KPI <sub>HUS</sub>	Betalt husleie i konsumprisindeksen	Statistisk sentralbyrå
KPI	Konsumprisindeksen	Statistisk sentralbyrå

Modell 1 for husleier i KPI, som er omtalt i avsnitt 3.2.2, er gitt ved følgende ligning:

$$(C.1) \quad \Delta_{12}kpi_{hus_t} = C + \beta_1 \left( \frac{\sum_{j=1}^{12} \Delta_{12}kpi_{t-j}}{12} \right)_{t-3} + \beta_2 \Delta_{12}kpi_{t-1} + \beta_3 \Delta_{12}kpi_{t-4} + \varepsilon_t$$

I ligningen angir bunnskrift  $t$  tidsperioden, små bokstaver angir logaritmen av variablene,  $\Delta_{12}$  angir at variablene er på tolv månedersendringsform,  $\beta$ -ene er koeffisientene vi ønsker å estimere og  $\varepsilon$  er modellens restledd.

**Tabell C.2** Resultater for estimering av ligning (C.1) for perioden januar 2004 - mai 2016<sup>1)</sup>

Variabel	Koeffisient	Standardfeil <sup>2)</sup>	t-verdi
Konstant (C)	1,589***	(0,184)	8,62
$\left( \frac{\sum_{j=1}^{12} \Delta_{12}kpi_{t-j}}{12} \right)_{t-3} (\beta_1)$	0,214*	(0,124)	1,73
$\Delta_{12}kpi_{t-1} (\beta_2)$	0,179***	(0,062)	2,88
$\Delta_{12}kpi_{t-4} (\beta_3)$	0,107*	(0,064)	1,67
Justert R <sup>2</sup>	0,421		
Standardavvik	0,439		
White-test <sup>3)</sup> (p-verdi)	0,173		
LM-test <sup>4)</sup> (p-verdi)	0,000		
Jarque-Bera <sup>5)</sup> (p-verdi)	0,648		

1) I den foretrukne modellen har vi kun beholdt variabler som er statistisk signifikante på 10 prosent signifikansnivå. \*, \*\* og \*\*\* indikerer signifikans på hhv. 10, 5 og 1 prosent nivå.

2) Standardfeilene tar hensyn til heteroskedastisitet og autokorrelasjon (Newey-West).

3) Test for heteroskedastisitet. Nullhypotesen er at feilleddene er homoskedastiske. Den høye p-verdien gir ikke grunnlag for å forkaste nullhypotesen.

4) Test for autokorrelasjon i restleddene med 13 lag. Nullhypotesen er at restleddene ikke er autokorrelerte. Den lave p-verdien indikerer at restleddene er autokorrelerte. Vi har derfor benyttet autokorrelasjonskonsistente standardfeil. Autokorrelasjon i restleddene gjør at koeffisientestimatene ikke nødvendigvis er forventningsrette. De må derfor tolkes med særlig varsomhet. Hovedpoenget med denne modellen er imidlertid ikke å tallfeste effekten fra en endring i KPI på husleiene, men å vise at det er et brudd i sammenhengen mellom KPI og betalt husleie i KPI.

5) Test for normalitet i restleddene. Nullhypotesen er at feilleddene er normalfordelte. Den høye p-verdien gir ikke grunnlag for å forkaste nullhypotesen.

## Appendiks D: Modell 2 for husleier i KPI

**Tabell D.1** Variabelliste

Variabelnavn	Forklaring	Kilder
KPI	Konsumprisindeksen (KPI)	Statistisk sentralbyrå
$KPI_{HUS}$	Betalt husleie i KPI	Statistisk sentralbyrå
KPI-JAE	KPI justert for avgiftsendringer og uten energivarer	Statistisk sentralbyrå og Norges Bank
BP	Boligpriser	Eiendom Norge, Eiendomsverdi og Finn.no
$I_{HUSH}$	Utlånsrente til husholdninger	Statistisk sentralbyrå
GAP	Produksjonsgap	Norges Bank
D2002Q1	Dummys for gradvis avvikling av husleieregulering.	
D2003Q1	Verdien «1» i hhv. 1. kv. i 2002, 2003 og 2010, «0» ellers.	
D2010Q1		
D2013	Dummy for metodeendringen i 2013 for husleier i KPI. Verdien «1» f.o.m. 1. kv. 2013, «0» ellers.	
$D_i, i = 1, 2, 3$	Sesongdummys. Verdien «1» i hhv. 1., 2. og 3. kv. hvert år, «0» ellers.	

Modellen er estimert med utgangspunkt i følgende ligning:

$$(D.1) \quad \Delta kpi_{hus_t} = C + \beta_1 D_1 + \beta_2 D2002Q1 + \beta_3 D2003Q1 + \beta_4 D2010Q1 + \beta_5 \Delta kpi_{t-1} + \beta_6 \Delta kpi_{jae_{t-3}} + \beta_7 \Delta kpi_{jae_{t-4}} + \beta_8 \Delta bp_{t-3} + \beta_9 z_{t-1} + \beta_{10} gap_{t-4} * D2013_t$$

Likevektsjusteringsleddet  $z_t$ , avviket mellom de faktiske husleiene,  $kpi_{hus_t}$ , og langtidsløsningen for husleiene,  $kpi_{hus_t}^*$ , er definert ved følgende ligning:

$$(D.2) \quad z_t = kpi_{hus_t} - kpi_{hus_t}^* = kpi_{hus_t} - (i_{hush_{t-2}} + bp_{t-3})$$

I ligningene angir bunnskrift  $t$  tidsperioden, små bokstaver angir logaritmen av variablene,  $\Delta$  angir at variablene er på endringsform,  $\beta$ -ene er koeffisientene vi ønsker å estimere og  $\varepsilon$  er modellens restledd.



Tabell D.2: Resultater for estimering av ligning (D.1) for perioden 1. kv. 1995 – 1. kv. 2016<sup>1)</sup>

Variabel	Koeffisient	Standardfeil	t-verdi
Konstant (C)	-0,007***	(0,002)	-2,89
D1 ( $\beta_1$ )	0,002**	(0,001)	2,36
D2002Q1 ( $\beta_2$ )	0,005*	(0,003)	1,88
D2003Q1 ( $\beta_3$ )	0,005**	(0,003)	2,03
D2010Q1 ( $\beta_4$ )	0,007***	(0,003)	2,65
$\Delta kpi_{t-1}$ ( $\beta_5$ )	0,117**	(0,045)	2,58
$\Delta kpi_{t-3}$ ( $\beta_6$ )	0,189*	(0,110)	1,71
$\Delta kpi_{t-4}$ ( $\beta_7$ )	0,178**	(0,085)	2,09
$\Delta bp_{t-3}$ ( $\beta_8$ )	0,061***	(0,018)	3,46
$z_{t-1}$ ( $\beta_9$ )	-0,006***	(0,001)	-4,14
$gap_{t-4} * D13_t$ ( $\beta_{10}$ )	0,004*	(0,002)	1,98
Justert R <sup>2</sup>	0,557		
Standardavvik	0,003		
White-test <sup>2)</sup> (p-verdi)	0,888		
LM-test <sup>3)</sup> (p-verdi)	0,400		
Jarque-Bera <sup>4)</sup> (p-verdi)	0,522		

1) I den foretrukne modellen har vi kun beholdt variabler som er statistisk signifikante på 10 prosent signifikansnivå. \*, \*\* og \*\*\* indikerer signifikans på hhv. 10, 5 og 1 prosent nivå.

2) Test for heteroskedastisitet. Nullhypotesen er at feilleddene er homoskedastiske. Den høye p-verdien gir ikke grunnlag for å forkaste nullhypotesen.

3) Test for autokorrelasjon i restleddene med fem lag. Nullhypotesen er at restleddene ikke er autokorrelerte. Den høye p-verdien gir ikke grunnlag for å forkaste nullhypotesen.

4) Test for normalitet i restleddene. Nullhypotesen er at restleddene er normalfordelte. Den høye p-verdien gir ikke grunnlag for å forkaste nullhypotesen.